

# 패널 공적분을 이용한 한국 주택가격 결정요인 분석\*

김영재\*\* · 이민환\*\*\*

본 연구에서는 외환위기 이후 2000년 1/4분기부터 2010년 4/4분기까지 한국 주택의 매매가격과 전세가격 결정모형을 추정함에 있어 지역적 특성을 고려하기 위하여 7대 광역시 패널자료를 이용하였다. 또한 주택유형에 따른 차이를 확인하기 위해 전체 주택 및 아파트 가격을 대상으로 분석을 실시하였다. 실증분석 결과 주택가격방정식에 나타난 처분가능소득, 가계대출 규모, 주택금융 수단, 순인구유입, 실질이자율, 임대소득, 주택건축 투자, 건축비용 간 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 주택가격에 대한 설명변수들의 영향을 살펴보면, 한국 주택에 대한 수요와 가격이 주택구입 능력, 주택금융 수단, 주택건축공사비 등에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택 매매가격에 대하여는 처분가능소득, 임대소득, 주택건축공사비의 영향이 가장 큰 것으로 나타난 반면 순인구유입, 주택정책변수의 영향은 미미하였다. 전세가격에 대해서는 임대소득과 가계대출 규모변수의 영향이 가장 크게 나타났다. 이러한 결과는 주택시장의 기준가격이 공급자의 공급가격에 크게 의존함을 보여주는 결과이다. 한편, 주택가격에 대한 주택정책 수단의 효과는 미미하므로 규제강화를 통해 사용자 비용을 증가시키려는 주택정책은 그 효과가 제한적일 수 있음을 의미한다. 따라서 주택가격 안정을 위해서는 주택 수요자에 대한 규제정책보다는 건설사의 공급가격을 통제할 수 있는 정책이 효과적일 수 있을 것이다.

핵심주제어: 주택가격, 전세가격, 패널 공적분, 지역요인, 주택정책  
경제학문헌목록 주제분류: C23, R21

## I. 서 론

주택가격 결정요인에 대한 다양한 이론적 및 실증적 연구가 이루어져 오고

\* 이 논문은 2009년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2009-32A-B00032).

\*\* 제1저자, 부산대학교 경제학부 교수, 전화: (051) 510-2539, E-mail: kimyj@pusan.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 부산대학교 경제학부 BK21사업단, 전화: (051) 510-3731, E-mail: minhwan2@hanmail.net

논문투고일: 2011. 8. 31 수정일: 2011. 10. 12 게재확정일: 2011. 12. 12

있다. 주택가격의 결정요인을 보다 정확하게 이해하는 것은 미래 주택가격의 예측을 가능하게 함으로써 주거생활 안정을 위한 정부의 주택관련 정책 수립 및 시행과 관련하여 중요한 의미를 가진다. 주택은 주거의 수단으로서 뿐만 아니라 투자대상 자산으로서 매매시장이 형성되고 가격이 결정된다. 한국의 경우 대표적인 주택유형은 아파트, 단독주택, 연립주택 등이며, 주택시장은 매매시장과 전세시장으로 대별된다.

주택시장에서 가격의 결정은 기본적으로 수요와 공급의 원리에 따를 것이지만, 토지와 마찬가지로 주택은 이동이 불가능한 특징을 가진다. 따라서 동일한 품질의 주택이라도 위치한 지역에 따라 가격은 다양하게 형성될 수 있다. 본 연구에서는 주택에 대한 수요와 공급 측면의 요인들 간 장기 시계열적 특성을 고려하여 주택가격의 장기 균형관계를 분석함으로써 주택가격의 결정요인을 구체적으로 살펴보고자 한다. 주택시장에서 수요와 공급방정식을 이용하여 주택가격의 결정요인을 분석한 연구로는 Abraham and Hendershott(1996), Meen(2001), MacCarthy and Peach(2002, 2004), Himmelberg *et al.*(2005), 손경환(2001), 김봉환(2004) 등이 있다.

주택가격 결정요인과 관련한 기존연구들은 주로 거시경제변수들이 주택가격에 미치는 영향을 분석하거나 개별 주택의 특성들이 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 경우가 대부분을 차지하고 있다. 한국의 경우 주택가격 결정요인과 관련한 연구들은 김용철(1996), 손정식 외(2002), 김갑성·박주영(2003), 심성훈(2006), 한동근(2008), 홍기석(2009), 서승환(2010) 등 다양하다. 먼저 거시경제요인과 가계특성요인이 주택가격에 미치는 영향을 분석한 연구들 중 김용철(1996)은 소비자물가, 택지가격, 건설노임지수, 정부의 주택부문 투자비와 같은 공공부문의 정책변수 및 거시경제변수들을 이용하여 주택수급방정식을 추정하였다. 그 결과 공공부문의 토지정책적 변수들이 큰 영향을 미치고 있음을 발견하였다. 즉, 건축허가 연면적이나 택지 공급비 그리고 건설노임이나 정부의 주택부문 투자비 등이 거시경제변수들에 비해 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 토지정책적 변수 중 택지비는 1년 시차의 경우 주택가격에 가장 큰 영향을 미치고 있어 상대적으로 정부의 택지시장 개입이 주택가격 변화를 크게 좌우하고 있는 것으로 보고하고 있다.

심성훈(2006)은 1989년 1분기부터 2005년 3분기까지의 자료를 이용하여 외환위기 전·후 기간 동안 주택가격과 경제변수들의 순환변동에 어떤 변화가 나타났는지를 알아보기 위하여 분산분해분석(VAR)을 이용하였다. 그 결과 외환위

기 이전에는 물가와 이자율을 제외한 거시경제변수들의 순환과 주택가격 순환 변동 간에 인과관계를 발견하지 못하였으나 외환위기 이후 기간에서는 거시경제변수들의 순환과 주택가격의 순환변동 사이에 강한 인과관계가 있음을 발견하였다. 특히, 가계대출과 가계소비지출 순환변동의 설명력이 가장 크게 나타났다. 충격반응 분석결과, 외환위기 이후에는 이자율 순환변동 충격에 대하여 주택가격 변동이 음(-)의 반응을 보이는 것으로 나타났다.

한동근(2008)은 1986년 1분기부터 2007년 4분기까지의 자료를 이용하여 부산, 대구, 광주, 인천, 대전의 5대 광역시에서 1980년대 중반 이후 주택가격 변화의 추세와 특징을 설명하고, 그러한 추세를 만들어낸 요인을 전국적 요인과 지역적 요인으로 나누어 분석하고자 하였다. 전국적 요인으로는 실질GDP와 실질이자율, 지역적 요인으로 실질지역내총생산, 순인구유입, 지역내부도출, 실질전세가격 등을 고려하였다. 또한 주택시장에 대한 설명변수들의 시간에 따른 영향의 변화를 확인하기 위하여 1980년대, 1990년대, 2000년대로 구분한 더미변수를 사용하여 분석하였다. 그 결과 우리나라 광역시 주택시장의 가격결정에서 지역적 요인의 중요성이 증가하고 있음을 확인하였다. 즉, 1980년대에는 경제성장률과 같은 전국적인 요인이 지역 주택가격에 미치는 영향이 매우 컸지만, 1990년대와 2000년대에는 전국적 요인보다는 지역적 요인이 상대적으로 더 큰 영향을 미친다는 것이다.

서승환(2010)은 1987년 1월부터 2009년 9월까지의 월별 자료를 이용하여 상태공간모형을 설정하고 주택가격 변화율을 전국요인, 권역요인, 개별 지역요인으로 분해하였다. 그 결과 서울의 경우 개별 지역요인의 비중이 크게 높으며, 인천과 경기도의 경우 권역요인이 높은 것으로 나타났다. 비수도권의 경우 광주, 대구, 울산은 전국요인이, 부산과 대전은 개별 지역요인이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 주택정책은 각 지역의 특수성을 고려한 적절한 보완정책이 수반될 때 효과가 극대화될 수 있음을 지적하고 있다.

본 연구는 외환위기 이후 한국의 주택가격 결정요인을 체계적으로 분석함으로써 부동산시장의 안정화와 관련하여 유용한 정보를 제공하고, 나아가 부동산시장 불안정에 따른 금융시장의 불안요인을 축소함으로써 금융시장 안정화에 기여함을 목적으로 한다. 이를 위하여 외환위기 이후 광역시별 자료가 모두 이용가능한 2000년 1/4분기부터 2010년 4/4분기까지를 분석대상 기간으로 설정하며, 기존연구들과의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 한국의 7대 광역시 자료를 통합한 패널자료를 구성하여 분석하고, 주택가격 결정요인으로서 전국적 요인

뿐만 아니라 지역적 요인을 동시에 고려한다. 이를 위하여 주택가격의 결정요인으로는 수요 측면의 요인과 공급 측면의 요인을 동시에 고려한다.

둘째, 주택유형별 수급의 차이에 따른 영향을 고려하기 위하여 전체 주택가격과 아파트가격으로 구분하여 분석한다. 왜냐하면 주택유형별로 가격변화에 큰 차이가 있으며, 지역적 특성을 고려하지 않는다면 아파트는 품질이 비교적 표준화된 것으로 간주할 수 있기 때문이다.

