

주택가격의 폭발적 거품의 추정

An Estimation of Explosive Bubbles in House Prices

조 무 상 (Moo-Sang Cho)* · 남 주 하 (Joo-Ha Nam)**

〈 Abstract 〉

This study examines the existence of explosive bubbles in house prices. Even if there is a bubble in the house prices, as long as it is not explosive, we can not conclude that there exists a bubble only based on the fact that house prices soar or are too high because house prices can be restored to a proper level after a certain period of adjustment. Therefore, using Information Error model, we measure the bubble term, which is defined as the gap between the intrinsic value explained by the market fundamentals and the market price, and then check whether there is an explosive bubble by Survival analysis. Housing Sales Price Index as a dependent variable, and explanatory variables such as not only Jeonse Price Index but also Sales-Jeonse Prices ratio, which reflect properly the relation between sales and rental prices, are included for Information Error model. Survival analysis is performed by an exogenous as well as an endogenous bubble model. Survival times of bubbles are assumed to be independent of market fundamentals in exogenous bubbles model while dependent in endogenous bubbles model. Samples are the period from January 1987 to December 2017 and six sub sample periods. Regional ranges are for the four regions of the whole country, the six metropolitan cities, Seoul Gangnam, and Seoul Gangbuk. For the exogenous bubbles model, 'Not' in the whole sample 'nor' any sub-samples, the existence of explosive bubbles was found. For the endogenous bubbles model in which 'interest rate' are used as market fundamental variables, shape parameter α is estimated to be $1 < \alpha < 2$. Values of the shape parameter, α , with larger than 2 are not found in both of exogenous and endogenous bubbles model of Survival analysis, so we can not find any evidence supporting existence of explosive bubbles. It implies that there are no explosive but stable bubbles in any sub-sample, and the bubbles become extinct over time.

키워드 : 주택가격거품, 정보착오모형, 생존분석, 폭발적 거품, 외생적 거품, 내생적 거품
 Keyword : House Price Bubbles, Information Error Model, Survival Analysis,
 Explosive Bubbles, Exogenous Bubbles, Endogenous Bubbles

* 서강대학교 경제학부 대우교수, whantkd@hanmail.net, 주저자

** 서강대학교 경제학부 교수, namjh@sogang.ac.kr

I. 서론

주택가격의 변동은 경제 전체에 중대한 영향을 미치며(김경환·이한식, 2000), 특히 1980년대 중반의 일본과 2000년대 중반의 미국의 사례에서와 같이, 주택자산에 포함된 가격거품이 붕괴될 때 금융위기의 주요 원인이 된다는 점에서 중요하다. 그러나 주택가격이 급격히 상승하였다거나 현재의 주택가격 수준이 높다는 사실 자체만으로 거품이 존재한다고 할 수는 없다. 일반적으로 거품이란 주택의 시장가격 중 내재가치를 초과하는 부분이라 할 수 있지만, 거품을 일관성 있게 정의하기 어려울 뿐만 아니라 거품에 대한 측정에 있어서도 또한 거품의 존재여부 및 거품에 대한 완전한 검증이 쉬운 작업이 아니다.

주택가격의 거품 존재 유무를 측정하고자 한 선행연구들은 크게 2가지 유형, 내재가치 접근법과 공적분 접근법을 취한 연구들로 구분할 수 있는데, 2가지 유형 모두 기술적 한계를 내포하고 있다. 내재가치접근법은 내재가치식 추정을 통해 시장가격과 추정된 내재가치와의 차이를 거품으로 인식한다. 그러나 내재가치식 추정에 있어 모형설정의 오류와 누락 변수 편이가 존재할 수 있다는 근본적 한계점이 있다. 공적분 검정법은 주택가격에 거품이 없다면 주택가격과 시장기초요소인 주거서비스 가격의 시간적 움직임이 유사할 것이며 따라서 두 변수의 사이에 공적분 관계가 존재할 수 있으므로 공적분의 존재 유무에 따라 거품의 존재유무를 간접적으로 검증하는 방법이다. 그러나 이 방법 역시 공적분 관계가 확인되지 않는 이유가 모형에 포함되지 않는 변수로 인한 것일 수 있다는 점에서 근본적인 한계를 가지고 있다.

본 연구에서는 새로운 접근법을 이용하여 주택가격의 거품 존재 유무를 검증하고자 한다. 즉 주식시장에서 폭발적 거품의 존재유무를 검증한 Yuhn et al.(2015)의 방법론을 주택시장에 적용하여 주택가격에 폭발적 거품이 존재하는지를 검증하고자 한다. Yuhn et al.(2015)의 방법론은 주식가격에 대해 정보착오모형(information error model)을 토대로 거품향을 추정하고 이렇게 측정된 거품향이 와이불(weibull) 분포를 따른다고 가정한 후 생존분석(survival analysis)을 통해 폭발적 거품만을 식별하는 방법이다. 이 접근법은 내재가치식을 직접 추정하지 않으므로 내재가치 접근법의 한계를 극복할 수 있을 뿐만 아니라 공적분 검정법의 한계점도 극복할 수 있다.¹⁾ 이러한 접근법을 이용하여 주택가격에

1) Evans(1991)는 폭발적 거품이 존재함에도 불구하고 공적분 검정법은 거품이 존재하지 않는 결과를

대해 폭발적 거품 유무를 검증한 연구는 찾아보기 어려웠으며, 본 연구에서 처음으로 주택 가격의 ‘폭발적 거품’ 유무 검증을 시도하는 것으로 보인다.

분석에 사용된 자료는 KB국민은행의 주택매매가격지수 및 주택전세가격지수, 시장금리 및 전산업 생산지수 자료를 이용하며, 분석대상 기간은 1986년 1월 ~ 2017년 12월이다. 분석절차는 먼저 시계열 자료의 안정성 여부를 검토하기 위하여 단위근 검정을 수행한다. 단위근이 존재하는 경우 가성회귀의 우려가 있으므로 불안정적 변수에 대해서는 차분된 자료를 이용하여 정보착오모형 추정에 사용한다. 정보착오모형을 통해 측정된 주택가격의 거품함에 대해 와이볼 분포를 가정한 생존함수 추정을 통해 폭발적 거품의 존재 유무를 검증한다.

한편, 매매가격과 전세가격 간의 관계를 가장 적절하게 나타내는 지표는 매매전세 비율이므로 주택전세가격지수 대신 매매전세비율 자료를 이용하여서도 폭발적 거품이 존재하는지를 검토한다.²⁾ 다양한 시간적 범위 및 공간적 범위에 대해 분석하기 위하여 주택 가격의 추이변화 여부에 따라 전체 기간을 6개의 하위기간으로 구분하여 하위기간별로도 분석한다. 하위기간은 1기간(1986년 1월 ~ 1991년 4월), 2기간(1991년 5월 ~ 1997년 11월), 3기간(1997년 12월 ~ 2001년 5월), 4기간(2001년 6월 ~ 2005년 2월), 5기간(2005년 3월 ~ 2009년 9월), 6기간(2009년 10월 ~ 2017년 12월)이다. 또한 공간적 범위는 지역적으로 차별화되는 주택시장의 특성을 고려하여 전국과 6대 특·광역시, 서울강남, 서울강북의 3개 하부시장에 대해서도 분석한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 선행연구를 검토하고 제3절에서는 분석 방법론을 기술하며 제4절에서는 분석에 사용된 자료와 분석 결과를 제시하고 제5절에서 결론을 맺는다.

낼 수 있음을 지적하였다.

2) 다만 매매전세비율을 이용한 분석은 주택종합지수가 아닌 아파트지수를 이용하여 분석한다. 종합지수에 대한 매매전세비율은 시계열이 짧아 분석이 곤란하다. KB국민은행에서는 아파트지수에 대한 매매전세비율, 아파트매매가격지수 및 아파트전세가격지수는 1998년 12월부터 제공하고 있다.

II. 선행연구의 고찰

주택가격이 급격히 상승하였다거나 현재의 주택가격 수준이 높다는 사실 자체만으로 거품이 존재한다고 할 수는 없다. 주택가격은 수요와 공급요인들(예를 들어, 인구, 소득, 금리, 원자재비용) 뿐만 아니라 각종 정부규제(예를 들어, 토지이용규제, 건축규제 등)에 의해서도 영향을 받기 때문에 주택가격에 거품이 존재하는지 여부를 판정하기 위해서는 먼저 거품에 대한 정의가 요구된다.

거품이란 주택의 시장가격 중 내재가치를 초과하는 부분이라 할 수 있지만, 거품을 일관성 있게 정의하기 어려울 뿐만 아니라 거품에 대한 측정에 있어서도 또한 거품의 존재여부

및 거품에 대한 완전한 검증이 쉬운 작업이 아니다. 이러한 거품의 존재 유무를 측정하는 방법은 크게 2가지 유형이 있는데, 내재가치접근법과 공적분 검증법이 있다.

