

GMM 방법을 이용한 부동산가격의 구조변화 검정*

Testing for Structural Breaks in Korea's Real Estate Price Indices:
An Application of the GMM Estimation

박 헌 수 (Park, Heon Soo)**

김 태 경 (Kim, Tae Kyung)***

< Abstract >

The Generalized Method of Moments (GMM) is used to test for the unknown timing of the structural breaks and test whether the structural breaks found coincide with important policy changes during the period of real estate regulations. The strong anti-speculation measures of Aug 31, 2005 made structural break for a short term for over 135 m² for Kangnam and all other apartments and all other measures did not seem to play in Kangnam. For the Mokdong and Nowon areas located away from Kangnam area, structural breaks have happened for long periods, and these two areas donot seem to be strongly affected by the real estate policies. "The government policies have to be seen in the context of its objective to limit the large house price swings in the short term.

주 제 어 : 주택가격지수, 일반화 적률추정법, 구조변화검정

Keyword : House Price Index, Generalized Mehtod of Moments, Structural Break Test

* 본 논문은 2007년 7월 9일부터 12일까지 중국 마카오에서 개최된 AsRES와 AUEREA 국제학술대회에서 발표한 논문을 근거로 하였음.

** 중앙대학교 도시 및 지역계획학과 부교수, heonsoo@cau.ac.kr

*** 경기개발연구원 도시지역계획연구부 책임연구원, tkkim@gri.re.kr

I. 서론

참여정부 들어 수도권 지역의 아파트 가격이 급속하게 증가하였다. 이에 따라 정부는 여러 차례 부동산 정책들을 발표하여 왔다. 참여정부의 부동산정책 기조는 주택과 토지가격 상승이 서민들의 주거생활 안정과 기업들의 투자를 저해하는 요인이 되고 있으며, 자산 소득의 불균형으로 계층 간 갈등을 심화시킬 뿐만 아니라 시중의 풍부한 유동성이 부동산 투기로 유입돼 지속적인 경제성장을 방해한다는 인식에서 출발하고 있다.

정부는 부동산 가격상승을 억제하기 위해 '03년 5월 23일에 대책을 발표했다. 먼저 주상복합과 조합의 분양권 전매를 금지하고 재건축 후분양제 실시 및 안전진단을 강화하였다. 이어 9월 5일 재건축대책에서는 재건축 중소형 의무비율을 60%로 확대하고 재건축 조합원 명의이전을 금지하였다. '03년 10월 29일 부동산종합대책에서는 주택거래신고제를 도입하고 3개 이상 주택보유자에 대한 양도세 증가 및 종합부동산세 부과 등을 제도화하였다.

재건축에 대한 대책이 주를 이룬 2003년과는 달리, 2004년에는 세재부문에 대해 부동산대책들이 발표되었다. 5월 4일에는 2개 이상의 주택보유자에 대해 실거래가를 기준으로 양도세를 부과하는 한편 보유세를 강화하는 세제개편과 기반시설부담금 제도를 도입해 재건축 대상 아파트에 대한 가격을 억제하고자 하였다. 2005년 8월 31일에는 종합부동산대책을 발표하였는데, 종부세 과세대상을 6억 원으로 인하하고 2개 이상의 주택보유자에 대해 양도세에 대해 증가하도록 하였다. 또한 분양가 상한제를 확대하고 및 등기부에 실거래가를 기재토록 하였다.

2006년에는 금융부분의 규제를 중심으로 하여 부동산정책을 추진하였다. 3·30대책에서는 투기 지역에 대해 총부채상환비율을 40%로 제한하였으며 재건축 대상 아파트에 대해서는 초과이익 환수제를 시행하였다. 11월 9일 대책에서는 주택담보대출비율 및 총부채상환비율 적용을 확대하고 분양가 인하 및 분양가 상한제를 검토하였다.

본 연구에서는 참여정부의 여러 부동산 정책들이 주택가격에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 주택가격은 주택시장에서의 수요와 공급을 나타내는 주요한 지표이다. 이러한 지표들의 시간에 따른 변화를 주택가격지수로 나타낸다. 참여정부의 여러 부동산 정책들이 이들 주택가격지수에 영향을 미쳤는지를 분석하는데 목적이 있다.