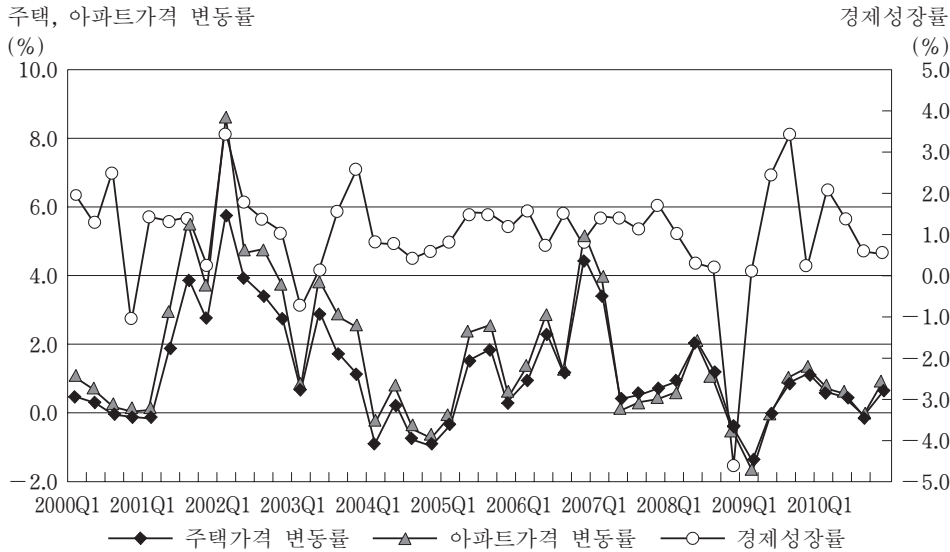
셋째, 한국 주택시장을 매매시장과 전세시장으로 구분하여 주택가격 결정요인을 파악하기 위하여 거시경제변수들에 초점을 두고 국내(전국적 및 지역적) 수급관련 요인뿐 아니라 정책적 요인을 포함한 분석모형을 설정한다. 이는 주택의 개별적 특성이 가격에 미치는 영향을 전국 단위로 계량화하는 데 한계가 있으며, 주택의 이동 불가능성으로 인하여 해당 주택이 입지한 지역의 특성이 가격결정에 중요한 요인으로 작용할 것이기 때문이다. 이렇게 함으로써 외환위기 이후 한국 주택가격의 결정요인을 체계적으로 이해할 수 있을 것으로 기대된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 한국 주택시장의 현황과 주택정책 추이를 간략히 살펴보고, 제Ⅲ절에서 실증분석 자료 및 분석모형을 설정하고 실증분석을 위한 방법론을 소개한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 제Ⅴ절에서 요약 및 시사점을 제시하는 것으로 결론을 맺고자 한다.

## Ⅱ. 한국 주택시장 현황과 주택정책

### 1. 한국 주택시장의 현황과 특징

한국 주택시장은 주택유형별로는 아파트, 연립주택, 단독주택으로 구분되며, 소유형태별로는 자가와 전세로 대별된다. 다음 <그림 1>은 한국의 전체 주택가격 및 아파트가격 변동률 추이를 나타낸 것이다. 본 연구의 실증분석 기간 동안 실질주택가격은 2000년 3/4분기~2001년 1/4분기, 2004년 1/4분기~2005년 1/4분기, 2008년 4/4분기~2009년 1/4분기 동안 소폭의 하락률을 기록하였으나 나머지 기간에는 모두 상승하였다. 이러한 주택가격 변동률은 경제성장률과 같은 방향으로 움직이는 경향이 있는데, 2000년 4/4분기와 2008년 4/4분기 경제성장률이 음(-)으로 나타난 기간에는 주택가격 상승률도 음(-)으로 나타남을

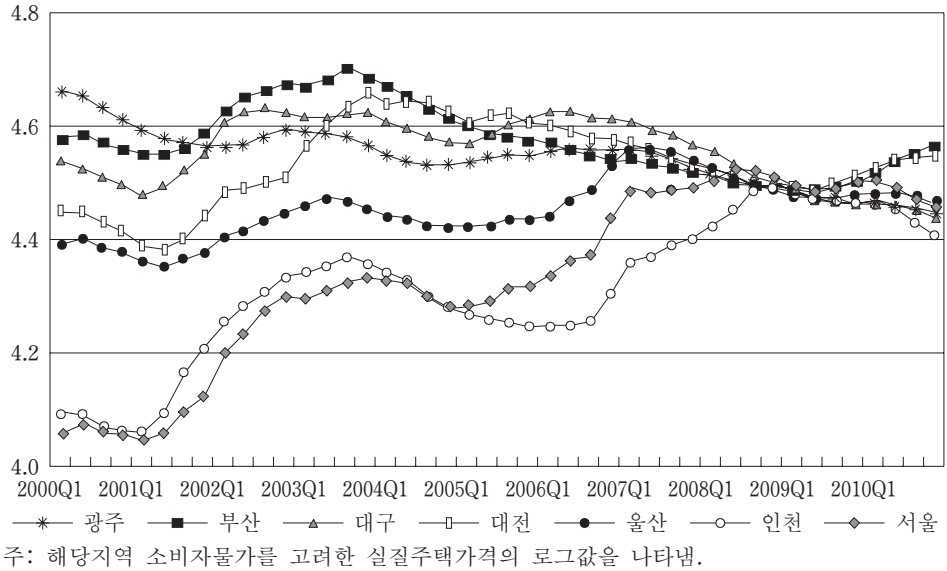


〈그림 1〉 경제성장률과 주택가격 변동률

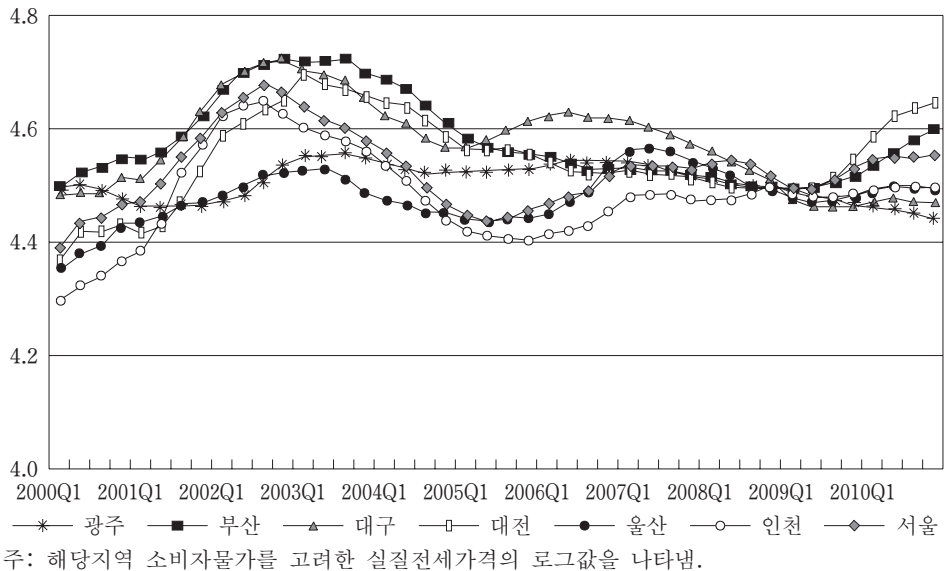
알 수 있다. 따라서 주택가격은 경기변동에 민감하게 반응함을 짐작할 수 있다.

또한 주택가격은 비경제적 요인에 의해서도 영향을 받으며, 대표적으로 주택 가격 안정을 위한 정부의 인위적 시장개입이 이에 해당한다. 예컨대, 2004년 1/4분기부터 2005년 1/4분기까지는 경제성장률이 높아지는 기간이었음에도 불구하고 예외적으로 주택가격 변동률은 음(-)으로 나타났다. 이는 2003년 10월 주택가격 상승을 억제하기 위한 규제정책의 영향으로 이해할 수 있을 것이다. 즉, 2003년 10.29 대책에는 주택거래신고제 도입, 투기과열지구 지방까지 확대, 주택거래신고지역 지정, 다주택보유자 양도세 증과, 투기지역 주택담보대출 비율 40%로 하향조정 등 투기억제를 위한 강력한 정책을 실시한 결과로 볼 수 있다. 따라서 정부의 주택관련 정책 역시 주택가격에 영향을 미치는 중요한 요인이 될 수 있음을 시사한다.

한편, 주택의 이동 불가능성을 고려하여 지역별 주택가격의 변화 추이를 살펴봄으로써 지역별 주택가격 변화 사이클의 특성을 파악할 수 있다. 다음의 〈그림 2〉와 〈그림 3〉은 지역별 실질주택가격과 실질전세가격 추이를 각각 나타낸 것이다. 먼저 〈그림 2〉에서 확인할 수 있는 한국 주택시장 특징 중의 하나는 주택가격에 있어 지역적 요인이 크게 작용한다는 것이다. 따라서 주택가격의 변화는 지역별로 서로 다른 추세가 나타나고 있다는 사실이다. 즉, 실증분석 기간 동안 서울과 인천의 실질주택가격이 큰 폭으로 상승한 것으로 나타난 반



<그림 2> 지역별 실질주택가격 추이



<그림 3> 지역별 실질전세가격 추이

면 다른 지역들의 경우 안정적으로 순환하는 것으로 나타났다. 그리고 2009년 이후 부산과 대전의 주택가격이 크게 상승하는 추세를 보인 반면 다른 지역들은 모두 하락 추세를 나타내고 있다. 이러한 사실은 주택가격 결정모형에서 지

역적 요인을 고려하는 것이 중요함을 시사한다.