내재가치접근법에서는 주택가격은 미래 기대수익의 현재가치 합으로 해당 자산의 내재가치(instinct value)가 결정된다고 한다. 그리고 주택가격의 거품은 시장 펀더멘털(fundamental)에 의해 결정되는 내재가치와 시장가격 간의 차이라고 한다(Stiglitz, 1990; Camerer, 1989; Flood and Hodrick, 1990). 따라서 주택가격 거품 측정의 신뢰성은 결국 주택의 내재가치 측정에 의존하며, 거품의 존재유무를 분석하는 많은 연구들은 내재가치 접근법을 취하고 있다. 이러한 접근법에는 다양한 모형들이 있다. 주택의 시장가격을 종속변수로 하고 내재가치를 결정하는 변수들을 설명변수로 하는 회귀분석을 실시하고 적합값(fitted value)과 시장가격 간의 차이를 거품으로 식별하는 직접적인 방법(회귀분석법)과, 거품이 발생하면 가격변동성이 커진다는 점에 착안하여 분산을 분석하는 간접적인 방법(Shiller의 과민변동성검증법), 내재가치식 추정에 있어 설명변수와 주택가격 간의 선형관계 가정에서 야기될 수 있는 한계점을 극복하기 위한 칼만 필터(Kalman filter)기법을 이용한 상태공간모형(state space model) 등 다양한 계량기법이 있다. 내재가치 접근법은 식의 형태나 내재가치식에 포함된 설명변수들의 조합이 완전하다는 보장이 없다. 즉 내재가치식 추정에 있어서 모형설정의 오류(specification errors)나 누락변수 편의(omitted variables bias)를 완전히 배제할 수 없다는 점이다.

두 번째 유형은 가격과 임대료의 관계에 기초한 방법으로서, 거품이 없다면 가격과 임대료의 시간적 움직임이 유사할 것이라는 점에 착안하여 주택가격과 임대료 사이에는 ‘공적분(co-integration)’ 관계가 존재하면 거품이 없고, 공적분 관계가 존재하지 않으면 거품이 있다고 검증

하는 방법이다(이용만, 2000; 이준희·송준혁, 2007). 이 접근법은 주택가격에 대한 설명변수로서 임대료를 이용하여 회귀분석을 실시한 뒤 오차항에 단위근이 존재하지 않으면 공적분 관계가 성립하는 것으로 판정하는 방법³⁾과 요한젠(Johansen) 공적분 검정법이 있다. 두 방법 모두 공적분 관계가 있으면 거품이 없다고 결론을 내린다. 그러나 이 방법 역시 공적분 관계가 확인되지 않는 이유가 모형에 포함되지 않는 변수로 인한 것일 수 있다는 점에서 근본적인 한계를 가지고 있다. 게다가, Evans(1991)가 지적한 바와 같이, 공적분 검정법은 특히 폭발적 거품이 존재함에도 불구하고 거품이 없다는 잘못된 결과를 나타낼 가능성이 있는 한계점이 있다.

내재가치접근법을 이용하여 한국 주택가격의 거품 존재 유무를 검정한 연구로는 김봉한, 2005; 전해정, 2014; 김원희·강원철, 2012; 이용만·김선웅, 2006; 이성수, 2003; 최차순, 2010; 김경환, 1991; 이준희, 2006 등이 있다. 김봉한(2005) 및 전해정(2014)은 칼만필터를 이용한 상태공간모형을 통해 주택가격의 거품여부를 검정하였다. 이 연구들이 취한 방법은 미래 기대수익의 현재가치 합이라는 내재가치를 추정하기 위해 미래 기대수익을 나타내는 임대료에 대한 지표를 필요로 하는데, 우리나라는 임대료지수가 발표되지 않아 전세지수와 회사채수익률을 곱하여 환산한 월세지수를 이용하여 분석하였다.⁴⁾ 그러나 이러한 방법은 금융위기와 같은 외부충격으로 인해 금리가 급격하게 변동할 경우 환산된 임대료지수도 크게 변동한다는 단점이 있다.

김원희·강원철(2012)은 현금흐름할인모형을 이용하여 아파트가격의 거품유무를 분석하고자 하였다. 아파트의 기대수익 발생기간을 40년으로 가정하고 전세지수에 주택담보대출금리를 곱하여 아파트로부터의 기대수익을 계산한 뒤 내재가치를 구한다. 단 이 때 할인율로는 3년 만기 국고채수익률을 적용하였다. 이용만·김선웅(2006)은 모형설정오류검정법을 이용하였는데, 이 방법은 수익(임대료)의 확률과정을 추정한 뒤, 원본(주택가격)에 대한 수익의 회귀계수가 거품이 존재하지 않는 경우와 통계적으로 일치하는지 여부를 거품유무를 판정하는 방법이다. 분석결과, 서울 강남지역의 주택가격에 거품이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하여 강남지역의 거품에 대한 믿음은 잘못된 것이라 결론지었다. 이성수(2003) 및 최차순(2010)은 과민변동성검증법을 이용하여 분석하였는데, 서울 전체의 변동성이 서울 강남보다 큰 것으로 나타나, 강남지역의 아파

3) Engle and Yoo(1987)이 제안한 공적분 검정법을 의미한다.

4) 국민은행의 KB아파트 월세지수는 2015년 12월부터 작성되고 있어 시계열이 짧아 분석에 사용하기 부적절하다.

트가격에는 거품이 존재하지 않는다는 결과를 보였다. 이성수(2003) 역시 차이가 미미하기는 하지만 동일한 결과를 나타내었다. 김경환(1991)은 수요-공급에 대한 축약형 모형(reduced form

〈표 1〉 주택거품에 관한 선행연구

유형	저자	모형	분석기간	지역	변수	추정결과
내재가치 접근법	김봉한 (2005)	상태공간모형 +칼만필터	1986M06-2003M06	전국	아파트매매가격지수, 환산 아파트월별임대료지수 (전세지수 및 회사채수익률 이용 환산)	'87~'91: 거품상승 '98.9~'03.6: 거품 급상승
내재가치 접근법	전해정 (2014)	상태공간모형 +칼만필터	2003M11-2013M08	전국/ 수도권/ 비수도권/ 강남/강북	아파트매매가지수, 아파트월별임대료 (전세지수 및 전세/매매가격비율, 주택담보금리 이용 환산)	전체기간: 강남(25.4%), 강북(21.3%), 수도권(20.1%), 전국(18.4%), 비수도권(14.3%) '08 위기이전: 강남(26.7%), 강북(19.3%), 비수도권(4.2%) '08 위기이후: 강남(13.2%), 강북(10.7%), 비수도권(19.0%)
내재가치 접근법	김원희 · 강원철 (2012)	현금흐름 할인모형	2001M09-2012M03	강북/강남/ 6대광역시	아파트매매가지수, 매매가대비전세가비율, 전세가지수, 주택담보대출금리, 3년만기 국고채수익률(할인율)	'12년 3월 현재 버블크기: 강북(73.5%), 강남(90.1%), 부산(40.4%), 대구(30.8%), 인천(82.6%), 광주(23.5%), 대전(43.8%), 울산(30.2%)
내재가치 접근법	이용만 · 김선웅 (2006)	모형설정오류 검정법	1999M01-2003M08	서울 강남	주택가격지수, 주택전세가격지수	거품 확인 X
내재가치 접근법	이성수 (2003)	과민변동성 검증	1986M01-2003M04	서울/강남/ 광역시	주택매매가지수, 오피스빌딩 소득수익률	분산불균등 분석: 서울(5.63), 강남(5.48), 광역시(3.78)
내재가치 접근법 공적분 접근법	최차순 (2010)	과민변동성 검증	1999M01-2009M12	전국/서울/ 강남	아파트매매가격지수, 아파트월별임대료지수 (전세지수, 평당 전세가격, 월세전환율 및 회사채수익률 이용 환산)	*과민변동성분석: 3개 지역 모두 과민변동성→거품암시 강남(25)/서울(42)/전국(64) *공적분검정: 3개 지역 모두 거품가능성 존재
내재가치 접근법	김경환 (1991)	수요공급모형 (축약형)	1982Q1-1990Q2	전국	주택가격, 주가지수, 실질GNP, 사채금리	명목주택가격에는 거품 존재하나 상대주택가격에는 불명확
내재가치 접근법	이준희 (2006)	일반균형 자산가격모형	1987Q1-2004Q4	전국/강남	실질주택가격지수/실질주택임대소득, 실질주택임대소득 전기대비 로그 비율, 시장이자율	*전국: 거품 존재 '01이후(3.9%), '04이후(8.8%) *강남: 거품 존재 '01이후(7.6%), '04이후(13.7%)
공적분 접근법		수요공급 장기균형모형		전국	아파트매매가지수, 실질소득, 주택건축비용, 실효세율	거품 존재
공적분 접근법		현재가치모형			주택매매가지수, 주택임대소득	거품 존재
공적분 접근법	이용만 (2000)	요한센 공적분검정	1986M1-1999M12	서울	주택매매가격지수, 주택전세가격지수	거품 확인 X

model)을 추정하였는데, 거품의 존재에 대해 확실하게 보일 수 없는 결과를 나타내었다.

공적분 검정법을 이용한 연구로는 이용만(2000)의 연구가 있다.⁵⁾ 이용만(2000)은 서울의 아파트가격과 임대료 사이에 공적분 관계가 확인되어 거품이 존재하지 않는 것으로 결론지었다. 한편 이준희(2006)는 내재가치접근법과 공적분 접근법을 모두 이용하여 분석하였는데, 내재가치접근법에서는 일반균형자산가격모형을 적용하였으며, 공적분 접근법에서는 수요·공급의 장기균형모형과 현재가치모형을 각각 적용하여 분석하였다. 요한센 공적분 검정법을 통해 주택가격과 수요·공급요인들 간의 장기 공적분 관계를 검토한 결과, 2001년 이후 전국 장기균형가격을 유의하게 상회하는 거품이 존재하는 것으로 분석되었다. 또한 현재가치모형에 기반한 분석은 주택매매가격과 환산 주택임대소득⁶⁾ 간의 공적분 관계를 Engle and Granger 검정법으로 분석하였는데, 전국 및 서울의 강남지역에서 공적분 관계가 성립하지 않아 거품의 존재가능성이 높은 것으로 나타났다. 일반균형자산가격모형을 이용한 분석에서도 서울의 아파트는 2001년 ~ 2005년 8월까지 거품이 존재하는 것으로 나타났다.