통상적으로 시장가격에서의 구조변화(structural break)가 발생하였는지에 대한 검정은 F 검정 또는 Chow 검정을 사용한다. 이들 검정들의 기본 가정은 구조변화가 발생한 시점이 알려져 있다는 것이다. 또한 구조변화가 한번만 발생한다는 가정이다. 본 논문에서는 참여정부의 각종 부동산 대책들의 효과가 실제 부동산 가격의 변화로 나타나는 시기가 알려져 있지 않으며 또한 정부의 부동산 대책들이 다수 발표되었기 때문에 하나의 부동산 정책에 따른 구조변화에 대한 검정방법을 적용할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 부동산 정책에 따른 시장가격에 미치는 효과가 발생하는 시점이 알려져 있지 않은 경우에 대해 정부정책이 가격변화에 영향을 미치는가에 대한 검정방법을 실험적으로 시도하고자 하는데 목적이 있다.

본 논문은 구조변화시점이 알려져 있지 않은 경우 F 검정 또는 Chow 검정을 사용할 수 없기 때문에 대안적으로 CUSUMS 검정이 사용될 수 있다. 하지만 Andrews(1993)은 CUSUMS 검정에

〈표 1〉 참여정부 부동산 대책 개관

대책	주요 내용
5.23 대책 (2003)	<ul style="list-style-type: none"> ● 수도권 및 충청권 투기과열지구, 투기지역 확대지정 ● 재건축 아파트 80% 후분양제 ● 주상복합, 주택조합 분양권 전매 금지 ● 재건축 안전진단 기준 강화
9.5 재건축 대책 (2003)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 재건축 아파트 중소형(85m² 이하)건설 의무비율 60% 확대 ● 1가구 1주택 양도세 비과세 요건 강화 ● 재건축 조합설립인가 후 조합원 명의변경 금지
10.29 대책 (2003)	<ul style="list-style-type: none"> ● 주택 공급물량 확충(강북뉴타운 추가조성, 장기공공임대주택 1백50만 가구 건설) ● 부동산 과세 강화(1가구 3주택자 양도세 증과) ■ 종합부동산세 조기시행(2005년) ● 주택거래신고제 도입(2004년 4월 강남, 강동, 송파, 분당, 2004년 5월 용산, 과천)
2.17 대책 (2005)	<ul style="list-style-type: none"> ● 판교신도시 11월 일괄분양 등 판교 투기방지 대책 ● 2중 주거지역 층고제한, 초고층 재건축추진 억제 ● 재건축 개발이익환수제 실시
5.4 대책 (2004)	<ul style="list-style-type: none"> ● 1가구 2주택 양도세 실거레가 과세, 보유세 단계별 강화 ● 재건축, 재개발, 택지개발이익 기반시설부담금제 도입
8.31 대책 (2005)	<ul style="list-style-type: none"> ● 종부세 과세대상 6억 원으로 하향 ● 분양가 상한제 확대 ■ 1가구 2주택 양도세 증과 ● 실거레가 등기부 기재 ● 송파 신도시 건설
3.30 대책 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> ● 투기지역 종부채상환비율 40% 확대 ● 재건축 초과이익 환수제 ● 주택거래신고지역 주택 매입 시 자금조달계획 신고
10.27 대책 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 인천 검단 신도시 건설, 파주 운정 신도시 확대
11.3 대책 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> ● 기반시설비 국고지원, 고밀도 개발로 공공택시아파트 분양가 인하 ● 다세대·오피스텔 건축 규제 완화
11.9 대책 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> ● 주택담보대출 관리 강화(주택대출 총량규제 적용은 배제, 주택담보대출비용, 종부채상환비율 적용 확대) ● 공급물량, 시기 등 공급 확대 로드맵 구체적 제시 ● 용적률 상향조정, 녹지비율 조정 ■ 분양가 20-30% 인하 유도 ● 부동산 투기 관련 탈법, 탈세, 위법사례 철저 단속 ● 가격 급등 지역 집중 단속, 세무조사 실시 ● 종부세, 다주택자 양도세 증과, 초과이익환수 등 투기억제책 지속 ● 관계부처 특별대책반 구성 ■ 민간아파트 분양가 상한제 검토

대해 검정력(test power)에 심각한 문제가 존재한다고 주장하였다. 본 논문은 최근 계량경제학 분야에서 연구가 이루어지고 있는 일반화된 적률추정법(Generalized Method of Moments, GMM) 방법을 사용하여 구조변화를 실증적으로 검정하고자 한다. 실증분석은 서울 강남구, 서초구, 송파구, 양천구, 그리고 노원구 지역에 대해 정부의 부동산 정책에 비교적 영향을 많이 받았을 것으로 판단되는 아파트를 대상으로 분석을 하였으며, 2003년 7월부터 2007년 5월까지 월별 아파트 시세자료와 아파트의 여러 특성변수들을 사용하였다.

