부동산학연구 제21집 제4호, 2015. 12, pp. 19~33

Journal of the Korea Real Estate Analysts Association
Vol.21, No.4 2015. 12, pp. 19~33

한국 주택 가격의 경기 순환: 특징 및 함의*

The Cyclical Behavior of Housing Prices of Korea: Properties and Implications

황 영 진 (Hwang, Youngjin)**

< Abstract >

This paper examines the cyclical characteristics of monthly Korean housing prices using a variety of detrending/filtering methods that take into account several issues in identifying and estimating trend/cycle decomposition. Specifically, the methods we employ include first differences, linear detrending, Hodrick-Prescott filter, band pass filter, Beveridge-Nelson decomposition, and unobserved component models.

While the estimated cyclical components exhibit varying behavior across methods (with reasonable interpretation), the author found largely similar patterns for cyclical behavior of housing prices. The overall findings based on estimation results are as follows. First, approximately five cycles of housing prices during the period of 1986-2014 were identified as were additional tentative peaks and trough dates. Second, changing behavior in housing price cycles was identified. Cyclic persistence and volatility tended to decrease over time (in particular, after the Asian financial crisis of 1997). Third, the author provides some evidence that housing market cycles are asynchronous with overall macro cycles. The estimated turning points in housing market cycles do not seem to correspond to official reference cycle dates and the movements of housing prices tend to have lower correlation with aggregate real variables such as the industrial production index and composite cyclical indices. These features are more pronounced during housing market booms.

주 제 어 : 주택가격, 순환변동, 추세제거, 필터, 경기 비동조화
key word : Housing Prices, Cyclical Properties, Detrending, Filtering, Business Cycle Asynchronization

I. 서론

최근 미국을 비롯한 주요 국가들에서 나타난 주택가격의 급등 및 글로벌 금융 위기의 촉발 등을 통해 나타난 그 이후의 조정 과정은 주택 시장 및 관련 주택 금융 시장이 거시 경제 전반과 밀접한 관련을 가지며 적지 않은 파급력을 지닐 수 있는 부문임을 시사하고 있다. 이와 함께, 한국의 경우에도 2000년대 중반 두 차례의 가격 급등 이후 최근까지 주택(매매)시장은 계속 침체 양상을 보이며 가계 신용 등 여타 부문에 위험 요인으로 작용하는 등 우려가 지속되고 있다.

이와 같은 주택 시장의 중요성 및 경제의 여타 영역에 미칠 수 있는 파장을 감안할 때, 주택 시장의 경기 순환 및 그 변화 양상에 대한 분석은 잠재적인 불안정 요인들을 사전적으로 파악하여 적절한 정책 개입 등을 통해 주택 시장의 안정 및 전반적인 거시 경제의 건전성 도모를 위한 중요한 작업이라고 할 수 있다.

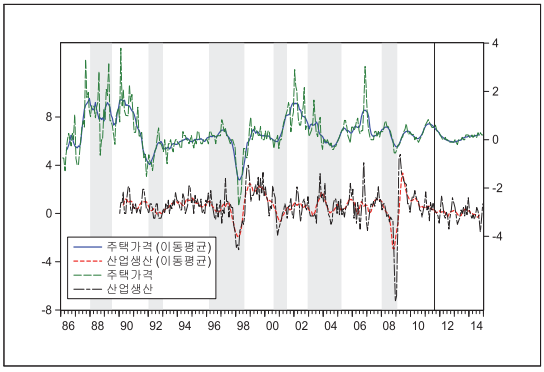
이와 관련하여, 한국의 경우에 있어 특히 주목할 점은 주택 시장 경기는 실물 경기와는 다소 분리되어 독자의 사이클을 가지는 것으로 보여, 한국 주택 시장의

* 이 논문은 2014년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었음(HY-2014-G)
** 한양대학교 경상대학 경제학부 조교수, youngjinh@hanyang.ac.kr

동학에 대한 분석에 있어서는 이러한 점이 적절히 고려되어야 할 것으로 여겨진다.

이를 간단히 살펴보기 위해, <그림 1>에서는 월별 주택가격 증가율과 대표적인 월별 실물 경기 지표인 (광공업)산업생산지수 증가율이 나타나 있다. (단기적으로 변동성이 심한 데이터의 특성을 감안하여 이들 변수의 7개월 이동평균값도 동시에 제시하였다.) 그림에서 나타나듯이 주택 가격은 실물 경기가 불황인 시기에도 상당수 증가한 경우가 많았으며 (예를 들어, 1988년 및 2001년의 불황기 등), 2008년의 글로벌 금융위기 시에는 급격한 침체 양상을 보였던 실물 경기에 비해 주택 시장은 훨씬 덜 타격받는 모습을 보였다. 반면, 상대적으로 침체 정도가 덜했던 2003-2004년의 내수 부진으로 인한 불황기에는 오히려 주택 가격 증가율의 하락세는 산업생산지수에 비해 더 가파른 것으로 나타났다. 이에 따라 이 두 변수는 0.207의 낮은 상관계수를 기록하였다.

<그림 1> 주택가격 데이터



주: 주택가격 증가율(우축) 및 산업생산지수 증가율(좌축). 음영 부분은 공식 기준순환일상 불황기를 나타냄.

주택 시장 경기 변동의 전반적 특성 및 그 변화 양상을 분석함에 있어, 우선적인 작업은 주택 가격 원 자료를 (장기) 추세 부분과 (단기적인) 순환 변동분으로 분해하는 작업이다. 시계열 변수들을 이와 같이 추세 부분과 순환 변동분으로 구분하는 작업은 거시 경기 변동에 대한 연구를 중심으로 관련 계량 분석 기법의 발달 등에 힘입어 꾸준히 발전해 왔으며, 전통적으로는 확정적인(deterministic) 선형 추세 등을 상정하고 순환 변동분을 추출하는 방법으로부터 시작하여, 이후 확률적 (stochastic) 추세를 고려하여 일계 차분, 비관측인자(unobserved component) 모형을 이용하는 방법 등이 널리 이용되어 왔다.

