

# 구조변화에 따른 수도권 주택의 공간 및 자산시장에 대한 균형메커니즘 연구\*

The Equilibrium Mechanism on the Metropolitan Housing Space and  
Capital Markets with Structural Breaks

이무송\*\* · 유정석\*\*\*  
Lee, Moo Song · Yu, Jung Suk

## Abstract

This paper studies that the space market and the capital market are closely related and in the adjustment process through housing price increase and decrease by applying the panel system GMM model estimation for the metropolitan housing market to the DiPasquale and Wheaton quadrant correction model.

We find that the nature of housing asset is changing through structural breaks in the housing market considering the rental income-oriented asset in housing price decrease and the capital gains-oriented asset in housing price increase.

The metropolitan housing market has functioned as the capital gains-oriented sales market so far, with the jeonse price and sales price being heavily dependent on the expected price change of the housing property, while the sales price is affected and decided by the rental price in the normal quadrant model. In result, we find that the metropolitan housing market is not an efficient market coupling with the space market and the capital market.

As the low-growth era is warned, the housing market is expected to be residential service-oriented. The housing policy needs to go further than the capital market-oriented anti-speculative measures in real estate and pump-priming efforts and aim at stabilizing the space markets in the future in order that the capital market and the space market are balanced.

**Keywords** ▶ panel system GMM model, quadrant correction model, structural breaks of the housing markets, efficient market, stabilizing space market

## 초 록

본 연구는 수도권 주택시장의 경우 DiPasquale and Wheaton의 사분면 수정모형을 통해 공간시장 및 자산시장 간에 상호 밀접한 관련성을 가지고 주택가격상승과 하락을 경험하면서 조정되는 과정을 확인할 수 있었다.

주택자산은 주택가격상승기 동안에는 자본이득 위주의 투자가치적 자산성격을 보이는데 반해 가격하락기 동안에는 운영이득 위주의 자산성격을 보이고 있어, 주택시장의 구조변화를 통해 자산성격이 변화하고 있음을 알 수 있었다.

또한 통상의 사분면 모형에서 매매가격이 임대료에 영향을 받아 결정되는 것과 달리 수도권 주택시장은 전세가격이나 매매가격 모두 기대주택가격상승률에 크게 의존하는 등 그동안 자본이득 위주의 매매시장을 중심으로 작동해온 결과, 공간 및 자본시장 간 상호 동조화를 이루는 효율적인 시장은 아님을 알 수 있다.

\* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A3A2033330)

\*\* 단국대학교 일반대학원 도시계획 및 부동산학과 박사수료, 제1저자(macbeth74@hanmail.net)

\*\*\* 단국대학교 사회과학대학 도시계획부동산학부 조교수, 교신저자(jsyu@dankook.ac.kr)

향후 저성장 시대가 예고되는 만큼 주택시장 또한 주거서비스 부문이 주도하는 형태로 예상되며, 주택정책 또한 자산시장과 공간시장이 균형을 이룰 수 있도록 자본시장 위주의 투기억제나 부양 정책 의존에서 벗어나 공간시장 안정에 역점을 두어야 할 것이다.

**주요 단어 ▶** 패널 시스템 GMM 모형, 사분면 수정모형, 주택시장 구조변화, 효율적 시장, 공간 시장 안정

## I. 서 론

주택은 내구소비재인 동시에 가계의 높은 비중을 차지하는 자산으로서 이를 소유함으로써 기대할 수 있는 운용이득인 임대료와 가격상승으로 기대되는 자본이득으로 구성된다.

이에 따라 주택시장은 사용자 입장에서 보는 공간시장(space market)과 투자자 입장에서 보는 자산시장(capital market)으로 양분되는데, 국내 주택시장의 경우 그동안 전세계약이 임대차계약의 지배적인 형태로 이루어져 온 관계로 전세시장을 공간시장으로, 그리고 매매시장을 자산시장으로 간주할 수 있다.

2008년 글로벌 금융위기를 전후로 국내 주택시장은 가격상승기와 하락기를 모두 경험하였는데, 가격상승기에는 주택자산에 대한 기대가격상승으로 과열양상을 보이며 부동산 투기라는 사회적 문제로까지 대두되었으며, 가격이 하락하는 시기에는 향후 주택가격에 대한 불확실성 증대로 투자심리 위축 및 급격한 거래회피현상까지 보여 왔다.

최근 국내 주택시장에서 나타나는 또 하나의 특징으로 매매시장 침체에도 불구하고 전세가격은 계속해서 상승세를 보이며, 전세에서 보증부월세(반전세), 순수월세로까지 활발히 전환되는 등 일각에서는 전세제도<sup>1)</sup>의 종말이라고 하는 논란까지 제기되고 있다.

이러한 현상을 직관적으로 설명해주는 지표가 바로 전세매매가격 비율지수인데, 서울 아파트가격의 매매가 대비 전세가 비율이 1998년 외환위기를 전후로 급격히 상승하여 2001년 10월 64.6%로

최고 정점을 찍은 이후 추세적으로 하락하기 시작하여 2009년 1월 52.3%로 가장 낮은 수준을 보였으며, 이후 또다시 상승세로 반전하여 2014년 9월 현재 64.6%로 13년 만에 종전 최고치에 도달하는 등 현재도 여전히 상승추세에 있다.<sup>2)</sup>

이를 두고 금융위기와 같은 급격한 시장충격으로 인해 주택시장의 구조변화를 일으켜 주택가격의 상승 또는 하락을 경험하면서 반복되고 있는 순환적 현상으로 보는 견해와 향후 주택가격상승에 대한 기대가 약해지면서 나타나는 추세적 상승으로 보는 견해로 나뉘고 있다(이용만, 2000; 송준혁, 2012).

이에 본 연구는 수도권 주택시장의 구조변화 시점을 파악해보고, 이를 기점으로 주택자산의 성격이 어떻게 변화하고 있는지, 공간 및 자산시장 간에 밀접한 상호 연계과정을 통해 조정이 이루어지는 균형메커니즘이 적용되는지, 그리고 두 시장 간에 상호 동조화를 잘 이루는 효율적인 시장인지 등에 대하여 살펴보고, 그에 따른 향후 국내 주택시장이 나아갈 방향과 정책 지향점 등에 대해서도 살펴보기로 한다.

이를 위해 먼저 II장에서는 선행연구 검토를, III장에서는 주택가격 결정이론과 전세매매가격 비율 의미, 그리고 주택시장의 균형메커니즘 및 불확실성에 따른 시장심리 이론 등에 살펴보았다.

IV장에서는 수도권 주택시장의 구조변화 시점 파악 및 패널 시스템 GMM 모형을 통해 공간 및 자산시장 간의 균형메커니즘 적용여부 등을 실증 분석하였다. 마지막으로 V장에서 본 연구의 결론 및 시사점, 한계 등을 기술하였다.

1) 전세제도는 우리나라의 독특한 임대계약으로 주택을 보유한 임대인의 입장에서 집을 맡기고 돈을 빌려 쓰는 저당의 성격으로 주택을 담보로 대출을 얻는 자금용 기능을 해왔다.

2) KB국민은행 보도자료, 2014.9.25: 1

## II. 선행연구 검토 및 연구의 차별성

### 1. 선행연구 검토

Fisher, DiPasquale and Wheaton(이하 DW, 1992)은 사분면 모형을 통해 부동산 시장의 공간(space) 및 자본(capital)에 대한 일반균형모형을 제시했는데, 이 두 개의 시장은 명확히 구분되면서 두 시장 간에 상호 밀접하게 연계되어 있어 장기적으로 균형관계를 이루고 있음을 설명하였다.

하지만, Colwell(2002)은 DW 사분면 모형에 대해 몇 가지 한계점을 지적하였는데, 2사분면에서 자본환원률이 외생변수로 결정됨을 전제로 임대료와 자산가격이 결정되는 것으로 보았는데, 자본환원률은 자본시장에서 파생되는 여러 가지 요인들에 의해 결정되는 내생변수임을 간과하였다고 하였다.

또한, 사분면 모형에서 균형관계를 일탈(overshooting)하여 조정되는 과정이 명백히 드러나서 장기균형관계를 바로 파악할 수 있는 것이 아니라 보이지 않는 무수한 시행착오(trial and error)를 통해 균형관계가 이루어진다는 것이다.

마지막으로 부동산에 대한 인간의 편향적인 심리로 인한 기대(expectation)와 공실률(vacancies)을 무시하고 있다며, 궁극적으로 이런 요소들이 임대료 조정과정에 영향을 준다고 주장하였다.

DW 사분면 모형에 대한 국내연구로 이현석(2001)은 서울 주택매매가격과 전세가격 간의 연립방정식 모형 분석결과, 공간시장에서는 사용결정요인들에 영향을 받는 반면 자본시장에서는 투자결정요인들에 의해 영향을 받음을 확인하였다.

강민석·조주현(2009)은 주택매매가격, 전세가격, 주택건설실적 변수를 연립방정식 구성 후 3단계 최소자승추정법 분석결과, 전세가격은 주택공급에, 매매가격은 전세가격에, 주택공급은 매매가격에 상호 연관성이 있는 것으로 분석하였다.