〈그림 3〉의 지역별 실질전세가격 추이를 살펴보면, 주택 매매가격 추이와 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 매매가격에 비해 지역별 차이가 크지 않으며, 2003년까지 대부분 지역에서 전세가격이 급격히 상승한 이후 하향 안정화 되는 모습이다. 하지만 2009년 이후 지역별로 뚜렷한 차이가 나타나고 있는데 대전, 부산, 서울 지역의 전세가격이 크게 상승 추세를 보이는 반면 다른 지역들은 안정적임을 알 수 있다. 이러한 현상은 한국의 주택가격이 지역적 요인에 의해 상당부분 설명될 수 있음을 의미한다. 아울러 주택가격에 대한 잠재적 결정요인들의 영향은 매매가격과 전세가격에서 그 크기와 방향이 서로 다르게 나타날 수 있음을 의미한다.

## 2. 한국의 주택정책

한국 정부는 주거용지로 개발될 수 있는 토지공급의 독점을 통해 거의 모든 주택공급을 통제해 왔다. 경제개발 초기단계에는 주택부문은 제조업 및 수출산업에 비해 낮은 수익을 가지는 부문으로 간주하고 주택부문으로의 자본유입을 중요하게 고려하지 않았다. 주택신용 부문에서도 주택시장에 지배력을 강화하였고, 공급 내에서 수요를 유지하기 위해 징벌적 조세를 부과하고 주택시장 거래를 제한하였다(Kim, 1993; Renaud, 1993; Kim, 2004 등 참조).

정희남(2010)에 따르면 최근 한국의 부동산정책 방향은 토지시장 투명화 기반 구축기(1990년대)와 선계획-후개발체제 정립기(2000년대)로 구분할 수 있다. 1990년대는 김영삼정부가 1993년 8월 국토이용관리법을 전면 개정하면서 토지규제를 완화하는 방향으로 나아갔다. 그 후 부동산가격이 상승하자 투기억제 대책의 효과를 제고하고 부동산시장의 투명성 확보를 추구하고자 1995년 7월 부동산거래실명제를 실시하였다. 외환위기 이후에는 경제구조조정 과정에서 부동산시장 안정을 위해 토지거래를 촉진하기 위한 거래관련 규제를 철폐하는 등 토지공개념제도를 완화하였다. 1998년 5월에 외국인토지법을 제정하여 외국인의 토지취득에 대한 규제를 전면 폐지하였다.

2000년대 초 난개발이 사회문제로 대두됨에 따라 2002년 2월 국토기본법과 국토의 계획 및 이용에 관한 법률을 제정하여 선계획 후개발원칙에 입각한 친환경적 국토관리체제를 구축하였다. 한편, 노무현정부는 2004년 6월 토지규제개혁 로드맵을 발표하였고, 그 결과 2005년 12월 토지이용규제기본법이 제정되었

다. 그러나 외환위기 이후의 규제완화 과정에서 부동산시장이 다시 과열되었고, 부동산 투기로 인한 소득양극화가 사회적 문제로 대두되자 정책의 방향은 부동산 투기억제와 부동산 공개념 확대로 이어졌다.

특히, 2000년대 이후 아파트가격의 급등으로 정부는 주택가격 안정을 위해 다양한 조세 및 금융정책을 통해 규제를 강화해 왔다. 즉, 부동산 조세제도를 개편하여 보유과세를 강화하였다. 2005년 종합부동산세가 시행되었고, 양도소득세 역시 강화하여 과세기준을 기준시가에서 실거래가를 기준으로 전환하였고 부동산실거래가격 신고를 의무화하였다. 그 밖에도 부동산금융시장에 대한 관리를 강화하고 토지거래 허가구역, 투기지역, 투기과열지구 등을 지정하였다. 그 후 경기침체와 글로벌 금융위기의 영향으로 2008년부터는 침체된 주택시장의 거래활성화를 지원하고 서민주택 공급 확대, 건설사 유동성 지원 등 수요를 유발하는 정책을 실시해 왔다. 이와 같은 정부의 부동산정책은 주택에 대한 수요뿐 아니라 공급에도 영향을 미치므로 주택가격의 잠재적 결정요인으로 간주할 수 있다.

### Ⅲ. 실증분석 자료 및 분석모형

#### 1. 실증분석 자료

주택가격의 결정행태를 모형화하기 위해 자산가격모형(asset pricing model)이 널리 이용되고 있다. 이에 따르면 주택을 하나의 자산으로 간주하며, 주택의 사용자 비용(user cost)을 이용하여 주택에 대한 수요와 주택 임대소득 간의 관계를 설명할 수 있다. 하지만 주택을 단순히 자산으로 간주하는 데는 한계가 있다. 즉, 주택가격은 자산가격모형에 따른 기초적 요인들 외에 주택의 수요와 공급에 영향을 미치는 전국 및 지역적, 정책적 요인 등 다양한 요인들에 의해 영향을 받음을 고려할 필요가 있다.

본 연구에서는 한국 주택시장이 매매시장과 전세시장으로 구분되고, 광역시 패널자료를 구축함으로써 주택에 대한 수요와 공급이 지역별 특성에 따라 차이가 있음을 고려한다. 따라서 주택가격 결정요인을 파악하기 위한 실증분석에서 종속변수는 한국의 주택 매매가격과 주택 전세가격이다. 이와 같이 매매시장과 전세시장으로 구분하는 것은 주택 매매시장에서 주택은 소유자 입장에서



산에 해당하지만 전세시장에서 임차인에게는 소비재로 간주될 수 있으므로 가격결정 행태가 서로 다를 수 있기 때문이다.<sup>1)</sup> 그리고 주택가격 결정요인으로서 설명변수로는 주택 수요측 요인과 공급측 요인으로 구분한다.

주택가격이 주택에 대한 수요와 공급의 균형에서 결정됨을 가정하면, 수요와 공급의 충격이 주어졌을 때 주택시장은 장기 균형상태로 조정될 것이다. 이와 같은 논의는 MacCarthy and Peach(2002, 2004)에 기초하며,  $t$ 시점에서의 주택가격( $HP_t$ )의 균형은 주택의 수요가격( $HP_t^d$ )과 주택의 공급가격( $HP_t^s$ )이 일치하게 ( $HP_t^d = HP_t^s = HP_t$ ) 된다. 여기서 주택에 대한 장기 수요함수와 공급함수가 주택의 장기 수요가격과 공급가격을 결정하는 것으로 간주한다.

#### (1) 수요측 요인

만약 택지공급의 제한 등으로 주택의 공급이 비탄력적이라면 주택에 대한 수요가 주택시장의 가격을 결정하는 데 중요한 역할을 할 것이다. 즉, 주택스톡이 주어진 상태에서 주택의 장기 수요함수는 주택의 실질가격을 결정하게 되는데, 주택의 수요는 가계의 구입능력과 사용자 비용 및 인구의 변화에 의해 영향을 받음을 가정한다. 일반적으로 실질소득 증가에 따른 주택구입 능력의 증가는 주택수요를 증가시키며, 주택보유에 따른 사용자 비용 증가는 주택수요를 감소시키며, 인구증가는 주택수요를 증가시키므로 수요가격의 상승요인이 된다. 즉, 실질처분가능소득으로 대리된 실질소득은 주택구입 능력을 증가시키므로 주택가격에 양(+ )의 영향을 미치는 반면, 주택자산 보유의 세후 기회비용 합계로 정의가 가능한 사용자 비용은 자산의 기대자본이득에 음(-)의 영향을 미치므로 주택 수요가격에 음(-)의 영향을 미치게 된다.

한편, 주택의 수요는 기본적 수요와 투자(혹은 투기) 수요로 구분할 수 있다. 주택에 대한 기본적 수요는 경제성장과 처분가능소득 증가 및 인구증가에 따른 새로운 주거공간에 대한 수요증가, 가계대출 금리, 주택금융 수단 등에 기인하며, 이러한 수요는 기본적으로 주택 구입능력을 대변한다. 한편, 투자수요는 주택자산 보유에 따른 기대자본이득과 관련이 있으며, 이는 주택의 사용자 비용으로서 주택보유에 따른 기회비용을 나타낸다.<sup>2)</sup> 여기서 인구의 변화가 안정적

1) 주택 매매가격 결정요인과 전세가격 결정요인이 서로 다를 것이지만 본 연구에서 주택가격모형은 매매가격을 중심으로 설정한다. 이러한 모형을 전세가격에도 적용을 시도해 본다는 데 의의가 있다.

