

## 초기 주택가격 형성이 가격 주기 지속기간에 미치는 영향 분석\*

How Initial Housing Prices Affect on the Housing Cycle Duration

김 대 원 (Kim, Daiwon)\*\*

유 정 석 (Yu, Jungsuk)\*\*\*

### < Abstract >

The purpose of this study is to figure out the effect of the initial housing prices on the housing price cycle duration. This study explores whether duration dependence on the housing price cycle is sensitive to the initial price. We used Cox proportional hazard model and tested the goodness-of-fit of the model with link test.

Analysis results show that the evidence of duration dependence is sensitive to the initial price both in upturn and downturn period. In particular, we find that the bigger the initial price variation is, the longer the housing price cycle lasts. In consideration of the analysis results, we can infer that the initial housing price could stimulate the investors' expectations and also make housing price cycle stay longer.

주 제 어 : 초기 주택가격, 가격주기 지속기간, 지속의존성 분석, Cox 비례위험 모형  
key word : Initial Housing Price, Housing Cycle Duration, Duration Dependence Test,  
Cox Proportional Hazard Model

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

\*\* 단국대학교 일반대학원 도시계획및부동산학과 박사과정, dw2613@gmail.com (주저자)

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

## I. 서론

주택의 가격도 금융자산과 마찬가지로 상승과 하락의 추세를 갖는다. 어떤 기간에는 추세가 오랫동안 유지되기도 하고, 또 다른 구간에서는 추세가 잠시 동안만 유지되다 국면이 전환되는 모습을 보이기도 한다. 국내 주택시장의 가격 또한 상승과 하락의 추세가 반복적으로 나타나는 모습을 보인다. 국내 주택 시장을 살펴보면, 개발정책이 전면적으로 시행된 1970년 이후 국내 주택 가격은 전반적으로 상승하는 추세<sup>1)</sup>를 나타냈으나 2011년 이후부터 최근 까지 국내 주택 가격은 수도권권을 중심으로 하락세를 지속하는 양상을 보여 주고 있다.

주택 가격의 상승 또는 하락 주기의 지속은 사회경제적으로 많은 의미를 갖는다. 이는 주택 가격의 상승 또는 하락 주기의 지속이 국내 경제 전반에 많은 파급력을 미치기 때문이다. 주택 가격 상승이 오랫동안 지속되던 시절, 정부는 주택 가격 상승이 지속됨으로 인해 서민 주거 안정이 저해되고 물가 상승 및 불로소득 등의 사회 문제를 불러온다는 이유로 주택 가격 안정을 위한 정책을 쏟아냈다. 하지만 최근 수도권권을 중심으로 주택 가격 하락세가 장기화 되면서 건설 경기 침체로 인한 경기 전반의 침체, 미분양 주택 누적, 시장 참여자의 투자 심리 위축, 그리고 주택 가격 하락으로 인한 가계 대출 부실 등 다양한 사회 문제의 원인을 주택 가격 하락세 지속으로 지목<sup>2)</sup>하면서, 주택 가격 하락세를 멈추기 위한 다

양한 방안을 모색하고 있다.

이렇듯, 가격 주기의 지속은 시장에서 다양한 파급 효과를 나타내면서 경제 전반적 분위기 조성에 중요한 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 그렇다면 가격 주기의 지속기간은 어떠한 요인에 의하여 결정되는 것일까? Eatwell et al.(1987)은 자산의 가격 또는 범위가 연속적인 기간에 걸쳐 급속하게 상승하는 현상을 설명하면서, 초기 가격 상승은 구매자들의 기대를 유발시키게 되고 이러한 기대는 원래 자산이 갖는 가치보다 높은 수익을 기대하는 투기 심리로 이어지게 되어 결국 버블이 유발될 수 있다고 언급하고 있다. 즉, 초기 가격의 형성은 투자자들의 기대심리를 조장하게 되고, 투자자들의 기대치는 또 다시 시장 분위기에 반영되게 되는데, 이러한 시장 분위기는 가격 주기의 지속 기간에 영향을 주게 되어, 결국 가격 주기의 지속 기간은 초기 가격 형성 정도에 의해 영향을 받게 된다는 의미로 해석할 수 있다. 그렇다면, 초기 주택 가격 변동량과 가격 주기 지속 기간 사이에서 유의미한 관계를 포착 할 수 있다면, 이는 곧 초기 가격이 가격 주기 지속 기간에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있을 것이며, 더불어 초기 가격에 따른 투자자들의 심리적 기대가 시장에 반영되고 있다는 의미로도 해석이 가능할 것이다.

상기와 같은 관점에서 본 연구는 초기 주택 가격 변화량과 가격 주기 지속 기간과의 관계를 살펴보고자 하는데, 본 연구에서는 초기 가격 형성에 대한 가격 주기 지속 의존성을 측정하는 방

- 1) 국민은행에서 제공하는 전국 아파트매매가격지수 자료를 통해 살펴볼 때, 주택가격 지수는 전체 기간 동안 3배 이상 증가한(1986년 1월: 24.4 → 2013년 5월: 99.6) 것으로 나타났다.
- 2) 한국은행은 「금융안정보고서」를 통해 최근 주택가격 하락세 지속이 국내 경기의 시스템적 리스크로 전이되고 있어 이에 대한 대응이 필요함을 언급하고 있다(한국은행, 2013).

식으로 두 변수 간의 관계를 확인하고자 한다. 지속 의존성 분석 결과, 초기 가격 형성 정도가 가격 주기 지속 의존성에 민감성을 갖는 것으로 실증 분석된다면, 이는 곧 초기 주택 가격이 가격 주기 지속기간에 영향을 미치고 있다는 의미로 해석할 수 있을 것이며, 분석 결과를 통해 초기 가격과 가격 주기 지속기간 변수 간의 방향성도 확인할 수 있을 것이다.

본 논문의 전체적인 구성은 다음과 같다. II장에서는 주택 시장에서의 지속기간 및 버블과 관련된 선행연구를 살펴봄으로써 본 연구의 방향과 차별성을 제시하였다. III장에서는 이론적 모형 및 분석 방법의 고찰을 통해 본 연구의 진행 방향을 설정하였으며, IV장에서 실증분석을 통해 초기 가격과 가격 주기 지속기간 간의 관계를 살펴보았다. 이를 위하여 모형 적합성 검정을 실시한 후, 지역별로 적합한 Cox비례위험 모형을 통해 위험함수 곡선을 도출하였다. 마지막으로 V장에서 결론 및 본 연구의 시사점을 제시하였다.

## II. 선행연구의 검토 및 기존 연구와의 차별성

### 1. 선행연구의 검토

주택시장의 지속기간과 관련된 해외 연구는 Zuehlke(1987) 이후 현재까지 지속적으로 수행되

고 있는데, 초기에는 주로 주택이 시장에서 판매가 완료될 때까지 체류하는 시간(TOM, time-on-market)<sup>3)</sup>에 영향을 미치는 요인 분석을 실시하고 있으나, 최근에 와서는 주택가격의 상승과 하락 주기와 관련된 연구를 실시하고 있다.

Zuehlke(1987)는 주택의 판매 확률과 시장에서 판매될 때까지의 지속기간에 대한 관계를 분석하기 위하여 Weibull 위험함수 모형을 통한 실증분석을 실시하였다. 분석 결과, 공실로 비어있는 주택은 거주 중인 주택에 비하여 시장에서 판매될 때까지 지속기간<sup>4)</sup>이 더 오랫동안 유지되는 것으로 언급하고 있다.

Anglin et al.(2003)은 주택의 판매가와 TOM과의 관계를 파악하기 위하여 Log-linear OLS 분석과 Weibull 위험함수 모형을 사용하여 실증분석을 실시하였다. 이들은 분석결과를 통해 판매가격의 증가는 시장에서의 체류시간을 증가시킨다는 결론을 내고 있다. 또한 초기호가(listing price)와 판매가(selling price)와의 관계를 예측함으로써 TOM을 보완적으로 예측할 수 있음을 시사하고 있다.

Cunningham and Kolet(2007)은 미국과 캐나다의 137개 도시를 대상으로 주택시장 주기(cycle)와 지속 의존성(duration dependence)을 분석하였다. 분석 결과, 북미 지역의 주택 시장은 평균적으로 확장 시에는 5년, 수축 시에는 4년의 주기를 갖는 것으로 밝히고 있으며, 미국과 캐나다는 주택가격 주기에 대하여 높은 상관관계를 갖는

3) TOM(time-on-market)은 매물로 나온 부동산의 판매가 완료될 때까지 시장에서 대기하고 있는 시간을 의미하며, 주택시장의 비유동성 정도를 측정하는 척도로 사용되는 것이 일반적이다(Cheng et al., 2008).

4) Zuehlke(1987)는 시장 지속기간(market duration)이라는 용어를 사용하고 있으나, 이는 사실상 TOM과 동일한 의미로 사용되고 있다. 본 논문에서 사용하고 있는 지속기간은 가격의 상승 또는 하락이 유지되는 시간을 의미하는 가격주기 지속기간이라는 점에서 의미상 차이가 있다.

것으로 언급하고 있다. 또한 주택시장의 지속 의존성 검정 결과, 주택시장의 확장은 지속 의존성에 양(+ )의 영향을 미치는 반면, 수축 시에는 지속 의존성이 나타나지 않는 것으로 나타났다. 즉, 주택시장이 확장하고 있는 동안에는 가격 상승 주기가 길어지는 반면, 주택시장이 수축할 때에는 하락 주기에는 아무런 영향을 미치지 않는다는 것이다<sup>5)</sup>.