이무송·유정석(2014)은 사분면 모형을 활용하여 최근 서울 오피스 시장을 대상으로 임대료, 공급량 함수 외에 자산시장을 대변하여 cap rate 함수를 포함하여 분석한 결과, 외환위기 이후 서울 오피

스 시장은 자본이득 위주의 자산시장에 더 가까웠다. 또한, 임대료 변화가 자산가격 변화에 큰 영향을 미치지 못하는 등 공간 및 자산시장 간에 상호동조화 현상을 이루는 효율적인 시장은 아니었으며, 향후 국내 오피스 시장이 성숙되어 자본이득과 운영이익이 균형관계를 이룰 때 사분면 모형은 보다 더 유용한 모델이 될 것이라고 주장하였다.

한편 최근처럼 주택가격 하락기에 나타나는 특징으로서 매매시장 침체에도 불구하고 전세시장은 활발한 상승세를 보이는 점에 대해 이용만(2000)은 외환위기 이후 전세매매가격 비율이 지속적으로 상승하는 현상에 대해 상태-공간모형(state-space model)으로 분석한 결과, 주택가격 기대상승률이 줄어들면서 쉽게 변하지 않는 추세적 구조변화와 함께 전세가격 상승에 따른 주택의 내재가치 상승으로 가격조정이 즉각적으로 이루어지지 않음에 따라 나타나는 일시적 순환 변화현상도 함께 존재한다고 하며, 전세매매가격 비율의 추세부분에는 주택가격의 기대상승률과 할인율의 변화가 섞여 있다고 주장하였다.

송준혁(2012)은 장기계약 하에 구조적 벡터오차 수정모형(Structural VECM) 분석결과, 국내 주택 시장에서 구조적 전환시점이 발생하였으며, 최근 전세 및 매매가격의 탈동조성이 나타나는 현상을 구조변화로 인해 이전과 다른 새로운 장기균형 관계가 형성되었다고 주장하였다.

김윤영·이진수(2009)는 비대칭적 시장심리에 주목하여 우리나라 주식 및 부동산시장에서 수량적 기준점 효과와 처분성향효과 등이 자산가격의 변동에 영향을 미치는지를 분석하였으며, 조준혁(2011)도 이러한 행동경제학에 주목하여 최근 주택가격과 전세가격의 탈동조화 현상의 원인분석을 시도하였다.

다음은 주택을 자산측면에 주목하여 연구한 해외논문들로서 Girouard et al.(2006)은 여러 국가의 시계열 자료 분석결과, 매매가격/임대료 비율이 이자율, 세율, 예상가격상승률 등에 영향을 받고 있으며, Sinai and Souleles(2005)는 주택가격은 임대료 및 매매가격 위험의 상대적 크기에 따라 결정될 것이며, 실제 미국 대도시 자료 분석결과 임대

료 위험이 높은 지역일수록 주택매매가격/임대가격의 비율이 높게 형성되는 것으로 확인하였다.

전세매매가격 비율에 대한 국내연구로 홍기석(2009)은 전통적인 자산가격 이론을 통해 분석한 결과, 주택가격은 이자율, 예상 가격상승률 등 재정거래 조건에 영향을 주는 무위험 수익률 외에 위험 프리미엄에 의해서도 결정됨을 확인하였다.

이충언(2013)은 기대매매가격상승률이 전세매매가격비율을 결정하며, 투자자산으로서 주택수요가 줄면 전세공급도 줄어들어 전세가격 상승 및 월세로의 임대관행 변화 촉진이 예상되어, 이로 인해 임차인과 임대인이 받게 될 충격을 완화할 수 있는 대책이 필요하다고 지적하였다.

## 2. 본 연구의 차별성

본 연구는 전통적인 DW 사분면 모형의 한계점을 보완하여 주택시장의 자본환원률에 해당되는 전세매매가격 비율지수를 내생변수로 하여 모형을 구성한 결과, 1사분면의 전세가격과 2사분면의 매매가격 간의 변화를 동시에 포착하여 주택시장 구조변화에 따른 주택자산의 성격이 어떻게 변화하고 있는지를 분석하였다.

또한, Colwell(2002)이 지적한 바와 같이 부동산 가격에 대한 인간의 편향적인 심리 등에 기인한 기대심리(expectation)로 인해 공실률과 임대료 간의 관계가 일시적으로 일탈되고 조정되는 현상에 주목하여, 본 연구에서는 전세가격 모형에 주택가격 불확실성 개념에 상응하는 주택가격수익률의 변동성을 모형에 포함한 결과, 수도권 주택시장의 구조변화 전후에 따른 매매가격과 전세가격의 동조화 현상이 달리 나타나는 원인을 설명할 수 있었다.

아울러 주택시장 구조변화 이후의 경우 전세가격은 주택기대가격에 대한 불확실성에 더 많은 영향을 받아 전세제도의 저당효과에도 불구하고 주택가격이 하락하는 상황에서 전세가격이 상승하는 탈동조화 현상을 보이는 등 수도권 주택의 전세 및 매매시장은 구조변화 전후 모두 자본이득 위주의

매매시장 중심으로 작동하며, 공간 및 자본시장 간에 상호 동조화가 잘 이루어지는 그다지 효율적인 시장은 아님을 확인하였으며, 더불어 이에 따른 향후 국내 주택시장이 나아갈 방향과 정책 지향점을 제시하였다는데 본 연구는 의의가 있다.

## Ⅲ. 이론고찰 및 분석모형

### 1. 주택의 가격결정 및 전세매매가격 비율의 의미

주택가격은 단기적으로 시장에서 수요와 공급에 의해 결정되나, 장기적으로는 수요와 공급의 탄력성이 높아지면서 결국 자산으로서 본질적 가치나 창출되는 수익의 가치에 따라 결정된다.

채권 등의 미래현금흐름이 발생하는 자산가격을 결정할 때 적용하는 현재가치모형(present value model)에 따르면 모든 자산들의 기대수익률이 동일해야 한다는 무차익재정거래조건(no arbitrage condition) 하에 자산가격은 그 자산으로부터 발생하는 미래의 모든 수익을 현재가치로 환산한 값이 된다.

여기서 자산의 현재가치는 그 자산에서 발생하는 모든 미래의 현금흐름을 무위험이자율로 할인한 것으로, (1)과 같이  $t$ 기 시점의 균형주택가격은 임대료와 다음 기에 주택을 매도하여 얻게 되는 현재가치의 합이 된다.

$$P_t = R_t + \frac{1}{1+i_t} E_t(P_{t+1}) \quad (1)$$

여기서  $P_t$ 는  $t$ 기에서의 주택가격,  $i_t$ 는  $t$ 기에서의 이자율,  $E_t(P_{t+1})$ 는  $t$ 기에서 기대되는  $t+1$ 기의 주택가격을 말하며,  $R_t$ 는 임대료를 의미한다.

현재 우리나라 주택임대차 시장에서 여전히 지배적인 형태로 전세계약이 이루어지는 관계로 전세금에서 발생하는 이자수익을 임대료로 간주한다면, 임대인과 임차인의 신용위험<sup>3)</sup> 등이 없다는 가

3) 여기서 임대인의 신용위험이라 함은 임차인의 월세연체위험 등을 말하며, 임차인의 신용위험은 주택에 대한 담보설정 등으로 전세금을 전액 반환받지 못할 위험이 있는 경우를 말한다.

정하에  $R_t = i_t \cdot J_t / (1 + i_t)$ 로 표현할 수 있다.<sup>4)</sup>

그리고 t+1기의 주택가격이 t기에 비해  $s_{t+1}^e$  % 상승할 것으로 예상한다고 가정하면, t+1기의 기대 가격인  $E_t(P_{t+1})$ 은  $(1 + s_{t+1}^e)P_t$ 로 표현할 수 있으며, 이 값들을 (1)에 대입하여 계산하면 균형주택가격은 (2)와 같으며, (2)를 시기별, 지역별 매매가격 대비 전세가격비율로 나타내면 (3)과 같이 된다.

$$P_t = \frac{i_t}{i_t - s_{t+1}^e} J_t \quad (2)$$

$$\frac{J_{i,t}}{P_{i,t}} = 1 - \frac{s_{i,t+1}^e}{i_t} \quad (3)$$

(3)에 따르면 전세가격/매매가격 비율은 시기별, 지역별에 따라 기대매매가격증가율( $s_{i,t+1}^e$ )에 의해 결정되며, 주택가격상승이 높게 기대될수록 이 비율은 낮아지고, 가격상승의 기대가 낮으면 이 비율이 높아짐을 알 수 있다.

## 2. 주택시장의 균형메커니즘과 주택가격의 불확실성에 따른 시장심리 이론

부동산 시장의 장기균형 모델을 설명하는 DW 사분면 모델을 주택시장에 적용하기 위해 주택에 대한 서비스 공간수요와 자산으로서 주택수요가 동일함을 전제로 해야 하는데, 일반적으로 우리나라 주택은 가계 보유자산 중 가장 큰 비중을 차지하여 대부분이 투자자산으로 여기려는 경향이 크다는 점을 감안하여 서비스 공간 및 자산수요가 동일하다는 것을 가정하기로 한다.