2) 투자의 동기는 기대자본이득에 있다. 주택시장에서의 높은 거래비용은 투자를 막을 것이라고 주장하지만 Levin and Wright(1997), Caginalp *et al.*(2000), Lei *et al.*(2001) 등은 거래

임을 가정하면 주택수요에 있어, 특히 중요한 것은 가계의 주택구입 능력과 주택을 보유함에 따른 기회비용을 나타내는 사용자 비용이 될 것이다.<sup>3)</sup>

먼저 주택구입 능력 측면에서 살펴보면, 주택을 구입할 수 있는 경제적 능력의 증가는 주택에 대한 수요를 증가시키므로 주택 수요가격 상승을 초래한다. 가계의 주택구입 능력은 처분가능소득과 주택금융 수단과 양(+), 가계대출 규모와 음(-)의 관계를 가질 것이다. 따라서 본 연구에서 주택구입 능력은 실질 처분가능소득, 가계대출 규모, 주택금융 수단 등으로 나타낸다. 여기서 다른 조건이 일정할 때 처분가능소득은 주택구입 능력을 증가시키므로 주택 수요가격과 양(+), 가계대출 규모의 증가는 이자지불 부담을 가중시키고 주택구입 능력을 감소시키므로 주택 수요가격과 음(-), 주택금융 수단의 발달은 주택구입 능력을 증가시키므로 주택 수요가격과 양(+)<sup>4)</sup>의 관계를 가질 것이다.<sup>4)</sup>

다음으로 사용자 비용 측면에서 살펴보면, 사용자 비용은 자산의 기대자본이득과 직접적인 관련이 있다. 즉, 주거목적 이외에 주택을 구입하는 또 다른 중요한 이유 중의 하나는 투자자산으로 보유하고자 하는 것이다. 투자를 목적으로 주택을 구입하고자 할 경우 다른 투자대안들과의 상대적 수익률이 중요하고 고려대상이 되며, 주택자산의 기대자본이득은 사용자 비용과 연관된다. 주택에 대한 투자가치는 금리, 임대소득 등으로 나타낼 수 있다. 금리의 상승은 주택담보대출의 이자부담을 가중시키므로 주택수요의 감소를 통하여 주택가격 하락을 초래한다. 또한 금리의 상승으로 인하여 주택담보대출 총액이 감소하고, 이는 신용경로를 통해 주택수요가 감소함을 의미한다.<sup>5)</sup> 그리고 물가의 상승은 금융자산에 비해 실물자산의 가치상승을 의미하므로 주택이 물가상승에 대한 헷징수단이 될 수 있다. 따라서 실질이자율의 상승은 주택자산 보유에 따른 기회비용의 증가요인으로 주택수요를 감소시켜 주택가격의 하락요인이 된다.<sup>6)</sup> 하지만

비용이 실제로 투자를 줄이지 못하는 것으로 보고하고 있다. 반면 Malpezzi and Wachter (2005)는 주택시장에서 제한된 공급이 투자를 유발한다고 지적하고 있다.

3) 주택가격 결정에 관한 신고전적 이론모형에 따르면 주택의 수요는 기본적으로 주택의 사용자 비용에 의존한다. 즉, 가계의 소득, 금융적 부와 주택의 기대자본이득 등은 주택가격에 양(+)<sup>3)</sup>의 영향을 미치는 요인들이다(Mishkin, 2007 참조). 반면 주택가격의 변화, 주택대출의 실질이자율 등은 주택가격에 음(-)<sup>4)</sup>의 영향을 미치는 요인들이다(Girouard *et al.*, 2006 참조).

4) 실제로 1990년대 중반 이후 한국 주택가격 변동은 예금취급기관의 가계대출 행태와 높은 상관을 가진다. 주택가격에 대한 주택금융 수단의 영향에 대해서는 최막중·지규현(2001), 김홍배·임형빈(2004) 등 참조.

5) Bernanke and Gertler(1995), Aoki *et al.*(2002), Iacoviello and Minetti(2008), 임대봉(2008) 등 참조.

6) Hartzell *et al.*(1989), Bond and Seiler(1998), Anari and Kolari(2002) 등 참조.

주택가격 상승을 규제하기 위한 정책수단은 기대자본이득에 음(-)의 영향을 미칠 것이므로 주택수요의 감소요인이 된다.<sup>7)</sup> 이러한 관점에서 본다면 실질이자율과 주택관련 규제의 증가는 주택자산의 기대자본이득을 다른 자산에 비해 상대적으로 낮추므로 주택 사용자 비용을 증가시키는 요인이다.<sup>8)</sup> 반면 주택을 임대하여 얻을 수 있는 수입인 임대소득은 기대자본이득과 양(+)의 관계를 가지므로 사용자 비용을 감소시키는 요인이 된다. 따라서 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 요인이다.<sup>9)</sup>

## (2) 공급측 요인

주택공급 스톡의 증가는 주택가격의 하락요인이다. 한국은 1990년대 대규모 택지개발사업 등으로 주택공급이 크게 확대됨에 따라 주택가격이 하향 안정화되었으나 2000년대 주택공급 부족은 주택가격 상승의 원인이 되기도 하였다. 현재 주택스톡은 고정되어 있으므로 장기 주택공급은 주택부문 투자규모와 건축비용에 의해 영향을 받는다. 즉, 현재 주택스톡이 주어진 상태에서 장기 주택공급은 주택부문에 대한 투자규모와 주택건축비용에 의해 영향을 받게 되는데,<sup>10)</sup> 이러한 장기 주택공급함수는 주택의 공급가격을 결정한다.

- 
- 7) 정책 측면에서는 주택 매매 및 보유, 건축에 대한 규제, 조세, 금융지원 등이 주택가격에 영향을 미치는 요인이다. 한국의 경우 개발제한구역, 주거용 주택지에 대한 공급제한 등에 따른 낮은 공급탄력성, 주택가격 안정을 위한 징벌적 조세 및 보조금제도 등이 주택가격에 영향을 미치는 정책적 측면의 요인들이다. 한국 부동산가격에 대한 부동산정책의 영향과 관련한 논의는 손경환(2001), 오정석(2005), 이영성(2005), 서수복(2008) 등 참조.
- 8) 손경환(2001)은 주택시장에 대한 양도소득세의 개편이 주택시장의 수요와 공급에 미치는 파급효과를 분석하였다. 수요에 미치는 파급효과는 사용자 비용을 포함한 주택수요함수를 이용하여 분석하였고, 공급에 미치는 파급효과는 공급동결 효과가 존재하였는지를 검토하고 세제개편이 주택공급에 미치는 시장효과를 분석하였다. 분석결과 첫째, 이자율이 낮을수록 미래시점의 할인된 세금부담이 높아진다. 둘째, 양도소득세의 누진율이 높을수록 미래시점의 할인된 세금부담은 당연히 많아지지만 자본이득도 커지는 만큼 주택매각에 따른 수익의 증감 여부는 불확실하다. 양도소득세제 개편이 주택시장에 미치는 효과를 분석한 결과에 따르면 세율 인하와 중과세 적용기간의 단축은 수요를 부분적으로 증가시키는 한편, 공급의 증가를 초래하는 것으로 보고하고 있다.
- 9) 이들 요인 외에도 매매가격 대비 전세가격 비중은 임대소득 혹은 미래 주택수요의 증가를 예상한 투자수요를 증가시키는 요인으로 작용할 수 있으며, Stein(1995) 등에 따르면 주택가격과 거래량 간에는 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다.
- 10) 주택의 공급은 매우 비탄력적이지만 주택건축비용, 주거용 토지의 이용가능성 등이 주택공급량에 영향을 미치는 중요한 요인들이다. 즉, 주거용 주택개발을 위한 토지이용가능성의 제약과 규제법, 즉 건축허가 면적과 개발계획, 건축에 있어 상대적으로 낮은 생산성 증가와 주택품질 개선 등에 따른 건축비용 상승 등이 이용가능한 주택량에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다. 또한 사전분석에서 주택건설 실적변수를 포함한 분석을 실시하

주택부문 투자율(주거용 건축투자/실질소득)은 미래 주택공급량에 대한 기대를 반영함과 동시에 현재 주택공급 스톡의 부족을 반영하는 것으로 볼 수 있으므로 주택 공급가격과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 이해할 수 있을 것이다. 즉, 현재 주택가격이 높을수록 주택건축 투자를 조장할 것이며, 주택부문 투자율이 높을수록 건설업체의 공급가격은 높아질 것이다. 왜냐하면 장기에 진입과 퇴출로 인해 주택공급자의 초과이익은 0이 될 것이므로 주택건설기업들은 주어진 비용구조 하에서 미래 주택스톡 증가와 그로 인한 가격하락을 커버하기 위해, 현재 시점에서 충분히 높은 투자를 야기할 것이고 공급가격을 높게 책정할 것이기 때문이다. 따라서 주택 공급가격에 대한 주택부문 투자율변수의 기대부호는 양(+)이다.<sup>11)</sup>

또한 분양시장에서 주택가격이 공급자 중심인 점을 감안할 때 주택 공급가격은 건축비용에 크게 반응할 것이다. 주택건축비용의 상승은 주택공급량의 감소를 초래할 가능성이 있을 뿐 아니라 공급가격 인상을 통해 건축비용 인상분을 전가(pass-through)할 것이므로 주택 공급가격의 상승요인이 된다. 그러므로 주택건축비용변수의 기대부호는 양(+)이다.

## 2. 실증분석모형

본 연구에서는 한국의 주택가격 결정요인으로서 전국적 요인뿐 아니라 지역적 요인을 동시에 고려하기 위하여 7대 광역시를 대상으로 하는 패널자료를 이용한 분석을 실시하고자 한다. 구체적으로 한국의 주택가격방정식을 추정하기 위하여 패널 단위근 및 공적분 검정을 실시함으로써 변수들 간 장기 안정적 관계의 존재 여부를 검정하고, 패널 회귀분석을 통해 주택가격에 대한 잠재적 결정요인들의 영향을 파악하고자 한다. 패널자료의 구성은 일정 기간 동안 한국의 광역시별 주택가격으로 구성되는 횡단면 시계열 자료이다. 따라서 주택가격과 잠재적 결정요인 변수들 간 공적분 관계의 존재 여부를 추정하기 위한 모형은 식 (1)과 같이 설정한다.

$$\begin{aligned} \ln HP_{i,t} = & \alpha_i + \beta_1 \ln Yd_{i,t} + \beta_2 \ln Lh_t + \beta_3 \ln Fh_t + \beta_4 \ln Rt_{i,t} + \beta_5 Ri_{i,t} \\ & + \beta_6 Pol_t + \beta_7 \ln Sc_t + \beta_8 \ln Cc_t + \beta_9 \ln Pop_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

였으나 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

11) MacCarthy and Peach(2002, 2004) 참조.