하지만 일반적으로 각 분해 및 필터링 방법에 의해 추출된 순환 변동분의 특성은 변동성과 지속성 등의 측면에서 상당한 차이를 보이며, 추세 및 경기 순환에 대한 보편적이며 뚜렷한 정의가 존재하지 않는다는 점을 고려할 때, 어느 방법에 의한 순환 변동 추정치가 보다 적절하고 유용한지에 대해서는 합의가 이루어진 것으로 보기 힘들다.[1] 특히, 통상적으로는 추세 부분은 장기적인 변동과 관련되며 상대적으로 부드러운 형태를 띠는 것으로 여겨지고 있으나, 경기 순환 관련 변동이 특정 빈도(frequency)에 국한되어 발생하는 것으로 생각하기는 어려우며, 동시에 경기 변동과는 구분된 별도의 독립적 동학을 따르는 것으로 여겨지는 추세의 변동이 저빈도에 국한된 것으로 보기도 어렵다.[2]

이 논문은 이상의 이슈들을 감안하여 다양한 추세-순환 변동분의 분해 및 필터링 방법을 통해, 1986년부터 2014년 동안의 한국 주택 가격의 순환 변동분을 추정하고, 각 방법을 통해 얻어진 결과를 비교하고, 관련된 함의를 살펴본다. 구체적으로 이를 위해 이 논문에서 사용된 방법은 일계 차분 (first difference), 선형 추세 제거, Hodrick-Prescott 필터, 밴드 패스 (band pass) 필터, Beveridge-Nelson 분해 및 비관측인자 모형 등이다.

해외 연구의 경우, GDP 등 주요 거시 변수를 대상으로 한 추세-순환 변동분의 분해와 관련된 수많은 연구가 있으며(대표적인 예로, Canova (1998), Stock and Watson (1999)), 주택 가격을 대상으로 한 경우도 상당수 존재한다(Chen *et al.*, 2004; Clark and

1) 시계열 변수를 대상으로 한 다양한 추세 제거 및 필터링 방법에 대한 논의에 대해서는 Canova (1998, 2007), DeJong and Dave (2007) 등을 참고할 수 있다. Canova(2007)는 추세 제거(detrending)와 필터링(filtering)은 엄밀한 의미에서는 구분되어야 한다고 주장한다. 전자는 통상적으로 불안정적(nonstationary) 성격을 보이는 시계열 데이터를 안정적으로 변환하는 과정을 의미하는 반면, 후자는 (보다 일반적인 의미에서) 특정 주기(frequency)와 관련되는 데이터의 변동분을 걸러내는 작업으로, 경기변동 과정에서 데이터의 순환적 움직임 등을 분석하는 데 유용할 수 있다. 이 논문에서는 특별한 언급이 없는 한, 이 두 용어를 혼용해서 사용하기로 한다.

2) 이와 관련하여, Aguiar and Gopinath(2007) 및 Andrle(2008)는 신흥(emerging) 경제에서는 추세에 대한 충격 또는 영구적 충격이 경기 변동의 주요 원인이 될 수 있으며, 이러한 충격은 일반적으로 특정 빈도가 아닌 전 빈도에 걸쳐 영향을 미칠 수 있음을 주장하고 있다.

Coggin, 2009). 하지만, 한국 주택 가격을 대상으로 추세-순환 변동분의 분해를 시도한 연구는 상대적으로 소수만 존재하는 실정이며 (심성훈, 2006; 이영수·박상현, 2013), 이용된 분석 기법도 특정 분해/필터링 방법을 이용한 경우에 국한되어, 도출된 결과에 대한 비교 및 그에 대한 풍부한 함의를 얻기에는 다소 제한적인 측면이 있다. 이 논문은 이러한 국내 주택 경기 순환에 대한 기존 연구를 보다 심화·확장하여 한국 주택 시장의 경기 순환 양상과 그 동태적 변화에 대한 이해에 한층 더 기여할 수 있을 것으로 여겨지며, 더 나아가 주택 시장의 (주택) 금융시장을 매개로 한 경제의 여타 부분과의 관련성을 고려할 때, 경제의 전반적인 안정화를 위한 방안 마련에도 도움이 될 수 있을 것으로 기대된다.

이 논문의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선, 다양한 방법을 통해 얻어진 주택가격 순환 변동분의 모습은, 일부 방법의 경우 결과가 기존의 통념과는 다소의 차이가 있긴 하지만, (적절한 해석을 거칠 경우) 상당정도로 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과를 바탕으로 할 때, 1986년 이후 지난 29년간의 한국 주택 시장은 약 5회의 경기 순환을 경험한 것으로 판단되며, 각 순환의 (잠정적인) 경기 정점 및 저점 시기에 대한 추정 결과도 제시하였다.

이와 함께, 주택 가격의 순환 변동에는 1~2회의 구조 변화가 존재할 가능성이 있었으며, 그 시점은 1998년 경 또는 2003년 경인 것으로 추정되었다. 이에 따르면, 한국 주택 시장의 경기 순환은 외환위기 이후 그 진폭이나 지속성이 상대적으로 줄어드는 등 소규모 순환으로 그 양상이 바뀐 것으로 나타났다.

하지만 이러한 주택 시장의 경기 순환 양상은 전반적인 실물 경제의 경기 순환과는 상당정도의 비동조성을 나타내었으며, 구체적으로 주택가격 증가율은 종합경기지수들(동행지수, 선·후행지수)과 낮은 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 이와 관련하여, 특히 주목할 만 한 점은 이러한 비동조성이 주택 가격 상승기에 두드러지게 나타났다는 점이다. 이러한 결과는 한국의 주택 시장 경기는 실물 경기와 다분히 괴리되어 별도의 동인에 의해 운영되고 있을 가능성을 시사한다.

이하 이 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 주택 가격의 순환 변동분 추정을 위해 이용된 다양한 분해 및 필터링 방법들을 간략히 소개한다. 다음으로 3절에서는 이러한 방법들을 통한 순환 변동분의 추정 결과를 제시하고, 이를 바탕으로 주택 경기 순환 양상의 전반적인 성격 및 변화를 살펴보며, 그와 관련된 함의를 제시한다. 마지막으로 4절에서는 간단한 요약과 함께 논문을 마무리한다.