먼저 1사분면에서 단기적으로 고정된 주택재고에서 발생하는 공간 서비스량과 이에 대한 수요(D)가 일치하는 균형상태에서 균형임대료(전세가격<sup>5)</sup>,  $R_0$ )가 결정되며, 여기서 결정된 균형임대료와 2사분면에서 임대료 상승률에 의한 자본환원율(전세 매매가격 비율,  $i$ )<sup>6)</sup>을 통해 주택자산가격( $P_0$ )이 결정된다.

3사분면은 기업의 이윤극대화 원리에 의해 한계비용과 자산가격을 고려하여 신규 주택공급량( $C_0$ )이 결정되며, 4사분면에서는 결정된 신규 주택공급량과 주택재고의 변동(기존 재고의 감가상각 및 멸실<sup>6)</sup>로 감소)을 감안하여 주택재고량( $S_0$ )이 결정된다.<sup>7)</sup>

하지만, Colwell(2002)은 DW 모형에 대해 몇 가지 한계점을 지적하였는데, 먼저 DW 모형은 2사분면에서 자본환원율(전세매매가격 비율,  $i$ )을 외생변수로 가정하고 1사분면에서 결정된 균형임대료(전세가격,  $R_0$ )와 외생변수인 자본환원률에 의해 자산가격( $P_0$ )이 결정된다고 하였는데, 자본환원율은 명목 이자율과 같은 외생변수가 아니라 리스크 프리미엄을 포함하는 개념<sup>8)</sup>으로서 자산시장으로부터 파생하는 수많은 외생변수에 영향을 받는 내생변수<sup>9)</sup>에 해당된다고 주장하였다.

또 하나 DW 모형의 제약요소로 주장된 것은 기대(expectation)와 공실률(vacancies)을 무시하였다는 것인데, 여기서 기대는 주택 공간서비스의 공급자로서 임대료 상승에 대한 기대를 말하며 기존 임대료 수준에 못 미치거나 미래의 임대료에 상승기대가 있다면, 임대계약을 미루게 되어 자연공실률<sup>10)</sup>을 초과하여 일시적으로 공실률이 증가하는 현상을 보이는데, 결국 이는 임대료 하락에 영향을

4) 여기서  $J_t$ 는 연초에 지급되는 전세금에 해당하고 연말에 지급되는 이자수익은  $i_t \cdot J_t$ 가 될 것이며, 이를 연초 가치로 평가하면  $i_t \cdot J_t / (1 + i_t)$ 가 된다(이충연, 2013: 32~34).

5) 앞서 설명한바와 같이 전세금에서 발생하는 이자수익을 임대료로 간주하여, 임대료에 대한 대응변수를 전세가격으로 보기로 한다.

6) 이는 오피스 시장에서 부동산 투자가치를 나타내는 cap rate 개념(순운영수입(net operating income; NOI)÷부동산의 가치(V))으로 요구수익률(required rate of returns)을 의미하며, 주택시장에서 전세매매가격 비율지수를 대응변수로 사용하기로 한다.

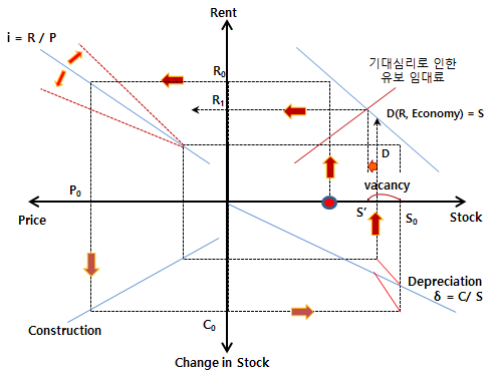
7) Dipasquale and Wheaton, 1992: 188

8) 부동산 시장과 여타 자본시장 간에 재정거래의 기회가 존재하지 않는 균형 하에 오피스 시장의 자본환원률(cap rate)은 순운영수입(NOI)/부동산 자산가치(V)로서 할인율(i)-NOI 상승률(g)로 나타낼 수 있으며, 여기서 할인율 i는 투자자의 요구수익률로 무위험자산의 수익률에 부동산 투자의 위험 프리미엄이 더해진 것을 볼 수 있다(손재영·윤민선, 2007: 164~166).

9) 주택 전세매매가격 비율은 이자율과 같은 주택가격의 재정거래조건에 영향을 주는 요인들 외에도 위험프리미엄이 체계적인 영향을 미치는 내생변수에 해당됨을 실증분석을 통해 확인하였다(홍기석, 2009: 142~143).

10) 공간을 필요로 하는 임차인과 임차인을 찾는 임대인의 search process를 용이하게 하기 위해 요구되는 공실면적으로 임대수익의

미쳐 4사분면의 재고량(stock) 증가에 따른 조정과정에 영향을 준다는 것이다.



〈그림 1〉 주택시장의 공간 및 자산시장의 균형메커니즘<sup>11)</sup>

하지만, 국내 주택시장의 경우 Colwell이 지적한 임대료 자체 상승(또는 하락)에 대한 기대심리 보다 임대료에 상응하는 전세가격<sup>12)</sup>이 과거 주택기대가격이나 주택가격의 변동성 등에 더 많은 영향을 받아왔으므로 과거 주택가격의 불확실성이 전세가격에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기로 한다.

이를 위해 불확실성과 손익에 대한 인간의 심리적 대응차이가 경제적 결정에 어떠한 영향을 미치는지를 연구한 Tversky와 Kahneman(1974)으로 대표되는 행동경제학을 살펴볼 필요가 있는데, 먼저 이론의 기초가 되는 프로스펙트 이론(prospect theory)에서는 전통경제학의 기대효용 이론과 달리 가치함수(value function)와 확률가중함수(probability weighting function)로 구성된다고 하였다.

첫 번째, 가치함수는 기준점으로부터 변화가 이익이나 손실이냐에 따라 효용가치가 달라지며, 손

실이 동일 크기의 이익보다 훨씬 강하게 평가되므로 손실로 인한 불만족은 이익이 가져다주는 만족보다 크게 느껴져 사람들은 이익에 대해서는 위험회피적(risk aversion)이나 손실에 대해서는 위험추구적(risk seeking)이라는 것이다.

두 번째, 확률가중함수는 의사결정자가 받아들이는 특정사건에 대한 확률은 확률의 크기에 따라 달라지며, 사람들은 확률이 낮을 때 이익에 대해서는 위험추구성향을 보이고, 손실에 대해서는 위험회피 성향을 보인다는 것이다. 반면 확률이 중간이 상일 때는 이익에 대해서 위험회피성향, 손실에 대해서는 위험추구성향을 보인다는 것이다.<sup>13)</sup>

### 3. 분석모형

종속변수의 과거값(lagged value)을 설명변수로 사용한 모형을 동적패널 모형(dynamic panel model)이라고 하는데, Allerano and Bond(1991)는 설명변수로 사용되는 시차적용 종속변수와 오차항 간의 상관관계를 감소시킬 수 있는 방안으로 GMM(Generalized Method of Moments) 추정방법을 제안하였다.

$$y_{it} = \alpha + \delta y_{it-1} + \beta_1 x_{it} + \mu_i + e_{it} \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T$$

본 연구에서 활용한 분석모형은 동적패널 모형에 해당되는 ‘시스템 GMM’ 모형으로, 이는 차분되지 않은 종속변수의 수준변수와 종속변수를 차분한 후 그 차분값의 과거값을 추가적인 도구변수로 사용하는 방법을 말하는데, 이는 패널 개체 수는 많지만 각 개체가 가진 시계열 관측수가 많지 않은 경우에도 효율적인 추정이 가능한 장점이 있다.<sup>14)</sup>

극대화를 달성하기 위해 필요로 하는 최적 공실면적을 자연공실률이라 한다(Sivitanides, 1997: 195).

11) Peter F. Colwell, 2002: 32~36

12) 전세와 시장이자율은 전세와 매매와의 관계식에서는 월세시장과 동일한 방향성을 가져 임대시장의 성격을 가지는 반면, 전세와 순수월세의 관계식에서는 전세가 매매시장과 동일한 방향성을 보이는 등 전세시장은 이중적인 성격을 가지고 있으나(최성호·이창무, 2009: 194), 본 연구에서는 매매시장과의 관계를 대상으로 하고 있으며, 공신력 있는 월세자료가 최근에는 축적되고 있어 전세시장을 임대차 시장으로 보기로 한다.

13) Kahneman and Tversky(1979: 263~292), 조준혁(2011: 182~184)

14) 종속변수의 과거 시차변수를 도구변수로 활용하는 방법을 ‘차분 GMM’이라고 하며, Allerano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)는 종속변수의 수준변수들이 확률보행과정(random walk process)을 따르는 경우 문제가 되는 등 도구변수로서 적절치

## IV. 실증분석 결과

### 1. 분석자료 및 모형구성

본 연구는 2005년 1월부터 2014년 5월까지 월별자료를 이용한 수도권 지역의 113개월간 균형패널 자료를 기반으로 하고 있으며, 공간시장을 나타내는 변수로 국민은행 아파트 전세가격지수(계절조정)와 자산시장을 나타내는 변수로는 국민은행 아파트전세매매가격 비율지수를 사용하였다.

또한, 공급량을 나타내는 변수로는 아파트재고

량대비 분양승인실적<sup>16)</sup> 자료를 사용하였으며, 이외에도 매매 및 전세거래량, 주택미분양률 등은 부동산 114의 자료를 사용하였다. 기타 부동산 관련 거시경제변수는 한국은행 및 통계청 등의 자료를 사용하였다.