Cheng et al.(2008)은 부동산 가격과 TOM과의 관계를 분석하고 있는데, 가격과 TOM은 양(+ )의 비선형 관계임을 밝히고 있다<sup>6)</sup>. 또한 TOM에 영향을 미치는 3가지 요소를 언급하고 있는데, 구매자 도착률(buyer arrival rate), 주택시장의 견고성(tightness of the housing market), 그리고 매출 가격의 분산도(dispersion of offering prices)를 제시하고 있다.

Bracke(2011)은 19개 OECD 국가를 대상으로 최근 40년간의 데이터를 분석하여 주택가격의 상승과 하락의 지속기간을 연구하였는데, 분석을 통해 지속기간과 관련된 2가지 결론을 내리고 있다. 첫째, 평균 지속기간은 하락 시보다는 상승 시에 더 긴 특징을 갖는데, 이러한 양자 간의 차이도 주택가격 붐(boom)이 사라지면 사라진다. 둘째, 지속기간 분포(duration distribution)의 길이는 상

승 시에 보다 길게 나타나는 특징을 갖는다.

한편, 국내 연구에서는 상기 해외 연구에서와 같이 주택시장에서 지속기간 의존성(duration dependence)에 대한 연구를 찾아보기는 어렵다. 국내 연구는 주택시장의 지속기간과 관련된 연구에 있어서 대부분 부동산 가격 버블의 존재 유무에 대하여 검증하는 분석이 주류를 이루고 있다.

주택시장 버블과 관련된 국내 연구로는 김봉환(2004), 오근엽 외(2005), 류지수 외(2007), 김원희강원철(2012) 등의 연구가 있다. 이 들 연구는 모두 한국 주택시장에는 버블이 존재하는지 여부를 분석하고 있다. 이 중 류지수 외(2007)는 서울 및 6대 광역시의 실증 자료 분석을 통해 1997년 외환위기 이전에는 버블이 존재하지 않았으나, 외환위기 이후에 주택 및 토지시장에 버블이 발생하였음을 언급하고 있다. 한편, 김원희강원철(2012)은 아파트매매가격지수 자료의 분석을 통해 서울과 인천지역이 다른 광역시에 비하여 상대적으로 2배에서 4배 높은 버블상태임을 밝히고 있다.

서인석 외(2009)는 부동산 버블현상의 원인을 파악하기 위하여 부동산 버블 현상에 대한 순환적 인과구조를 설정하고, 이를 시스템 다이내믹스(System Dynamics)<sup>7)</sup> 시뮬레이션으로 분석하였

5) 주택시장의 확장 국면에서만 지속의존성을 갖고 수축할 때에는 지속의존성을 갖지 않는 비대칭성에 대하여 Cunningham and Kolet(2007)은 지속기간이 투기 심리의 대응변수로 사용되고 있기 때문일 수도 있음을 언급하고 있다. 즉, 지속기간의 존재는 투기 심리의 존재를 의미하게 되어 주택시장 확장 국면에서만 지속의존성이 나타나는 것으로 유추하고 있다.

6) Cheng et al.(2008)은  $E[P_{T_i}] = (P_{T_i} + \sqrt{3}\sigma_{P_i}) - \frac{2\sqrt{3}}{\lambda E[TOM_{T_i}] + \theta + 1} \sigma_{P_i}$  (단,  $\lambda$ :지수분포의 모수,  $\theta$ :입찰참여율,  $n^*$ : 최적의  $n$ 번째 매수자)방정식을 제시하면서 TOM과 부동산 가격 간의 관계를 밝히고 있는데, TOM과 부동산 가격은 양(+ )의 관계를 갖는다는 점에서는 기존 실증분석에서 알려진 바와 일치하나, 기존 연구에서 언급된 바와 같이 선형 관계를 갖지 않고 복잡한 형태를 갖는다고 언급하고 있다.

7) 시스템다이내믹스(System Dynamics)는 현상을 동태적이고 순환적인 인과관계의 시각으로 이해하고 설명하는 방법으로서, 컴퓨터를 사용한 시뮬레이션 방식이 주로 사용된다(서인석 외, 2009).

다. 분석 결과, 부동산 경기가 안정화된 경우에 가계 대출을 늘리는 것은 부동산 가격을 낮추는 요소가 될 수 있으며, 부동산 경기에 버블이 존재하는 경우 부동산 가격은 상승세를 유지하는 것으로 나타났다.

## 2. 기존 연구와의 차별성

본 연구는 기존 선행연구와 비교할 때 다음과 같은 차별성을 갖는다.

첫째, 국내에서 실시된 주택가격과 하락에 대한 지속기간 연구는 주로 국내 주택시장에 버블이 존재하는지에 대한 검증에 그치고 있다. 한편, 본 연구는 투자자들의 심리적 태도 형성 및 시장 분위기 형성에 지대한 영향을 미치는 가격 주기 지속기간의 결정 요인을 초기 가격에서 찾고자 하는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. 이를 위해 본 연구는 지속 의존성 분석(duration dependence analysis) 모형 중 Cox 비례위험 모형(Cox proportional hazard model)을 사용하여 양자 간의 관계를 분석하고자 한다<sup>8)</sup>.

둘째, 본 연구는 초기 주택 가격의 형성 정도가 가격 주기 지속 기간에 미치는 영향을 살펴봄

으로써 초기 주택 가격이 주택 시장 투자자들의 심리적 태도에 미치는 영향을 간접적으로 확인하는 연구라는 점에서 차별성을 갖는다. 즉, 초기 가격 상승은 구매자들의 기대를 유발시키게 되고 이러한 기대는 원래 자산이 갖는 가치보다 높은 수익을 기대하는 투기 심리로 이어지게 된다는 Eatwell et al.(1987)의 주장과 본 연구는 그 궤를 같이 하는데, 초기 주택 가격 형성과 가격 주기 지속기간 간의 관계 확인이 초기 가격 형성에 따른 투자자의 기대심리 또는 손실회피성이 가격주기 지속기간에 영향을 미친다는 행동경제학적 해석으로 연장될 수 있을 것이라는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다.

## III. 분석방법 및 자료

### 1. 분석방법

본 연구는 초기 주택가격 형성이 가격 주기 지속기간에 미치는 영향을 파악하기 위하여 지속 의존성 분석(duration dependence analysis)<sup>9)</sup>을 분

8) Cox비례위험모형은 특정 모형 형태를 취하지 않아 비모수적 특성을 가짐과 동시에 변수와 실패율 간의 모수적 특성을 동시에 갖고 있어 반모수적(semiparametric) 모형으로 불린다(Kalbfleisch and Prentice, 2002). Cox 비례위험모형은 실패 위험률을 종속변수로 설정하고, 이에 미치는 영향력을 확인하고자 하는 변수를 설명 변수로 설정하여 특정 설명 변수가 한 단위 변할 때의 위험률의 변화 정도를 측정할 수 있어 그 활용도와 유용성이 높은 분석 방법이다. 본 연구는 초기 가격 변화의 정도가 가격 주기 지속기간에 미치는 영향을 확인하기 위하여 Cox 비례위험모형을 분석 방법으로 설정하였다.

9) 지속 의존성 분석(duration dependence analysis)은 다양한 분야에서 활용되고 있는데, 의학 분야에서는 생존 분석(survival analysis)이라고 불리고 공학에서는 reliability analysis, 사회학에서는 event history analysis, 경제학 분야에서는 지속 의존성 분석이라고 불리고 있다. 지속 의존성 분석은 특정 이벤트가 발생할 때까지의 시간을 측정하는 통계학적 방법의 하나로서 분석시 중도절단 자료(censored data) 및 불완전 자료(truncated data)를 포함할 수 있다는 특징을 갖고 있다. 지속 의존성 분석을 통해 연구자는 지속시간의 분포를 확인할 수 있으며, 집단별로 지속기간의 차이를 비교할 수도 있다. 또한 이벤트가 발생하기까지의

석 도구로 사용하고자 한다. 지속 의존성 분석은 크게 비모수적(non-parametric) 모형, 반모수적(semi-parametric) 모형, 모수적(parametric) 모형의 3가지로 구분되는데, 본 연구에서는 반모수적 모형인 Cox 비례위험 모형(Cox Proportional hazard model)을 사용하여 분석을 실시하고자 한다. 이는 본 연구에서 분석하고자 하는 주택의 초기 가격 및 가격 주기 지속 기간에 대하여 현재까지 이론적인 분포 형태가 정의된 바 없으며, 본 분석의 목적이 초기 평균 가격 변화에 따른 지속기간의 변화 규모를 파악하는데 있기 때문이다.