III. 분석방법론

본 연구에서는 주식시장의 거품 유무를 검증한 Yuhn et al.(2015)의 방법론을 적용하여 주택시장의 거품 유무를 검증한다. 분석방법은 크게 2단계로 구분된다. 첫 번째 단계에서는, 정보착오모형을 통해 거품향을 추정한다. 이 거품향은 일시적, 합리적, 비합리적 또는 폭발적 거품 여부가 구분되지 않는, 단순히 내재가치와 현재가격 간의 괴리라 할 수 있다. 두 번째 단계에서는 추정된 거품향에 대해 와이불 분포를 가정하고 생존함수를 추정함으로써 폭발적 거품 여부를 판정한다.

5) 이외에도 김경환·이한식(2000)의 연구도 있으나 이 연구는 토지가격에 거품 존재 유무를 분석하였다.

6) 주택전세가격지수를 아파트매매가격/전세가격 비율로 나눈 뒤 회사채 유통 수익률을 곱하여 산출하였다.

1. 정보착오모형

Yuhn et al.(2015)의 방법론은 자산가격모형에 관한 Hamilton and Whiteman(1985)과 Diba and Grossman(1988)의 연구를 개량한 모형으로서, 직접적으로 거품을 추정하는 방법이다. 이 때 관측되는 거품은 시장 펀더멘털의 변화에 따른 일시적 조정 또는 균형으로의 조정과정에서 발생하는 과잉조정(over-shooting)으로 해석할 수 있다.

기초에 임대되어 임대기간이 종료하는 기말에 임대료가 지불되는 자산의 현재가치 모형은 다음과 같이 표현된다.⁷⁾

$$P_t = \rho E_t [P_{t+1} + R_{t+1}] \quad (1)$$

여기서 P_t 는 t 기초의 주택가격, R_{t+1} 는 $t+1$ 기초에 지불되는 t 기의 임대료로서 자산의 운용수익을 나타내며, ρ 는 할인자를 의미한다. 즉 주택가격은 임대를 통해 얻어지는 자산 운용수익과 예상자본이득의 현재가치 합으로 구성된다. 식(1)을 정리하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k E_t (R_{t+k}) + \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \rho^T P_{t+T} \quad (2)$$

주택은 내구성이 상당히 큰 재화이므로 영속적이라 가정하면 식(2)에서 말기시점 주택가격의 현재가치에 해당하는 두 번째 항($\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \rho^T P_{t+T}$)은 '0'으로 수렴하게 되며 따라서 다음과 같이 쓸 수 있다.

7) 주식시장의 폭발적 거품에 관한 Yuhn et al.(2015) 연구에서 자산의 현재가치 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$P_t = \delta E_t [P_{t+1} + D_{t+1}] \quad (3)$$

즉, 현재의 주식가격(P_t)은 미래 주식가격(P_{t+1})과 배당현금흐름(D_{t+1})의 현재가치 합에 대한 기댓값으로 정의된다.

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k E_t (R_{t+k}) \quad (4)$$

식(4)에서 $P_{t-1} - \rho P_t$ 를 통해 정리하면, 다음과 같이 단순화 하여 쓸 수 있다.

$$P_t = (1+r)P_{t-1} - R_t + \Delta_t \quad (5)$$

여기서 $\Delta_t = \sum_{k=0}^{\infty} \rho^k [E_t - E_{t-1}] R_{t+k}$ 는 미래의 자산운용수익에 대한 시장참가자들의 예측오차 합계의 현재가치로서, 전기에 있어서의 미래 수익에 대한 예측과 현재기의 새로운 정보에 근거한 미래 수익에 대한 예측의 차이, 즉 정보착오에 의한 부분이라 할 수 있다. 다음기의 주택가격 P_{t+1} 는 다음과 같이 결정된다.

$$P_{t+1} = \frac{1}{\delta} P_t - E_t R_{t+1} + \Delta_{t+1} \quad (6)$$

여기서 $(1+r) = \frac{1}{\delta}$, $\Delta_{t+1} = \sum_{k=1}^{\infty} \rho^k [E_{t+1} - E_t] R_{t+k+1}$ 을 의미한다. 또한, $E_{t+1} R_{t+1} - E_t R_{t+1} = e_{t+1}$ 이라 하면, 주택가격은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$P_{t+1} + R_{t+1} - \frac{1}{\delta} P_t = e_{t+1} + \Delta_{t+1} \quad (7)$$

식(7)이 이후 본 연구에서 추정하는 정보착오모형이다.

2. 생존분석

본 연구에서는 정보착오모형의 추정을 통해 얻어진 거품함에 대해 생존분석을 실시함으로써 폭발적 거품 여부를 검증한다. 생존분석은 어떠한 특정한 사건이 발생한 이래 일정기간이 지난 후 새로운 사건이 발생할 가능성을 분석하는 방법이다. 정보착오모형을 통해 측정되는 거품은 주택가격 중에서 내재가치로부터 괴리된 양(+)의 오차항을 나타낸다. 그러나 주택의 내재가치를 변화시키는 시장 펀더멘털이 변화하는 경우, 일시적 조정을 거쳐 적정 수준으로 회복될 수 있기 때문에 이 때 발생하는 내재가치와의 괴리(거품)를 전부 문제라 하기 어렵다. 문제가 되는 거품은 폭발할 가능성이 있는 거품이라 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 거품의 종료 즉 거품의 폭발가능성(폭발확률)을 분석한다.⁸⁾

생존분석에서는 표본의 생존기간이 T 라 하고 그 분포가 와이불(Weibull) 분포라 가정한다. 그러면, 생존기간 T 는 주택가격 거품이 폭발하지 않고 지속되는 기간이 되며, 생존함수(survival function; $S(t)$)와 위험함수(hazard function; $h(t)$)를 도출할 수 있다. 여기서 위험함수($h(t)$)는 t 기 이전에 거품의 폭발이 없었다는 조건 하에 t 기에 거품이 폭발할 조건부 확률을 의미한다. 한편, 비모수적 방법은 생존기간에 영향을 주는 변수들을 고려하지 않으므로, 본 연구에서 모수적 방법을 적용한다. 생존기간 T 가 커질수록, 즉 주택가격에 거품이 존재하고 거품의 지속기간이 길어질수록 폭발할 가능성이 커지는 것이 보다 현실설명이 높으므로, 시간의 흐름에 대해 가변적인 위험률을 반영할 수 있는 와이불 분포를 가정한다.

$$S(t) = \Pr(T > t) = \int_t^{\infty} f(t)dt = 1 - F(t) \quad (8)$$

$S(t)$ 는 t 기까지 거품이 터지지 않을 확률, 즉 생존함수(survival function)이며, $F(t)$ 는 사건의 발생, 즉 거품의 소멸에 대한 누적확률밀도함수를 의미한다. 생존함수 $S(t)$ 와 사건(거품소멸)이 발생할 확률에 대한 누적확률밀도함수 $F(t)$ 의 관계는 $S(t) = 1 - F(t)$ 이다. 거품의 생존기간 T 가 와이불 분포를 따른다면, 확률밀도함수는 다음과 같다.

8) 생존분석의 방법론에 관한 자세한 사항은 박재빈(2006)을 참고하기 바란다.

$$\begin{aligned} & \Pr[t\text{기와 } t+\Delta t\text{기 사이에 폭발할 확률}] / \Pr[t\text{기까지 폭발하지 않을 확률}] \quad (9) \\ & = [F(t+\Delta t) - F(t)] / [1 - F(t)] = [F(t+\Delta t) - F(t)] / S(t) \end{aligned}$$

$h(t)$ 를 거품이 주어진 t 기까지 생존한 후 단위기간 Δt 기간에 터지게 될 가능성을 측정하는 위험함수라 할 수 있으며, 본 연구에서 유도하는 위험 함수는 거품의 폭발가능성을 의미한다. $h(t)$ 에 단위기간 Δt 를 곱하면, 조건부확률의 법칙(law of conditional probability)에 따라 다음의 식(10)은 앞의 식(9)의 조건부 확률과 같아야 한다.