본 연구에서 사용된 변수 중 비율(%) 자료를 제외하고는 분석을 위해 로그변환을 실시하였고, 단위근이 존재하지 않는 수준변수를 제외하고는 차분하여 변화율을 산정하였다.<sup>17)</sup>

전체 변수에 대한 설명 및 수준변수에 대한 기술 통계는 <표 1> 및 <표 2>에 제시된 바와 같다. 먼

<표 1> 변수의 설명

구분	변수의 설명	단위	자료	출처	비고		
내생 변수	jpi_sa	아파트전세가격지수	상동	패널	국민은행	2013.3.1.=100 기준, 계절조정	
	n_sup	아파트재고대비 분양승인실적	%		부동산 114	아파트분양물량(가구)/아파트 재고물량(가구)×100	
	rjtp	아파트전세매매가격 비율	%		국민은행		
외생 변수	hpi_sa	아파트매매가격지수	지수	패널	국민은행	2013.3.1.=100 기준, 계절조정	
	stock	아파트재고물량	가구		부동산 114		
	hti	주택매매거래지수	지수				
	jti	전세거래지수	지수		한국감정원		
	lpi	지가지수	지수		부동산 114	주택미분양수(가구)/아파트 재고물량(가구)×100	
	vac	주택미분양률	%				
	ir	회사채수익률	%		시계열	한국은행	3년 만기 장외 AA-
	M2	광의통화 증감률(전년동기대비)	%				1980.1.4.=100 기준 전기비, 계절조정
	koi	코스피 지수(일별)	지수				
	r_gdp	실질 GDP(분기별)	%				
	csi	경제심리지수	지수			통계청	
income	도시근로자소득(분기별)	원	한국건설기술연구원				
cc	건설공사비지수	지수	국토부, 기재부, 안행부	2006.1=100, 규제 +1, 완화 -1			
regi	정부규제지수	지수					
STATE	서울=1 인천=2 경기=3						

주 : 1) 코스피 지수(일별) 자료는 월별자료로 전환하였으며, 실질 GDP(분기별)나 도시근로자소득(분기별) 자료 또한 보간법을 사용하여 월별자료로 전환하였음

2) 정부규제지수의 경우 2006년 1월 기준으로 해당 월별로 발표되는 규제정책 개수마다 규제(+1) 및 완화(-1) 정도를 지수화하였음<sup>15)</sup>

않을 수 있음을 지적하며, 추가적인 적률조건(moment conditions)을 이용한 '시스템 GMM' 추정을 제안하였다(민인식·최필선, 2012: 91~94).

15) 정부규제지수는 김문성·배형(2013: 50-51), 김대원·유정석(2014: 157)의 연구에서 사용한 방식과 동일한 방식을 사용하였다.

16) 분양승인이라 함은 주택법에 따른 사업승인-착공-주택분양보증-입주자 모집공고 프로세스에서 입주자 모집공고 승인을 통상적으로 분양승인이라 한다.

17) 일반적으로 시계열자료에 자연로그 후 차분하면 변동률에 근사하므로 많이 이용되나, 비율자료의 경우 해석의 문제로 인해 단순 차분이 바람직할 수도 있다(국토연구원, 2010: 293).

<표 2> 수준변수에 대한 기술통계량

변수명		평균	표준 편차	최소값	최대값	관측수
ln_hpi ~sa	overall	4.596	0.105	4.297	4.724	339
	between		0.004	4.593	4.601	3
	within		0.105	4.298	4.719	113
ln_jpi ~sa	overall	4.418	0.157	4.071	4.713	339
	between		0.039	4.392	4.464	3
	within		0.154	4.098	4.740	113
n_sup	overall	0.263	0.328	0.000	2.558	339
	between		0.079	0.173	0.313	3
	within		0.321	-0.049	2.508	113
rjtp	overall	49.311	6.621	38.180	66.841	339
	between		1.885	47.190	50.794	3
	within		6.439	39.953	66.204	113
ln_stock	overall	5.198	0.701	3.219	5.986	339
	between		0.688	4.444	5.791	3
	within		0.418	3.973	6.695	113
ln_hti	overall	2.160	0.963	0.067	4.317	338
	between		0.129	2.012	2.245	3
	within		0.957	0.003	4.336	112.7
ln_jti	overall	3.522	0.407	1.458	4.308	339
	between		0.052	3.480	3.580	3
	within		0.405	1.499	4.324	113
ln_lpi	overall	4.558	0.062	4.377	4.639	339
	between		0.004	4.555	4.563	3
	within		0.062	4.373	4.635	113
vac	overall	4.097	36.167	-76.923	483.908	339
	between		2.461	1.274	5.792	3
	within		36.111	-78.618	482.213	113
ir	overall	4.863	1.206	2.910	8.560	339
M2	overall	8.126	3.221	2.900	16.300	336
ln_koi	overall	6.841	0.846	3.820	8.088	339
r_gdp	overall	0.911	0.798	-3.300	2.900	327
ln_csi	overall	4.606	0.116	4.078	4.736	339
ln_in come	overall	15.039	0.118	14.807	15.267	327
ln_cc	overall	4.545	0.139	4.339	4.745	336
ln_regi	overall	4.757	0.094	4.564	4.875	339

저 분석에 앞서 패널자료의 시계열적 정상성 여부를 확인하기 위해 단위근 존재여부를 검정한다.

패널 단위근 검정은 수준변수와 1차 차분변수에 대해 Levin, Lin and Chu(이하 LLC), Breitung, Im, Pesaran and Shin(이하 IPS), ADF, PP 검정 방법<sup>18)</sup>을 이용하여 검정하고, 그 결과는 <표 3>과 같다.

수준변수의 경우 검정방법에 따라 단위근 존재여부는 상이하게 나타났는데, 재고대비 분양승인실적(n\_sup), 주택매매거래(ln\_hti), 전세거래(ln\_jti), 코스피 지수(ln\_koi), 실질 GDP(r\_gdp)의 경우 수준변수의 경우에도 대부분 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 나머지 변수는 1차 차분을 할 경우에는 모두 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열이 되는 것으로 나타났다.

모형구성은 DW 사분면 모형을 토대로 공간시장을 나타내는 1사분면에서는 전세가격 함수, 자산시장을 나타내는 2사분면에서는 Colwell이 지적한 바와 같이 매매가격 대신 전세매매가격 비율을 종속변수로 하여 함수를 구성하였으며, 3사분면에서는 재고대비 분양승인실적을 종속변수로 하여 신규 공급량 함수로 구성하였다.<sup>19)</sup>

또한, 앞서 이론고찰에서 살펴본 바와 같이 전세가격 함수에는 기대심리에 따른 주택가격의 불확실성을 반영하기 위해 과거 12개월 동안 주택가격 수익률의 표준편차(d\_ln\_hpi\_sa\_12m~st)를 설명변수에 추가하였다. 개별 함수는 선행연구 결과를 토대로 변수들 간 상관관계 분석을 실시하여 변수를 선정한 후 설명변수의 시차를 반영하였으며, 설명변수들 간 상관관계로 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 해결하기 위해 추가적으로 VIF 검정<sup>20)</sup>을 실시하였다.

18) 이는 가장 일반적으로 사용되는 패널 단위근 검정방법으로서 횡단면 개체들간의 공통적 단위근 과정을 가정하는 검정으로 LLC와 Breitung은 고정효과, 개별 추세 및 공동시간 효과 및 이질적 동태성을 고려하는 검정기법이며, IPS 검정법과 Fisher ADF 및 PP 검정은 패널개체 간의 이분산성을 가정하여 단위근을 검정하는 방법으로 특히 Fisher형 검정방법은 IPS와 마찬가지로 그룹 평균통계량에 기초하지만 통계량의 평균을 사용하는 IPS 검정법과 달리 통계량의 p-값을 이용하는 방법이다(Maddala and Wu, 1999; Choi, 2001).

19) 주택의 경우 공식적으로 발표되는 멸실률에 대한 자료가 없으며 논의의 편의를 위해 주택재고량에 대해 멸실률이 미치는 영향을 무시하여 3사분면에서 신규 주택공급량의 증감율과 4사분면에서 주택재고량의 증감율을 동일시하여 관계설정을 하였다.

20) 설명변수 간 다중공선성(multicollinearity) 문제를 검증하기 위해 VIF(Variance Inflation Factor) Test를 실시하며, 일반적으로 VIF 값이 10 이상일 경우 다중공선성 문제를 의심해야 하며, 각 함수에 대해 VIF 검정결과 모두 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판정되었다.