Cox 비례위험 모형은 생존함수를 기존 모수적 분포에 국한시키지 않고 공변량의 효과를 모수화하여 기저 생존함수를 변화시키는 분석 방법으로 모형의 우수성과 계산의 용이성으로 인하여 현재까지 빈번하게 이용되는 분석방법이다(Cleves et al., 2010). Cox(1972)는 Cox 비례위험 모형의 회귀방정식을 식(1)과 같이 정의하고 있다.

$$h(t|x_j) = h_0(t)\exp(x_j\beta_x) \quad (1)$$

- $h(t|x_j)$  : 개체  $j$ 의  $t$ 시점에서의 위험률
- $h_0(t)$  : 기저 위험함수(baseline hazard)
- $x_j$  : 공변량(covariate)
- $\beta_x$  : 공변량  $x$ 에 대한 회귀계수

식(1)에서  $\beta_x$ 는 자료로부터 추정되어야 하는 회귀 계수가 되며, 이에 대하여 Cox(1972)는 부

분 우도(partial likelihood)를 통해 추정하는 방법을 제안하고 있다. 추정 방법은 실패(failure)가 발생할 때마다 실패의 조건부 확률을 계산하여 이를 모두 곱하는 방법으로 우도 함수를 구하는 것이다. 식(2)는  $\beta_x$ 의 추정을 위한 부분 우도 함수이며, 이를  $\beta_x$ 로 미분한 방정식이 0이 되는 경우의 해를 구함으로써  $\hat{\beta}_x$ 를 추정할 수 있다.

$$L(\beta_x) = \prod_{j=1}^k \left\{ \frac{\exp(x_j\beta_x)}{\sum_{i \in R_j} \exp(x_i\beta_x)} \right\} \quad (2)$$

- $k$  : 관측 횟수
- $R_j$  : 개체  $j$ 의 실패(failure) 위험 전체 항목
- $i$  : 개별 실패(failure) 횟수

한편, 식(2)의 부분 우도 함수를 통한  $\beta_x$ 의 추정은 실패(failure)가 동시에 발생하지 않은 경우에 적합한 추정방법인데, 실패(failure)가 동시에 발생하거나 발생순서가 명확하지 않은 경우에는 변형된 방식으로  $\beta_x$ 를 추정해야 한다. 만일, 실패(failure)가 동시에 발생하지 않은 것이 확실하다면 exact-marginal 계산법<sup>10)</sup>(Kalbfleisch and Prentice, 2002)을 사용하게 되고, 실패(failure)가 동시에 발생한 것이 확실한 경우에는 exact-partial 계산법<sup>11)</sup>(Cox, 1972; Kalbfleisch and Prentice, 2002)을 사용하게 된다<sup>12)</sup>.

본 연구에서 사용되는 자료는 1986년 1월부터

시간에 영향을 미치는 독립 변수들과의 관계를 찾을 수도 있다(송경일·최종수, 2011).

- 10) exact-marginal 계산법의 원리에 대한 구체적인 정보는 Kalbfleisch and Prentice(2002, pp.130-133)에서 확인할 수 있다. 본 연구에서 분석에 사용한 통계패키지인 STATA는 exact marginal log likelihood의 계산에 있어 "15-point Gauss-Laguerre 구적법"을 사용한다.
- 11) exact-partial 계산법은 2개의 실패가 동시에 발생하였을 경우, 전체 관찰 대상 중 이 2개의 실패가 동시에 발생할 조건부 확률을 구하는 방법이다(Cleves et al., 2010).
- 12) exact-marginal 및 exact-partial 계산법의 복잡성에 대한 대안으로 Breslow 근사법(Breslow approximation)이

2013년 5월까지의 기간 중에서 가격 상승 또는 하락 주기 구간을 구분하여 사용하였는데, 이로 인해 연속적이지 않는 구간으로 자료가 구성되며, 지속 기간  $t$ 는 일부 동일한 수치로 나타나게 된다. 따라서 분석에 있어서 실패(failure) 시간의 발생 순서에 대한 명확성이 떨어지게 된다. 이러한 자료의 특성을 감안하여 본 연구에서는  $\beta_x$ 의 추정에 있어 exact-marginal 계산법을 사용하고자 한다.

$$\hat{h}_0(t) = b^{-1} \sum_{j=1}^D K_t\left(\frac{t-t_j}{b}\right) \hat{h}_{t_j} \quad (3)$$

- $b$  : 대역폭(bandwidth)
- $D$  : 실패(failure) 발생 횟수
- $K_t$  : 커널 함수 (kernel function)

한편, Cox 비례위험 모형에서 기저위험  $h_0(t)$ 는 식(3)에 제시되는 방정식에 의해 추정될 수 있다. 이 때  $K_t(\cdot)$ 는 커널 함수로서 가중치 조정에 사용되는데  $t$ 시점으로부터 얼마나 떨어져 있는가에 의해 결정되며 범위는 -1에서 +1까지이다(Klein and Moeschberger, 2003).

Cox 비례위험 모형은 반모수적이라는 특성에도 불구하고 모형의 적합성을 검증하는데 있어서는 일반 회귀방정식(OLS)과 크게 다를 바가 없

다(Cleves et al., 2010). 추정된 Cox 비례위험 모형의 적합성 검정을 위하여 모형 오류(model mis-specification), 이상치(outliers), 영향점(influential points) 등을 확인하는 다양한 방법이 활용될 수 있는데, 본 연구에서는 추정된  $x\beta_x$ 가 올바르게 모수화 되었는지에 대한 검증 방법의 하나인 link test를 사용하여 적절한 독립변수의 사용 여부를 확인하고자 한다.

$$LRH = \beta_1(x\hat{\beta}_x) + \beta_2(x\hat{\beta}_x)^2 \quad (4)$$

link test는 선형 추정치 지승의 계수가 통계적으로 유의하지 않은가를 확인하는 방법으로 Cox 비례위험 모형을 통해 일차적으로  $\beta_x$ 를 추정하고, 식(4)에 제시된 LRH(log relative-hazard) 모형<sup>13)</sup>을 통해 이차적으로  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 를 추정하게 된다. 이 때,  $x\beta_x$ 가 올바르게 추정되었다면,  $\beta_1 = 1$ 이고,  $\beta_2 = 0$ 이어야 한다는 것이 본 검증 방법의 원리이다(Pregibon, 1979; Cleves et al., 2010).

## 2. 분석자료 및 기초분석

실증 분석을 위하여 본 연구는 공간적 범위를 서울시 및 전국 6개 광역시로 하며, 시간적 범위

널리 사용되는데, 이는 이전 시점에 발생한 실패(failure)에 대한 조정을 가하지 않음으로써 계산의 간편성을 취하게 된다. 그 외에 Efron 근사법(Efron, 1977)은 exact-marginal 추정방법을 사용하기는 하지만, 위험 가중치를 사용하여 후속 위험을 조정한다는 점에서 차이가 있다.

13) link test는 Cox 비례위험 모형을 통해서 추정된  $x\beta_x$ 의 제곱이 유의한지를 확인하는 방법이다. LRH(log relative-hazard)는 <식 1> Cox 비례위험 함수에 로그를 취한 형태인데, 기본적으로 Cox 비례위험 모형을 통해 추정된  $x\beta_x$ 가 올바르게 추정되었다는 가정 하에 검증을 실시한다. 즉,  $x\beta_x$ 가 제대로 추정된 것이라면 LRH 함수에서  $\beta_1 = 1$ 이고  $\beta_2 = 0$ 이 되어야 한다. 따라서  $x\beta_x$ 가 올바르게 추정된 것이라는 가정 하에  $\beta_2$ 는 0(zero)가 되어야 하므로 link test는  $\beta_2$ 가 0(zero)인지 여부를 통계적으로 확인하는 검증 방법이다(Cleves et al., 2010).

〈표 1〉 분석자료의 기초 통계량

지역	가격지수(원자료)기초통계					가격변동(차분)기초통계				
	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값
서울	329	59.70	29.52	20.7	108.9	328	0.23	0.74	-1.67	5.50
강남	329	57.67	32.27	17.8	109.7	328	0.24	0.81	-1.78	6.15
강북	329	65.46	24.31	28.4	109.1	328	0.21	0.76	-2.26	4.87
부산	329	56.07	18.55	21.3	102.2	328	0.23	0.66	-1.45	2.58
대구	329	65.12	15.89	31.8	101.5	328	0.21	0.75	-3.41	3.78
인천	329	65.44	27.07	24.9	112.6	328	0.21	0.68	-1.66	3.42
광주	329	66.00	13.31	35.7	100.6	328	0.19	0.65	-4.85	4.99
대전	329	56.61	20.43	31.2	102.0	328	0.20	0.64	-1.54	3.97
울산	329	55.63	17.32	26.2	100.4	328	0.22	0.55	-2.80	2.24

를 1986년 1월부터 2013년 5월까지로 설정한다. 분석은 국민은행에서 제공하는 시계열 자료인 아파트 매매가격 지수(계절조정)<sup>14)</sup>를 사용한다.

상기와 같이 수집된 시계열 자료는 초기 가격 형성과 가격 주기 지속기간과의 관계 분석을 위하여 약간의 수정과정을 거치게 된다. 우선 식(5)와 같이 가격 차분을 실시하여 가격의 상승 또는 하락 구간 여부를 확인한다.

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} \quad (5)$$

- $\Delta P_t > 0 \Rightarrow$  상승
- $\Delta P_t < 0 \Rightarrow$  하락
- $\Delta P_t = 0 \Rightarrow$  보합

가격의 상승 또는 하락 지속구간이 확인되었다면, 가격의 상승과 하락 구간을 각각 구분하여 초기 변동량을 구한다. 초기 변동량은 1개월, 2개월, 3개월, 4개월, 5개월, 6개월의 평균 변동량을

각각 구하게 되는데, 1개월 변동량의 경우는 별도의 평균을 구하지 않고 그 자체를 사용한다. 또한 지속 기간이 구하는 평균 개월 수 보다 작을 경우에는 전체 지속기간의 평균 변동량을 초기 변동량으로 사용하게 된다. 단, 하락의 경우 가격 변동량은 전월 대비 감소하게 되므로 가격 변동량은 음(-)수로 표시되어야 하나, 하락의 크기와 하락 주기 지속기간과의 관계를 분석함에 있어 분석 결과 해석의 용이성을 위하여 가격 변동량에 절대값을 취하여 분석을 실시하였다.