II. 구조변화(Structural breaks) 검정

일반적으로 정부의 부동산 정책들이 발표될 때 이들 효과들이 곧 바로 시장에 나타난다고 보기는 어렵다. 이는 부동산 정책에 따른 부동산 시장에서의 구조변화의 시점이 나타나는 것에는 시차가 존재한다. 이러한 시차는 지역별로, 주택 유형별로 차이가 있다.

시계열자료에 있어서 구조변화의 유무, 구조변화 횟수, 구조변화 시점에 대한 연구는 중요하다. 구조변화가 최대 한 번 일어났고, 그 시점을 아는 경우에 주로 F 검정을 사용한다. F 검정은 구조변화가 이루어진 시점을 기준으로 구조변화 전과 구조변화 후의 회귀계수 값의 차이가 존재하는지에 대해 통계적으로 검정하는 방법이다. F 검정은 구조변화 전과 후에 대한 회귀모형을 각각 추정할 수 있어야 하기 때문에 각 회귀모형마다 충분한 자료가 확보되어야 한다. 그러나 많은 경우 구조변화가 발생한 이후에는 자료가 충분하

게 확보되어 있지 않은 경우가 많다. 이 경우에는 Chow 검정을 이용하여 구조변화가 일어났는지 검정할 수 있다(Amemiya, 1985). 구조변화가 일어났다고 판단되는 경우 이를 고려하지 않을 경우에는 분석에 편향된 결과를 가져올 수 있다.

구조변화가 한 번 일어났으나 그 시점에 대해서는 모를 경우, 시점을 달리하여 F 검정이나 Chow 검정 등을 반복적으로 실시하여 검정통계량이 최대가 되는 시점을 구조변화가 발생한 시점으로 파악하는 최대 F 검정 혹은 최대 Chow 검정법이 있다. 또 다른 방법으로는 CUSUMS 검정이 있다. 이는 시계열에 구조변화가 없다면 오차 또는 예측오차들이 독립적이고 동일한 분포를 갖는 오차들이 되고 오차를 누적적으로 제공하여 합한 것의 분포를 파악한 후에 통계적 유의성을 판단하는 방식이다. 이는 검정의 성격상 구조변화 시점의 개수가 복수, 구조변화 시점의 인지와부와 상관없이 사용가능한 검정방법이지만 검정력(test power)이 다른 검정에 비해 낮은 것이 단점이다(Andrews, 1993).

Andrews(1993)는 변화 시점에 대한 정보가 부족한 경우 왈드(Wald), 라그랑지 승수(Lagrange Multiplier), 우도비(Likelihood Ratio) 검정을 이용하여 구조변화시점을 파악하였다. Andrews는 GMM(Generalized Method of Moments)을 사용하여 구조변화시점이 변하는 경우에 이 시점 이전의 자료나 이후의 자료를 이용하여 모수를 추정하였으며 각 통계량에 대한 점근적 분포(Asymptotic Distribution)를 도출하였다. 예를 들어 AR(1) 모형에 대해서 $0 < \pi < 1$ 인 π 에 대해 $[\pi T]$ 는 πT 의 정수부분이라고 하고 이를 T_1 라 하자. 부동산 가격지수를 작성하기 위한 헤도닉가격(hedonic price) 모형은 다음 식으로 표시할 수 있다.

$$y_t = X_t \beta + u_t \quad (1)$$

식 (1)에서 대해 구조변화가 없다고 가정하면 다음의 관계식이 가능하다.

$$E[m(y_t, X_t | \beta)] = E[m_t(\beta)] = 0, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

여기서 $m(y_t, X_t | \beta)$ 는 식 (1)에 대한 적률 (moments)을 나타내며, 이후부터는 간단히 $m_t(\beta)$ 로 표시한다. 구조조정이 $[\pi T]$ 에서 이루어졌다고 가정하면 다음의 관계식이 성립된다.

$$E[m_t(\beta_1)] = 0, \quad t = 1, \dots, [\pi T] \quad (3)$$

$$E[m_t(\beta_2)] = 0, \quad t = [\pi T] + 1, \dots, T \quad (4)$$

구조변화가 없을 경우에는 모형 $E[m_t(\beta)] = 0$ 가 모든 표본에 대해 안정적이지만 구조변화가 발생한 경우에는 모형 $E[m_t(\beta_1)] = 0$ 은 $[\pi T]$ 개의 관측치를 사용하여, $E[m_t(\beta_2)] = 0$ 는 $[\pi T] + 1, \dots, T$ 개의 관측에 대해서 GMM 방법으로 추정이 가능하다. GMM 추정방법에 대해서는 Green (2003, ch. 18) 참조.