여기서,  $\ln$ 은 자연대수,  $HP_{i,t}$ 는 종속변수로서  $t$ 시점에 광역시(회단면)  $i$ 의 실질주택가격(실질주택 매매가격:  $HPS$ , 실질주택 전세가격:  $HPJ$ ),  $\alpha_i$ 는 다양한 지역별 특수성 혹은 관찰되지 않는 요인이나 고려되지 않는 설명변수를 통제하는 고정효과,  $Yd$ 는 실질처분가능소득,  $Lh$ 는 가계대출 규모,  $Fh$ 는 주택금융 용이성,  $Rt$ 는 실질임대소득,  $Ri$ 는 실질이자율,  $Pol$ 는 주택관련 규제정책 수준,  $Sc$ 는 주택부문 투자율,  $Cc$ 는 실질주택건축비용,  $Pop$ 는 순인구유입,  $\epsilon_{i,t}$ 는 교란항을 각각 나타낸다.

본 연구는 실증분석을 위하여 외환위기 이후 광역시별 자료가 모두 이용가능한 2000년 1/4분기부터 2010년 4/4분기까지의 한국 광역시별 주택가격을 분석 대상으로 설정한다. 아울러 주택 매매가격을 중심으로 하되, 주택특성에 따른 차이 및 매매시장과 전세시장에서의 차이를 고려하기 위하여 전체 주택가격( $HP^T$ )과 아파트가격( $HP^A$ ), 매매가격( $HPS$ )과 전세가격( $HPJ$ )을 구분하여 분석대상에 포함한다. 실증분석을 위하여 필요한 지역별 실질주택가격은 통계청 국가통계포털 DB의 월별 주택매매가격지수 및 주택전세가격지수를 지역별 소비자물가지수를 이용하여 분기별 실질자료로 전환하여 사용한다.

가계의 주택구입 능력을 나타내는 실질처분가능소득은 한국은행 통계정보시스템 DB의 국민총실질처분가능소득을 지역별 경제규모로 환산하여 사용하고, 가계대출 규모는 말잔 기준 자료를 사용한다. 주택금융의 용이성을 나타내는 지표로는 예금은행 총대출에서 주택자금대출이 차지하는 비중을 사용하는데, 이는 주택자금대출 비중이 증가할수록 가계의 주택구입 자금마련이 용이한 것으로 간주할 수 있기 때문이다.<sup>12)</sup> 실질임대소득은 전세가격 비율과 지역별 실질이자율을 고려하여 구한 주택 임대인의 실제 임대소득을 이용한다.<sup>13)</sup>

실질이자율은 지역별 소비자물가 상승률로 조정된 3년만기 회사채수익률을 이용하고, 규제정책 수준 변수는 최차순(2010)에서 제시하고 있는 부동산정책의 규제 및 완화 수준 평점표를 이용한다. 이는 부동산정책 중 규제완화정책 횟수에 +, 규제정책 횟수에 -값을 부여하고, 정책평가는 규제와 완화의 수준으로  $\pm 3$ , 정책 수준은 정책횟수와 정책평가를 합한 것으로 부동산정책 방향이 규제를 위한 것인지 완화를 위한 것인지를 나타낸다. 그리고 해당 지역으로의 순인구유입은 통계청에서 제시하는 시군구별 총진입과 총진출의 차이를 이용한다.

12) 주택자금대출을 주택구입자금대출과 전세자금대출로 구분할 필요성이 제기될 수 있으나 본 연구에서는 자료의 제약으로 구분하지 않으며, 예금은행 총대출에서 주택자금대출의 비중을 주택금융의 용이성을 나타내는 지표로 활용한다.

13) 임대소득=(매매가격×전세가비율)×실질이자율

한편, 공급 측면에서 주택부문 투자율은 실질소득에서 차지하는 주거용건물 건축투자의 비중을 이용하고, 실질주택건축비용을 나타내는 지표로는 통계청에서 제공하는 실질주택건축공사비지수를 이용한다.<sup>14)</sup> 여기서 규제정책변수를 제외한 모든 변수는 계절조정 자료이다.

실증분석 방법과 관련하여, 패널 단위근 및 공적분 검정방법을 이용하여 변수들 간 장기 안정적 관계 여부를 확인할 필요가 있다. 먼저 패널 단위근 검정(panel unit root test)은 개별 시계열에 의한 검정에 비해 높은 검정력을 가지는 것으로 알려져 있다. 가장 일반적으로 사용되는 패널 단위근 검정으로는 Levin, Lin, and Chu(2002, 이하 LLC), Im, Pesaran, and Shin(2003, 이하 IPS), ADF와 PP 검정을 이용하는 Fisher형 검정 등이 있다. 그 중 LLC는 고정효과, 개별 추세 및 공동시간 효과 및 이질적 동태성을 고려하는 패널 단위근 검정기법으로 다음과 같은 검정식에 기초한다.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \theta_t + \rho_i y_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad i=1, 2, \dots, N, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (2)$$

여기서,  $y_{i,t}$ 는 횡단면  $i$ 의 시계열,  $t$ 는 시간추세,  $\theta_t$ 는  $t$ 기에 모든 횡단면자료에서 공통적으로 발생하는 효과를 통제하는 시간 더미,  $\rho$ 는 자기회귀계수,  $u_{i,t}$ 는 오차항을 각각 나타낸다. LLC 검정법은 모든  $i$ 에 대해 동일한 자기회귀계수 ( $\rho_i = \rho$ )를 가정하고 있으며, 귀무가설( $H_0$ )은 모든  $i$ 에 대해  $\rho_i = 0$ , 대립가설( $H_1$ )은 모든  $i$ 에 대해  $\rho_i = \rho < 0$ 이다.

모든  $i$ 에 대해 동일한 자기회귀계수를 가정하는 LLC 검정법의 제약을 완화하기 위한 패널 단위근 검정법이 IPS 검정법과 Fisher ADF 및 PP 검정이다. IPS 패널 단위근 검정법은 횡단면에 따라  $\rho_i$ 가 자유롭게 변할 수 있음을 전제로 하며, 귀무가설은  $H_0: \rho_i = 0$ 으로 LLC와 동일하지만 대립가설은 일부 횡단면  $i$ 에 대해  $\rho_i < 0$ 으로 설정하여 그룹 간의 이질성을 허용한다.

Fisher형 검정방법은 IPS와 마찬가지로 그룹 평균통계량에 기초하지만, 통계량의 평균을 사용하는 IPS 검정법과는 달리 통계량의  $p$ -값을 이용하는 방법이다.<sup>15)</sup> 즉, 각 횡단면들에 대해 개별적으로 단위근 검정을 실시하여 얻은 통계량의  $p$ -값을 결합하는 방법으로 ADF 검정뿐 아니라 기존의 다른 단위근 검정방법들을 모두 사용할 수 있는 장점이 있다.

14) 실증분석 자료에 대한 구체적 내용은 <부표 1> 참조.

15) 이러한 검정법은 Maddala and Wu(1999), Choi(2001)에 의해 발전되었다.

한편, 패널 공적분 검정(panel cointegration test)에 관한 대표적 연구들로는 Engel-Granger(1987)의 잔차에 기초한(residual based) 공적분 검정방법을 패널자료에 적용하기 위해 확장한 Pedroni(1999, 2004), Kao(1999), 그리고 Johansen 검정방법을 이용하는 Fisher형 검정방법인 Maddala and Wu(1999)가 있다. 본 연구에서는 Kao 검정과 Johansen 검정방법을 간략하게 소개한다. 먼저 Kao 검정은 Engel-Granger(1987)의 잔차 기반 공적분 검정방법을 패널자료에 적용하기 위해 확장한 것이다. 패널자료를 이용할 경우 잔차 기반 공적분 관계는 일반적으로 식(3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad i=1, 2, \dots, N, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3)$$

여기서  $y$ 와  $x$ 는 1차 적분됨, 즉 I(1)임을 가정하고,  $\beta$ 는 횡단면 간 동질적인 추정계수이고  $x_{i,t} = (x_{1i,t}, x_{2i,t}, \dots, x_{Mi,t})$ 이다. 따라서 횡단면 간 서로 다른 고정효과( $\alpha_i$ )를 통해 이질성(heterogeneity)을 고려할 수 있다.

Maddala and Wu(1999)는 Johansen 검정방법을 이용하는데, 패널 VAR 모형의 오차는 다음의 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta y_{i,t} = \Pi_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{k_i-1} \Gamma_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서 횡단면  $i=1, 2, \dots, N$ , 시간  $t=1, 2, \dots, T$ , 변수  $k=1, 2, \dots, p$ ,  $\Pi_i$ 는  $p$ 차의  $p \times p$  행렬이다. 계수행렬  $\Pi_i = \alpha_i \beta'_i$ 을 구할 수 있는데, 조정모수들  $\alpha_i$ 와 장기모수들  $\beta'_i$ 은  $p \times r_i$  행렬이고  $r$ 은 공적분 관계의 수이다. Johansen 공적분 검정은  $\Pi_i$ 를 추정하고 공적분 차수가  $r$ 보다 작거나 같다는 귀무가설의 기각 여부를 검정한다.