II. 추세-순환 변동분의 추정 방법

이 절은 주택 가격 데이터의 순환 변동분 추출을 위해 사용된 다양한 분해 및 필터링 방법의 기본적인 아이디어를 간단히 소개한다. 이들 방법에서 공통적인 가정은 주택 시계열의 데이터의 (로그)값(y_t)이 추세 부분(y_t^τ) 및 (경기) 순환 변동분(y_t^c)으로 구성되어 있으며, 이들은 그 속성상 관측이 불가능하므로 다양한 (계량적) 기법을 통해 이를 추정하게 된다.[3)]

1. 1계 차분

순환 변동분을 구하는 데 있어 널리 쓰이면서도 가장 간단한 방법 중 하나는 원 자료의 (로그) 차분값을 이용하는 것으로, 이는 해당 데이터가 표류항(drift term)이 없는 임의보행(random walk)을 따르며, 순환 변동분은 추세 부분과 상관관계가 없는 안정적(stationary) 성격을 지닌다는 가정에 기반한 것이다. 따라서 해당 데이터의 변화는 $y_t = y_{t-1} + \epsilon_t$로 나타낼 수 있으며, 이에 따라 추세 부분과 순환 변동분은 각각 $y_t^\tau = y_{t-1}$ 및 $y_t^c = y_t - y_{t-1}$로 나타난다.

2. 선형추세 제거

이 방법은 데이터의 추세와 순환 변동분이 서로 독립이며, 추세 변화가 시간의 선형 함수로 근사화될 수 있다는 가정에 기반한다. 즉 데이터의 추세분은 $y_t^\tau = \beta_0 + \beta_1 \times time$로 나타나며, 이에 따라 순환 변동분은 $y_t^c = y_t - (\beta_0 + \beta_1 \times time)$가 된다. 보다 일반적인 형태로 추세를 시간의 다항 함수로 설정하는 경우

3) 보다 일반적으로는 추세 및 순환 변동분 외에, 계절적 요인 및 불규칙 변동분을 포함하는 경우도 고려할 수 있으나, 이 연구에서는 이미 계절조정을 거친 주택 가격 데이터를 이용한다는 점 등을 감안하여, 이러한 설정은 고려하지 않기로 한다.

도 고려할 수 있으나, 결과는 선형 추세의 경우와 거의 유사한 것으로 나타나 그 결과는 보고하지 않도록 한다.

3. Hodrick-Prescott (HP) 필터

Hodrick-Prescott 필터(Hodrick and Prescott, 1997)는 시계열 데이터의 경기 순환 변동분 추출에 가장 널리 쓰이는 방법 중의 하나로, 추세는 다음과 같은 최소화 문제의 해로 구해진다.

$$\min_{\{y_t^\tau\}_{t=1}^T}\left[\sum_{t=1}^{T}(y_t-y_t^\tau)^2+\lambda\sum_{t=2}^{T-1}(\Delta y_{t+1}^\tau-\Delta y_t^\tau)^2\right] \quad \text{식 (1)}$$

여기서 λ는 흔히 스무딩 파라미터(smoothing parameter)로 불리며, 그 값에 따라 추세의 성격이 결정되는 데, 상대적으로 큰 값을 가질수록 추세는 부드러운 형태를 띠게 된다. 통상적으로 널리 쓰이는 스무딩 파라미터 값은 연간 데이터의 경우 100, 분기 데이터의 경우 1,600, 월별 데이터의 경우 14,400이다. 하지만, 최근 Ravn and Uhlig(2002)는 시간 단위가 상대적으로 긴 (분기별) 데이터는 상대적으로 시간 단위가 짧은 (월별) 데이터의 합이라는 시간 합계(time-aggregation) 문제를 고려하면, 분기 데이터에 널리 쓰이는 값인 1,600에 대응하는 스무딩 파라미터 값은 월별 데이터의 경우에는 $1600\times 3^4=129{,}600$, 연간 데이터의 경우에는 $1600/4^4=6.25$가 적절함을 주장하고 있다. 따라서 이 논문에서는 통상적인 스무딩 파라미터 값인 14,400 외에 추가로 Ravn and Uhlig(2002)가 제안한 값을 이용한 결과도 보고한다.

4. 밴드 패스 필터

Hodrick-Prescott 필터와 함께 순환 변동분의 추출에 널리 쓰이는 방법으로는 밴드 패스(band pass) 필터가 있다. 밴드 필터는 일종의 하이패스(high pass) 필터로 볼 수 있는 Hodrick-Prescott 필터와는 달리, 주기 영역(frequency domain)에서 경기 변동과 관련되는 부분의 데이터 변동을 경기 순환 변동분으로 간주하는 방법이다.

기본적인 밴드 패스 필터는 선형 필터로써 경기 변동과 관련되는 주기, 즉 "밴드(band)" 내의 데이터에 적절한 가중치를 부가하여 이동 평균을 구해 이를 순환 변동분으로 간주한다. 통상적으로 경기 순환 국면의 지속 기간이 6분기~32분기 정도에 해당되며, 주기 영역에서 이에 해당되는 값은 $2\pi/32$, $2\pi/6$ 이므로, 밴드 패스 필터는 이 밴드에 해당되는 데이터의 변동분을 경기 순환 변동분으로 간주하게 된다.