β 의 GMM 추정치는 다음 $q_1(\pi)$ 값을 β 에 대해 최소화하면서 구할 수 있다.

$$q_1(\pi) = \arg \min g(\pi | \beta_1)' [\hat{S}(\pi)]^{-1} g(\pi | \beta_1) \quad (5)$$

여기서

$$g(\pi | \beta_1) = \frac{1}{[\pi T]} \sum_{t=1}^{[\pi T]} m_t(\beta_1) \quad (6)$$

$$\hat{S}(\pi) = \hat{S}_{1,0}(\pi) + \sum_{j=1}^{[\pi T]} w_{j,T} [\hat{S}_{1,j}(\pi) + \hat{S}'_{1,j}(\pi)] \quad (7)$$

$$\hat{S}_{1,j}(\pi) = \frac{1}{[\pi T]} \sum_{t=j+1}^{[\pi T]} m_t(\pi | \hat{\beta}_1) m'_{t-j}(\pi | \hat{\beta}_1) \quad (8)$$

계열상관(serial correlation)이 존재하는 시계열 자료에 대해 점근적 공분산(asymptotic covariance)행렬 $\hat{S}(\pi)$ 는 Newey-West(1987) 추정치이며, $w_{j,T}$ 는 Bartlett 커널 값으로 $1 - j / (1 + [\pi T])$ 이다. 구조변화 기간 동안에 대한 추정량들은 같은 방법으로 추정이 이루어지며, 합계를 구하는 시기를 $[\pi T] + 1, \dots, T$ 이다.

GMM 추정치 β 의 점근적 분산은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\widehat{V}_T = \frac{1}{[\pi T]} \sum_{t=1}^{[\pi T]} [\overline{G}'_1(\pi) S_1^{-1} \overline{G}'_1(\pi)]^{-1} \quad (9)$$

여기서

$$\overline{G}'_1(\pi) = \frac{1}{[\pi T]} \sum_{t=1}^{[\pi T]} \frac{\partial m_t(\pi | \hat{\beta}_1)}{\partial \hat{\beta}_1'} \quad (10)$$

구조변화에 대한 Wald, LM, LR 통계량은 다음과 같다(Green, 2003, p.141).

$$W_T(\pi) = [\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)]' \{ \widehat{V}_1(\pi) - \widehat{\beta}_2(\pi) \}^{-1} [\hat{\beta}_1(\pi) - \hat{\beta}_2(\pi)] \quad (11)$$

$$LR_T(\pi) = [q_1(\pi | \hat{\beta}_1) + q_2(\pi | \hat{\beta}_2)] - [q_1(\pi | \hat{\beta}) + q_2(\pi | \hat{\beta})] \quad (12)$$

$$LM_T(\pi) = \frac{T}{\pi(1-\pi)} \mathbf{g}_1(\pi \widehat{\beta}_T)' \widehat{V}_T^{-1} \widehat{G}_T' [\widehat{G}_T' \widehat{G}_T(\pi) \widehat{V}_T^{-1} \widehat{G}_T']^{-1} \widehat{G}_T' \widehat{V}_T^{-1} \mathbf{g}_1(\pi \widehat{\beta}_T) \quad (13)$$

이는 귀무가설 하에서, 즉 구조변화가 없다는 가정 하에서 $\chi^2(k)$ 분포를 한다. 여기서 k 는 모형에서 추정하고자 하는 모수(parameter)의 개수이다. 구조변화를 검정하는 통계량 가운데 LM 통계량이 전체 표본을 사용하여 모형을 한번만 추정하면 되기 때문에 가장 간편하다. 모든 행렬에서 첨자 T 는 모든 표본을 사용하여 GMM을 추정할 것을 의미한다.

구조변화의 시점이 알려지지 않았다고 가정하여 구조변화시점 π 를 확률변수로 취급하는 경우 끝 구간 문제(End-Point Problem)가 발생하게 된다. 끝 구간 문제는 구조변화가 전체 표본기간 중에서 처음 시작부분과 기간의 마지막 부분에서 발생할 경우 통계량의 행위가 정상적으로 나타나지 않는다는 것이다. 따라서 끝 구간 문제를 해결하기 위해서 전체 표본기간 중 처음과 끝 시점의 일정부분 내에서는 구조변화가 발생하지 않았다고 가정한다. 즉, 구조변화의 시점이 발생하는 기간을 처음 시점부터 전체 표본길이의 15% 시간이 경과한 후부터 마지막 시점의 15%시점 이전까지, 즉 $\pi \in (0.15, 0.85)$ 의 표본기간에 대해서만 구조변화의 발생가능성을 분석한다.