#### IV. 실증분석 결과

##### 1. 패널 공적분 검정결과

앞의 식 (1)에 대한 추정을 위해 먼저 분석에 사용될 패널자료들의 단위근

〈표 1〉 패널 단위근 검정결과

	수준변수				1차 차분변수			
	LLC	IPS	ADF	PP	LLC	IPS	ADF	PP
$\ln HPS_{i,t}^T$	-2.098*	-0.919	15.195	8.186	-2.381**	-4.793**	49.205**	47.521**
$\ln HPS_{i,t}^A$	-3.200**	-1.759*	20.066*	12.939	-2.082*	-4.542**	46.573**	45.739**
$\ln HPJ_{i,t}^T$	-3.214**	-3.572**	37.694**	23.210**	-1.785*	-3.085**	31.627**	33.399**
$\ln HPJ_{i,t}^A$	-3.674**	-3.529**	37.614**	35.142**	-2.295*	-3.560**	35.696**	36.485**
$\ln Yd_{i,t}$	-2.532**	1.244	5.481	6.021	-17.009**	14.817**	184.089**	184.355**
$\ln Lh_t$	-2.664**	-1.289	4.843	14.988	-0.788	-0.521	2.448	2.574
$\ln Fh_t$	-0.935	0.341	0.847	0.853	-6.133**	-5.046**	23.306**	23.366**
$Ri_{i,t}$	-2.413**	-1.506	18.004	18.332	-13.312**	-10.873**	128.945**	128.945**
$\ln Rt_{i,t}$	0.055	0.399	8.032	6.335	-10.773**	-10.186**	117.872**	114.617**
$\ln Cc_t$	0.465	1.576	0.105	0.105	-3.702**	-2.965**	12.317**	4.850
$\ln Sc_t$	1.721	1.699	0.103	0.102	-5.688**	-5.522**	25.900**	25.884**
$Pol_t$	0.916	-0.159	1.549	11.710**	-7.526**	-8.907**	41.524**	43.915**
$\ln Pop_{i,t}$	-4.824**	-5.869**	63.154**	63.546**	-18.486**	-19.435**	241.213**	262.790**

주: 1) 단위근 검정을 위하여 SIC 기준 최적시차를 포함하고 외생변수로 개별 효과(individual effects)를 포함한 결과이다.

2) LLC 검정의  $t$ -통계량, IPS 검정의  $W$ -통계량, ADF와 PP 검정의 Fisher  $\chi^2$  통계량을 각각 나타내며, \*와 \*\*는 5%와 1% 유의수준에서 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각함을 의미한다.

존재 여부를 검정한다. 패널 단위근 검정은 수준변수와 1차 차분변수에 대해 LLC, IPS, ADF, PP 검정방법을 이용하여 검정하고 그 결과는 〈표 1〉과 같다. 수준변수의 경우 검정방법에 따라 단위근 존재 여부는 상이하게 나타났다. 예컨대, 전체 주택가격, 처분가능소득, 가계대출 규모, 실질이자율 등은 LLC 검정에서는 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났으나 나머지 검정방법을 이용할 경우 단위근을 가지는 불안정적 시계열로 나타났다. 한편, 1차 차분변수들의 경우 가계대출 규모변수를 제외하면 검정방법에 관계없이 모든 변수들에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하므로 안정적 시계열이 되는 것으로 나타났다.

다음으로 주택 매매가격과 전세가격방정식에 나타난 변수들 간 패널 공적분 관계의 존재 여부에 대한 검정결과는 각각 〈표 2〉와 같다. 변수들 간 장기 균형관계의 여부를 Kao 검정방법을 이용하여 검정하고, 공적분 벡터의 수를 검정



〈표 2〉 주택가격에 대한 패널 공적분 검정결과

Kao Residual Cointegration Test (Augmented Dickey-Fuller test 결과)			Johansen Fisher Panel Cointegration Test (Trace test 결과)				
매매				매매		전세	
	주택	아파트		주택	아파트	주택	아파트
$t$ -통계량	-3.866**	-4.232**	$r=0$	328.31**	347.45**	314.75**	325.69**
잔차 분산	0.000221	0.000361	$r \leq 1$	180.83**	189.19**	179.83**	181.79**
HAC 분산	0.000393	0.000636	$r \leq 2$	130.81**	137.85**	124.10**	132.96**
			$r \leq 3$	91.46**	95.61**	91.95**	95.23**
전세			$r \leq 4$	59.39**	60.83**	60.64**	62.84**
	주택	아파트	$r \leq 5$	45.17**	43.94**	44.06**	44.88**
$t$ -통계량	-2.534**	-2.675**	$r \leq 6$	32.77**	31.39**	29.89**	29.59**
잔차 분산	0.000183	0.000253	$r \leq 7$	25.22*	24.09*	20.93	20.11
HAC 분산	0.000331	0.000446	$r \leq 8$	16.20	17.07	17.39	16.11
			$r \leq 9$	17.16	17.47	16.25	14.72

주: Kao 검정에서  $t$ -통계량은 변수들 간 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정케 하며, Johansen Trace 검정에서 Fisher  $\chi^2$  통계량은 공적분 벡터가 최대  $r$ 개라는 귀무가설을 검정케 하며, 귀무가설의 기각 여부는 MacKinnon-Haug-Hichelis(1999)  $p$ -값을 이용하여 판단한다.

하기 위해 패널 Johansen 검정을 이용한다. 패널 Johansen 공적분 검정은 공적분 벡터가 최대  $r$ 개라는 제약을 검정한다. 먼저 Kao 검정결과 주택 매매가격과 설명변수들 간 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 전체 주택과 아파트 모두에서 기각하므로 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 Johansen 공적분 검정 중 Trace test 결과에서 전체 주택가격과 아파트가격의 경우 모두 7개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타났다.<sup>16)</sup> 그리고 전세가격을 대상으로 하는 결과에서도 전세가격방정식에 나타난 변수들 간 공적분 관계가 존재하며, 공적분 벡터의 수는 6개인 것으로 나타나므로 매매가격방정식의 경우와 유사하다.

한편, 7대 광역시 지역별 결과를 전체 주택 매매가격방정식에 대한 Trace test 검정결과를 중심으로 살펴보면 〈표 3〉과 같다. 지역별로 약간의 차이는 있으나 최소 3개 이상의 공적분 벡터를 가지는 것으로 나타났다. 지역에 따라 부

16) 기록은 생략하지만  $\lambda_{max}$  검정결과 역시 Trace 검정결과와 유사한 공적분 벡터의 수를 가지는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 지역별 Trace test 결과(전체 주택매매가격방정식)

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산
r=0	345.959**	322.239**	380.099**	359.850**	341.139**	364.711**	356.018**
r≤1	255.989**	252.917**	286.591**	245.225**	242.344**	266.819**	269.813**
r≤2	195.477**	194.952**	218.842**	185.273**	187.642**	185.815**	205.717**
r≤3	146.119**	144.677**	163.652**	134.494*	139.480**	41.102**	152.343**
r≤4	100.361*	101.809*	115.157**	97.489*	95.284	99.782*	108.636**
r≤5	66.590	68.567	83.042**	69.673	66.226	67.356	73.486*
r≤6	35.337	48.596*	51.415*	45.599	41.945	40.339	46.311
r≤7	18.697	30.455*	26.897	23.973	22.004	22.690	27.306
r≤8	8.458	14.566	10.778	7.729	5.532	7.436	10.569
r≤9	0.173	2.496	2.322	0.399	0.131	2.013	0.980

주: 〈표 2〉와 동일.

산과 대구의 경우 6개의 공적분 벡터가 존재하므로 변수들의 선형조합이 가장 안정적이라 할 수 있으며, 광주의 경우 3개의 공적분 벡터가 존재하므로 다른 지역에 비해 모형의 설명력이 약함을 의미한다.

## 2. 패널 회귀분석 결과

패널 공적분 추정결과 주택가격방정식에 나타난 변수들 간 장기 안정적인 관계가 존재하는 것으로 나타남에 따라 패널 회귀분석 방법을 이용하여 주택가격에 대한 각 설명변수들의 영향을 구체적으로 분석하고자 한다. 패널자료를 이용한 회귀분석의 경우 횡단면 간 오차항들이 이분산(heteroskedasticity) 및 자기상관(autocorrelation)을 가지는 것이 일반적이다. 이러한 문제를 해결하기 위한 일반적인 방법은 GLS(Generalized Least Squares)를 이용하는 것이나, 패널자료의 특성상 정확한 오차구조를 알기 어렵기 때문에 Feasible GLS 방법을 이용하는 것이 보다 효율적인 방법으로 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 Feasible GLS 방법을 이용하며, 회귀방정식에 나타난  $\alpha_i$ 에 대해 지역별 측정할 수 없는 특수한 환경들을 의미하는 횡단면 특정효과를 가정한다. 즉, 각각의 횡단면 단위의 회귀계수들은 공통적이지만 상수항은 서로 다른 것으로 가정하는 고정효과모형을 이용하며, 회귀분석에서 계수 공분산 방법으로는 횡단면 가중치를 부

여한 PCSEs(Panel-Corrected Standard Errors)를 이용한다.

〈표 4〉는 주택매매 및 전세가격 방정식에 대한 횡단면 고정효과를 고려한 Feasible GLS 추정계수와 유의수준을 나타낸 것이다. 주택가격 결정요인들을 변수별로 살펴보면, 처분가능소득은 주택 매매가격에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 반면 전세가격에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 이는 가계의 처분가능소득이 증가하면 주택구입에 대한 수요가 증가함을 의미한다. 이는 한국 주택에 대한 수요와 가격이 주택구입 능력을 대표하는 처분가능소득과 양(+)의 관계를 가진다는 이론적 기대부호와 일치하는 결과이다.