가장 흔히 쓰이는 밴드 패스 필터는 Baxter and King(1999)가 제안한 방법이나, 이 논문에서는 이와 함께, Christiano and Fitzgerald(2003)가 제안한 필터를 이용한 결과도 함께 보고한다.[4)]

5. Beveridge-Nelson 분해

Beveridge-Nelson 분해(Beveridge and Nelson, 1981)는 해당 변수가 (표류항을 가지는) I(1) 과정을 따르며 동시에 순환 변동분은 안정적(stationary) 과정을 따른다는 가정 하에, 해당 변수의 영구적 부분(permanent component, 또는 추세 부분)과 순환 변동분은 다음과 같이 정의된다.

$$y_t^\tau=\lim_{h\to\infty}E\left[y_{t+h}-\mu h\right], \quad \text{식 (2)}$$

$$\phi(L)y_t^c=\theta(L)\epsilon_t. \quad \text{식 (3)}$$

즉 Beveridge-Nelson 분해의 경우, 변수의 영구적 부분은 해당 변수의 (예측 시계가 무한대로 접근하는 경우에 해당하는) 장기 예측치에서 평균 증가율(μ)을 제외하여 조정한 부분, 즉 장기적으로 예측이 불가능한 부분으로 간주되며, 순환 변동분은 안정적인 ARMA 모형으로 설정된다,

이러한 Beveridge-Nelson 분해에서는 추세 부분과 순환 변동분은 동일한 충격에 의해 변하게 되며, 이에 따라 이 두 부분은 완전한 음(-)의 상관관계를 갖게 된다. 또한 이 방법은 기본적으로 ARIMA(p,1,q) 형태의 시계열 모형을 기반으로 하게 되는데, 이러한 ARIMA 모형은 데이터의 단기적 동학을 묘사하는데 전반적으로 우수하나, (예측 등) 해당 변수의 장기적인

4) Baxter and King(1999) 필터와 Christiano and Fitzgerald(2003) 필터는 이동평균시 가중치 선정과 관련된 목적 함수가 다르며, 후자는 이동평균 과정에서 이용되는 리드(lead) 및 래그(lag) 값들에 대한 가중치가 시간에 따라 변하는 전표본(full sample) 비대칭 필터도 제안하고 있다. 이 논문은 이 경우의 결과도 함께 보고한다.

특성을 반영하기에는 적절하지 않은 것으로 알려져 있어(Maravall, 1993), Beveridge-Nelson 분해를 이용한 결과를 해석함에 있어 이러한 점들은 염두에 두어야 한다.

6. 비관측인자(Unobserved Component) 모형

일반적인 비관측인자 모형에서는 추세의 변화가 다음과 같은 탄력적 형태로 설정되며,

$$y_t^\tau = y_{t-1}^\tau + \mu_t + \nu_t, \quad \nu_t \sim i.i.d.(0,\sigma_\nu^2), \qquad \text{식 (4)}$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.(0,\sigma_\eta^2), \qquad \text{식 (5)}$$

순환 변동분은 다음과 같은 안정적인 ARMA 모형을 따르는 가정한다.

$$\phi(L)y_t^c = \theta(L)\epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma_\epsilon^2). \qquad \text{식 (6)}$$

이러한 비관측인자 모형의 경우, 추세는 표류항을 가지는 임의보행 과정을 따르며, 추세 증가율로 해석할 수 있는 표류항 μ_t는 별도의 임의보행 과정을 따르며 시간에 따라 변하게 된다. 이러한 추세 변동 설정은 $\Delta^2 y_t^\tau = \eta_t + \nu_t - \nu_{t-1}$과 같이 나타낼 수 있어 일종의 $ARIMA(0,2,1)$모형에 해당된다.[5)]

위와 같은 추세 변동에 대한 모형 설정은 간단한 형태임에도 불구하고 앞서 언급된 다양한 형태의 분해/필터들을 포괄하는 일반적이면서도 탄력적인 접근법으로 생각할 수 있다. 예를 들어 $\sigma_\nu^2 = \sigma_\eta^2 = 0$인 경우, 추세는 확정적인 선형 형태를 가지는 셈이 되며, 한편 $\sigma_\nu^2 = 0$일 경우, 추세는 I(2) 과정을 따르게 된다. 반면 $\sigma_\eta^2 = 0$이면, 추세는 표류항이 상수인 임의보행 과정을 따르게 된다. 마지막으로 $\sigma_\nu^2 > 0$ 이고 $\sigma_\eta^2 > 0$ 이며, $\sigma_\eta^2/\sigma_\nu^2$가 충분히 큰 값을 가질 경우, 추세는 부드러운 비선형의 형태를 띠게 된다.

한편, 주택 가격을 대상으로 한 연구를 포함한 일부 비관측인자 모형에서는 추세 부분의 변동을 고려함에 있어, 추세의 (평균) 증가율을 상수인 I(1) 과정으로 설정한 경우(즉, $\sigma_\eta^2 = 0$)도 있다(Canova, 1998; Morley *et al.*, 2003; 이영수·박상현, 2013). 하지만 이와 같은 제약을 사전적으로 설정할 경우, 이는 추세의 성격을 암묵적으로 가정하는 셈이 되어, 잠재적으로 데이터의 성격을 왜곡할 우려가 있을 수 있다(Harvey and Jaeger, 1993). 이를 감안하여, 이 논문에서는 위의 식 (4) - (5)와 같은 일반적인 설정과 함께, 비교를 위해 추세 변동이 I(1) 과정을 따르는 경우의 모형도 고려해 보기로 한다. 또한 비관측인자 모형의 경우, 충격간의 상관관계의 허용 여부에 따라 결과가 상당정도 달라질 수 있으므로 이를 감안하여, 상관관계 허용 유무에 따른 추정 결과도 함께 살펴본다.

이상의 비관측인자 모형을 일반적으로 표시하면 UC(p,d,q)가 되며, 여기서 d는 추세 부분의 차수(order), p와 q는 각각 순환 변동분의 AR 및 MA 차수를 나타낸다. 이에 추가하여, 충격들간의 상관관계를 허용하지 않은 제약하의 모형은 R을 붙여 표시하며, 이러한 제약없이 충격들간의 상관관계를 허용한 경우는 U를 첨가하여 표기하기로 한다. 또한 I(2) 형태의 추세를 상장하는 경우, 추세 부분과 관련된 충격이 2개(즉, ν_t 및 η_t) 존재하므로 순환 변동분의 충격(ϵ_t)이 개별 추세 충격과 상관관계를 가지는 경우도 함께 고려한다.