III. 실증분석

Rosen(1974)에 의하면 주택은 다양한 특성의 집합체이며, 주택이 입주자에게 제공하는 효용은

주택의 특성들이 입주자에게 제공하는 효용의 합과 같다는 것이다. 주택가격지수는 주택가격의 변화를 지수화한 것이다. 주택가격의 변화는 주택이 갖고 있는 특성의 변화에 의해 발생할 수도 있고, 특성 변화가 없음에도 불구하고 시장상황의 변화에 의해 발생할 수도 있다. 예를 들어 주택의 내부시설을 최신 시설로 교체함으로써 주택가격이 상승할 수도 있으며, 근처에 지하철역이 개통되어 교통이 편리해짐에 따라 주택가격이 상승할 수도 있다. 이러한 가격변화는 주택특성의 변화에 따른 것으로, 전자를 주택의 내부특성 변화에 따른 가격변화라고 한다면, 후자는 주택 외부의 환경 특성 변화에 따른 가격변화라 할 수 있다.

반면, 이런 특성 변화가 없음에도 불구하고 주택수급상의 문제나 이자율의 변동 등과 같은 시장상황의 변화에 의해 주택가격이 변할 수도 있다. 이론적으로는 주택특성 변화에 따른 가격의 변화는 지수산정 시 가격변화에서 제외하는 것이 타당하다. 주택의 특성이 바뀌었다면, 이미 해당 주택은 품질 면에서 이전의 주택과는 다른 주택이므로 지수 산정 시 신규 주택처럼 취급하는 것이 타당하다(한국감정원, 2007).

주택가격지수를 작성하기 위해서는 주택의 특성변화에 따른 가격변화를 고려해야 한다. 이를 위해서 가장 보편적으로 사용되고 있는 방법은 특성가격모형(hedonic price model)을¹⁾ 사용하여 주택의 특성가격(hedonic price)을 추정한 후, 이를 이용하여 매 시점별로 가상적인 표준주택을 정하여 이의 가격을 추정하여 매 시기마다의 가격변화를 지수화하는 방법이다.

본 논문에서는 주택의 특성가격함수에 지수를 작성하는 시기에 대한 시간대미변수(time

1) 특성가격은 헤도닉가격, 특성잠재가격 등으로도 사용된다.

dummies)를 포함하여 주택가격지수를 구하였다). 즉, 함수의 형태를 이중로그함수로 가정할 경우 함수형태는 다음과 같다.

$$\ln V_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j \ln X_{ijt} + \sum_{t=2}^T \gamma_t B_{it} + \epsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (14)$$

여기서 V_{it} 는 t 시기에 i 번째 거래된 주택의 가격이며, X_{ijt} 는 k 개의 주택특성들로 구성된 주택특성벡터이며, B_{it} 는 시간 추세를 나타내는 항으로 i 번째 주택이 t 시점에 거래된 경우 1, 기타는 0의 값을 가지는 더미변수(dummy variable)이다. ϵ_{it} 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 상호 독립적이고 분포가 일정한 정규분포를 한다고 가정한다. 즉, $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 이다.

추세항을 이용한 주택가격 지수산정방법은 분석기간 동안 특성가격(hedonic price)이 일정하다고 가정한다. 즉, 회귀계수들이 시간에 따라 불변이다. 시간에 따라 주택가격 변화는 추세항의 계수인 γ_t 를 통해 반영된다. 주택가격지수는 이것을 통해 산정한다. γ_t 는 기준년도($t = 1$)에 비해 t 년도의 주택가격의 변화율로 $\gamma_t = \ln \frac{V_t}{V_1}$ 관계가 성립된다. 따라서 주택가격지수는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$L_t \equiv \frac{V_t}{V_1} \times 100 = \exp(\gamma_t) \times 100 \quad (15)$$

특성가격함수모형에서 특성변수로는 전용면적, 출입문구조, 난방방식, 단지규모 등의 변수와 시간더미변수를 사용하였으며 함수형태는 준로그(semi-log) 모형을 사용하였다. 상수항을 포함하여 총 51개의 변수를 사용하여 지역별, 아파트 규모별 특성가격모형은 추정하였기 때문에 추정 결과는 지면제약 관계로 생략한다.³⁾ <표 2>은 국민은행 시세자료를 이용하여 아파트가격지수를 작성한 것이다. 2003년 7월을 기준으로 2005년 5월 현재 강남구의 85m² 이상 규모를 가지는 아파트가 가격이 가장 많이 올랐으며, 가장 작게 오른 지역은 노원구의 60-85m² 규모 아파트인 것으로 나타났다. <그림 1>은 규모별 각 지역별 아파트 가격지수의 변화를 보여주고 있다.