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} h(t)\Delta t = \frac{[F(t+\Delta t) - F(t)]}{S(t)} \quad (10)$$

식(10)은 다음의 식(11)과 같이 변형시킬 수 있다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{[F(t+\Delta t) - F(t)]}{\Delta t} \frac{1}{S(t)} = \frac{F'(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (11)$$

그러므로 t 기에 거품의 폭발가능성을 나타내는 $h(t)$ 는 다음과 같다.

$$h(t) = -\frac{S'(t)}{S(t)} = -\frac{d \ln S(t)}{dt} \quad (12)$$

식(12)로부터 다음과 같은 확률밀도함수를 도출할 수 있다.

$$S(t) = ce^{-\int h(t)dt} \quad (13)$$

가 성립한다. 그러면 누적확률밀도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$F(t) = 1 - ce^{-\int h(t)dt} \quad (14)$$

만약 $f(t)$ 가 다음과 같은 와이불 분포를 따른다면, 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(-\lambda t^\alpha) \quad (15)$$

이 때, 거품이 주어진 t 기까지 생존한 후 단위기간 Δt 기간에 터지게 될 가능성을 의미하는 거품의 폭발가능성 $h(t)$ 는 다음의 식(16)과 같이 주어지게 된다.

$$h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \quad (16)$$

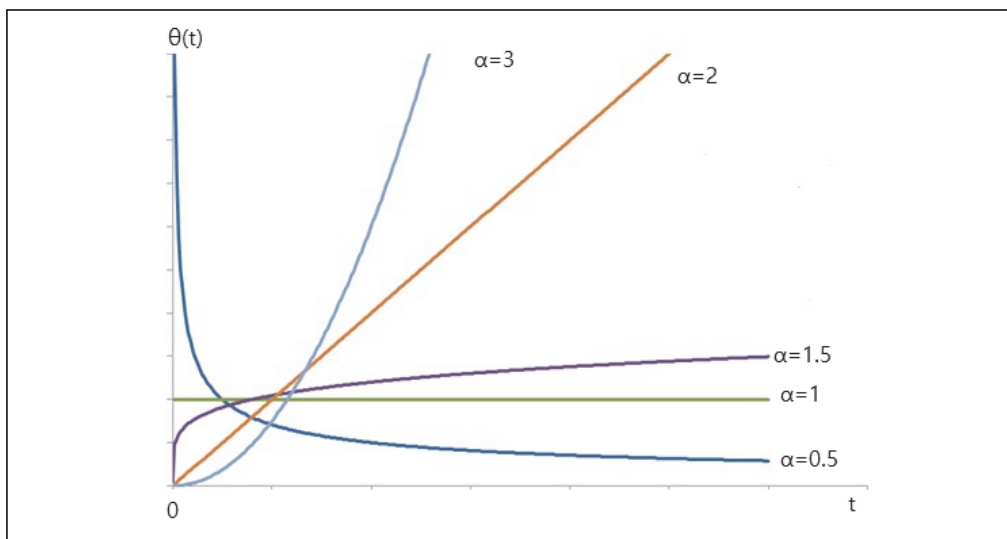
식(16)에서 λ 가 1인 경우, 거품의 폭발가능성은 $h(t) = \alpha t^{\alpha-1}$ 이 되는데, 거품의 생성이 시장기초요소와는 무관한 외생적 거품의 폭발가능성만을 의미하게 되며 모형 내에는 거품의 생존기간 이외에 다른 요인은 포함되지 않는다. 다만 거품의 폭발가능성은 시간의 흐름에 따라 가변적인 성질을 나타낸다. 모수 α 는 와이불 분포의 기울기로서 형태모수(shape parameter)를 의미하며 거품의 폭발가능성 $h(t)$ 는 α 의 값에 따라 증가 또는 감소할 수 있다. α 는 와이불 분포의 성질에 따라 0보다 커야하며 α 값에 따라 분포의 모양이 달라진다. 다음의 <그림 1>에 예시된 바와 같이, $\alpha = 1$ 이라면 거품의 폭발가능성이 시간의 흐름에 따라 일정하다. 만일 $1 < \alpha < 2$ 이라면, 폭발가능성은 시간의 흐름에 따라 증가하지만 증가율은 체감적임을 의미한다. 만일 $\alpha = 2$ 이면 시간의 흐름에 따라 폭발가능성이 일정한 비율로 상승하게 되며, $\alpha > 2$ 라면, 폭발가능성은 증가하고 그 증가율도 증가하므로 폭발가

능성도 체증하는 폭발적 거품이라 할 수 있다. 한편 $0 < \alpha < 1$ 이면, 폭발가능성은 시간의 흐름에 따라 감소하는 소멸하는 거품이라 할 수 있다.

그러나 만일 거품의 생성이 시장기초요소와 관계가 있다면, 거품의 생존기간은 시장기초요소에 의해 내생적으로 결정된다. 거품과 시장기초요소 간의 관계를 확인할 수 있는 내생적 거품 모형은 $\lambda = \exp(X'\beta)$ 로서 거품의 폭발가능성 $h(t)$ 는 다음의 식(17)과 같이 주어진다.

$$h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta) \quad (17)$$

X 는 시장기초요소의 벡터를 나타내며 β 는 시장기초요소가 거품의 폭발가능성에 미치는 영향이다. 내생적 거품 모형에서도 여전히 α 는 형태모수이며, α 의 값에 따라 거품의 폭발가능성을 측정할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 외생적 거품모형과 내생적 거품모형을 이용하여 $\alpha > 2$ 인 거품이 존재하는지 여부를 살펴보고자 한다.



〈그림 1〉 모수(α)의 크기에 따른 거품의 폭발가능성

IV. 실증분석

본 연구의 실증분석은 먼저 정보착오모형의 추정을 통해 거품 추정치를 얻는다. 정보착오모형은 주택가격을 종속변수로 하고 전세가격을 설명변수로 하여 추정한다. 한편, 전세가격지수는 특정시점을 기준으로 전세가격이 얼마나 상승 또는 하락하였는지를 나타내는 상대가격을 나타내므로 전세가격과 매매가격의 상대적 비율을 나타내는 매매전세비율을 이용한 정보착오모형도 추정한다. 다음으로, 추정된 거품항에 대해 와이블 분포를 가정한 생존분석 모형 추정을 통해 폭발적 거품의 존재 여부를 검증한다. 정보착오모형을 통해 얻어진 양(+)¹의 오차항만을 거품으로 인식하고, 생존모형 분석을 통해 이러한 거품이 폭발적 거품인지 아닌지 여부를 분석한다. 즉, 단순히 주택가격에 거품이 존재하는지 보다는 폭발적 거품이 존재하는지 여부를 밝히고자 함이다. 생존모형의 추정은 외생적 거품모형과 내생적 거품모형 모두를 통해 수행한다. 외생적 거품모형은 거품의 생존기간이 시장기초요소와는 무관하게 결정되는 것으로 가정하며 내생적 거품모형은 시장기초요소에 의해 거품의 생존기간이 결정되는 것으로 가정한다. 시장기초요소로는 이자율 및 소득에 대한 대리변수를 포함한다.

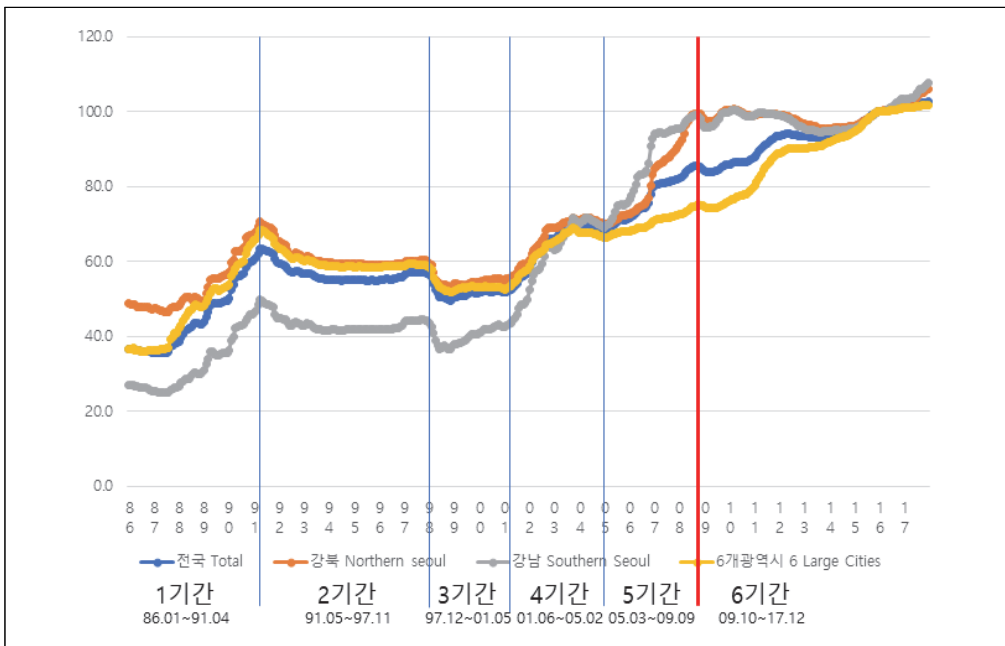
1. 자료

본 연구의 분석에 사용된 주택의 매매가격 및 전세가격 자료는 월별 KB국민은행의 주택가격지수를 이용한다. 주택시장은 지역별로 차별화되는 특성을 고려하여 지리적 분석 대상을 4개로 구분하여 전국과 6대 특·광역시, 서울강남, 서울강북의 3개 하부시장에 대해서 분석한다. 이자율은 한국은행의 월별 시장금리(회사채 3년, AA-)를 이용한다. 또한 소득에 대한 변수로는 지역내총생산(GRDP: Gross Regional Domestic Product)이 보다 적절할 것이나 월별 자료가 제공되지 않으므로, 대리변수로 전산업 생산지수(농림어업 제외)를 이용한다. 주택매매가격 및 전세가격자료는 86년 1월부터 제공되지만, 시장금리는 87년 1월부터, 그리고 전산업 생산지수는 2000년 1월부터 이용이 가능하다.