〈표 3〉 패널단위근 검정결과

	수준변수				1차 차분변수			
	LLC t	IPS W	ADF-F $\chi^2$	PP-F $\chi^2$	LLC t	IPS W	ADF-F $\chi^2$	PP-F $\chi^2$
ln_hpi_sa	-1.910**	0.743	3.317	2.008	-10.364***	-7.156***	56.192***	20.285**
ln_jpi_sa	-1.445	-1.182	8.837	1.983	-2.444**	-4.088***	27.010***	25.089***
rjtp	0.796	3.882	0.091	0.023	-9.656***	-7.267***	57.795***	38.187***
n_sup	-15.157***	-12.260***	112.750***	107.395***	-	-	-	-
ln_stock	0.935	0.294	2.139	2.221	-24.975***	-19.295***	187.069***	87.523***
ln_hti	-4.859***	-3.696***	28.187***	35.235***	-	-	-	-
ln_jti	-8.303***	-8.485***	75.507***	55.778***	-	-	-	-
ln_lpi	-2.961	-1.091	8.675	4.653	-9.937***	-7.623***	61.228***	44.856***
vac	-1.388	0.387	3.142	4.874	-23.690***	-17.700***	172.274***	172.402***
ir	-0.965	-0.210	4.864	4.444	-12.950***	-9.588***	81.636***	68.585***
M2	-0.781	0.395	2.999	3.943	Breitung t -5.673***	-5.997***	43.814***	218.155***
ln_koi	-2.905**	-4.387***	29.299***	29.293***	-	-	-	-
r_gdp	-6.348***	-3.461***	22.071***	5.152	-	-	-	-
ln_income	2.123	-0.499	5.234	17.944**	Breitung t -3.708***	-2.483**	15.245**	80.827***
ln_cc	1.063	0.413	3.084	4.070	Breitung t -9.729***	-9.941***	85.548***	94.181***
ln_csi	-1.861	-2.0287	13.038**	9.628	-16.131***	-11.878***	108.150***	107.831***
ln_regi	-1.953**	0.541	2.779	2.777	-23.145***	-18.615***	180.985***	180.985***
d_ln_hpi_sa_12m_st	-	-	-	-	-1.928**	-2.574**	16.367**	8.254
d_ln_hpi_sa_12m_av	-	-	-	-	-0.889	-1.807**	13.791**	11.121*

- 주 : 1) 개별추세 및 절편(individual trend and intercept)을 포함한 검정방정식 사용  
 2) LLC t,  $H_0$  : Panels contain unit root(assumes common unit root process)  
 3) IPC W, ADF-F  $\chi^2$ , PP-F  $\chi^2$ ,  $H_0$  : Panels contain unit root(assumes individual unit root process)  
 4) LLC t-stat 검정이 유의미하지 않을 경우 Breitung t-stat 검정방법 보완  
 5) \* p.<0.1, \*\* p.<0.05, \*\*\* p.<0.01

또한, 전세가격, 전세매매가격 비율, 공급량 변수 모두 자신의 과거값에 많은 영향을 받고 있으며<sup>21)</sup>, 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과대식별(over-identified) 모형에서는 동태적 패널모형에 해당되는 GMM 추정량이 더 효율적인 것으로 알려져 있어, 종속변수를 차분한 후 그 차분값의 1기 과거값을 추가적인 도구변수로 사용한 시스템 GMM 모형을 활용하기 위해 최종 모형을 <식 1>과 같이 구성<sup>22)</sup>하였다.

#### <식 1> 모형구성

- ①  $d\_ln\_jpi\_sa_{it} = f1(d\_ln\_jpi\_sa_{it-1}, d\_ln\_hpi\_sa_{it}, d\_rjtp_{it}, ln\_hti_{it}, ln\_jti_{it-1}, d\_ir_{it}, d\_M2_{it}, ln\_koi_{it}, r\_gdp_{it}, d\_ln\_regi_{it}, d\_ln\_hpi\_sa\_12m\_st, n\_sup_{it-5})$
- ②  $d\_rjtp_{it} = f2(d\_rjtp_{it-1}, d\_ln\_hpi\_sa_{it}, d\_ln\_jpi\_sa_{it}, n\_sup_{it}, ln\_hti_{it-2}, ln\_jti_{it-3}, d\_ir_{it}, ln\_koi_{it-3}, d\_ln\_hpi\_sa\_12m\_av_{it-8})$
- ③  $n\_sup_{it} = f3(n\_sup_{it-1}, d\_ln\_hpi\_sa_{it-6}, d\_rjtp_{it-5}, ln\_jti_{it-2}, ln\_hti_{it-1}, d\_ln\_lpi_{it}, d\_ln\_csi_{it}, d\_ln\_income_{it}, d\_ln\_cc_{it}, d\_ln\_regi_{it-4}, d\_vac_{it-6})$

- 21) 모형별로 종속변수에 대한 자기상관성 검정을 Cumby and Huizinga(1992)가 제안한 방법으로 실시한 결과, 1차 이상 자기상관성이 모두 존재하는 것으로 나타났다.  
 22) <표 3>의 패널단위근 검정결과 수준변수임에도 단위근이 존재하지 않는 경우 수준변수 그대로( $n\_sup$ ,  $ln\_hti$ ,  $ln\_jti$ ,  $ln\_koi$ ,  $r\_gdp$ ) 변수로 활용하였으며, 나머지는 1차 차분(<식 1>에서  $d$ -변수로 표기)을 통해 변수로 활용하였다.

다음은 함수별로 오차항의 이분산성 검정을 실시하였다. 패널데이터의 경우 횡단면데이터와 시계열데이터의 특성을 동시에 가지고 있기 때문에 오차항에 이분산성이나 자기상관이 존재할 가능성이 있으며, 이러한 문제는 회귀모형 추정량의 표준 오차에 영향을 주어 비효율적인 추정량이 도출될 수 있다<sup>23)</sup>.

각 함수별로 회귀모형에서 LR(likelihood ration; 우도비) 검정을 이용하여 오차항의 이분산성을 검정한 결과, 모두 이분산성이 존재<sup>24)</sup>하는 것으로 나타나 이를 고려하여 분석을 실시하였다.

## 2. 주택시장 구조변화 시점 추정

일반적으로 주택시장의 전세가격이나 매매가격 증감을 추세가 변화된 시점을 글로벌 금융위기가 발생한 시점<sup>25)</sup>을 전후로 흔히 언급하고 있으나, 실제 주택시장의 구조변화 시점을 명확히 하기 위해서는 보다 객관적인 기준이 필요하다.

앞서 이론고찰에서 살펴본 바와 같이 자산시장과 공간시장의 움직임을 한 번에 파악할 수 있는 핵심변수인 전세매매가격 비율지수를 기준으로 하여 본 연구에서는 Zivot and Andrews(1993)가 제안한 단위근 검정<sup>26)</sup>을 통해 시계열 구조 변화 검정(time series structural break test)<sup>27)</sup>을 실시하여 구조 변화 시점을 파악하고자 한다.

한편 공급모형의 경우 경기적 요인 외에 분양가 상한제(2007년 9월 전면시행)와 같은 규제회피를 위해 2007년 전후로 공급이 집중되는 현상을 보이

는 등 전세나 매매가격 흐름과는 구조변화 시점이 다소 상이할 것으로 판단되어, 별도로 단위근 검정을 실시하였다.

<표 4>와 같이 서울, 인천, 경기지역을 대상으로 Zivot-Andrews 단위근 검정 실시결과, 전세매매 가격 비율의 경우 수도권 전체 중 비중이 높은 서울, 경기지역의 t값 최소시점이 2009년 1월, 2월이고, 공급량 변수인 재고대비 분양승인실적의 경기 지역<sup>28)</sup> 구조변화 시점은 2007년 2월로 파악되어, 예상대로 전세매매가격 비율의 구조변화시점과는 다소 상이한 것으로 나타났다.

<표 4> Zivot-Andrews 단위근 검정 결과

지역	전세매매비율		재고대비 분양승인실적	
	Min t-statistic	Point	Min t-statistic	Point
서울	-4.376	2009년 1월	-8.718	2006년 6월
인천	-4.071	2008년 7월	-8.075	2006년 6월
경기	-4.3381	2009년 2월	-7.126	2007년 12월

이에 본 연구에서는 전세가격, 전세매매가격 비율 모형의 경우는 구조변화 시점을 제외한 2005년 1월부터 2008년 12월까지, 그리고 2009년 3월부터 2014년 5월까지로 구분하고, 공급모형의 경우는 2005년 1월부터 2007년 11월까지, 그리고 2008년 1월부터 2014년 5월까지 기간을 구분하여 분석을 실시하였다.

23) 패널개체와 시간에 따라 오차항의 이분산성이 존재하는 경우 비효율 추정이 될 수 있어 합동(pooled) OLS 추정은 적합하지 않다(민인식, 2010, STATA 패널데이터 분석: 90).

24) LR Test 실시결과, 모두 Prob > chi2 = 0.000으로 나타나 귀무가설을 기각하여 오차항에 이분산성이 존재하는 것으로 나타났다.

25) 이 시점은 미국 재무부가 유동성 위기에 직면한 페니메이(Fannie Mae)와 프레드맥(Freddie Mac)을 국유화하고(2008년 9월 6일), 리먼 브라더스의 파산을 결정하면서(2008년 9월 15일) 국제금융시장에 신용경색 위기가 발생한 시기를 말한다.

26) Zivot-Andrews 단위근 검정은 기존 단위근 검정 방식인 ADF, DF-GLS, PP 검정 등에서 시계열 자료의 구조 변화를 외부 요인으로 간주하여 배제하였던 것과 차별적으로 시계열의 구조 변화 시점의 더미 변수를 모형 내 포함하여 단위근 검정을 실시한다. 이때, 시차의 결정은 ADF 검정과 마찬가지로 Hall(1994)에 의해 제안된 t값의 유의도를 기준으로 결정한다. 이 때, Zivot-Andrews 단위근 검정에서 시계열 구조 변화 시점은 t값이 최소인 시점으로 보게 되며, 본 연구에서는 전세매매비율지수가 상승세를 유지하는 추세를 보이고 있어 Zivot-Andrews 단위근 검정에 있어 추세를 포함하는 모형으로 설정하였다(Andrews, 1993).