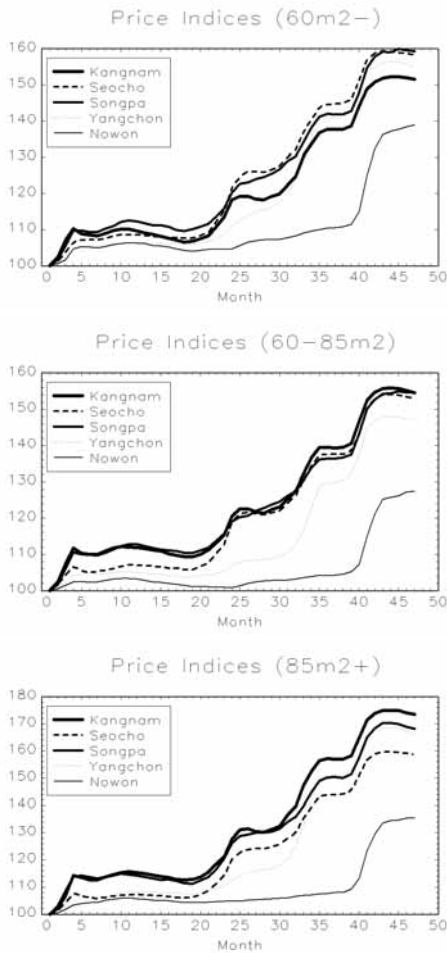
<표 2> 지역별, 규모별 2007년 5월 아파트가격지수 (2003년 7월=100)

시군구	60m ² 미만	60-85m ²	85m ² 이상
강남구	152	155	174
서초구	158	153	159
송파구	159	155	168
양천구	155	147	166
노원구	139	128	136

<그림 1>의 그림을 보면 부동산 가격지수는 단기적으로 정부의 부동산 정책에 매우 민감하게 반응하는 것으로 보인다. 하지만 정부의 부동산 정책에 따라 장기적으로 아파트 가격에 구조변화를 일으켰는가에 대해서는 그림으로는 파악하기 어렵다. 또한 구조변화가 일어난 시점에 대해서는 알 수 없다. 따라서 본 논문에서는 GMM 방

2) 지수작성방법에 대한 것은 한국감정원(2007) 참조.
 3) 추정결과에 대해 관심이 있는 분은 저자에게 요청하기 바란다.

<그림 1> 지역별, 규모별 아파트가격지수



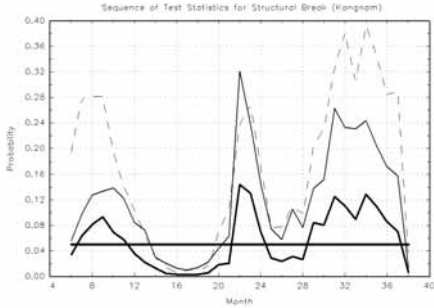
법에 의한 LM 통계량(식 (13))에 근거하여 구조 변화 발생여부를 분석하고자 한다.⁴⁾

<그림 2>는 강남구 지역에 대해 LM 통계량의 귀무가설, 즉 구조변화가 발생하지 않았다는 것에 대해 LM 통계량의 확률을 나타낸다. 비교를 위하여 확률이 5% 수준은 굵은 실선으로 그래프에 표시하였다. 굵은 실선보다 확률이 낮은 시기에는 구조변화가 발생한 것으로 볼 수 있다.⁵⁾

강남구는 2004년 10월부터 2005년 3월에 60m² 이하 규모 아파트에 있어 구조변화가 발생한 것을 파악할 수 있다. 135m² 이상 아파트 단지는 2004년 8월부터 2005년 5월까지 구조변화가 발생한 것으로 파악된다. 2005년에 정부의 강력한 8.31 부동산대책에 따라 135m² 이상 아파트 단지에 있어서는 2005년 9월부터 12월에 구조변화가 일어난 것으로 식별이 되지만 60m² 이하와 60-85m² 는 정부의 8.31 대책에 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다. 특히 정부의 부동산 정책에 따른 아파트 가격에 미치는 영향은 매우 단기적인 것을 알 수 있다.