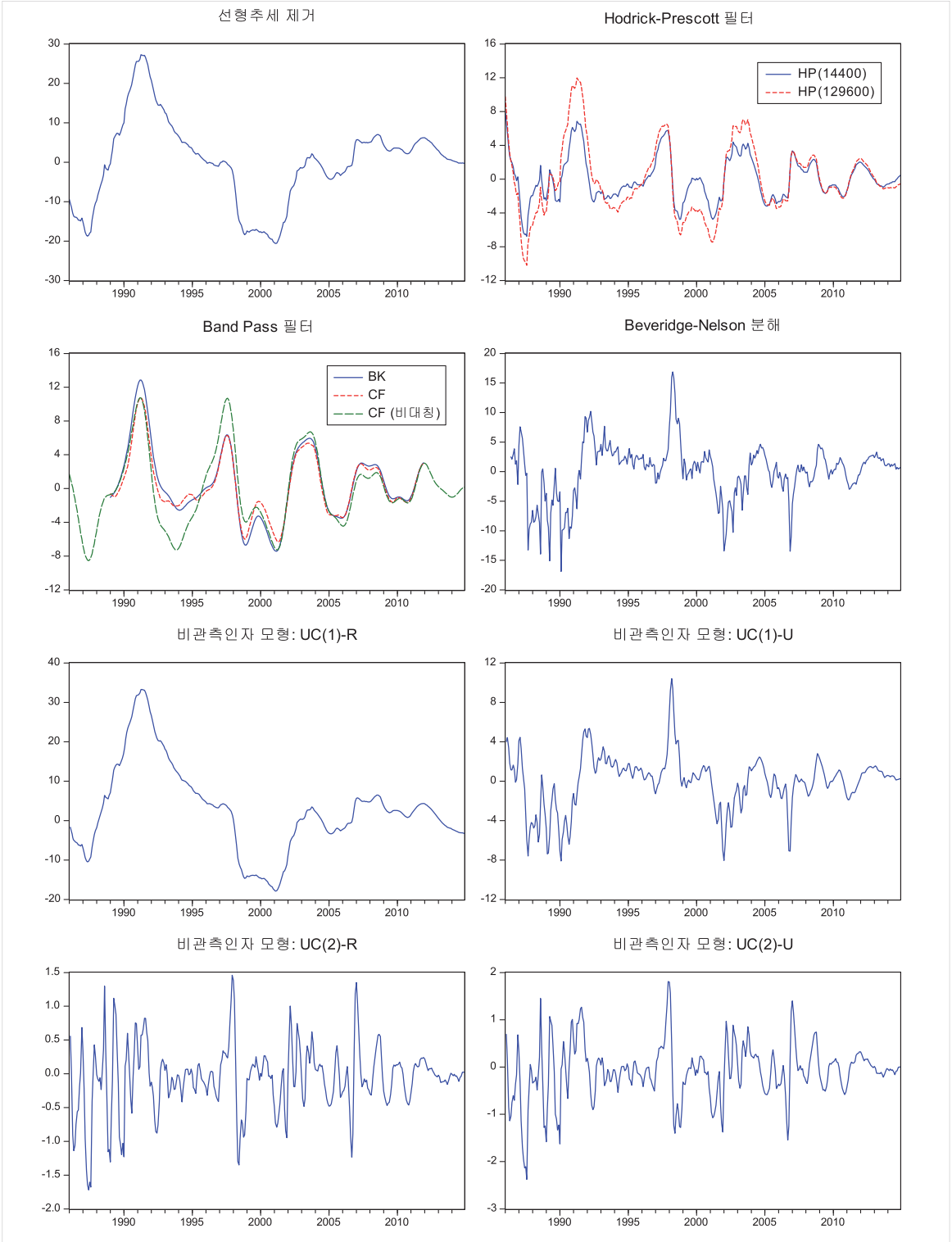
III. 주택 가격의 순환 변동: 추정 결과 및 함의

이 절에서는 위에서 소개된 방법들에 의해 추정된 주택 가격의 순환 변동분의 양상 및 그 성격을 정리하여 비교하고, 그와 관련된 함의를 살펴본다. 분석에 사용된 데이터는 국민은행에서 발표되는 1986:1~2014:12 동안의 월별 계절조정 전국 주택가격매매지수이며, 특별한 언급이 없는 한 원자료에 로그를 취한 후 100을 곱한 값을 이용하였다.[6)]

5) 식 (4) - (5)와 같은 설정이 해당 변수들이 반드시 I(2) 과정을 따른다는 것을 상정하는 것은 아니다. 실제 주택가격 데이터에 대한 다양한 여러 단위근(unit root) 검정 결과는 일관된 결론을 제시하지 않고 있다. 따라서 이러한 설정은 통계적 검정에 의한 것이라기보다는 탄력적으로 변화할 수 있는 추세의 성격을 반영하기 위한 것으로 생각할 수 있다.

6) 따라서 추정된 순환 변동분은 데이터의 퍼센트 변화분으로 해석이 가능하다.

<그림 2> 주택 가격의 순환 변동분



1. 주택 가격의 순환 변동 양상

<그림 2>에는 앞 절에서 소개된 각 분해/필터링 방법에 의해 추정된 주택 가격의 순환 변동분이 정리되어 있다.[7] 우선 선형 추세를 가정한 경우, 얻어진 순환 변동분은 90년대 초·중반의 긴 호황기와 그 이후 외환위기 전후의 불황기를 포함하여 2000년대 초반까지는 하나의 긴 순환을 보이는 것으로 나타났으며, 그 이후에는 상대적으로 진폭이나 주기가 감소하는 모습을 보이며 두세 차례의 소순환 형태를 보이는 것으로 나타났다.