식(6)은 초기 가격의 작성 방식을 수식으로 보여주고 있는데,  $DT$ (duration time)는 가격의 상승 또는 하락 지속기간을 의미하며,  $t_{end}$ 는 가격 주기의 종료시점을,  $t_{begin}$ 은 가격 주기의 시작 시점을 의미한다. 또한  $IM_i$  (initial mean variation of price for  $i$  month)는 초기  $i$ 개월의 평균 가격 변동량을 의미하며,  $p_{begin}$ 은 주기 시작 시점의 가격,  $p_{(begin+i)}$  및  $p_{(begin+DT)}$ 는 각각 시작 시점에서  $i$

14) 본 연구는 국민은행 아파트매매가격지수로 계절조정이 적용된 지수를 사용하였다. 국민은행은 계절조정지수에 대하여 SAS/ETS X-12 프로시저의 승법모형을 적용하여 산출하고 있음을 밝히고 있다(국민은행 홈페이지, www.kbstar.com).



〈표 2〉 자료 작성 예시

begin	end	DT	초기1개월	초기2개월	초기3개월	초기4개월	초기5개월	초기6개월
1986m5	1986m6	1	0,028	0,028	0,028	0,028	0,028	0,028
1987m5	1988m8	15	0,182	0,135	0,186	0,278	0,312	0,329
1988m11	1989m4	5	1,078	0,910	0,990	0,933	1,121	1,121
1991m2	1991m4	2	1,124	1,174	1,174	1,174	1,174	1,174
1992m6	1992m9	3	0,019	0,370	0,488	0,488	0,488	0,488
2010m11	2011m3	4	0,250	0,193	0,179	0,149	0,149	0,149

및  $DT$ 만큼 경과한 시점의 가격을 의미한다. 만약 지속기간  $DT$ 보다 구하고자 하는 초기  $i$ 개월이 크다면,  $i$ 를 대신하여  $DT$ 를 사용하여 초기 평균량을 구하게 된다.

$$DT = t_{end} - t_{begin} \quad (6)$$

만약  $i > DT$  일 경우,

$$IM_i = \frac{P(begin + DT) - P_{begin}}{DT}$$

만약  $i \leq DT$  일 경우,

$$IM_i = \frac{P(begin + i) - P_{begin}}{i}$$

단,  $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$ 개월

예를 들어, 상승이 8개월 동안 지속된 구간에 서는 초기 1~6개월 구간별로 평균 변동량이 각각 계산될 수 있으나, 상승이 2개월 동안만 지속된 구간에서는 초기 3개월, 4개월, 5개월, 6개월의 평균 변동량을 계산 할 수 없으므로, 초기 1개월, 2개월의 평균 변동량만 계산하고, 초기 3개월, 4개월, 5개월, 6개월의 평균 변동량은 초기 2

개월 변동량으로 대체하게 된다<sup>15)</sup>. 이렇게 계산된 초기 1~6개월 각각의 평균 상승량을 초기 상승량으로 하여 Cox 비례위험 모형을 통해 초기 가격 형성이 가격 주기 지속기간에 미치는 영향을 분석하고자 한다. <표 2>는 작성 자료의 예시를 보여주고 있다.

<표 3>은 가격 주기 지속기간과 초기 개월별 평균 가격 변동량 간의 상관관계 분석 결과를 제시하고 있다. <표 3>에서  $DT$ 는 상기에서 언급된 가격 주기 지속기간을 의미하며, 1m부터 6m은 각각 초기 개월별 가격 변동량을 의미한다. 상관관계 분석 결과를 살펴보면, 모든 지역에서 가격 상승 및 하락 주기 관계없이 초기 개월 수가 커질수록 지속기간과의 상관관계가 높아지는 것을 확인할 수 있었으며, 초기 개월 평균 변동량은 인접한 개월 수일수록 높은 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다.

15) <표 2> 자료 작성 예시를 볼 때, 가격 상승의 지속기간( $DT$ )가 15개월이라면 초기 1개월부터 초기 6개월까지의 평균 변동량을 각각 구할 수 있다. 그러나 지속기간( $DT$ )가 3개월이라면 초기 1개월, 2개월, 3개월까지의 평균 가격 변동량은 구할 수 있으나 초기 4개월, 5개월, 6개월의 평균 가격 변동량은 구할 수가 없다. 이런 경우 초기 4개월, 5개월, 6개월의 평균 가격 변동량은 모두 초기 3개월 평균 변동량으로 대체하였다.

## IV. 실증 분석

본 연구는 초기 가격 형성이 가격 주기 지속 기간에 영향을 미치는지, 영향을 미친다면 초기 몇 개월의 가격 형성이 지속기간에 영향을 미치는지를 확인하기 위하여 초기 1~6개월 각각의 평균 가격 변동량을 독립변수로 하여 개별적인 Cox 비례위험률을 구하였으며, 동시에 모델의 적합성 여부를 검증하기 위하여 link test를 실시, 지역별로 Cox 비례위험 모형 추정에 가장 적합한 초기 평균 가격을 독립 변수로 선정하여 Cox 비례위험 모형을 추정하였다.

지속 의존성 분석은 측정기간 동안 관찰되지 않는 중도절단 자료(censored data)를 분석에 고려할 수 있는 장점을 갖고 있다. 본 연구에서 사용된 자료 또한 중도절단 자료를 갖고 있는데, 시작 시점이 1986년 1월인 경우와 종료 시점이 2013년 5월인 경우가 이에 해당된다. 본 연구의 측정기간은 1986년 1월부터 2013년 5월까지 이므로, 가격주기의 시작 시점이 1986년 1월이라면 그 주기는 좌측 중도절단(left censored)으로 처리하였으며, 종료 시점이 2013년 5월이라면 아직 가격 주기가 종료되지 않았으므로 실패하지 않은 것(failure = 0)으로 처리하였다.

### 1. 모형 적합성 검증

모형 적합성 검정을 위하여 본 연구는 일차적으로 각 독립변수 별로 Cox 비례위험 모형 위험 함수를 추정한 후 link test를 실시하여 <식 4> LRH 함수의  $\beta_2$ 를 추정하였다. 추정 모형이 적합한 모형이 되기 위해서는 Cox 비례위험 모형 추정 독립변수가 통계적으로 유의해야 하며, link

test로 추정된  $\beta_2$ 는 설명력이 없어야 한다. 따라서 Cox 비례위험 모형 추정 결과 독립변수의  $p$ -value는 0.05보다 작아야 하며, LRH 함수  $\beta_2$ 의  $p$ -value는 0.05 이상이어야 한다. <표 4>와 <표 5>는 각각 가격 상승 및 하락 주기에 대한 Cox비례위험 모형 추정결과와 link test 검정 결과를 제시하고 있으며, 음영으로 표시된 독립변수는 검정 결과 적합한 것으로 나타난 독립변수를 의미한다.

검정 결과, 상승 주기에서는 서울 초기 2개월, 강남 초기 3개월, 강북 초기 3개월, 부산 초기 4개월, 대구 초기 4개월, 인천 초기 3개월이 모형 추정에 적합한 독립변수로 나타났다. 그 외 광주, 대전, 울산은 검정 결과를 통과하지 못해 분석에서 제외되었다. 한편, 하락 주기에서는 서울 초기 3개월, 강북 초기 3개월, 부산 초기 4개월, 인천 초기 2개월이 적합한 독립변수로 검정되었으며, 나머지 강남, 대구, 광주, 대전, 울산에서는 적합한 독립변수를 찾을 수 없었다.

### 2. Cox 비례위험모형 추정 결과

<표 4>에 제시된 가격 상승주기의 지속기간에 대한 분석 결과를 살펴보면, 서울의 초기 2개월 평균 가격에 대한 상승 지속기간 비례 위험률은 0.195로 초기 가격이 높아질수록 위험률이 낮아짐을 알 수 있다. 이는 초기 가격이 높게 형성될수록 상승 주기가 하락 주기로 변경될 확률이 낮아짐을 의미한다. 즉, 초기 2개월 평균 가격이 낮게 형성되는 경우보다 높게 형성되는 경우에 가격의 상승 국면이 하락 국면으로 전환될 확률이 낮아진다는 의미로, 높은 초기 가격의 형성은 가격 상승의 지속기간을 오랫동안 유지하게 될