- 4) 본 논문에서는 GAUSS 프로그램을 직접 작성하여 추정하였으며, GMM에서 우도값의 변화의 허용범위를 1e-05로 정하여 반복횟수를 정하였다.
- 5) 한 심사자는 “부동산정책이 가격변화를 초래한 것이 시장의 구조적인 변화라고 할 수 있는지 불명확하다. 주택시장이 구조적 변화를 겪는다는 것은 시장참여자의 행태, 시장에 영향을 미치는 요인의 파급효과 등이 달라진다는 점을 지적하였다. 심사자의 지적은 타당하다고 본다. 비록 구조변화는 여러 요인에 의해 발생할 수 있으나 본 논문에서는 분석기간이 짧은 기간을 고려할 때 구조변화에 가장 크게 요인을 미친 것은 정부의 부동산 정책이라고 가정하였다. 따라서 이 논문에서 도출한 결과는 장기적인 구조변화라기 보다는 일시적인 변화가 보다 타당하다고 본다.

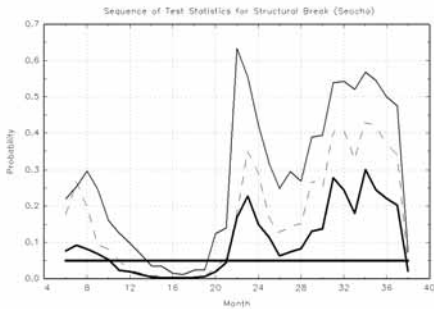
<그림 2> GMM을 이용한 강남구 아파트가격의 구조변화 검정



(가는 실선: 60m²이하 가는 점선: 60-85m² 굵은 실선: 85m²이상)

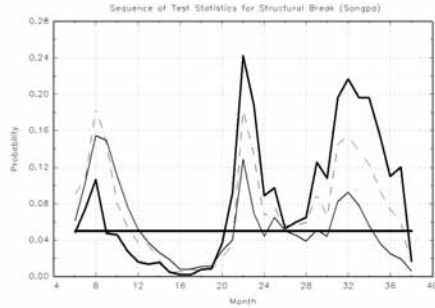
<그림 3>과 <그림 4>는 각각 서초구와 송파구 아파트 가격에 대한 구조변화 검정을 보여주고 있다. 이들 지역은 강남구와 비슷한 패턴을 보여주고 있다.

<그림 3> GMM을 이용한 서초구 아파트가격의 구조변화 검정



(가는 실선: 60m²이하 가는 점선: 60-85m² 굵은 실선: 85m²이상)

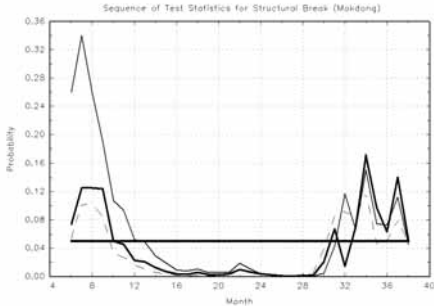
<그림 4> GMM을 이용한 송파구 아파트가격의 구조변화 검정



(가는 실선: 60m²이하 가는 점선: 60-85m² 굵은 실선: 85m²이상)

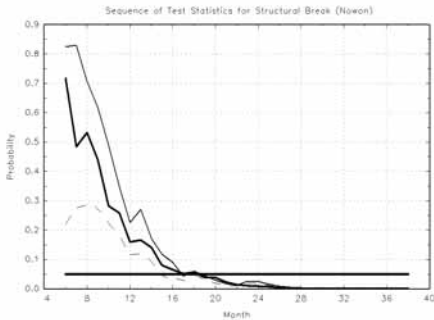
<그림 5>와 <그림 6>은 각각 양천구와 노원구는 구조변화를 보여 주고 있다. 앞서 강남구, 송파구, 서초구와는 달리 이들 지역에 대해서는 정부의 부동산 정책에 대해 그 효과가 장기간동안 발생한 것으로 나타난다. 양천구의 경우 소형 아파트인 60m² 이하 아파트의 경우는 2004년 6월부터 2006년 3월까지 구조변화가 나타났으며, 노원구는 2004년 12월부터 2007년 5월 현재까지 구조변화가 나타난 것으로 보인다. 정부의 8.31 대책은 강남지역을 대상으로 한 강력한 부동산 대책이었으나 강남지역에는 장기적으로 구조변화를 일으킬 정도로 영향력이 크지 않았으나 강남 지역에서 멀리 위치하고 있는 양천구와 노원구 지역은 부동산정책에 크게 영향을 받아 비교적 장기적으로 부동산시장의 구조변화를 일으킨 것으로 분석되었다.