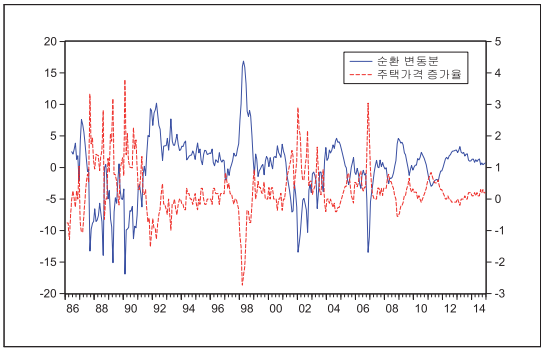
다음으로 (통상적인 스무딩 파라미터 값을 이용한) HP 필터를 이용한 경우(그림에서 HP(14400)), 추출된 순환 변동분은 일반적인 시계열 데이터에서 흔히 관찰되는 순환 변동분의 양상을 띠며, 약 5회의 경기 순환을 보이는 것으로 나타났다. 한편, Ravn and Uhlig(2002)이 제시한 스무딩 파라미터 값을 이용한 경우(그림에서 HP(129600)), 순환 변동분의 대략적인 형태는 통상적인 HP 필터와 유사한 것으로 나타났으나, 상대적으로 진폭이 다소 더 컸으며, 외환위기 무렵의 4년간을 장기간의 침체기로 나타낸 점은 흥미롭다.

이어 밴드 패스 필터를 이용한 결과를 살펴보면, Baxter-King 필터 및 Christiano-Fitzgerald의 대칭 필터(그림에서 각각 BK 및 CF)의 경우, Ravn and Uhlig(2002)가 제시한 스무딩 파라미터 값을 이용한 HP 필터에 의한 결과와 거의 유사한 것으로 나타났다. Christiano-Fitzgerald의 전표본 비대칭 필터를 이용한 경우, 순환 변동분의 양태는 유사하였으나, 상대적으로 진폭이 다소 더 큰 양상을 보였다.

한편 Beveridge-Nelson 분해를 통해 추출한 순환 변동분의 양상은 이전의 다른 방법들에 의한 결과와는 상당히 다른 모습을 보여주고 있으며, 특히 주택 가격 증가율과는 거의 완전한 음의 상관관계를 보여주고 있다(<그림 3> 참조).[8] 일견 의아하게 보일 수도 있는 이러한 결과는 이 방법에서 정의된 추세의 함의를 생각하면 자연스럽게 이해될 수 있다.

앞서 언급한 바와 같이 Beveridge-Nelson 분해의 경우, 추세는 I(1) 과정을 따르는 데이터의 예측 불가능한 부분으로 간주되며, 변수에 외생적 충격이 발생한 경우 순환 변동분과 추세 부분은 완전히 반대 방향으로 변하게 된다. 따라서 주택 가격 증가율의 변화가 상당한 지속성을 띤다는 점을 감안한다면, 주택 가격 증가율이 평균 이상으로 상승하는 충격이 발생한 "호황기"의 경우, 추세 부분은 실제 데이터보다 큰 값을 가지며 그에 따라 순환 변동분은 실제 데이터보다 작은 값을 가지게 될 것이다. 따라서 이 경우 적절한 순환 변동분은 추정된 추세 부분에서 실제 데이터 값을 제외한 부분 (즉, $y_t^{\tau} - y_t$), 또는 추정된 순환 변동분에 음(-)을 취한 값들로 간주하는 것이 보다 적절한 해석이 될 것이며, 이는 주택 증가율의 움직임과도 상응하여 자연스러운 순환 변동분의 모습을 띠는 것으로 생각할 수 있다.[9]

<그림 3> Beveridge-Nelson 분해를 이용한 순환 변동분과 주택 가격 증가율



주: 순환 변동분을 ARMA(4,1)로 설정한 Beveridge-Nelson 분해를 이용하여 구한 순환 변동분(좌축)과 주택가격 증가율(우축)을 나타냄.

마지막으로 비관측인자 모형을 이용한 경우, 추세 변동분의 설정 및 충격간의 상관관계 허용 여부에 따라 추정된 순환 변동분은 상당정도 다른 양상을 띠는 것으로 나타났으며, <표 1>에는 이들 모형 중 네 가지 경우와 관련된 추정 결과가 정리되어 있다. 우선 I(1) 형태의 추세를 상정하고 추세에 대한 충격과 순환 변

7) 일계 차분을 이용한 결과는 <그림 1>에 나타나 있다.

8) Beveridge-Nelson 분해 및 비관측인자 모형을 이용하는 경우, 추정된 추세와 순환 변동분의 양상은 잠재적으로 순환 변동분과 관련된 ARMA 모형의 설정에 영향을 받게 된다. 이를 감안하여 다양한 ARMA 모형의 설정을 고려해 보았지만, 전반적으로 추출된 순환 변동분의 양상에는 거의 실질적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 이 중 상대적으로 모형 적합도가 상대적으로 나은 것으로 보이는 ARMA(4,1)의 경우를 보고하기로 한다.

9) 이러한 해석 및 관련된 일화에 대해서는 Nelson(2008)을 참조할 수 있다.

<표 1> 비관측인자 모형의 추정결과

모수	UC(1)-R	UC(1)-U	UC(2)-R	UC(2)-U
μ	0.282 (0.050)	0.267 (0.096)		
ϕ_1	1.361 (0.173)	0.754 (0.220)	1.088 (0.249)	1.012 (0.280)
ϕ_2	0.078 (0.301)	-0.028 (0.171)	-0.017 (0.258)	-0.006 (0.257)
ϕ_3	-0.531 (0.168)	0.145 (0.079)	-0.461 (0.162)	-0.404 (0.173)
ϕ_4	0.086 (0.070)	0.022 (0.045)	0.166 (0.121)	0.141 (0.113)
θ_1	0.375 (0.171)	0.047 (0.204)	0.219 (0.210)	0.226 (0.299)
σ_ϵ	0.437 (0.044)	1.646 (0.333)	0.301 (0.057)	0.355 (0.103)
σ_ν	0.207 (0.049)	1.869 (0.287)	0.207 (0.046)	0.232 (0.065)
σ_η			0.240 (0.041)	0.233 (0.046)
$\sigma_{\epsilon\nu}$		-0.990 (0.006)		-0.183 (0.357)
$\sigma_{\epsilon\eta}$				-0.204 (0.399)
$\log L$	-280.150	-288.826	-279.552	-279.417