27) 시계열 자료의 구조 변화(time series structural break point)를 검정하는 대표적인 방법으로 Chow's 검정(Chow, 1960) 및 Quandt-Andrews 검정(Andrews, 1993)이 있는데, Chow's 검정은 구조 변화 시점을 대략적으로 알고 있을 때 사용하는 방법이며, Quandt-Andrews 검정은 구조 변화 시점을 지정하지 않더라도 분석이 가능한 방법이다(권현진·유정석, 2014: 116).

28) 2005년 1월~2014년 5월 기간 동안 수도권 지역의 분양승인물량은 총 1,082,730가구이며, 그중 서울은 261,867(24.2%), 인천 155,082가구(14.3%), 경기 665,781가구(61.5%)로서 경기지역 분양물량은 수도권의 과반수 이상을 차지한다.

### 3. 시스템 GMM 모형 추정결과

#### 1) 모형추정 결과

본 연구의 추정모형은 패널 시스템 GMM 추정방법을 활용하였으며 오차항의 이분산성을 고려한 강건성(robust) 옵션을 추가하여 추정하였다.

수도권 전체지역을 대상으로 한 구조변화 시점 전후의 개별함수 추정결과는 <표 5>와 같으며<sup>29)</sup>, 추정된 모형의 적합성 정도를 파악할 수 있는 Wald 검정결과 구조변화 전 공급모형을 제외하고

는 대부분 모형이 10 이상으로 나타나 적합한 모형으로 확인되었다.

시스템 GMM 추정은 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많은 과대식별 추정으로 인해 도구변수에 대한 과대식별 적절성 여부를 검토해야 하는데 이를 위한 Hansen 검정<sup>30)</sup>결과, 모형의 모든 함수에서 1로 나타나 과대식별 제약이 적절한 것으로 판정되었다. 또한 오차항의 자기상관 여부를 판단하는 Arellano-Bond 검정결과, 전세가격 함수의 경우 모두 1계 차분일 경우에는 자기상관성이 나타났으나, 2계 차분에서는 자기상관성이 나타

<표 5> 수도권 지역의 전세가격, 전세매매가격 비율, 공급함수 추정결과

d_ln_jpi_sa	2005. 1~ 2008. 12	2009. 3~ 2014. 5	d_rjtp	2005. 1~ 2008. 12	2009. 3~ 2014. 5	n_sup	2005. 1~ 2007. 11	2008. 1~ 2014. 5	
d_ln_jpi_sa L1.	0.430***	0.201***	d_rjtp L1	0.239***	0.203***	n_sup L1	0.068	0.170**	
d_ln_hpi_sa	0.440***	0.750***	d_ln_hpi_sa	-41.961***	-36.018***	d_ln_hpi_sa L6	-0.995	5.082	
d_rjtp	0.007***	0.006***	d_ln_jpi_sa	37.531***	49.556***	d_rjtp L5	-0.076	-0.133**	
ln_hti	0.000	0.000	n_sup	-0.080***	0.123**	ln_jti L2	-0.108	0.154***	
ln_jti L1	0.001	0.001***	ln_hti L2	0.060	0.000	ln_hti L1	0.098	0.041**	
d_ir	0.005***	-0.001***	ln_jti L3	-0.150**	-0.361***	d_ln_lpi	-19.988	8.865	
d_M2	0.000***	0.000***	d_ir	-0.193***	0.158***	d_ln_csi	0.110	0.016	
ln_koi	0.001**	0.002***	ln_koi L3	-0.006***	0.051**	d_ln_income	6.602*	-0.120	
r_gdp	0.001***	0.001*	d_ln_hpi_sa_12m_av L8	-7.736**	-10.417**	d_ln_cc	-2.849	-11.935**	
d_ln_regi	0.002	0.001	-	-	-	d_ln_regi L4	1.457**	-0.434***	
n_sup L5	-0.001**	-0.001***	-	-	-	d_vac1 L6.	-2.940***	-1.261*	
d_ln_hpi_sa_12m_st	-0.159***	0.295**	-	-	-	-	-	-	
서울 더미변수	-0.006	-0.015	좌동	0.406	0.927	좌동	0.468	-0.395	
인천 더미변수	-0.005	-0.015	좌동	0.424	0.857	좌동	0.375	-0.374	
경기 더미변수	-0.004	-0.015	좌동	0.666	0.710	좌동	0.486	-0.277	
Wald chi2	3156.16***	62.67***	좌동	699.19***	146.12***	좌동	3.64 (0.162)	8.55**	
Hansen J	1.000	1.000	좌동	1.000	1.000	좌동	1.000	1.000	
Arellano-Bond test	AR(1)	-1.69 (0.090)*	-1.66 (0.096)*	좌동	-1.63 (0.103)	-1.48 (0.140)	좌동	-1.46 (0.144)	-1.51 (0.130)
	AR(2)	1.55 (0.122)	-1.48 (0.139)	좌동	1.60 (0.109)	0.77 (0.442)	좌동	1.07 (0.286)	-0.92 (0.359)

주: 1) Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first differenced errors (H0 : no autocorrelation), z-statistics(p-value)

2) \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

29) 지역별 더미변수를 고려한 개별 지역별 모형 추정계수는 대체로 비슷하였으며, 전세매매가격 비율 함수에서 기대주택가격상승률의 지역별 차이나 공급함수에서 규제정도에 따른 지역별 차이 정도만 해당부분에서 설명하기로 하고 지면상 지역별 추정계수는 생략한다.

30) 과대식별 검정과 관련하여 Sargan 검정과 Hansen 검정을 실행할 수 있는데, Sargan 검정은 오차항이 i.i.d(independent and identically distributed)일 때만 유효한 검정이며, Hansen 검정은 이분산성이 있는 경우에도 적용가능하다(민인식·최필선, 2012: 94).

나지 않았으며, 나머지 함수는 모두 오차항의 1계 차분 및 2계 차분에서 자기상관성이 없는 것으로 나타나 오차항( $\epsilon_{it}$ )이 독립적인 것으로 나타났다.

2) 4분면 모형설명

추정된 최종모형에 따라 4분면 모형을 적용해보면, <표 5>와 같이 수도권 지역의 전세가격은 경제성장률이나 유동성 증가에 따라 양(+)의 상관관계를 보여 1사분면 적용이 잘 됨을 확인할 수 있다.

또한, 주택시장 구조변화 전(이하 주택가격 상승기)에는 금리가 전세가격에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 구조변화 후(이하 주택가격 하락기)에는 음(-)의 상관관계를 보여, 글로벌 금융위기 이후 금리 하락세에도 불구하고 전세가격이 지속적으로 상승하는 현상을 보여주고 있다.<sup>31)</sup>

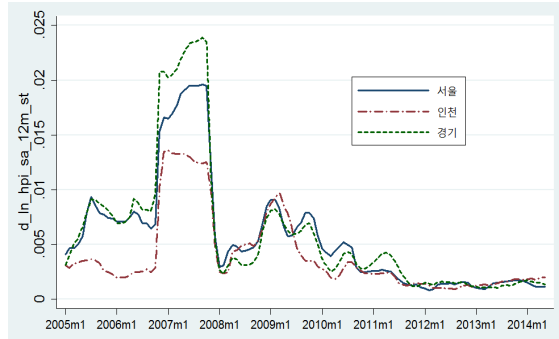
한편 전 기간에 걸쳐 코스피 지수는 전세가격에 양(+)의 영향을 미치고 있어 자산시장과도 밀접한 관계가 있음을 설명해 주고 있으며, 5개월전 분양 승인실적(신규 공급량)이 증가하면 전세가격은 음(-)의 상관관계를 보이고 있어 3사분면의 신규 공급량 증가에 따른 전세가격의 하락으로 가격조정이 이루어지는 현상을 1사분면과 연계하여 잘 설명해 주고 있다.

하지만, 전세가격은 기타 거시경제변수 보다 매매가격에 가장 큰 영향을 받으며 전 기간에 걸쳐 양(+)의 상관관계를 보이는 동조현상을 나타내고 있는데, 이는 최근과 같은 주택가격 하락기에 매매가격상승률이 하락함에도 불구하고 전세가격이 상승하는 탈동조 현상을 설명하지 못하는 한계가 있다.

이는 불확실성에 의한 기대심리를 설명하는 주택가격의 변동성( $d\_ln\_hpi\_sa\_12m\_st$ )으로 설명이 가능한데, 먼저 주택가격상승기의 경우 즉, 주택가격수익률이 증가한 상황에서 주택가격의 변동성은 <표 5>와 같이 전세가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이는 <그림 2>에서 보다시피 변동성(불확실성)이 증가하면 주택시장에 대한 미래예측이 어려워

져 투자목적의 주택보유자는 과거 주택가격 상승으로 인한 이익에 대해 위험추구성향을 보여 보유하던 주택매매를 미루게 되어 전세공급은 현행유지를 하게 된다.