〈표 2〉 분석에 사용된 자료 및 출처

변수		구분	출처	시작	끝
종합지수	매매가격지수	전국/강북/강남/6개광역시	KB국민은행	86.1	17.12
	전세가격지수				
아파트지수	매매가격지수				
	전세가격지수				
	매매전세비율				
시장금리				회사채 (장외3년, AA- 등급)	
전산업 생산지수 (농림어업 제외)			통계청	00.1	

본 연구에서 입수한 주택 가격자료의 기간은 1986년 1월부터 2017년 12월까지이다. 그러나 자산가격의 거품은 생성, 성장, 소멸의 과정을 거친다는 점에서 기간별로 구분하여 분석할 필요가 있다. 따라서 주택가격 추이의 변곡점을 기준으로 전체기간을 6개의 하부 기간으로 구분하여 각 기간별로 분석한다. 〈그림 2〉에서 나타나는 바와 같이, 경제성장에 따라 80년대 중반부터 90년대 초반의 기간 동안에는 주택가격이 상승하였다(1기간). 90년



자료 : KB국민은행.

〈그림 2〉 주택매매가격 추이: 1986~2017

초반의 공급확대 정책(주택 200만호 건설)에 따라 1991년 4월을 정점으로 주택가격은 하락 후 안정된 모습을 보였다(2기간). 그러나 아시아 외환위기의 발생으로 1997년 11월부터 급락 후 안정되었다가(3기간), 2001년 2월부터 전국적인 가격 상승국면에 접어들었다(4기간). 2005년 2월부터는 지역별로 차이는 있으나 여전히 가격 상승이 이어졌으며, 특히 서울지역의 가격상승이 두드러지게 나타났다(5기간). 2009년 8월부터는 서울지역의 가격 추이는 보합세를 보인 반면, 서울 외지역의 가격상승이 이어졌다(6기간).

가격추이의 움직임에 따라 구분한 하위기간 사이에서 구조적 변화가 발생하였는지를 확인하기 위하여 Chow Test를 실시하였으며, 다음의 <표 3>에는 그 결과를 나타내고 있다. 검정결과 본 연구에서 구분한 하위기간들 간에 모두 유의미한 구조적 변화가 존재함을 확인하였다.

<표 3> 하위 분석기간별 Chow Test 결과

Break point	sub samples		F-value	P-value	Log likelihood ratio	P-value
1991m04	86.01~91.04	91.05~97.11	400.4476	0.0000	273.3151	0.0000
1997m11	91.05~97.11	97.12~01.05	3.1225	0.0477	6.2916	0.0430
2001m05	97.12~01.05	01.06~05.02	70.0420	0.0000	86.3460	0.0000
2005m02	01.06~05.02	05.03~09.09	13.6244	0.0000	24.9856	0.0000
2009m08	05.03~09.09	09.10~17.12	94.8792	0.0000	126.1534	0.0000

한편, 시계열 자료의 안정성을 검토하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller Test를 통해 단위근 검정을 수행하였으며, 그 결과를 다음의 <표 4>에 제시하였다. 단위근 검정 결과, 이자율을 제외한 모든 변수에 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 시계열의 안정성이 확보되지 않은 변수를 사용하여 회귀분석을 하는 경우, 가성회귀의 문제가 발생할 수 있으므로, 본 연구에서 정보착오모형을 통해 주택가격의 거품을 측정할 때 단위근이 존재하는 변수에 대해서는 로그차분한 변수를 이용한다.

〈표 4〉 단위근 검정 결과

변수			원계열				1차 차분			
			상수항		상수항 및 추세항		상수항		상수항 및 추세항	
			통계량	p-value	통계량	p-value	통계량	p-value	통계량	p-value
종합	매매가격 지수	전국	-0.845	0.81	-2.187	0.50	-3.539**	0.01	-3.528**	0.04
		광역시	-0.724	0.84	-1.822	0.69	-3.592**	0.01	-3.581**	0.03
		강남	-0.705	0.85	-2.138	0.52	-3.323**	0.01	-3.319*	0.06
		강북	-0.929	0.78	-2.564	0.30	-2.881*	0.05	-2.870	0.17
	전세가격 지수	전국	-0.046	0.95	-2.015	0.59	-3.998***	0.00	-4.011**	0.01
		광역시	-0.377	0.91	-2.259	0.46	-3.649***	0.00	-3.638**	0.03
		강남	0.574	0.99	-1.458	0.84	-4.295***	0.00	-4.380***	0.00
		강북	-0.008	0.96	-2.161	0.51	-4.018***	0.00	-4.057**	0.01
아파트	매매전세 비율	전국	-1.078	0.72	-1.629	0.78	-3.347**	0.01	-3.462*	0.05
		광역시	-1.078	0.72	-1.629	0.78	-3.347**	0.01	-3.462*	0.05
		강남	-1.311	0.62	-1.819	0.69	-3.035**	0.03	-3.233*	0.08
		강북	-2.293	0.18	-2.389	0.38	-4.990***	0.00	-4.887***	0.00
산업생산지수			-1.438	0.56	-1.842	0.68	-4.942***	0.00	-5.154***	0.00
이자율			-0.820	0.81	-3.282*	0.07	-5.924***	0.00	-5.895***	0.00

주 : *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미. 단위근 검정은 augmented Dickey-Fuller법을 이용하였음.

2. 거품의 측정

거품의 측정은 식(7)의 정보착오모형($P_{t+1} + R_{t+1} - \frac{1}{\delta}P_t = e_{t+1} + \Delta_{t+1}$)에 근거하여 다음의 식(18)과 같이 주택가격을 추정한다. 정보착오모형에 의해 설명되는 수준을 초과하는 부분을 거품으로 측정한다. 즉, 오차항 중에서 양의 값을 갖는 경우만 거품으로 인식하며, 이는 내재가치 보다 고평가된 것이므로 거품이 존재하는 것을 의미한다. 주식의 미래 배당에 해당하는 주택자산의 미래 운용수익은 임대료이나, 한국의 주택시장에 대한 임대료지수자료는 존재하지 않는다. 대신 본 연구에서는 임대료에 대한 대리지표로서 전세지수 자료를 이용한다. 또한 전세가격지수는 특정시점을 기준으로 한 상대가격을 나타내므로 매매가격과 전세가격 간의 관계를 보다 적절하게 나타내는 지표로서 전세가격지수 대신 매매전세비율을 이용한 추정결과도 포함한다. 따라서 본 연구의 정보착오모형에서는 매매가격과 전세가격, 산업생산지수에 대해 로그차분한 값을, 매매전세비율에 대해 차분한 값을 사용한다.

$$\text{정보착오모형 : } P_{t+1} = \gamma J_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1} \tag{18}$$

P_{t+1} 는 $t+1$ 기의 매매가격 로그차분값

J_{t+1} 는 $t+1$ 기의 전세가격 로그차분값 또는 매매전세비율 차분값

다음의 <표 5>에는 전국에 대해 식(18)의 정보착오모형을 전체기간 및 각각의 6개 기간에 대해 추정한 결과이다. 추정결과, 대부분의 기간에서 전세가격과 전기가격은 주택가격에 유의미한 양의 영향을 갖는 것으로 나타났다.9)

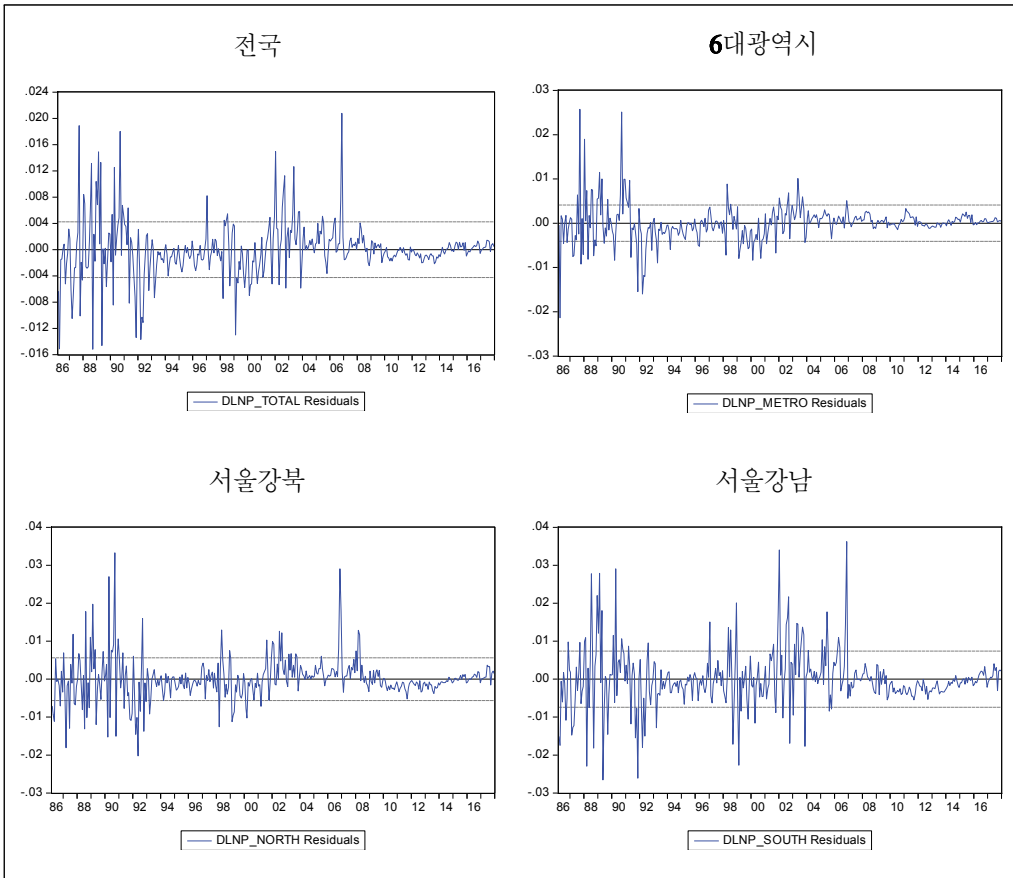
<표 5> 정보착오모형 추정결과

모형	$P_{t+1} = \gamma J_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$						
	전체기간	1기간	2기간	3기간	4기간	5기간	6기간
Coef.	86.01~ 17.12	86.01~ 91.04	91.05~ 97.11	97.12~ 01.05	01.06~ 05.02	05.03~ 09.09	09.10~ 17.12
γ : 전세가	0.344***	0.393***	0.208***	0.404***	0.598***	0.631***	0.233***
β : 전기가격	0.484***	0.379***	0.465***	0.103	0.276***	0.555***	0.658***
상수항	-0.000	0.001	-0.001***	-0.003***	0.003***	0.000	-0.000**
DW	1.52	1.52	1.04	1.64	1.26	1.43	1.25
Obs	382	62	79	42	45	54	100
R-sqarea	0.725	0.678	0.498	0.895	0.801	0.698	0.863