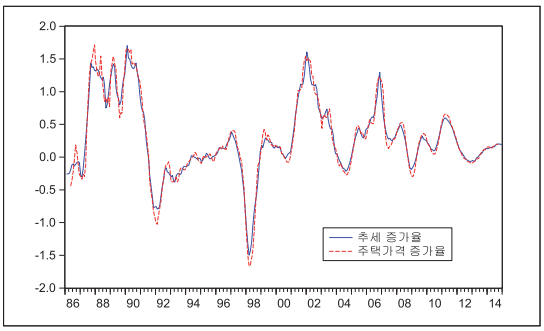
주: 표에 제시된 값들은 최우추정법을 이용한 추정한 모형의 모수 값과 표준오차(괄호 안)를 나타낸다. σ_x는 충격의 표준편차, σ_{xy}는 충격간의 상관계수를 나타내며, $\log L$은 로그 우도함수 값이다. UC(2) 모형에서, 충격들간의 상관관계를 부분적으로만 허용한 경우, 상관계수의 추정 결과는 추정 결과는 다음과 같다: $\sigma_{\epsilon\nu}$ =-0.300 (0.453) 및 $\sigma_{\epsilon\eta}$ =-0.256 (0.402).

동분에 대한 충격이 서로 상관관계가 없다는 제약을 가한 경우(표 및 그림에서 UC(1)-R), 추정된 순환 변동분은 선형 추세를 제거한 경우와 유사한 것으로 나타났으며, 이는 기본적으로 두 방법 모두 추세 부분이 확정적 형태를 띤다는 가정을 기반으로 한다는 점을 감안하면 당연한 결과로 보인다.

하지만 I(1) 형태의 추세와 함께 모형의 두 충격 간에 상관관계를 허용한 비제약하의 비관측인자 모형(표 및 그림에서 UC(1)-U)의 경우, 두 충격간의 상관계수는 -1에 가까운 값을 가지는 것으로 나타났으며, 추정된 순환 변동분의 모습은 Beveridge-Nelson 분해의 경우와 거의 유사한 것으로 나타났다.[10]

한편, I(2) 형태의 탄력적 추세를 상정한 경우, 비관측인자 모형을 통해 추정된 순환 변동분은 뚜렷한 지속성을 보이지 않고, 대신 상당히 불규칙적인 변동을 보이며 일종의 잡음(noise)과 같은 양상을 보였다.[11] 그에 따라, 대신 추세 부분이 상당한 변동성을 보이며, 원 데이터 변동의 대부분을 흡수하였으며, 이와 같이 탄력적인 변화를 보인 증가율은 주택 가격 증가율의 (7개월 이동) 평균과 거의 유사한 형태를 보이는 것으로 나타났다(<그림 4> 참조). 따라서 이 경우에는, 추세 부분의 변동이 주택 가격의 전반적인 순환 변동 양상을 나타내는 것으로 해석하는 것이 적절해 보이며, 실제 주택 가격의 변동은 이와 같이 탄력적으로 변화하는 추세를 중심으로 작고 불규칙적 형태의 소규모 순환 형태를 나타내는 것으로 생각할 수 있다.

<그림 4> 비관측인자 모형의 추세 증가율



주: 비관측인자 모형에 충격들간의 상관관계를 모두 허용한 경우(UC(2)-U) 추정된 추세분의 증가율과 주택가격 증가율(7개월 이동평균)을 나타냄.

10) 이는 미국 GDP를 대상으로 Beveridge-Nelson 분해와 비관측인자 모형을 비교한 Morley *et al.*(2003)의 결과와도 유사하다.

11) I(2) 형태의 추세를 상정한 비관측인자 모형의 경우, 충격들의 상관관계 허용 여부와는 상관없이, 추정된 순환 변동분의 양상은 거의 유사한 것으로 나타났다. 따라서, 표 및 그림에서는 상관관계를 허용하지 않은 경우(UC(2)-R)와 두 종류의 상관관계를 모두 허용한 경우(UC(2)-U)의 결과를 보고하였다. 각주 8)에 언급한 바와 같이 순환 변동분은 ARMA(4,1)로 설정하였다.

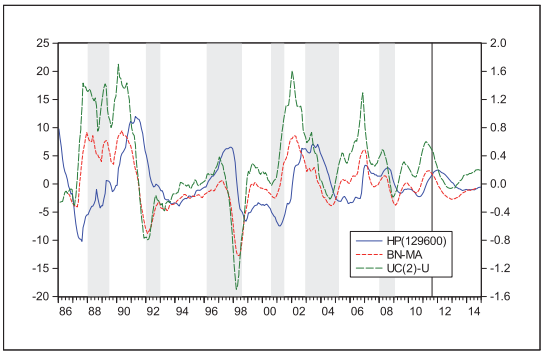
위와 같은 결과는 추세는 안정적이며 그 변화는 부드러운 양상을 띤다는 통상적인 믿음과는 대비되는 측면이 있다. 하지만 추세에 대한 명확한 개념 또는 정의가 존재하지 않고, (서두에서 논의된 바와 같이) 해당 변수의 특성에 따라 충분히 다양한 성격의 추세 및 순환 변동분의 분해가 가능하다는 점을 감안한다면, 특정한 추세의 성격을 사전에 상정하기보다 이와 같이 일반적인 형태의 탄력적 추세를 고려하고 데이터의 특성 및 정보에 의해 추세의 형태가 결정되도록 한 경우의 결과가 보다 적절할 수 있다. 또한 I(1) 추세를 가정한 경우에 비해 우도함수 값도 소폭이나마 개선된 것으로 보여, 모형 적합도 측면에서도 다소 나은 것으로 여겨진다.

이상의 한국 주택 가격에 대상으로 한 추세 및 순환 변동분은 방법에 따라 다양한 양상을 보이는 것으로 나타났으며, 어느 방법이 가장 적절한 지에 대해서는 뚜렷한 결론을 내리기 힘든 측면이 있다. 하지만, 이러한 세부적인 차이에도 불구하고 전반적인 추정 결과는 한국 주택 가격 변동에서 나타난 경기 순환 양상은 여러모로 유사한 성격을 보인다는 것을 시사한다고 볼 수 있다.