<그림 2> 지역별 주택가격 변동성

매수자의 경우도 위험추구성향에 따라 전세 등의 레버리지를 통해 주택매수에 나서게 됨에 따라 전세공급은 증가하게 되며, 결과적으로 주택매도자 보다 매수자가 더 많아져 매매가격은 점점 더 상승하게 되나 전세시장은 오히려 공급이 풍부하여 전세가격상승률은 오히려 하락 또는 안정세를 유지하게 된다.

하지만, 주택가격하락기의 경우 주택가격수익률이 하락세에 있는 상황에서 <그림 2>에서 보다시피 주택가격상승기 보다 주택가격상승률의 변동성은 오히려 줄어들었으나, 전세가격은 반대로 주택가격 변동성(불확실성)에 의해 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다.

이는 주택가격하락기의 경우 주택가격수익률의 변동성(불확실성)이 낮아져 과거 주택가격하락으로 인한 손실에 대해 위험추구성향을 보이게 되며, 따라서 보유주택의 매각을 미루게 되어 단기적으로 전세공급은 현 수준을 유지하게 된다.

하지만, 주택가격 하락으로 인한 신규주택은 공급이 감소하여 전세공급은 감소하게 되며, 반면 기존 전세수요자들은 낮아진 매매가격에도 불구하고 매매가격의 변동성이 낮아 미래 주택가격 상승에

31) 반면 구조변화 이전의 경우 경기상승세에 따른 금리상승 추세에도 불구하고 전세가격과 양의 관계를 보이는 것은 매매가격 상승에 따른 전세의 저당효과가 커져 그에 따른 동조화 현상에 기인한 것으로 판단된다.

대한 기대감이 낮아져 주택구입을 보류하게 된다.

결과적으로 이는 전세수요 증가로 이어져 매매 가격 하락으로 인한 저당효과의 감소에도 불구하고 전세공급 감소와 수요증가가 복합되어 최근과 같이 전세가격이 더욱 가파르게 상승하는 전세가격의 탈동조 현상이 나타나게 된다.

<표 5>와 같이 자산시장을 나타내는 2사분면의 전세매매가격 비율 모형 추정결과, 주택가격상승기의 경우 전세가격변화율(양(+))의 관계) 보다 매매가격변화율(음(-)의 관계)에 의한 영향이 더 크며, 주택가격하락기의 경우는 그 반대임을 알 수 있다.

주택가격상승기 동안 공급량은 전세매매가격 비율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 공급량 증가에도 불구하고 매매가격상승률이 전세가격상승률 보다 더 크다는 것을 알 수 있으며, 반대로 주택가격하락기 동안은 양(+의 상관관계가 있는 것으로 나타났는데 이는 공급량이 감소하면 매매가격하락에도 불구하고 전세가격이 오히려 상승하는 최근 현상이 이를 설명한다고 할 수 있다.

한편 전 기간에 걸쳐 3개월전 전세거래량이 전세매매가격 비율에 대해 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 주택가격상승기의 경우 전세거래량이 증가해도 매매가격상승률이 더 커, 전세매매가격 비율이 감소하는 것으로 해석해야 하며, 주택가격하락기 동안은 전세공급 부족에 따른 전세거래량 감소에 따라 전세매매가격 비율이 상승하는 것으로 해석할 수 있다.

전세매매가격 비율을 통상적인 요구수익률 개념으로 보면 금리와 양의 상관관계<sup>32)</sup>가 있을 것으로 예상할 수 있다. 하지만, <표 5>에서 보다시피 주택가격상승기 동안 금리와 전세매매가격 비율은 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 주택가격하락기 동안에는 반대로 나타났다. 이는 주택가격 상승기의 경우 실질금리가 유지 또는 낮게 상승하는 동안 주택가격상승에 따른 부동산 투자의

위험프리미엄은 감소되고 있음을 추정할 수 있다.

주택가격 하락기의 경우 통상 금리하락에도 불구하고 금융위기 등으로 인해 주택가격은 계속 하락추세에 있어 증가된 부동산 투자 위험프리미엄으로 전세매매가격 비율도 증가하여 금리와 음의 상관관계가 있을 것으로 추정되나, 결과는 반대로 나타나 전세매매가격 비율의 경우 수익형 부동산의 자본환원율과는 다소 차이가 있음을 확인할 수 있었다.

또한, 코스피 지수와와의 관계는 주택가격상승기 동안에는 음(-)의 상관관계를, 주택가격하락기 동안에는 양(+의 상관관계를 보이며 자산시장과 밀접한 관계가 있음을 알 수 있었다. 이는 주택가격상승기 동안 주택은 매매가격상승률이 전세가격상승률 보다 더 높은 자본이득 위주의 자산성격을 보이고, 반면 주택가격하락기 동안은 전세가격상승률이 매매가격상승률 보다 높은 운영이득 위주의 자산성격을 알 수 있어, 주택시장 구조변화를 통해 자산성격이 변화하고 있음을 확인할 수 있었다.

한편 <표 5>에서 보다시피 전세매매가격 비율은 구조변화 전후 모두 과거시점의 기대주택가격 상승률(8개월전 시점으로부터 과거12개월간 주택가격수익률 평균)에 음(-)의 영향을 받고 있음을 알 수 있었다. 주택가격상승기 동안 기대주택가격 상승률에 의한 영향이 주택가격하락기에 비해 보다 더 컸으며, 지역 간에도 주택가격상승기 동안에는 경기, 인천, 서울 순으로, 주택가격하락기의 경우에는 그 반대 순으로 나타났<sup>33)</sup>.

마지막으로 3사분면에서 공급량 모형의 추정결과, 매매가격이 상승하면 공급량도 증가하는 통상적인 사분면 모형에서의 모습과 달리 매매가격에 대해 유의한 결과가 나타나지 않았다.

5개월전 전세매매가격 비율이 공급량에 미치는 영향은 비록 주택상승기의 경우 통계적으로 유의하지 못했지만, 전 기간에 걸쳐 공급량에 음(-)의

32) 각주 8) 참조

33) 지역별 상관계수는 <표 5>에서 수도권 d\_in\_hpi\_sa\_12m\_av L8 계수값에 각 지역더미변수를 더하면, 가격상승기 동안 경기(-7.069), 인천(-7.311), 서울(-7.330) 순으로, 가격하락기 동안은 서울(-9.490), 인천(-9.560), 경기(-9.707)으로 나타난다. 실제 2006년 주택가격 상승폭이 가장 높아 거품이 낀 버블세븐지역(강남, 서초, 송파, 목동, 분당, 용인, 평촌) 중 경기지역(분당, 용인, 평촌)이 3군데나 포함되었으며, 이들 지역은 가격상승기에는 기대가격상승률이 가장 높았으며, 가격하락기에는 수도권 외곽의 보급자리주택 등으로 인해 기대주택가격상승률이 가장 폭락한 지역으로 손꼽힌다.

영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 주택가격 상승기 동안 기대주택가격상승률이 높아 전세매매 가격 비율 하락에 따른 공급량이 증가함을 의미하며, 주택가격하락기 경우에는 반대의 결과가 나타났음을 알 수 있다.

주택가격 상승기 동안 규제지수와 공급량 간의 관계에서는 예상과 달리 강한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났는데, 이는 분양가상한제 실시와 같은 정책적 규제로 인해 특정시점에 실시되는 규제적용을 회피하기 위해 단기간에 공급이 집중되어 나타난 현상<sup>34)</sup>으로 보인다. 반면 주택가격 하락기 동안의 규제는 공급량에 예상대로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 전세 및 매매거래량에 대해서도 공급이 왜곡되어 단기간에 집중되었던 주택가격 상승기에는 공급량과 유의하지 않은 결과로 나타났으나, 주택가격하락기에는 양(+)의 상관관계를 보이며, 매매거래량 보다는 전세거래량에 더 많이 영향을 받음을 알 수 있었다.

또한, 공급량에 대한 근로자 소득과 공사비에 대한 관계도 일부 유의한 결과가 나타났으며, 주택 미분양률에 대해서는 전 기간에 걸쳐 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 주택수요 감소로 인해 공급량이 감소하는 조정과정의 모습으로 볼 수 있을 것이다.

## V. 결 론

살펴본 바와 같이 모형추정 분석결과, 1사분면에서 전세가격은 금리나 유동성, 경제성장률과 같은 거시경제변수 외에 주택매매가격 및 매매가격의 변동성에도 밀접한 영향을 받아 자산시장의 기대가격상승률 뿐만 아니라 자산가격 불확실성에 의한 기대심리에도 영향을 받는 것을 알 수 있었다.

특히 불확실성에 의한 기대심리를 나타내는 주택가격의 변동성은 매매가격 증감에 따른 저당효과에

도 불구하고 주택가격하락기 동안 전세가격이 오히려 상승하는 탈동조 현상을 잘 설명해 주고 있다.

2사분면에서 자산시장을 나타내는 핵심변수인 전세매매가격 비율은 과거 기대주택가격상승률 외에 금리에도 밀접한 영향을 받고 있으나, 분석결과 수익형 부동산의 자본환원을 개념과는 다소 차이가 있음을 확인할 수 있었다.