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

다음의 <그림 3>에는 각각 전국, 광역, 서울강북, 서울강남에 대해 정보착오모형 식(18)의 추정을 통해 얻어진 거품 추정결과를 나타내고 있다.10)

9) <표 5>에서 각 모형에 대한 DW 통계량 값은 대부분 1.5내외의 값을 나타내고 있으며, DW 검정통계량 값(5% 유의수준)이 하한 임계치보다 작으므로 약한 양(positive)의 계열상관이 존재하는 것으로 보인다. 다만 본 연구의 목적이 새로운 이론적 모형(식 18)에 근거하여 폭발적 거품을 추정하는데 있기 때문에 종속변수의 추가적인 시차변수를 포함하지 않은 식(18)을 사용하여 형태모수 α 를 추정한다. 또한 종속변수의 다양한 시차를 포함하는 경우에도 α 의 값은 큰 변화가 없으며 약한 자기상관이 여전히 존재하는 것으로 나타났다. 전국에 대해 정보착오모형에 시차변수를 1차만 포함하여 거품향을 추정한 뒤 외생적 거품모형을 추정한 결과 α 값은 0.568이며, 시차변수를 12차까지 포함하여 거품향을 추정한 뒤 외생적 거품모형을 추정한 결과 α 값은 0.423으로 나타났다. 정보착오모형에 포함되는 시차변수의 수가 증가함에 따라 추정되는 α 값에는 큰 변화가 없었다.



〈그림 3〉 정보착오모형을 통한 거품 측정 결과

3. 폭발적 거품 유무 검증

본 연구에서는 폭발적 거품의 존재 유무를 검증하고자 하며, 생존기간의 분포에 대해 와이불 분포를 가정한 외생적 생존분석 모형 식(16) $h(t) = \alpha t^{\alpha-1}$ 와 내생적 생존분석 모형 식(17) $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$ 를 추정한다. 추정되는 모수 α 가 2보다 큰지 여부로 폭발적 거품의 유무 여부를 판단한다. 만일 α 에 대한 추정치가 2보다 크다면, 거품의 폭발가능성이 체증적으로 증가하는 폭발적 거품의 존재를 시사한다.

10) 정보착오모형 추정을 통해 얻어진 거품함에 대한 생존기간별 통계표는 지면 관계상 부록(〈부록표 1〉)에 수록하였다.

다음의 <표 6>에는 식(16)을 7개의 시간적 범위(전체기간 및 6개 하부기간)와 4개의 공간적 범위(전국, 6대광역시 및 서울강남과 서울강북)에 대해 외생적 생존모형을 추정된 결과를 나타내고 있다. <표 6> 안의 값은 식(18)에 제시된 정보착오모형을 통해 측정된 거품함(양의 오차함)에 대해 식(16)의 생존분석 추정을 통해 얻어지는 형태모수 α 값을 의미한다. 1986년 1월~2017년 12월의 전체 기간에 대해서 추정된 결과, 전국 및 6대광역시, 서울 강·남북 어디에서도 2보다 큰 α 값 추정치를 얻을 수 없었으며 따라서 폭발적 거품의 증거는 찾을 수 없었다. 또한 기간에 따라 구분하여 분석한 결과에서도 거의 대부분 α 값이 1보다 작게 나타나, 우리나라의 주택가격에는 안정적 거품은 존재하지만 폭발적 거품은 존재하지 않는 것을 시사한다. 이는 시장기초요소의 변화에 따라 주택가격과 내재가치 사이에서 발생하는 대부분의 괴리는 시간의 흐름에 따라 소멸하는 것을 의미한다. 주택가격과 내재가치 간의 괴리가 소멸한다는 것은 주택가격의 하락뿐만 아니라 내재가치의 상승을 통해서도 이루어질 수 있음에 유의해야 한다.

<표 6> 외생적 거품모형의 형태모수(α) 추정결과: 설명변수로 전세가격지수를 이용한 경우

분석대상기간	정보착오모형 $P_{t+1} = \gamma J_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$ 외생적 거품모형 $h(t) = \alpha t^{\alpha-1}$				
	지역	강남	강북	광역시	전국
전체기간: 86.01~17.12		0.568***	0.683***	0.414***	0.566***
1기간: 86.01~91.04		0.978***	1.035***	0.793***	0.775***
2기간: 91.05~97.11		0.919***	0.986***	0.748***	0.827***
3기간: 97.12~01.05		0.745***	0.342*	1.068***	0.666***
4기간: 01.06~05.02		0.590***	0.516***	0.625***	0.442**
5기간: 05.03~09.09		0.306	0.501***	0.079	0.317
6기간: 09.10~17.12		1.006***	1.179***	0.963***	0.969***

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

한편, 국민은행의 가격지수는 특정시점을 기준으로 한 매매가격 및 전세가격의 상승 또는 하락을 나타낸다. 본 연구의 정보착오모형에서는 매매가격과 전세가격에 대해 로그차분한 값을 사용하였으므로, 매매가격 및 전세가격의 추이 간의 관계를 파악하는 것이라 할

수 있다. 그러나 매매가격과 전세가격 간의 관계를 파악함에 있어서는 전세매매비율을 이용하는 것이 적절하다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 사용된 생존모형은 자료의 시계열이 충분히 길 것이 요구되므로 미시자료로부터 개별 평당가격 또는 전세매매비율을 얻는 것은 한계가 있다. 이에 따라, 국민은행의 자료 중 아파트 매매가격과 전세가격, 그리고 매매전세비율 자료를 이용하여 동일한 분석을 추가로 수행하였으며, 그 결과를 다음의 <표 7>에 나타내었다. 앞의 <표 6>의 결과는 아파트를 포함한 종합지수이나 다음의 <표 7>에 사용된 자료는 아파트지수만을 대상으로 분석한 결과이다. 다만, 종합지수는 1986년부터 작성되었으나, 아파트지수는 98년부터 작성되어 시계열이 다소 짧기는 하지만 ‘폭발적 거품’의 존재여부를 분석하는데 큰 무리가 없는 것으로 보인다.

<표 7> 외생적 거품모형의 형태모수(α) 추정결과: 설명변수로 매매전세비율을 이용한 경우

분석대상기간	정보착오모형 $P_{t+1} = \gamma R_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$ 외생적 거품모형 $h(t) = \alpha t^{\alpha-1}$				
	지역	강남	강북	광역	전국
전체기간: 98.12~17.12		0.119**	0.152***	0.154***	0.113**
3기간: 97.12~01.05		0.231	0.127	0.348**	0.265
4기간: 01.06~05.02		0.176	0.216	0.127	0.274
5기간: 05.03~09.09		0.172	0.580***	0.308*	0.375**
6기간: 09.10~17.12		0.834***	0.651***	0.828***	0.911***

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

매매전세비율을 이용하여 분석한 결과에서도 전세가격지수의 경우와 유사한 결과가 도출되었으며, 분석에 포함된 모든 시간적 범위 및 공간적 범위 어디에서도 α 값의 추정치가 모두 1보다 작아 폭발적 거품의 증거를 찾을 수 없었으며, 주택가격의 거품은 소멸하는 것으로 나타났다.

다음의 <표 8>은 내생적 거품모형에 대한 추정결과를 나타낸다. 각 기간에 대한 추정결과의 첫 번째 행은 비교를 위해 외생적 거품모형의 결과를 나타내고 있다. 각 기간에 대한 추정결과의 두 번째 및 세 번째 행은 내생적 거품모형의 추정결과이다. 즉 정보착오모형의 추정을 통해 얻어진 거품항에 대해 식(16)의 외생적 거품모형 $h(t) = \alpha t^{\alpha-1}$ 과 식(17)의 내생적 거품모형 $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$ 를 추정한 결과를 나타내고 있다. 거품의 생존기

간과 관련이 있을 것으로 여겨지는 시장기초요소(X)로는 이자율과 생산지수를 사용하며 생산지수는 단위근이 존재하므로 로그차분하여 사용하였다.

먼저 전체기간에 대한 추정결과를 살펴보면, 이자율만을 포함한 내생적 거품모형 추정결과는 형태모수 α 가 2보다 작아 폭발적 거품이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 이자율과 생산지수를 포함한 내생적 거품모형¹¹⁾에서는 형태모수 α 가 전국 2.093^{***}, 광역시 2.212^{***}, 강남 1.977^{***},江北 1.999^{***}으로 추정되었으며, 이자율 및 생산지수에 대한 추정치 모두 유의미한 결과를 보였다. 전국 및 광역시에 대한 형태모수 추정치는 2를 넘는 것으로 나타났지만 다른 표본기간(sub sample period)에 대해서는 형태모수의 추정치가 2보다 크지 않고, 생산지수에 대한 추정치도 유의미하지 않아 생산지수가 시장기초요소로 적절치 않음을 시사한다.