〈표 3〉 가격 주기 지속기간 - 초기 평균 가격 상관관계 분석

지역	상 승							하 락							
	DT	1m	2m	3m	4m	5m	6m	DT	1m	2m	3m	4m	5m	6m	
서울	DT	1.00						DT	1.00						
	1m	0.34	1.00					1m	0.00	1.00					
	2m	0.38	0.88	1.00				2m	0.17	0.81	1.00				
	3m	0.39	0.73	0.94	1.00			3m	0.22	0.67	0.94	1.00			
	4m	0.42	0.69	0.91	0.99	1.00		4m	0.28	0.60	0.89	0.97	1.00		
	5m	0.46	0.71	0.89	0.96	0.99	1.00	5m	0.29	0.57	0.85	0.94	0.98	1.00	
	6m	0.49	0.68	0.85	0.94	0.97	0.99	1.00	6m	0.28	0.55	0.81	0.91	0.95	0.99
강남	DT	1.00						DT	1.00						
	1m	0.23	1.00					1m	-0.06	1.00					
	2m	0.34	0.91	1.00				2m	0.02	0.89	1.00				
	3m	0.37	0.78	0.92	1.00			3m	0.07	0.81	0.93	1.00			
	4m	0.40	0.66	0.81	0.96	1.00		4m	0.15	0.69	0.85	0.97	1.00		
	5m	0.46	0.64	0.80	0.96	0.99	1.00	5m	0.15	0.67	0.83	0.96	1.00	1.00	
	6m	0.49	0.60	0.77	0.94	0.97	0.99	1.00	6m	0.15	0.66	0.82	0.95	0.99	1.00
강북	DT	1.00						DT	1.00						
	1m	0.18	1.00					1m	0.12	1.00					
	2m	0.23	0.81	1.00				2m	0.26	0.83	1.00				
	3m	0.31	0.67	0.94	1.00			3m	0.30	0.71	0.95	1.00			
	4m	0.33	0.61	0.91	0.99	1.00		4m	0.40	0.64	0.90	0.96	1.00		
	5m	0.36	0.58	0.87	0.96	0.99	1.00	5m	0.43	0.61	0.85	0.91	0.98	1.00	
	6m	0.38	0.55	0.86	0.94	0.97	0.99	1.00	6m	0.45	0.59	0.81	0.87	0.96	0.99
부산	DT	1.00						DT	1.00						
	1m	0.01	1.00					1m	0.15	1.00					
	2m	0.08	0.88	1.00				2m	0.18	0.87	1.00				
	3m	0.14	0.79	0.94	1.00			3m	0.31	0.80	0.94	1.00			
	4m	0.21	0.64	0.83	0.95	1.00		4m	0.43	0.70	0.85	0.94	1.00		
	5m	0.29	0.64	0.84	0.95	0.98	1.00	5m	0.43	0.67	0.83	0.92	0.99	1.00	
	6m	0.32	0.62	0.82	0.93	0.97	0.99	1.00	6m	0.49	0.66	0.79	0.90	0.97	0.99
대구	DT	1.00						DT	1.00						
	1m	-0.05	1.00					1m	-0.11	1.00					
	2m	0.08	0.72	1.00				2m	0.04	0.88	1.00				
	3m	0.10	0.68	0.95	1.00			3m	0.14	0.84	0.98	1.00			
	4m	0.14	0.53	0.88	0.95	1.00		4m	0.20	0.80	0.93	0.98	1.00		
	5m	0.17	0.54	0.88	0.95	1.00	1.00	5m	0.19	0.77	0.91	0.97	1.00	1.00	
	6m	0.20	0.54	0.87	0.94	0.99	1.00	1.00	6m	0.19	0.77	0.91	0.97	1.00	1.00

지역	상 승								하 락							
	DT	1m	2m	3m	4m	5m	6m		DT	1m	2m	3m	4m	5m	6m	
인천	DT	1.00							DT	1.00						
	1m	0.08	1.00						1m	0.07	1.00					
	2m	0.13	0.80	1.00					2m	0.26	0.89	1.00				
	3m	0.19	0.70	0.94	1.00				3m	0.34	0.80	0.95	1.00			
	4m	0.23	0.53	0.82	0.94	1.00			4m	0.39	0.66	0.83	0.95	1.00		
	5m	0.25	0.51	0.80	0.93	0.99	1.00		5m	0.39	0.62	0.78	0.92	0.99	1.00	
	6m	0.28	0.49	0.77	0.90	0.98	0.99	1.00	6m	0.40	0.61	0.76	0.91	0.99	1.00	1.00
광주	DT	1.00							DT	1.00						
	1m	-0.01	1.00						1m	-0.14	1.00					
	2m	-0.02	0.72	1.00					2m	0.04	0.82	1.00				
	3m	0.03	0.65	0.97	1.00				3m	0.15	0.76	0.97	1.00			
	4m	0.08	0.49	0.90	0.95	1.00			4m	0.27	0.69	0.87	0.94	1.00		
	5m	0.12	0.51	0.90	0.95	0.99	1.00		5m	0.27	0.67	0.82	0.90	0.99	1.00	
	6m	0.17	0.50	0.88	0.94	0.98	1.00	1.00	6m	0.29	0.66	0.79	0.87	0.98	1.00	1.00
대전	DT	1.00							DT	1.00						
	1m	0.06	1.00						1m	-0.10	1.00					
	2m	0.08	0.88	1.00					2m	-0.12	0.92	1.00				
	3m	0.18	0.85	0.96	1.00				3m	-0.08	0.92	0.99	1.00			
	4m	0.24	0.74	0.90	0.94	1.00			4m	-0.03	0.91	0.98	1.00	1.00		
	5m	0.29	0.71	0.88	0.94	0.99	1.00		5m	0.01	0.90	0.97	0.99	1.00	1.00	
	6m	0.34	0.67	0.84	0.91	0.98	0.99	1.00	6m	0.02	0.90	0.97	0.99	1.00	1.00	1.00
울산	DT	1.00							DT	1.00						
	1m	-0.03	1.00						1m	-0.10	1.00					
	2m	-0.01	0.89	1.00					2m	-0.08	0.98	1.00				
	3m	0.10	0.87	0.96	1.00				3m	-0.08	0.98	1.00	1.00			
	4m	0.16	0.77	0.90	0.94	1.00			4m	-0.08	0.98	1.00	1.00	1.00		
	5m	0.20	0.75	0.88	0.94	0.99	1.00		5m	-0.04	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	
	6m	0.23	0.72	0.86	0.92	0.97	0.99	1.00	6m	-0.05	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

- DT : 지속기간, 1m~6m : 초기 1~6개월 평균 변동량

확률이 높음을 분석 결과는 보여주고 있다.

다른 지역에 대한 분석 결과도 서울의 분석 결과와 동일한 결과를 보여주고 있는데, 부산은 초기 4개월에 대한 비례 위험률이 0.260으로 나타나고 있으며, 대구는 초기 4개월에 대한 비례

위험률이 0.459, 그리고 인천은 초기 3개월에 대한 비례 위험률이 0.412로 나타났다. 또한 서울을 강남과 강북으로 구분하여 분석하여 도출된 비례위험률은 각각 0.203과 0.285로 분석되어, 통계적으로 유의한 모든 지역에서 비례 위험률은 1

〈표 4〉 상승 지속기간에 대한 Cox 비례위험 모형 분석 결과

지 역	초기 개월	Cox proportional hazard ratio				link test		
		Haz. ratio	Std. Err	z	p-value	$\beta_2$ Coef.	z	p-value
서 울	1	0.321	0.221	-1.65	0.098	1.835	1.30	0.194
	2	0.195	0.155	-2.06	0.040	1.587	1.93	0.053
	3	0.098	0.094	-2.43	0.015	1.852	3.64	0.000
	4	0.047	0.515	-2.78	0.006	1.200	4.05	0.000
	5	0.050	0.050	-2.96	0.003	1.106	3.69	0.000
	6	0.056	0.052	-3.10	0.002	1.041	3.34	0.001
강 남	1	0.541	0.263	-1.26	0.206	-1.338	-0.44	0.659
	2	0.315	0.191	-1.90	0.057	0.586	0.45	0.655
	3	0.203	0.135	-2.40	0.016	1.032	1.35	0.179
	4	0.150	0.105	-2.71	0.007	1.040	2.02	0.043
	5	0.119	0.083	-3.05	0.002	0.644	2.19	0.028
	6	0.115	0.077	-3.22	0.001	0.470	2.09	0.037
강 북	1	0.568	0.300	-1.07	0.284	0.526	0.23	0.821
	2	0.323	0.206	-1.78	0.076	1.481	1.46	0.145
	3	0.285	0.161	-2.22	0.026	1.542	1.94	0.053
	4	0.255	0.149	-2.34	0.019	1.730	2.33	0.020
	5	0.206	0.124	-2.61	0.009	1.463	2.68	0.007
	6	0.183	0.110	-2.82	0.005	1.664	2.98	0.003
부 산	1	0.618	0.441	-0.68	0.500	4.001	0.49	0.625
	2	0.355	0.283	-1.30	0.195	3.086	1.37	0.172
	3	0.267	0.191	-1.85	0.065	1.869	1.40	0.161
	4	0.260	0.159	-2.21	0.027	1.302	1.17	0.241
	5	0.226	0.128	-2.63	0.008	1.120	1.44	0.149
	6	0.233	0.122	-2.79	0.005	0.839	1.31	0.191
대 구	1	0.838	0.447	-0.33	0.740	-2.360	-0.07	0.948
	2	0.502	0.245	-1.41	0.158	1.956	0.68	0.498
	3	0.414	0.201	-1.81	0.070	1.949	1.27	0.203
	4	0.459	0.174	-2.06	0.040	1.314	1.32	0.186
	5	0.425	0.164	-2.22	0.027	1.200	1.59	0.112
	6	0.397	0.153	-2.39	0.017	0.979	1.71	0.087
인 천	1	0.703	0.246	-1.01	0.313	0.135	0.03	0.975
	2	0.579	0.194	-1.63	0.103	0.834	0.30	0.763
	3	0.412	0.163	-2.24	0.025	1.433	1.08	0.282
	4	0.413	0.146	-2.50	0.013	1.301	1.74	0.083
	5	0.376	0.140	-2.63	0.009	1.190	2.10	0.036
	6	0.346	0.133	-2.77	0.006	1.024	2.35	0.019
광 주	1	0.665	0.371	-0.73	0.466	1.883	0.16	0.876
	2	0.716	0.353	-0.68	0.498	6.837	0.67	0.502
	3	0.565	0.298	-1.08	0.278	3.346	0.86	0.389
	4	0.058	0.242	-1.31	0.189	2.102	1.03	0.304
	5	0.501	0.214	-1.62	0.106	1.961	1.47	0.141
	6	0.438	0.189	-1.92	0.055	1.666	1.81	0.071
대 전	1	0.665	0.325	-0.84	0.404	6.047	0.68	0.495
	2	0.572	0.293	-1.09	0.276	5.672	1.66	0.096
	3	0.325	0.188	-1.95	0.051	2.769	2.65	0.008
	4	0.272	0.153	-2.32	0.020	1.308	2.50	0.012
	5	0.184	0.114	-2.73	0.006	1.211	3.28	0.001
	6	0.158	0.096	-3.02	0.002	0.991	3.32	0.001
울 산	1	0.863	0.401	-0.32	0.752	65.178	1.55	0.122
	2	0.766	0.359	-0.57	0.570	23.444	1.63	0.103
	3	0.395	0.215	-1.71	0.087	4.447	3.11	0.002
	4	0.332	0.172	-2.13	0.033	1.779	2.58	0.010
	5	0.267	0.140	-2.51	0.012	1.864	3.26	0.001
	6	0.255	0.130	-2.69	0.007	1.631	3.21	0.001