한편 전세매매가격 비율은 코스피 지수와도 상관관계가 높아 자산시장과도 밀접한 관계가 있음을 확인할 수 있었으며, 주택가격상승기와 하락기 동안 전세가격 및 매매가격증감률에 의해 영향을 받는 정도가 다르며, 주택가격상승기 동안 주택자산은 매매가격상승률이 전세가격상승률 보다 더 높은 자본이득 위주의 자산이고, 가격하락기 동안은 전세가격상승률이 매매가격상승률 보다 높은 운영이득 위주의 자산성격을 보이고 있어, 구조변화를 통해 주택자산성격이 변화하고 있음을 확인할 수 있었다.

3사분면의 주택공급모형의 경우 특히 구조변화 이전 기간의 모형 설명력이 떨어지는데<sup>35)</sup>, 이는 주택가격상승이라는 경기적 요인 외에 과도한 규제가 시장을 왜곡시키고 있음을 설명하고 있으며, 이러한 요인을 제외하고는 기대주택가격상승률에 의해 결정되는 전세매매가격 비율, 주택수요를 가늠할 수 있는 전세 및 매매거래량, 주택미분양률과 근로자 소득, 공사비 등 1사분면 및 2사분면의 다양한 요인에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 이처럼 수도권 주택시장은 구조변화를 통해 공간 및 자산시장 간에 상호 관련성을 가지며 장기적으로 조정되는 균형관계를 이룸을 알 수 있었다.

또한, 주택은 가격상승기와 하락기를 경험하면서 자본이득 위주의 투자가치적 성격에서 운영이득 위주의 자산으로 성격이 변화하고 있음을 알 수 있었는데, 이는 주택소유에 따른 수익과 보유를 위해 지출한 금액의 운용평균수익률이 균형을 이루는 것으로서 즉, 자본이득과 운영이득 간의 조합이

34) 주택가격상승기 동안 경기지역(1,944)이 규제지수와 상관관계가 가장 높은 것으로 나타났는데, 이는 분양가상한제 전면 실시(2007년 9월)에 따라 김포, 고양, 파주, 용인 등 2기 신도시 개발사업 등이 2007년 12월말까지(이전에 사업계획승인을 얻었거나, 신청한 경우에는 2007.12.1 이전까지 관리처분계획의 인가 신청분까지 상한제 적용) 상한제 적용을 회피하기 위해 집중 분양되었던 이유로 보인다.

35) 공급모형의 경우 장기간 소요, 대규모 공급 등 공급의 비탄력성으로 인한 시차발생, 용지확보, 인허가 리스크 등 개발시장의 수많은 우발변수를 함께 고려해야 하는 현실적인 문제가 있기 때문이다(이무송·유정석, 2014: 36).

균형가격을 이루는 모습으로 최근 주택가격하락으로 인한 보유비용을 상쇄하기 위한 노력으로 전세가격을 높이거나 보증부월세(반전세)나 월세로의 전환현상 등이 이를 설명해준다.

하지만, 통상의 사분면 모형에서 매매가격이 임대료에 영향을 받아 결정되는 것과 달리 그동안 전세가격이나 매매가격 모두 기대주택가격상승률에 크게 의존하는 등 수도권 주택시장은 자본이득 위주의 매매시장을 중심으로 작동해온 관계로 공간 및 자본시장 간 상호 동조화를 이루는 그다지 효율적인 시장은 아님을 확인할 수 있었다.

최근 전세가격 상승에 따른 전세시장 안정을 위해 다양한 대책들이 요구되고 있는데 그동안 임대시장에 관행적으로 지배되어 왔던 전세제도는 빠른 경제성장으로 인한 주택가격의 지속적인 상승으로 존재하였던 제도로서 주택시장 구조변화에 따라 더 이상 존재의미를 상실하고 있다.

향후 적정임대료에 대한 결정요인을 찾는 것이 연구계의 과제이긴 하나, 앞으로 저성장 시대가 예고되는 만큼 주택시장 또한 주거서비스 부문이 주도하는 형태로 예상된다. 따라서 이제부터라도 자산시장과 공간시장이 균형을 이룰 수 있도록 주택정책은 자본시장 위주의 투기억제나 부양정책 의존에서 벗어나 공간시장 안정에 역점을 두어야 할 것이다.

마지막으로 자료 구득상의 한계로 인해 하나의 모형에 공공기관과 민간기관의 서로 다른 출처 자료를 혼용하여 사용한 점, 일부 분기별 자료(실질 GDP와 도시근로자 소득)를 월별로 전환하여 모형의 변수로 활용한 것은 본 연구의 한계로 지적되며, 향후 공신력 있는 자료가 충분히 확보된다면 보다 더 심층적인 연구가 이루어질 것으로 기대된다.

또한, 공간 및 자산시장에 대한 장기균형메커니즘 뿐만 아니라 단기적인 동적균형관계 메커니즘에 대한 추가연구도 필요할 것으로 보인다.

## ▶ 참고문헌 ▶

- 강민석·조주현, 2009, “공간·자본시장 이론을 통한 국내 주택시장 구조분석”, 부동산·도시연구 2(1), 건국대학교 부동산도시연구원: 79~101
- 국민은행, 2014.9.25, “KB 국민은행 보도자료”
- 국토연구원, 2010, 공간분석기법, 한올아카데미
- 권현진·유정석, 2014, “국제금융위기 전·후 가계부채와 수도권 주택매매시장의 구조적 변화”, 국토연구 81, 국토연구원: 105~119
- 김대원·유정석, 2014, “패널분석을 이용한 지역별 미분양률 결정모형 개발 및 적용연구”, 주택연구 22(1), 한국주택학회: 149~178
- 김문성·배형, 2013, “주택정책에 대한 서울 아파트 시장의 반응분석에 관한 연구”, 부동산연구 23(1), 한국부동산연구원: 41~65
- 김윤영·이진수, 2009, “투자자의 시장심리를 반영한 자산가격 변동요인 분석”, 금융경제연구 390, 한국은행 금융경제연구원: 1~31
- 민인식·최필선, 2010, STATA 패널데이터 분석, 한국STATA학회
- \_\_\_\_\_, 2012, 고급 패널데이터 분석 STATA, 한국STATA학회, (주)지필미디어
- 손재영·윤민선, 2007, “서울시 오피스 건물의 자본환원을 결정요인”, 국토계획 42(2), 대한국토·도시계획학회: 163~178
- 송준혁, 2012, “구조변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석”, 응용경제 4(1), 한국응용경제학회: 151~185
- 이무송·유정석, 2014, “연립방정식 모형을 이용한 서울 오피스 시장의 균형메커니즘 연구”, 부동산학연구 20(1), 한국부동산분석학회: 19~38
- 이용만, 2000, “구조적 변화인가 가격상승의 징조인가? - 전세/주택가격 비율의 상승에 대한 해석-”, 부동산학연구 6(1), 한국부동산분석학회: 9~22
- 이충언, 2013, “매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석”, 경제학연구 62(1), 한국경제학회: 29~53
- 이현석, 2001, “공간시장과 자본시장의 연결관계를 고려한 부동산시장 구조분석”, 부동산학연구 7(1), 한국부동산분석학회: 17~31
- 조준혁, 2011, “주택가격의 불확실성에 대한 인식이 전세가격에 미치는 영향”, 국토계획 46(5), 대한국토·도시계획학회: 179~192
- 최성호·이창무, 2009, “매매, 전세, 월세 시장간 관계의 구조적 해석”, 주택연구 17(4), 한국주택학회: 183~206
- 홍기석, 2009, “주택 임대가격/매매가격 비율에 관한 실증분석”, 응용경제 11(3), 한국응용경제학회: 115~145
- Andrews, D. W. 1993. “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Jstor: 821~856

20. Choi, In, 2001, "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance* 20(2), Elsevier: 249~272
21. Colwell, Peter. F., 2002, "Tweaking the Dipasquale-Wheaton Model", *Journal of Housing Economics* 11(1), Elsevier: 24~39
22. Cumby, Robert E. and John Huizinga, 1992, "Testing the Autocorrelation Structure of Disturbances in Ordinary Least Squares and Instrumental Variables Regression", *Econometrica* 60(1), Wiley: 185~195
23. DiPasquale D. and W. Wheaton, 1992, "The Markets for Real Estate Assets and Space : A Conceptual Framework", *Real Estate Economics* 20(1), Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association: 181~197
24. Fisher, J. D., 1992, "Integrating Research on Markets for Space and Capital", *Real Estate Economics* 20(2), Wiley: 161~180
25. Girouard, N., M. Kennedy, P. van den Noord, and C. Andre, 2006, "Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals", *OECD Economics Department Paper Series*, OECD, Paris: 475
26. Kahneman, D. and A. Tversky, 1997, "Prospect theory", *Econometrica* 47(2), Wiley: 263~292
27. Maddala, Gangadharrao S., and Shaowen, Wu, 1999, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61(S1), Wiley: 631~652
28. Sinai, T. and N. Souleles, 2005, "Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rest Risk", *Quarterly Journal of Economics* 120, Oxford University Press: 763~789
29. Sivitanides, P. S., 1997, "The rent adjustment process and the structural vacancy rate in the commercial real estate market", *Journal of the Real Estate Research* 13(2), American Real Estate Society: 195~209
30. Tversky, A. and D. Kahneman, 1992, "Cumulative Representation of Uncertainty", *Journal of Risk and Uncertainty* 5(4), Klumer Academic Publishers: 297~323