이러한 사실을 반영하여 내생적 거품은 이자율만을 포함하는 모형을 중심으로 기술한다. 외생적 거품모형에서는 형태모수가 1보다 작은 것으로 나타나 거품의 폭발가능성은 시간의 흐름에 따라 소멸하는 거품으로 나타나며, 내생적 거품모형에서는 형태모수가 1보다 크고 2보다 작은 것으로 나타나 거품의 폭발가능성은 시간의 흐름에 따라 체계적으로 증가하여, 외생적 거품모형에서 뿐만 아니라 내생적 거품모형에서도 폭발적 거품의 존재는 확인되지 않았다.

〈표 8〉 내생적 거품모형의 형태모수(α) 추정결과

분석대상기간	정보착오모형 $P_{t+1} = \gamma R_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$ 내생적 거품모형 $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$				
	지역	전국	광역	강남	江北
전체기간: 98.12~17.12					
외생적 거품모형	α	0.568 ^{***}	0.683 ^{***}	0.414 ^{***}	0.566 ^{***}
	관측치	383	383	383	383
내생적 거품모형: 이자율	α	1.116 ^{***}	1.238 ^{***}	0.977 ^{***}	1.104 ^{***}
	이자율 관측치	0.231 ^{***} 372	0.236 ^{***} 372	0.230 ^{***} 372	0.233 ^{***} 372
내생적 거품모형: 이자율+생산지수 (분석기간은 00.1~17.12임)	α	2.093 ^{***}	2.212 ^{***}	1.977 ^{***}	1.999 ^{***}
	이자율	0.678 ^{***}	0.699 ^{***}	0.684 ^{***}	0.640 ^{***}
	생산지수	18.640 ^{***}	18.603 ^{***}	20.357 ^{***}	14.219 ^{**}
	관측치	215	215	215	215

11) 이자율만 포함된 경우와는 달리, 생산지수가 함께 포함된 경우는 자료의 제약으로 인하여 2000년 1월부터 2017년 12월 기간에 대해 추정하였다.

〈표 8〉 계속

분석대상기간	정보착오모형 $P_{t+1} = \gamma R_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$ 내생적 거품모형 $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$				
	지역	전국	광역시	강남	강북
1기간: 86.01~91.04					
외생적 거품모형	α 관측치	0.978*** 63	1.035*** 63	0.793*** 63	0.775*** 63
내생적 거품모형: 이자율	α 이자율 관측치	1.843*** -0.839*** 52	1.880*** -0.912*** 52	1.824*** -0.985*** 52	1.908*** -1.035*** 52
2기간: 91.05~97.11					
외생적 거품모형	α 관측치	0.919*** 78	0.986*** 78	0.748*** 78	0.827*** 78
내생적 거품모형: 이자율	α 이자율 관측치	1.059*** 0.513*** 78	1.104*** 0.474*** 78	0.939*** 0.558*** 78	0.974*** 0.493*** 78
3기간: 97.12~01.05					
외생적 거품모형	α 관측치	0.745*** 41	0.342* 41	1.068*** 41	0.666*** 41
내생적 거품모형: 이자율	α 이자율 관측치	1.174*** 0.598*** 41	0.987*** 0.590*** 41	1.361*** 0.599*** 41	1.572*** 1.044*** 41
내생적 거품모형: 이자율+생산지수	α 이자율 생산지수 관측치	3.718*** 6.090*** -8.381 16	3.252*** 3.225** 67.107 16	3.721*** 6.339*** -10.240 16	4.222*** 10.503*** -86.043* 16
4기간: 01.06~05.02					
외생적 거품모형	α 관측치	0.590*** 44	0.516*** 44	0.625*** 44	0.442** 44
내생적 거품모형: 이자율	α 이자율 관측치	1.522*** 3.119*** 44	1.286*** 2.421*** 44	1.496*** 2.931*** 44	1.295*** 2.632*** 44
내생적 거품모형: 이자율+생산지수	α 이자율 생산지수 관측치	1.529*** 3.160*** -9.755 44	1.286*** 2.358*** 22.601 44	1.496*** 2.928*** 0.742 44	1.297*** 2.648*** -5.127 44
5기간: 05.03~09.09					
외생적 거품모형	α 관측치	0.306 53	0.501*** 53	0.079 53	0.317 53
내생적 거품모형: 이자율	α 이자율 관측치	0.416** -0.752** 53	0.614*** -0.944*** 53	0.233 -0.988** 53	0.458*** -1.029*** 53

〈표 8〉 계속

분석대상기간	정보착오모형 $P_{t+1} = \gamma R_{t+1} + \beta P_t + e_{t+1}$ 내생적 거품모형 $h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$				
	지역	전국	광역시	강남	강북
내생적 거품모형: 이자율+생산지수	α	0.420**	0.614***	0.238	0.460***
	이자율	-0.768**	-0.945***	-1.001***	-1.035***
	생산지수	-3.901	-0.490	-4.596	-2.166
	관측치	53	53	53	53
6기간: 09.10~17.12					
외생적 거품모형	α	1.006***	1.179***	0.963***	0.969***
	관측치	99	99	99	99
내생적 거품모형: 이자율	α	1.471***	1.571***	1.437***	1.404***
	이자율	2.020***	2.048***	1.977***	1.838***
	관측치	99	99	99	99
내생적 거품모형: 이자율+생산지수	α	1.508***	1.587***	1.452***	1.423***
	이자율	2.094***	2.096***	2.014***	1.881***
	생산지수	41.036**	20.634	19.547	23.954
	관측치	99	99	99	99

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

본 연구의 추정결과는 사용된 방법론이 다르기 때문에 다른 선행연구의 결과와 직접 비교하기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 주택가격의 거품을 확인한 연구만을 살펴보면, 김봉한, 2005; 전해정, 2014; 김원희·강원철, 2012; 이성수, 2003; 최차순, 2010; 이준희, 2006의 연구를 들 수 있다. 이들 연구에서는 주택가격 거품의 존재가 확인되었는데, 김봉한(2005)의 연구는 1987년 ~ 1991년 기간에 주택가격의 거품의 상승하였으며, 1998년 9월 ~ 2003년 6월 기간에 거품의 급상승이 확인된다고 한다. 한편, 전해정(2014)의 연구에서는 강남(25.4%), 강북(21.3%), 수도권(20.1%), 전국(18.4%), 비수도권(14.3%)의 주택가격 거품을 보고하였다. 김원희·강원철(2012)의 연구에서는 2001년 9월 ~ 2012년 3월의 기간에 대해 거품의 존재를 확인하였다. 이 외에도 이성수(2003)와 최차순, 2010; 이준희, 2006의 연구에서도 거품이 존재가 확인된다.

그러나 본 연구는 외생적 추정모형에서는 전체 기간 중 어떠한 기간에서도 폭발적 거품의 존재가 확인되지 않았다. 거품의 생존기간이 시장기초요소에 영향을 받는 내생적 추정모형에서는 전체기간(2000.1~2017.12)에 대해 이자율 및 생산지수가 포함된 경우 전국 및 광역시 지역에서 폭발적 거품이 있지만, 세부기간에 대한 추정결과와는 일관성이 없는

것으로 나타났다. 반면, 선행연구들에서 거품의 존재가 확인되는 기간은 본 연구와 같지 않다. 김봉한(2005)과는 거품이 존재한 기간이 본 연구와 같지 않으며, 전해정(2014)은 2003년 11월 ~ 2013년 8월로서 약 10년에 가까운 기간이다. 이성수(2003) 및 이준희(2006)의 연구와도 거품의 존재가 확인된 기간이 본 연구와 같지 않았다. 최차순(2010)은 1999년 1월 ~ 2009년 12월의 10년의 기간에서 확인되었다.

한편 서울 또는 강남지역만을 대상으로 분석한 이용만(2000) 또는 이용만·김선용(2006)의 연구에서는 거품의 존재가 확인되지 않았다.

V. 결론

주택가격은 국민들의 주거안정 뿐만 아니라 자산효과를 통한 민간소비의 변동과 경기변동에 대한 높은 관련성으로 인하여 경제 전체에도 중대한 영향을 미친다. 이에 따라 정부는 다양한 정책목적 달성을 위해 주택시장에 개입한다. 특히 최근 정부는 강력한 투기 수요 억제정책을 통해 시장안정화를 꾀하고 있는데, 이러한 정책은 현재의 주택가격에 거품이 포함되어 있다는 인식에 기반한 것이라 할 수 있다. 그러나 거품에 대한 정의는 그리 쉽지 않으며, 그 존재여부 및 검증에는 기술적 한계점이 존재한다.

본 연구에서는 기존 연구들에서 적용된 내재가치 접근법이나 또는 공적분 접근법이 아닌 새로운 접근법을 도입하였다. 정보착오모형을 통해 거품향을 측정하고, 이를 생존분석을 통해 폭발적 거품의 존재를 식별하는 방법이다. 거품의 폭발가능성(위험확률)이 시간의 흐름에 따라 가변적인 와이불 분포를 가정하며, 생존분석 모형의 형태모수 추정치 α 가 2보다 큰 경우, 폭발적 거품으로 인식한다. 정보착오모형의 추정을 통해 주택가격에 거품의 존재가 확인된다 하더라도, 그것이 폭발적 거품이 아니라면 일정기간의 조정국면을 거쳐 적정 수준으로 회복될 수 있기 때문에 주택가격과 내재가치 간의 괴리 자체는 큰 문제라 볼 수 없고 폭발적 거품을 식별하는 것이 보다 적절한 거품 식별법이라 할 수 있다.