〈표 5〉 하락 지속기간에 대한 Cox 비례위험 모형 분석 결과

지 역	초기 개월	Cox proportional hazard ratio				link test		
		Haz. ratio	Std. Err	z	p-value	$\beta_2$ Coef.	z	p-value
서 울	1	0.703	0.643	-0.39	0.700	17.876	0.97	0.333
	2	0.155	0.160	-1.81	0.071	0.843	0.61	0.542
	3	0.135	0.128	-2.11	0.035	0.392	0.58	0.559
	4	0.154	0.124	-2.32	0.020	0.178	0.24	0.808
	5	0.160	0.125	-2.35	0.019	-0.086	-0.10	0.922
	6	0.161	0.127	-2.32	0.020	-0.091	-0.10	0.921
강 남	1	1.744	1.369	0.71	0.479	2.367	0.48	0.629
	2	0.702	0.640	-0.90	0.698	16.525	1.37	0.171
	3	0.353	0.301	-1.22	0.222	2.346	1.61	0.108
	4	0.293	0.199	-1.81	0.071	1.330	1.12	0.263
	5	0.302	0.195	-1.85	0.064	1.160	0.92	0.358
	6	0.306	0.196	-1.85	0.064	1.189	0.92	0.355
강 북	1	0.300	0.294	-1.23	0.220	1.272	0.56	0.577
	2	0.202	0.166	-1.95	0.052	0.428	0.23	0.819
	3	0.203	0.149	-2.18	0.029	0.608	0.61	0.544
	4	0.205	0.128	-2.55	0.011	0.299	0.39	0.819
	5	0.215	0.126	-2.62	0.009	0.199	0.29	0.544
	6	0.209	0.121	-2.69	0.007	0.178	0.28	0.700
부 산	1	0.388	0.386	-0.95	0.341	1.852	0.30	0.769
	2	0.268	0.346	-1.02	0.308	10.439	1.90	0.777
	3	0.106	0.130	-1.83	0.067	2.556	1.62	0.106
	4	0.152	0.140	-2.05	0.041	0.744	0.65	0.518
	5	0.184	0.154	-2.02	0.044	0.497	0.35	0.723
	6	0.154	0.124	-2.33	0.020	0.452	0.42	0.677
대 구	1	1.590	0.927	-0.80	0.426	-2.564	-0.46	0.648
	2	0.721	0.577	-0.41	0.683	15.215	0.66	0.510
	3	0.421	0.335	-1.09	0.277	2.291	0.63	0.529
	4	0.359	0.272	-1.35	0.176	0.481	0.21	0.836
	5	0.401	0.286	-1.25	0.200	-0.129	-0.05	0.961
	6	0.415	0.290	-1.26	0.207	-0.361	-0.13	0.896
인 천	1	0.642	0.572	-0.50	0.619	0.826	0.06	0.955
	2	0.111	0.121	-2.02	0.044	1.297	1.60	0.109
	3	0.057	0.061	-2.68	0.007	0.614	1.18	0.238
	4	0.084	0.077	-2.72	0.007	0.366	0.80	0.422
	5	0.111	0.094	-2.60	0.009	0.387	0.80	0.423
	6	0.104	0.890	-2.64	0.008	0.396	0.93	0.351
광 주	1	3.781	4.118	-1.22	0.222	0.181	0.01	0.952
	2	1.016	1.133	-0.01	0.988	22616.480	0.89	0.371
	3	0.413	0.486	-0.75	0.453	8.812	0.90	0.369
	4	0.197	0.208	-1.54	0.124	0.468	0.29	0.774
	5	0.199	0.202	-1.59	0.111	0.383	0.31	0.753
	6	0.182	0.186	-1.67	0.096	0.415	0.42	0.672
대 전	1	1.609	0.904	-0.85	0.397	5.680	1.02	0.310
	2	2.158	1.387	-1.20	0.232	1.682	0.80	0.425
	3	1.686	1.007	-0.88	0.381	3.995	0.81	0.416
	4	1.320	0.776	-0.47	0.637	18.996	1.06	0.290
	5	1.091	0.633	-0.15	0.881	227.665	1.20	0.230
	6	1.036	0.614	-0.06	0.953	1680.722	1.42	0.156
울 산	1	2.267	1.775	-1.05	0.296	0.008	0.01	0.990
	2	1.701	0.922	-0.98	0.327	0.490	0.35	0.729
	3	1.638	0.834	-0.97	0.333	0.563	0.35	0.728
	4	1.651	0.879	-0.94	0.347	0.779	0.47	0.637
	5	1.374	0.698	-0.63	0.531	3.538	0.86	0.389
	6	1.509	0.787	-0.79	0.430	1.775	0.71	0.480

보다 작은 것으로 확인되었다. 즉, 이러한 결과는 초기 가격이 높게 형성될수록 상승에서 하락으로 전환될 확률이 낮아지게 됨을 의미하므로, 높은 초기 가격은 상승 추세를 더 오랫동안 유지시키게 될 확률이 높음을 의미한다.

한편, <표 5>는 하락 지속기간에 대한 Cox 비례위험 모형 분석 결과를 제시하고 있으며, 서울(전체), 강북, 부산, 인천에서 초기 평균 가격이 하락 지속기간에 영향을 주고 있음을 확인할 수 있다. 상기 상승 주기에서와 동일한 해석 방법을 적용할 때, 서울(전체)의 초기 3개월 평균 가격은 하락 지속기간에 대하여 0.135의 비례위험률을 갖는 것으로 나타났으며, 강북 초기 평균 3개월의 비례위험률은 0.203, 부산 초기 평균 4개월의 비례위험률은 0.152, 인천의 초기 평균 2개월의 비례위험률은 0.111로 분석되었다. 상승에 대한 분석 결과와 동일하게 모든 지역에서 비례위험률은 1보다 작은 값을 갖고 있으며, 이는 곧 초기에 형성되는 하락폭이 클수록 하락 주기의 지속기간이 길어질 확률이 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

### 3. 위험함수 곡선

Cox 비례위험 모형을 추정함에 있어서,  $h_0(t)$ 은 <식 3>에서 제시된 방정식을 통해 추정할 수 있는데, 이 때, kernel 함수  $K(\cdot)$  및 대역폭  $b$ 를 사용하여 위험함수를 부드러운 곡선 형태로 도출할 수 있다(Klein and Moeschberger, 2003).

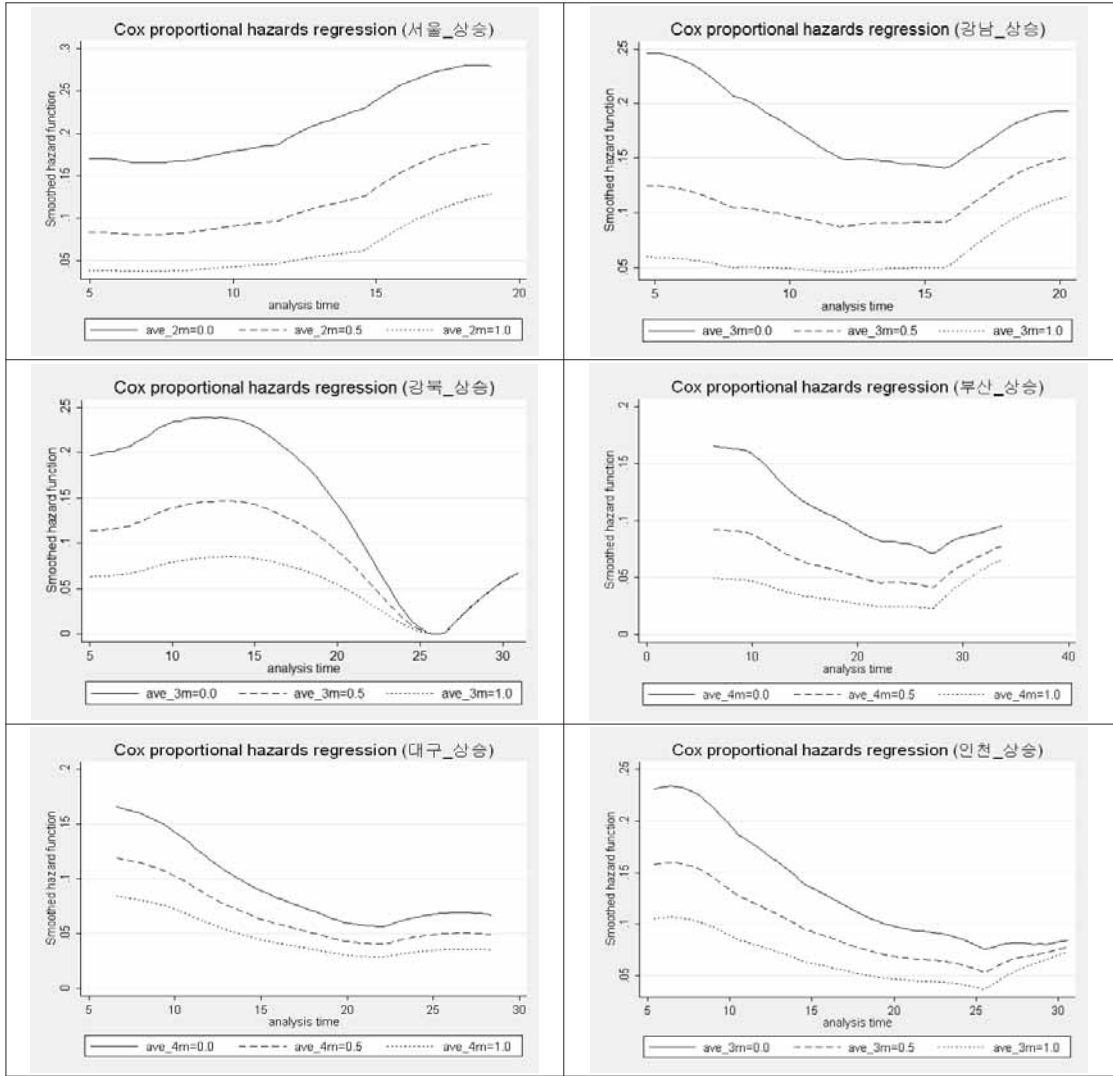
<그림 1>과 <그림 2>는 각각 상승 주기와 하락 주기에 대한 부드러운 기저 위험 곡선(smoothed baseline hazard curve)를 보여주고 있다. 그래프 상에서  $ave_{(i)m}$ 은 초기  $i$ 개월의 평균