가계대출 규모는 주택가격에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향이 있는 것으로 나타났으며, 전세가격에는 오히려 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 가계대출 규모의 증가가 이자지불 부담을 증가시키므로 주택구입 욕구를 감소시키는 데 기여하는 반면, 오히려 전세수요를 증가시키는 요인으로 작용하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그리고 주택금융 수단의 발달은 매매가격에 양(+)의 영향을 미치며, 그 중에서도 특히 아파트 매매수요를 가장 크게 증가시키므로 아파트 매매가격에 대한 주택금융 수단의 영향이 가장 크게 나타남을 알 수 있다. 이는 주택자금대출 중 가장 많은 부분이 아파트 구입을 위한 목적으로 이루어짐을 시사하는 결과이다. 또한 주택금융의 용이성이 전세가격에는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 주택금융의 용이성은 주택수요를 증가시키는 역할을 하는 반면 대체제로서의 전세수요를 오히려 감소시키는 작용을 하기 때문일 것이다.

해당 지역으로의 인구순유입은 주택 매매가격에 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 전체 주택가격의 경우를 제외하면 추정계수의 부호가 모두 음(-)으로 나타난 것이 특징적이다. 이러한 결과는 인구의 변화가 주택가격에 미치는 영향이 미미할 것임을 의미함과 동시에 본 연구에서 사용하는 인구순유입변수가 지역 인구의 순증가를 반영하지 못하기 때문일 수도 있을 것이다.<sup>17)</sup>

실질이자율변수의 추정계수는 매매와 전세가격 모두에서 통계적으로 유의한 음(-) 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 음(-)의 영향은 전세가격에 비해 매매가격에서 크게 나타났는데, 실질이자율의 상승이 주택보유에 따른 기회비용을 증가시키기 때문에 주택수요 감소의 요인으로 작용함을 의미한다. 주택임대소득은 매매가격과 전세가격 모두에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으

17) 이러한 한계를 극복하기 위해 지역의 전체 인구수, 가구수, 1인가구수 등을 고려할 수 있을 것이지만 인구 및 가구수의 경우 분기별 자료를 획득하기 어렵다.

〈표 4〉 패널 회귀분석 결과

변수	구분	매매		전세	
		주택	아파트	주택	아파트
상수		-3.173** (1.140)	-6.192** (1.519)	4.463** (1.132)	3.376** (1.286)
$\ln Yd_t$		0.359** (0.074)	0.195* (0.099)	0.006 (0.085)	0.046 (0.096)
$\ln Lh_t$		-0.341** (0.054)	-0.228** (0.072)	0.151** (0.058)	0.301** (0.067)
$\ln Fh_t$		0.260 (0.148)	0.528** (0.197)	-0.407** (0.149)	-0.394* (0.168)
$\ln Pop_{i,t}$		-0.010 (0.084)	-0.050 (0.115)	-0.174 (0.094)	-0.126 (0.107)
$Ri_{i,t}$		-0.127** (0.005)	-0.128** (0.006)	-0.116** (0.005)	-0.098** (0.007)
$\ln Rt_{i,t}$		0.762** (0.024)	0.716** (0.032)	0.654** (0.029)	0.541** (0.034)
$\ln Sc_t$		0.244** (0.025)	0.380** (0.033)	-0.030 (0.026)	-0.033 (0.030)
$\ln Cc_t$		0.581** (0.076)	0.673** (0.100)	-0.034 (0.081)	-0.223* (0.094)
$Pol_t$		-0.0006 (0.0008)	-0.001 (0.001)	0.0001 (0.0008)	-0.0005 (0.0009)
횡단면 고정효과					
서울		-0.422	-0.177	0.243	0.147
부산		-0.070	-0.054	-0.052	-0.056
대구		0.108	0.062	-0.035	-0.011
인천		-0.074	-0.048	0.030	0.039
광주		0.258	0.125	-0.088	-0.066
대전		0.240	0.130	-0.038	-0.013
울산		-0.039	-0.038	-0.059	-0.040
$\bar{R}^2$		0.954	0.913	0.837	0.742
S.E.		0.043	0.052	0.036	0.042
F-statistic		395.412**	201.168**	99.182**	55.822**

주: 1)  $R^2$ 는 수정된  $R^2$ , S.E.는 Standard Error, \*와 \*\*는 각각 1%와 5% 유의수준에서  $t$ -값이 유의함을 의미한다.

2) 고정효과의 추정계수 합은 0이며 각 추정계수는 전체 평균으로부터의 편차로 해석될 수 있다.

로 나타났다. 특히, 매매가격에 대한 영향이 크게 나타났으며, 전세가격에 대한 영향 역시 다른 변수들에 비해 크게 나타난 것이 특징적이다. 이는 임대소득이 전세가격 비율에 의존하며, 임대소득이 높으면 주택구입을 선호함에 따라 주택가격이 상승하고 주택보유자는 가격상승분을 전세공급가 인상을 통해 보상받으려 할 것이기 때문이다. 또한 주택가격 상승의 결과 구입능력이 부족한 가계의 전세 초과수요가 발생할 가능성이 크기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

주택 건축투자는 매매가격에 유의한 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 현재 주택공급의 부족을 반영하여 주택건축에 투자를 증가시킨 기업은 미래 주택공급량 증가로 인한 가격하락을 우려하여 공급가격을 높게 설정할 것이기 때문이다. 하지만 전세가격에 대한 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 주택건축비용은 주택 매매가격에 양(+)<sup>2)</sup>의 유의한 영향을 미치는 가장 중요한 요인인 것으로 나타났다. 즉, 주택 분양시장에서의 가격은 공급자 중심으로 설정되기 때문에 주택건축비용의 상승은 공급가격 인상요인으로 작용하게 된다. 이러한 건설업체의 공급가격 인상은 2차 매매시장에서의 가격에도 그대로 반영될 가능성이 크다. 한편, 전세가격에는 음(-)<sup>3)</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 그 이유는 건축비용 상승에 따른 건설사의 공급가격 인상은 향후 주택가격 상승에 대한 기대를 형성하게 되므로 현재의 전세수요가 매매수요로 대체될 수 있기 때문이다.

마지막으로 주택정책 수단의 영향을 살펴보면 주택의 매매 및 전세가격에 대한 주택정책의 영향은 음(-)<sup>4)</sup>으로 나타났으나, 주택가격에 대한 주택정책 수단의 효과는 매우 제한적임을 알 수 있다. 즉, 주택가격 안정을 위한 정책은 규제를 강화함으로써 사용자 비용 증가를 통해 주택수요를 감소시키려는 정책은 그 효과가 제한적일 수 있을 것이다. 따라서 주택가격 안정을 위해서는 주택 수요자에 대한 규제정책보다는 건설사의 공급가격을 통제할 수 있는 정책이 효과적일 수 있음을 시사한다.

## V. 결 론

본 연구에서는 외환위기 이후 2000년부터 2010년까지 한국 주택시장을 대상으로 주택가격 결정모형을 추정함에 있어 지역적 특성을 고려하기 위하여 7대 광역시 패널자료를 이용하였다. 또한 매매시장과 전세시장에 대한 잠재적 결정

요인들의 차이를 확인하기 위하여 매매가격과 전세가격 방정식을 설정하고, 주택유형에 따른 차이를 확인하기 위해 전체 주택 및 아파트 가격을 대상으로 분석을 실시하였다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주택 매매가격과 전세가격방정식에 나타난 변수들 간 패널 공적분 검정결과 전체 주택과 아파트 모두에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, 패널 회귀분석 방법을 이용하여 추정한 주택가격 결정요인들의 영향을 살펴보면, 처분가능소득은 주택 매매가격에만 양(+)의 유의한 영향을 미치는 요인임을 확인하였다. 주택유형별로는 아파트 매매가격에 대한 처분가능소득의 영향이 전체 주택의 경우보다 작는데, 이러한 결과는 한국 아파트 매매수요가 처분가능소득 이외의 다른 요인들에 의해 더 크게 영향을 받기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 가계대출 규모는 이자지불 부담을 가중시키므로 매매가격에는 음(-)의 영향을 미치는 반면 오히려 전세가격을 상승시키는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 주택금융 수단의 발달은 매매가격에 양(+)의 영향을 미치며, 특히 아파트 매매가격을 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 하지만 전세가격에는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나므로 주택금융이 주로 아파트 구입을 목적으로 이루어지고 있음을 보여주는 결과이다.

넷째, 실질이자율은 주택보유에 따른 기회비용을 증가시키는 요인으로 작용함에 따라 매매와 전세가격 모두에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 주택 임대소득은 매매가격과 전세가격 모두에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 요인임을 확인하였다.

다섯째, 주택건축 투자는 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 요인인 것으로 나타났다. 그리고 주택건축공사비는 매매가격에 양(+), 전세가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 주택건축공사비는 주택 매매가격에 영향을 미치는 가장 중요한 요인인 것으로 나타남에 따라 주택시장의 기준가격이 공급자의 공급가격에 크게 의존함을 알 수 있다. 그리고 주택정책은 매매 및 전세가격 모두를 낮추는 효과가 있으나, 그 효과는 매우 제한적인 것으로 나타났다.

이상의 실증분석 결과는 한국 주택가격이 인구증가와 같은 기본적인 수요의 증가보다는 건설사의 공급가격, 기대자본이득과 주택금융의 용이성에 크게 의존하고 있음을 나타낸다. 즉, 주택보유에 따른 기회비용의 상승은 주택수요 감소를 통해 주택가격을 하락시키는 요인으로 작용하는 반면, 임대소득의 증가는

주택수요를 증가시키므로 주택가격 상승의 중요한 요인임을 의미한다. 반면 주택가격에 대한 주택정책 수단의 효과는 매우 제한적이므로 규제강화를 통해 사용자 비용을 증가시키려는 주택정책은 그 효과가 제한적일 수 있음을 의미한다. 따라서 주택가격 안정을 위해서는 주택 수요자에 대한 규제정책보다는 건설사의 공급가격을 통제할 수 있는 정책이 효과적일 수 있을 것이다.