1986년 1월 ~ 2017년 12월 기간 동안, 다양한 시간적 범위와 공간적 범위에 대해 정보착오모형을 통해 거품향을 측정하고 외생적 거품모형과 내생적 거품모형을 통해 폭발적 거품 여부를 분석하였다. 외생적 거품모형의 추정결과, 형태모수인 α 값이 대부분 1보다 작은 것으로 나타나, 폭발적 거품의 증거를 찾을 수 없었다. 또한 매매가격과 전세가격 간의 관

계를 파악하는데 보다 적절한 전세매매비율을 이용하여 거품을 측정하는 경우에도 폭발적 거품의 존재를 확인할 수 없었다. 이자율을 포함하는 내생적 거품모형에서는 형태모수값이 대부분 1과 2 사이인 것으로 추정되어 거품의 폭발가능성은 체감적으로 증가할 뿐 폭발적 거품은 없는 것으로 나타났다. 다만 내생적 거품모형의 세부기간에 대한 추정결과에서 시장기초요소로서 사용한 생산지수는 통계적 유의성이 떨어져 시장기초변수로 적절치 않은 것으로 나타났다.

본 연구는 주택가격의 거품에 대해 정보착오모형으로 추정한 거품항을 그대로 주택가격의 거품으로 받아들이지 않고, 이를 다시 생존분석을 통해 ‘폭발적 거품’만을 거품으로 인식하였으므로, 선행연구에 비해 거품에 대해 보다 엄격하게 정의한 것이라 할 수 있다. 거품에 대한 정의가 어려울 뿐 아니라 실증분석에서 거품을 측정하는 것이 쉽지 않으며, 특히 주택가격이 내재가치와 괴리되어 있다 하더라도 조정과정(over-shooting)에 있을 경우는 거품이라 하기 어렵다는 점에서 거품에 대한 정의를 보다 엄밀하게 정의하고 측정하는 것이라 할 수 있다. 분석결과는 우리나라 주택가격에 안정적 거품은 존재하지만 폭발적 거품의 존재는 확인할 수 없었다. 주택가격의 거품에 관심이 있는 이유가 향후 붕괴가능성에 대한 우려라는 점에서 폭발적 거품여부를 구분하지 않고 추정한 기존의 연구 결과는 거품이 존재하였다는 사실만을 확인할 수 있을 뿐 거품기간이 지나치게 넓게 추정된다는 단점이 발견된다.

본 연구의 한계는 다음과 같은 점이 지적될 수 있다. 외생적 거품모형은 거품의 생성이 시장기초요소와는 무관함을 가정하므로, 결국 외생적 거품모형의 적절성은 정보착오모형을 통해 추정된 내재가치 추정이 적절하였는지에 크게 의존하게 된다. 본 연구의 정보착오모형에 포함된 시장기초요소로는 전세가격과 전기 매매가격뿐이므로, 내재가치 추정의 적절성에 한계가 있을 수밖에 없다. 다만, 이자율과 생산지수를 포함하는 내생적 거품모형은 이러한 외생적 거품모형의 한계를 부분적으로 보완하는 것이라 할 수 있다. 한편, 정보착오모형은 자산가격결정모형에 근거한 것이므로 주택가격에 대응하는 수익변수로는 임대료가 적절하지만 국내 주택시장의 특성상 전세가격을 사용할 수밖에 없었다. 그러나 전세가격은 임대료와는 달리 주택가격에 영향을 받을 수 있다는 점에서 한계가 있다는 점을 밝힌다.

참고문헌

1. 김경환, 『부동산 투기와 부동산 가격』, 한국경제연구원, 1991.
2. 김경환·이한식, “부동산 가격 거품과 가격전망,” 『대한부동산학회지』, 제18호, 2000, pp. 59-81.
3. 김봉한, “부동산 버블에 대한 연구 - 추정 및 경제정책에 대한 시사점,” 『사회연구』, 통권 9호, 2005, pp. 147-180.
4. 김원희·강원철, “부동산 버블 측정에 관한 연구 -아파트를 중심으로,” 『지역연구』, 제28권 제2호, 2012, pp. 129-142.
5. 박재빈, 『생존분석의 이론과 실제』, 신광출판사, 2006.
6. 이성수, “한국 부동산 시장의 버블에 대한 연구 - Shiller 검증을 통한 실증분석을 통해,” 『감정평가연구』, 제13권 제2호, 2003, pp. 67-83.
7. 이용만, “한국의 부동산시장은 비합리적인가: 주택시장을 중심으로 한 합리성 검증,” 『감정평가논집』, 제10집, 2000, pp. 49-64.
8. 이용만·김선웅, “서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가?,” 『주택연구』, 제14권 제1호, 2006, pp. 27-55.
9. 이준희, “주택가격의 거품여부에 대한 평가,” 『금융경제연구』, 제248호, 한국은행 금융경제연구원, 2006.
10. 이준희·송준혁, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석,” 『한국개발연구』, 제29권 제1호, 2007, pp. 113-136.
11. 전해정, “한국 부동산 시장의 합리적 버블 추정에 관한 실증연구,” 『한국경제지리학회지』, 제17권 제1호, 2014, pp. 147-159.
12. 최차순, “주택가격 거품유무에 관한 연구,” 『대한부동산학회지』, 제28권 제1호, 2010, pp. 195-217.
13. Camerer, C., “Bubbles and Fads in Asset Prices,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 3, No. 1, 1989, pp. 3-41.
14. Diba, B. T. and H. I. Grossman, “Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?,” *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 3, 1988, pp. 520-529.
15. Engle, F. E. and B. S. Yoo, “Forecasting and testing in co-integrated systems,” *Journal of Econometrics*, Vol. 35, No. 1, 1987, pp. 143-159.

16. Evans, G. W., "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices," *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, 1991, pp. 922-930.
17. Flood, R. P. and R. J. Hodrick, "On Testing for Speculative Bubbles," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, 1990, pp. 85-101.
18. Hamilton, J. D. and C. H. Whiteman, "The Observable Implications of Self-fulfilling Expectations," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, No. 3, 1985, pp. 353-373.
19. Stiglitz, J. E., "Symposium on Bubbles," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, 1990, pp. 13-18.
20. Yuhn, K. H., S. B. Kim, and J. H. Nam, "Bubbles and the Weibull distribution: was there an explosive bubble in US stock prices before the global economic crisis?," *Applied Economics*, Vol. 47, No. 3, 2015, pp. 255-271.

-
- 접수일 2018. 10. 15.
 - 심사일 2018. 10. 23.
 - 심사완료일 2019. 02. 11.

국문요약

한국 주택시장의 폭발적 거품의 추정

본 연구는 주택가격에 있어 내재가치(intrinsic value)와 시장가격 간의 괴리로 정의되는 거품항을 정보착오모형(information error model)을 이용하여 측정하고 이 거품항에 대한 생존분석(survival analysis)을 통해 폭발적 거품의 존재유무를 분석한다. 정보착오모형의 종속변수는 주택매매가격지수이고 설명변수로는 주택전세가격지수 또는 매매전세비율을 사용한다. 생존분석은 거품의 생존기간이 시장기초요소와 무관함을 가정하는 외생적 거품모형과 시장기초요소에 의해 거품의 생존기간이 영향을 받는 것을 가정하는 내생적 거품모형을 대상으로 수행한다. 분석대상지역은 전국, 6대광역시, 서울강남, 서울강북의 4개 지역에 대해, 1987년 1월~2017년 12월의 기간 및 6개 하부기간에 대해 분석을 수행하였다. 분석결과, 외생적 거품모형에서는 어떠한 시간적 범위 또는 공간적 범위에서도 폭발적 거품의 존재를 찾을 수 없었다. 내생적 거품모형에서는 형태모수 α 값이 대부분 1보다 크지만 2보다는 작은 것으로 나타났다. 외생적 거품모형과 내생적 거품모형 모두에서 폭발적 거품의 존재를 확인할 수 없었다. 이는 주택가격에 안정적 거품은 존재하지만 폭발적 거품은 존재하지 않으며 내재가치 간의 괴리는 시간의 흐름에 따라 소멸됨을 시사한다.

〈부록표 1〉 지속기간별 거품향 수 (생존분석의 기술통계량)

거품 존속 기간	전체 기간	1기간	2기간	3기간	4기간	5기간	6기간
	86.01~ 17.12	86.01~ 91.04	91.05~ 97.11	97.12~ 01.05	01.06~ 05.02	05.03~ 09.09	09.10~ 17.12
0	229	33	38	20	27	32	47
1	27	6	11	7	4	8	8
2	21	5	8	7	3	6	7
3	16	5	3	4	3	4	6
4	13	3	1	1	2	3	4
5	10	2	1		2	1	3
6	9	1	1		2		2
7	9	1	1		2		1
8	7	1	1				1
9	7	1	1				1
10	5	1	1				1
11	5	1	1				1
12	5	1	1				1
13	5	1	1				1
14	5	1	1				1
15	4		1				1
16	2		1				1
17	1		1				1
18	1						1
19	1						1
20	1						1
21							1
22							
계	383	63	74	39	45	54	92