가격 변동량을 의미하며, 평균 가격 변동량이 0일 경우와 0.5일 경우, 그리고 1.0일 경우로 구분하여 곡선을 제시하였다. 이는 초기 가격 변동량의 크기에 따라서 가격 주기가 전환될 위험이 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위함이다.

<그림 1>은 상승주기에 대한 위험함수 곡선을 보여주고 있으며, 모든 지역에서 초기 평균 가격이 높을수록 위험률은 작아지는 것을 확인할 수 있다. 한편, 서울의 경우 전체적으로 시간의 경과에 따라 위험률이 점점 높아지는 것을 확인할 수 있는데, 시간이 경과 할수록 상승 국면이 하락국면으로 전환될 확률은 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 하지만, 서울을 강남과 강북으로 구분한 경우, 시간의 경과에 따라 일정 기간 동안 전체적인 위험률은 감소하는 것을 볼 수 있어 서울을 강남과 강북으로 구분할 때 초기에 가격 상승 주기가 일정기간 유지되면 쉽게 하락주기로 전환되지 않고 상승 추세를 유지함을 확인할 수 있다. 강남의 경우에는 초기 5개월 이후부터 약 15개월까지 위험률이 감소하는 패턴을 보여주고 있으며, 강북의 경우에는 초기 5개월부터 약 12개월까지는 위험률이 전반적으로 상승하다 25개월 무렵까지 위험률이 급격하게 떨어지는 패턴을 보여주고 있다. 이러한 곡선의 패턴을 통해 일정 시간까지 상승이 지속되게 된다면, 상승 국면이 하락으로 전환되는 확률이 줄어들게 되는 것으로 해석할 수 있다. 일정 기간 동안 전반적인 위험률이 감소하는 패턴은 부산, 대구, 인천의 경우에서 목격되는데, 이를 통해 이들 지역에서 초기 가격 형성이 지속기간에 미치는 영향을 확인할 수 있다.

분석 대상지역 전체적으로 초기 평균 가격 상승량이 높을수록 가격 상승 주기에 대한 위험률

〈그림 1〉 Cox 비례위험 모형 위험함수 곡선 - 가격 상승 주기



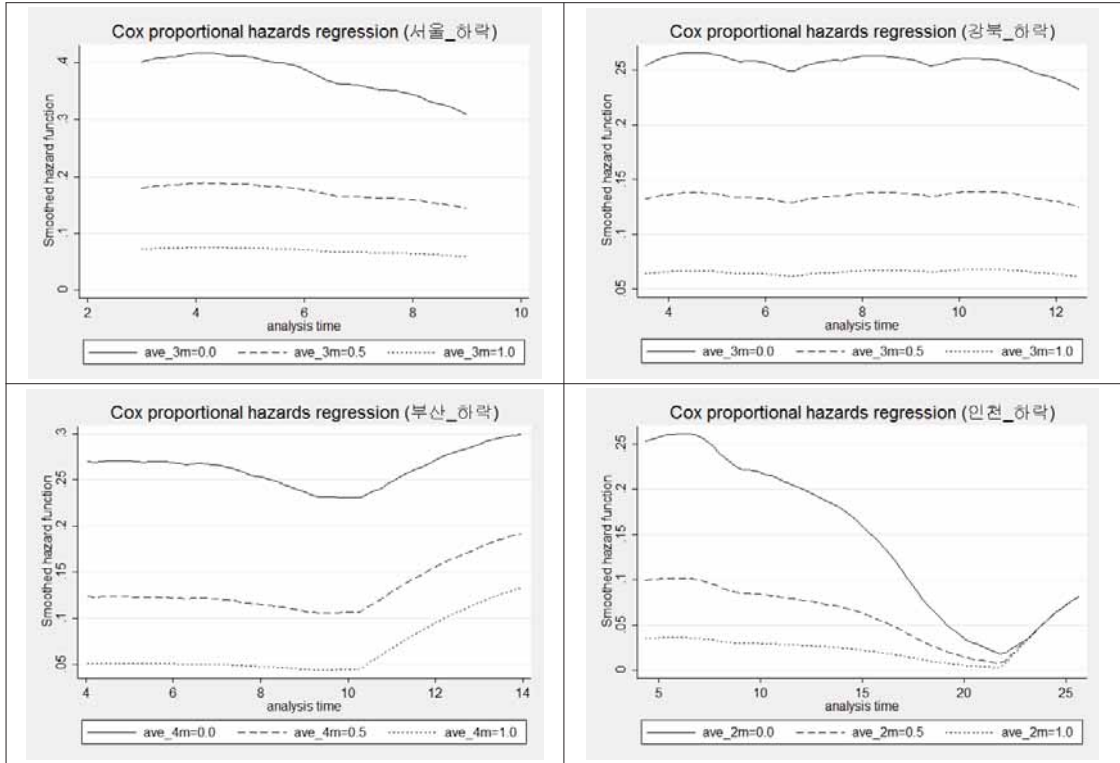
은 감소하는 것으로 나타나고 있어 초기 가격이 높을수록 가격 주기 지속기간이 길어진다고 해석할 수 있으며, 모든 지역에서 일정 기간 동안 초기 가격 상승 주기가 지속되면 하락 추세로 쉽게

전환되지 못함을 확인할 수 있다.

한편, <그림 2>는 하락 주기에 대한 위험함수 곡선을 제시하고 있는데, 상승 주기와 마찬가지로 모든 지역에서 초기 가격 하락량이 클수록 위



〈그림 2〉 Cox 비례위험 모형 위험함수 곡선 - 가격 하락 주기



험률은 낮은 것으로 나타났다. 즉, 초기의 가격 하락폭이 높을수록 하락주기가 다시 상승 국면으로 전환될 확률은 낮아지므로 하락주기가 지속됨을 의미한다.

서울(전체)과 강북의 경우 전반적인 위험함수 곡선은 경미한 하락 추세를 보이고 있는데, 이는 하락 지속기간이 오래 지날수록 상승 국면으로 잘 전환되지 못함을 의미하는 것으로 해석된다. 반면, 부산과 인천의 경우에는 가격 하락 초기부터 일정기간까지 전반적인 위험률이 감소하다가

다시 위험률이 높아지는 패턴을 보이고 있어, 가격 상승 주기와 마찬가지로 가격 하락 주기에서도 일정 기간 동안 하락 추세가 유지되면 쉽게 상승 추세로 전환되지 못하는 것으로 보인다.

상기 위험함수 곡선은 주택가격의 초기 변동량이 클수록 가격의 상승 및 하락 주기 지속기간도 길어짐을 보여주고 있다. 즉, 투자자들은 현재 또는 과거의 가격 변화를 관찰하고, 이를 통해 미래의 가격을 예측하기 때문에, 초기 가격의 변화 정도에 따라 가격 주기 지속기간이 좌우될 수

있다는 해석이 가능하다. 이 때, 투자자들이 과거의 정보에 의해 미래를 예측하게 되는 과정은 적응적 기대 가설(adaptive expectations hypothesis)<sup>16)</sup>에서 설명하는 기대 형성 방식과 동일한 과정인 것으로 보인다.

특이한 점은 가격 하락 주기 또한 초기 가격 하락량이 클수록 하락 주기 지속기간도 길어진다는 것이다. 이를 해석함에 있어 기대심리에 의한 작용으로 해석하기에는 무리가 있어 보이며, 손실을 회피하려는 투자자들이 시장에 참여하지 않기 때문에 나타나는 현상으로 해석하는 것이 적합해 보인다. 최근 주택 시장 침체가 장기화됨에 따라 투자자들이 뚜렷한 근거 없이 주택가격 회복 가능성에 대하여 부정적인 견해를 갖는 원인도 이를 통해 설명이 가능할 것으로 보인다.