본 연구는 한국 주택가격 결정요인을 분석함에 있어 거시경제적 요인에 초점을 두되 지역적, 금융적 및 정책적 요인을 고려하였다. 그럼에도 불구하고 주택가격 결정모형이 매매가격을 중심으로 설정되었으며, 주택유형별 특성 및 개별주택의 입지적 요인 등 미시적 요인들을 고려하지 못하는 한계가 있다. 따라서 향후 보다 정밀한 분석을 위해서는 매매가격과는 별도로 전세가격 결정모형을 설정하는 것은 물론 주택유형별, 입지별, 금융수단별 특성 등 미시적 요인을 고려하는 분석이 필요할 것으로 판단된다.

〈부표 1〉 변수의 작성과정

변수명		작성방법	자료원	
종속변수	주택가격( $HP$ )	실질주택가격지수	통계청	
설명변수	수요측 요인	주택구입능력( $Yd$ )	가계 실질처분가능소득	한국은행
		가계대출 규모( $Lh$ )	가계대출잔액	한국은행
		주택금융 용이성( $Fh$ )	주택자금대출/총대출	한국은행
		순인구유입( $Pop$ )	총전입 - 총전출	통계청
		실질이자율( $Ri$ )	명목이자율 - 인플레이션	한국은행
		실질임대소득( $Rt$ )	(매매가격 × 전세가비율) × 실질이자율	통계청, 한국은행
		규제정책 수준( $Pol$ )	주택관련 규제수준	최차순(2010)
	공급측 요인	주택부문 투자율( $Sc$ )	주거용건축투자/실질소득	통계청, 한국은행
		실질건축비용( $Cc$ )	실질주택건축공사비지수	통계청



## 참 고 문 헌

- 김갑성·박주영, “주택가격 변화율의 지역적 차이분석: 서울 및 주변 신도시의 아파트를 중심으로,” 『지역연구』 제19권 제1호, 2003, 47~61.
- 김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용,” 『주택연구』 제12권 제1호, 2004, 71~96.
- 김용철, “주택가격과 관련 경제변수 간의 상관관계에 관한 연구,” 『국토계획』 제31권 제6호, 1996, 67~82.
- 김홍배·임형빈, “주택금융 활성화가 지역의 주택수요 및 지역경제에 미치는 영향,” 『국토계획』 제39권 제3호, 2004, 119~124.
- 서수복, “부동산정책이 아파트시장에 미치는 영향에 관한 연구,” 『국토연구』 제56권, 2008, 77~102.
- 서승환, “우리나라 주택시장의 전국, 권역 및 개별지역 요인 분석,” 『지역연구』 제26권 제1호, 2010, 71~84.
- 손경환, “양도소득세제 개편의 주택시장 파급효과,” 『국토연구』 제32권, 2001, 159~170.
- 손정식·김관영·김용순, “부동산가격 예측모형에 관한 연구,” 『주택연구』 제11권 제1호, 2002, 49~75.
- 심성훈, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전후 기간의 분석,” 『부동산학연구』 제12집 제1호, 2006, 147~163.
- 이영성, “기반시설부담금 제도가 주택공급과 주택가격에 미치는 장기적인 영향에 관한 연구—미국의 개발영향부담금(Development Impact Fee)을 사례로,” 『국토계획』 제40권 5호, 2005, 59~73.
- 임대봉, “금리변동의 경제적 효과분석,” 『산업경제연구』 제21집 제2호, 2008, 587~603.
- 오정석, “부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향,” 『한국부동산학보』 제24집, 2005, 88~98.
- 정희남, “정부수립 이후의 한국 토지정책 60년사 소고, 1948~2008,” 『부동산연구』 제20집 제1호, 2010, 281~306.
- 최막중·지규현, “주택금융의 활성화가 가구의 주택수요에 미치는 영향,” 『국토계획』 제36권 7호, 2001, 113~138.

- 최차순, “부동산정책이 부동산시장에 미치는 영향에 관한 연구,” 『대한부동산학회지』 제28권 2호, 2010, 69~91.
- 한동근, “광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석,” 『국토연구』 제57권, 2008, 79~97.
- 홍기석, “우리나라 주택가격과 자산가격모형(CAPM),” 『한국경제연구』 제27권 제4호, 2009, 157~187.
- Abraham, J. M. and P. H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research* 7(2), 1996, 191~207.
- Anari A. and J. Kolari, “House Prices and Inflation,” *Real Estate Economics* 30, 2002, 67~84.
- Aoki, K., J. Proudman, and G. Vlieghe, “House Prices, Consumption, and Monetary Policy: a Financial Accelerator Approach,” *Journal of Financial Intermediation* 13, 2004, 414~435.
- Bernanke, B. and M. Gertler, “Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Transmission,” *Journal of Economic Perspectives* 9(4), 1995, 27~48.
- Bond, M. T. and M. J. Seiler, “Real Estate Returns and Inflation: An Added Variable Approach,” *Journal of Real Estate Research* 15, 1998, 327~338.
- Caginalp, G., D. Porter, and V. Smith, “Overreactions, Momentum, Liquidity, and Price Bubbles in Laboratory and Field Asset Markets,” *The Journal of Psychology and Financial Market* 1, 2000, 24~48.
- Choi, I., “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance* 20, 2001, 249~272.
- Engel, R. F. and C. W. J. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica* 55, 1987, 251~276.
- Girouard, N., M. Kennedy, P. van den Noord, and C. Andre, “Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals,” OECD Economics Department Working Paper No. 475, 2006.
- Hartzell, D., J. Hekman, and M. Miles, “Real Estate Returns and Inflation,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economic Association* 15, 1989, 617~637.
- Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions,” *Journal of Economic Perspective* 19(4),

- 2005, 67~92.
- Iacoviello, M. and R. Minetti, "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market," *Journal of Macroeconomics* 30, 2008, 69~96.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. C. Shin, "Testing for Units Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics* 115, 2003, 53~74.
- Johansen, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1995.
- Kao, C., "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics* 90, 1999, 1~44.
- Kim, K. H., "Housing Prices, Affordability and Government Policy in Korea," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6(1), 1993, 55~72.
- \_\_\_\_\_, "Housing and the Korean Economy," *Journal of Housing Economics* 13, 2004, 321~341.
- Lei, V., C. N. Noussair, and C. R. Plott, "Nonspeculative Bubbles in Experimental Asset Markets: Lack of Common Knowledge of Rationality vs. Actual Irrationality," *Econometrica* 69(4), 2001, 831~859.
- Levin, E. J. and R. E. Wright, "Speculation in the Housing Market?," *Urban Studies* 34(9), 1997, 1419~1437.
- Levin, A., C. Lin, and C. Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Economics* 108, 2002, 1~24.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics* 14(5), 1999, 563~577.
- Maddala, G. S. and S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 1999, 631~652.
- Malpezzi, S. and S. M. Wachter, "The Role of Speculation in Real Estate Cycles," *Journal of Real Estate Literature* 13, 2005, 143~166.
- McCarthy, J. and R. W. Peach, "Monetary Policy Transmission to Residential Investment," *Economic Policy Review*, May 2002, 139~158.
- \_\_\_\_\_, "Are Home Prices the Next Bubble?," *FRBNY Economic Policy Review* 10 (3), 2004, 1~17.

- Meen, G., "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?," *Journal of Housing Economics* 11, 2001, 1~23.
- Mishkin, Frederic S., "Housing and the Monetary Transmission Mechanism," Finance and Economics Discussion Series 2007-40, Federal Reserve Board, Washington, D.C., 2007.
- Pedroni, Peter, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressions," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 1999, 653~670.
- \_\_\_\_\_, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory* 20, 2004, 597~625.
- Renaud, B., "Confronting a Distorted Housing Market: Can Korean Policies Break with the Past?," in L. Krause, and F-K. Park, eds., *Social Issues in Korea: Korean and American Perspectives*, Seoul: KDI Press, 1993.
- Stein, J., "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Downpayment Effects," *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995, 379~406.

[Abstract]

## A Panel Cointegration Analysis on the Determinants of Korean Housing Prices

Young-Jae Kim\* · Min-Hwan Lee\*\*

In this paper we examine the determinants of Korean housing price by using quarterly data over 2000:1~2010:4. For this experimentation, we adopted panel unit root and cointegration tests to consider the seven metropolitan regions' specific characteristics. We found that there exist long-run cointegration relations among the variables included in both sales and Jeonse prices. Secondly, the results of panel regression indicate that the main determinants of housing price are disposable income, housing finance facility, and construction cost. We also found that the scale of housing loan has positive effect on sales price, while it has negative effect on Jeonse price. Our analysis on the two types of Korean housing prices, however, shows little evidence to support the hypothesis that net inflow of population and real estate policy will be important determinants of housing prices. In addition, we confirmed that the regional specific factors are important when estimating regional housing prices. And then each determinants of housing price have different effect on sales and Jeonse prices, respectively. These results imply that although housing price is largely affected by the demand side factors, the basic housing price at the market depends mainly on the supply price by housing constructors. Also for the stable housing price, the housing policy which focusing on the control of supply price by construction firms would be prefer than that of demand control by regulation.

**Keywords:** housing price, Jeonse price, panel cointegration, regional factor, housing policy

**JEL Classification:** C23, R21

---

\* First Author, Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2539, E-mail: kimyj@pusan.ac.kr

\*\* Corresponding Author, Research Professor, BK21 Education and Research Group, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51510-3731, E-mail: minhwan2@hanmail.net

— |

| —

— |

| —