〈그림 5〉 GMM을 이용한 양천구 아파트가격의 구조변화 검정



(가는 실선: 60m²이하 가는 점선: 60-85m² 굵은 실선: 85m²이상)

〈그림 6〉 GMM을 이용한 노원구 아파트가격의 구조변화 검정



(가는 실선: 60m²이하 가는 점선: 60-85m² 굵은 실선: 85m²이상)

IV. 결론

본 연구에서는 GMM 방법을 이용하여 부동산 정책에 따른 부동산 시장의 구조변화가 발생하였는지를 검정하여 보았다. 부동산 시장의 구조변화가 정부의 각종 부동산정책과의 부합성을 검정함으로써 나름대로 부동산 정책이 시장에서 효과

적인지에 대한 판단기준으로 제시하였다.

분석결과 정부의 8.31 부동산대책은 강남구의 경우는 대형 아파트에 대해서 구조변화를 일으킨 것으로 나타났으나 나머지 중소형 아파트에서는 구조변화를 일으킬 정도로 영향력이 크지 않은 것으로 분석되었다. 반면 강남지역에서 멀리 떨어져 있는 양천구와 노원구는 비교적 장기간에 걸쳐 부동산 시장의 구조변화가 발생한 것으로 분석되었다. 전반적으로 부동산 정책은 시장에서 매우 단기적인 효과를 보이고 있는 것으로 나타났다.

본 논문은 부동산 시장에서의 구조변화를 GMM 방법을 이용하여 살펴보았으나 여전히 부동산 시장에서의 구조변화는 한번 발생하는 것을 가정으로 분석이 이루어졌다는 것은 논문의 한계라 할 수 있다. 또한 분석에 사용한 자료가 매우 짧은 기간 동안의 시계열 자료이기 때문에 분석 결과를 일반화시키기에는 한계가 있다. 다만 구조변화가 발생한 시점이 불확실한 경우 구조변화를 검정하는 방법을 제시한 점에서 의의가 있다고 본다. 향후에는 보다 장기간의 시계열 자료가 축적이 된다면 분석결과의 정확성이 높아질 것으로 판단된다. 아울러 정부의 여러 차례 발표된 각종 부동산 정책들이 부동산 시장의 구조변화를 가져왔는지에 대한 연구로 확장되어야 할 것이다.

접 수 일 : 2007년 11 월 30 일
 심사완료일 : 2007년 12 월 28 일

참고문헌

1. 건설교통부. 「지가변동 예고지표 개발을 위한 연구」. 건설교통부. 2000
2. 경기개발연구원. 「경기도 부동산 데이터베이스 구축실태 파악 및 활용방안에 관한 연구」. 2007
3. 서승환. 「한국 부동산 시장의 거시계량분석」. 홍문사. 1994
4. 이용만. “특성가격함수를 이용한 주택가격지수 개발에 관한 연구-시간변동계수모형에 의한 연쇄지수,” 「부동산학연구」 제13집 제1호, 2007. pp. 103-125.
5. 한국감정원. 「부동산 실거래가격에 기초한 주택가격지수 개발」. 2007
6. Amemiya, T., *Advanced Econometrics*. Cambridge : Harvard University Press. 1985
7. Andrews, Donald W. K., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point.” *Econometrica* 61: 1993, pp. 821-856.
8. Bailey, M. J., R. F. Muth, and H.O. Nourse. “A Regression Method for Real Estate Price Index Construction,” *American Statistical Association Journal* 58, 1963, pp. 933-942
9. Case, K., and R. Shiller. “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes,” *American Economic Review* 79(1), 1989, pp. 125-137.
10. Clapp, J., and C. Giaccotto. “Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 9(2), 1992, pp. 137-164.
11. Clapp, J.M. and C. Giaccotto. “Estimating Price Indexes for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods,” *Journal of the American Statistical Association* 87, 1992, pp. 300-306.
12. Green, W.H., *Econometric Analysis*, 5th ed., Prentice Hall. 2003
13. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.
14. Knight, J.R., J.Dombrow, and C.F. Sirmans. “A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes,” *Real Estate Economics* 23, 1995, pp. 187-205.
15. Palmquist, R. B. “Measuring Environmental Effects on Property Values Without Hedonic Regressions,” *Journal of Urban Economics* 11, 1982, pp. 333-347
16. Rosen, S. "Hedonic price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* 82, 1974, pp. 34-55.