## V. 결론

주택가격의 상승 또는 하락 주기 지속기간은 주택 시장 연구에 있어서 중요한 의미를 지닌다. 가격 상승 주기가 길어지게 되면, 다수의 투자자들은 시세 차익에 대한 기대심리를 갖게 되고, 이는 곧 주택 시장의 활황으로 이어지게 될 것이다. 한편, 가격 하락 주기 지속기간이 장기화 되면 투자자들은 손실에 대한 우려로 인하여 심리적으로 위축될 것이며, 이로 인해 주택 시장의 거래량이 감소하여 시장은 침체기로 접어들 것이

다(김대원·유정석, 2013a,b). 이렇듯 가격 주기의 지속기간은 투자자들의 심리적 태도 형성 및 시장 분위기 형성에 큰 영향을 미치기 때문에 이에 대한 연구는 중요한 의미를 갖게 된다.

본 연구는 가격 주기 지속기간 결정에 있어 초기 가격 형성에 의한 심리적 태도가 영향을 미칠 것이라고 가정, 초기 가격 형성이 가격 주기 지속기간에 미치는 영향을 파악하고자 지속 의존성 분석을 실시하였다. 분석을 위한 자료는 가격 상승 구간과 하락 구간으로 구분하였으며, 초기 1개월, 2개월, 3개월, 4개월, 5개월, 6개월의 평균 변동량이 지속기간에 미치는 영향을 Cox 비례위험 모형을 통해 분석하였다.

분석 결과, 상승의 경우에는 서울(전체), 강남, 강북, 부산, 대구, 인천에서 초기 2개월 ~ 4개월의 가격 변동량이 가격 상승 지속기간에 영향을 주고 있었으며, 초기 가격이 높을수록 가격 상승 지속기간이 길어지는 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한, 위험함수 곡선을 통해 분석 대상 지역에서 일부 기간 동안 위험률이 감소하는 패턴을 확인할 수 있었다.

하락의 경우에는 서울(전체), 강북, 부산, 대구에서 초기 2개월 ~ 4개월의 가격 변동량이 가격 하락 지속기간에 영향을 주고 있는 것으로 확인되었으며, 상승 구간과 마찬가지로 초기 하락률이 높을수록 가격 하락 지속기간이 길어지는 확률이 높은 것을 확인할 수 있었다.

결론적으로, 지역별로 차이는 있으나 전반적으로 국내 주택 시장에서 가격 주기 지속기간은 초

16) 적응적 기대 가설(adaptive expectations hypothesis)은 사람들이 미래에 발생할 일을 예측함에 있어 과거에 발생한 역사적 정보에 의존하여 기대를 형성한다는 거시경제학 가설이다. 본 연구의 실증분석 결과는 초기 가격이 가격 주기 지속기간에 영향을 미치는 보여주고 있는데, 이러한 결과의 원인이 초기 가격에 따른 투자자들의 기대심리에 의한 것으로 해석된다면, 이는 적응적 기대 가설의 기대 형성과 동일한 과정을 따르는 것으로 보인다.

기 가격의 크기에 의해 영향을 받고 있음을 본 연구 결과는 보여주고 있다. 이러한 결과는 가격의 상승 및 하락 주기 모두에서 확인할 수 있었는데, 이는 가격 상승 또는 하락 주기 여부와 관계없이 초기 가격의 변동 정도는 가격 주기 지속기간 결정에 중요한 역할을 하는 변수임을 시사하는 것이라 하겠다. 또한 초기 가격의 크기가 가격 주기 지속기간에 영향을 미친다는 분석 결과는 초기 가격 형성 정도가 투자자들의 심리적 태도에 영향을 미친다는 의미로도 해석이 가능할 것이다. 즉, 투자자들은 가격 주기 초기의 가격 변화 정도를 보고 그 추세가 얼마나 유지될 것인가를 예측하며, 초기 가격 주기가 일정기간 유지되면 심리적으로 그 가격 주기에 대한 확신을 갖게 될 것이다. 결국 투자자들의 심리적 태도는 시장 참여 여부에 영향을 주게 될 것이고, 이로 인해 가격 주기 지속기간 또한 영향을 받게 될 것이다. 결국, 시장은 사람들에 의해 형성되는 거래를 위한 공간이다. 따라서 시장 상황에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 당연히 투자자들의 심리적 태도일 것이다.

끝으로 본 연구의 한계점 및 추후 보완되어야 할 사항은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 초기 주택가격의 형성이 가격 주기 지속기간에 미치는 영향을 초기 가격 형성에 의한 기대심리로 인한 것으로 해석하면서 행동경제학적인 입장을 취하였는데, 초기 가격 형성이 기대심리 또는 투기 심리로 연결되는 과정을 증명할 수 있었다면 더욱 풍부한 해석이 가능하였을 것이다. 이러한 한계는 추후 주택시장 참여주체들의 심리적 태도를 측정할 수 있는 지표 등의 개발을 통해 보완되어야 할 것이다.

둘째, 상승 구간에 대한 위험함수 곡선 분석

결과, 서울시 전체에서는 위험률이 시간이 경과됨에 따라 상승되었으나, 강남과 강북으로 구분하였을 경우에는 일정 기간 동안 위험률이 감소하였다가 다시 상승하는 패턴을 확인할 수 있었다. 이는 동일한 서울 지역일지라도 강남과 강북의 주택 시장이 서로 다른 특징을 갖고 있음을 의미할 것이다. 이에 대하여 본 연구에서 다루지 못한 점은 후속 연구 과제로 남겨 놓고자 한다.

셋째, 본 연구에서 도출된 위험함수 곡선은 초기 일정 기간이 지나면서 가격 주기 지속기간의 위험률이 감소하는 모습을 보여주고 있다. 이는 국내 주택 시장의 버블 존재 가능성을 보여주는 것으로 보이나 본 연구에서는 이 점을 다루지 못하였다. 추후 후속 연구를 통해 가격 주기 지속기간과 버블 간의 연관성에 대한 연구가 이루어질 수 있기를 기대해 본다.

논문접수일 : 2013년 8월 8일

논문심사일 : 2013년 8월 19일

게재확정일 : 2013년 10월 29일

## 참고문헌

1. 김대원·유정석, “주택가격에 대한 심리적 태도가 주택 매매 거래량에 미치는 영향 분석”, 「주택연구」, 제21권 2호, 한국주택학회, 2013a, pp. 73-92
2. 김대원·유정석, “주택가격과 거래량 간 관계형성에 매도·매수 선호시점이 미치는 영향 연구”, 「부동산학보」, 제54집, 2013b, pp. 229~243
3. 김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검증 : 상태전환회귀식의 활용”, 「주택연구」, 제12권 1호, 한국주택학회, 2004, pp. 71-96
4. 김원희·강원철, “부동산 버블 측정에 관한 연구 -아파트를 중심으로-”, 「지역연구」, 제28권 제2호, 한국지역학회, 2012, pp. 129-142
5. 류지수·임규채·기석도, “주택가격 및 토지가격 거품존재 가능성 검증”, 「산업경제연구」, 제20권 제6호, 한국산업경제학회, 2007, pp. 2245-2264
6. 서인석·권기현·김태진·이중구, “부동산버블 인과구조에 관한 연구: System Dynamics 분석을 중심으로”, 「정책분석평가학회보」 제19권 제3호, 한국정책분석평가학회, 2009, pp. 331-360
7. 송경일·최중수, 「SPSS 15를 이용한 생존자료의 분석」, 한나래, 2008
8. 오근엽·김봉한·김홍기, “한국 주요 도시 아파트 가격의 버블 존재 검증 및 추장”, 「경제연구」, 제23권 제3호, 한국경제통상학회, 2005, pp. 105-131
9. 한국은행, 「금융안정보고서」, 2013
10. 국민은행 홈페이지, www.kbstar.com
11. Anglin, Paul M., Ronald Rutherford, Thomas M. Springer, “The Trade-off Between the Selling Price of Residential Properties and Time-on-the-Market: The Impact of Price Setting”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 26 Issue 1, 2003, pp. 95-111
12. Bracke, Philippe, “How Long Do Housing Cycles Last? A Duration Analysis for 19 OECD Countries”, Working Paper, IMF, 2011
13. Cheng, Ping, Zhenguo Lin, Yingchun Liu, “A Model of Time-on-market and Real Estate Price Under Sequential Search with Recall”, *Real Estate Economics*, Vol. 36, 2008, pp. 817-847
14. Cleves, Mario, Roberto G. Gutierrez, William Gould, Yulia V. Marchenko, *An Introduction to Survival Analysis Using STATA*, Stata Press, 2010
15. Cox, D. R., “Regression Models and Life-Tables”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B(Methodology)*, Vol. 34 No. 2, 1972, pp. 187-220
16. Cunningham, Rose and Ilan Kolet, “Housing Market Cycles and Duration Dependence in the United States and Canada”, Working Paper, Bank of Canada, 2007
17. Eatwell, John, Murray Milgate, Peter Newman (eds), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, New York ; Stockton Press, 1987
18. Efron, Bradley, “The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 72 No. 359, 1977, pp. 557-565

19. Kalbfleisch, John D., Ross L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd ed., Wiley, 2002
20. Klein, John P., Melvin L. Moeschberger, *Survival Analysis Techniques for Censored and Truncated Data*, 2nd ed., Springer, 2003
21. Pregibon, D., “Data Analytic Methods for Generalized Linear Models”, Ph.D. dissertation, University of Toronto, 1979
22. Zuehlke, Thomas W., “Duration Dependence in the Housing Market”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69 No. 4, 1987, pp. 701-709