이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 우선 선형 추세를 상정한 경우나 I(1) 추세를 상정한 비관측인자 모형(즉, UC(1))을 이용한 경우에는 기본적으로 분석 대상기간 동안 추세의 형태가 일정하다는 가정에 기반하고 있어, 그다지 적절한 방법으로 간주하기 어렵다. 한편, HP 필터 및 밴드 패스 필터를 이용한 경우의 결과들은 거의 대동소이하며, I(2) 추세를 상정한 비관측인자 모형은 고려한 네 경우에서 추정된 추세의 형태가 거의 유사하다는 점들을 감안하여, 다음의 세 경우를 고려하여 그 결과를 <그림 5>에 정리하였다: (i) 스무딩 파라미터 129,600을 이용하여 HP 필터를 통해 구한 순환 변동분, (ii) Beveridge-Nelson 분해를 이용하여 얻은 순환 변동분을 (7개월) 이동평균하여 음(-)의 값을 취한 결과, (iii) I(2) 추세를 상정하고 충격들 간의 상관관계를 모두 허용한 가장 일반적인 비관측인자 모형(즉, UC(2)-U)을 이용하여 추정한 추세 부분의 증가율.

<그림 5>에 나타난 바와 같이, 이 세 방법에 의한 주택 가격 순환 변동의 양상은, 다소의 정량적인 차이가 있기는 하나, 전반적으로 상당정도의 유사성을 보여주고 있다. 즉, 공통적으로 외환위기 이전 한 차례의 긴 순환이 있었으며, 그 이후 2000년대 들어서는 주택 가격 순환 변동 과정에서 진폭이나 지속성이 상대적으로 감소하는 양상을 보였다. 또한 각 방법에서 시사하는 개별 순환의 점정 및 저점의 시점에서도 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 바탕으로 정리하자면, 1986년부터 2014년까지의 한국 주택 시장은 약 다섯 차례의 경기 순환을 보이는 것으로 나타났으며. 각 순환의 정점은 각각 1990-1991년, 1997년, 2002-2003년, 2006-2007년, 2011년경으로 볼 수 있다.

<그림 5> 주택 가격 순환 변동의 양상



주: HP(129600)는 스무딩 파라미터 값 129,600을 이용하여 HP 필터를 통해 구한 순환 변동분을 나타내며, BN-MA는 Beveridge-Nelson 분해를 이용하여 구한 순환 변동분의 7개월 이동평균값에 음(-)을 취한 값이며 (이상 좌축), UC(2)-R은 비관측인자 모형을 이용하여 얻어진 추세부분의 증가율을 의미함 (우축). 음영 부분은 공식 기준순환일상 불황기를 나타냄,

2. 주택 가격 순환 변동의 구조 변화

한국 주택 가격의 경기 순환 양상을 분석함에 있어 또다른 중요 이슈 중 하나는 주택 시장의 구조 변화이다. 기존의 많은 연구는 한국의 경우, 외환위기 이후 전반적인 경제의 구조 변화와 더불어, 주택 시장 또한 주택 금융 시장의 발전 및 인구·가족 구조의 변화 등으로 인해 적지 않은 변화를 겪고 있다는 점을 보고하고 있다(심성훈, 2006; 김경환, 2007; 송준혁, 2012; 이영수, 2012). 이에 따라, 일부 연구에서는 (실증적인 근거 없이) 구조 변화 시점을 외환위기 무렵으로 간주하기도 했으나, 이 논문에서는 보다 엄밀한 분석을 위해 관련 통계적 기법을 이용하여 주택 가격 변화의 구조 변화를 살펴보기로 한다.

구체적으로, 이전 분석과의 일관성을 유지하기 위

<표 2> 구조 변화를 고려한 하위 표본 기간에 대한 ARIMA 모형의 추정결과

	전표본	1986:1 - 1998:4	1998:5 - 2003:9	2003:10 - 2014:12	1986:1 - 2003:9	1998:5 - 2014:12
상수	0.026 (0.022)	0.003 (0.020)	0.105 (0.050)	0.061 (0.035)	0.027 (0.029)	0.054 (0.029)
ϕ_1	1.139 (0.247)	1.234 (0.333)	1.110 (0.260)	1.150 (0.431)	1.137 (0.281)	1.194 (0.288)
ϕ_2	-0.112 (0.168)	-0.047 (0.213)	-0.283 (0.257)	-0.615 (0.485)	-0.064 (0.183)	-0.425 (0.274)
ϕ_3	-0.301 (0.090)	-0.382 (0.163)	-0.276 (0.184)	0.322 (0.263)	-0.341 (0.120)	-0.084 (0.127)
ϕ_4	0.183 (0.053)	0.157 (0.087)	0.301 (0.113)	-0.126 (0.119)	0.194 (0.069)	0.164 (0.071)
θ_1	-0.510 (0.250)	-0.691 (0.333)	-0.446 (0.264)	-0.020 (0.439)	-0.553 (0.285)	-0.348 (0.289)
$\Sigma_{i=1}^{4}\phi_i$	0.909	0.962	0.852	0.731	0.926	0.849
S.E. of regression	0.507	0.658	0.466	0.255	0.609	0.350

주: ( )안은 추정치의 표준 오차를 나타내며, $\Sigma_{i=1}^{4}\phi_i$는 AR 계수들 추정치의 합을 의미한다.

해 주택 가격 변화를 ARIMA(4,1,1) 모형으로 설정하고, 이에 대해 Bai and Perron(1998, 2003)의 검정 방법을 이용하여 구조 변화 여부 및 횟수, 그리고 그에 해당하는 구조 변화 시점을 추정해 보기로 한다.

<부록>에 나타난 추정 결과에 의하면, (설정에 따라 다소의 차이가 있었지만) 한국 주택 가격의 시계열 변화에서는 약 1회 내지 2회의 구조 변화가 발생한 것으로 보이며, 구조 변화 횟수를 1회로 설정한 경우 그 시점은 외환위기 무렵인 1997-1998년 경, 2회로 설정한 경우는 이와 함께 2002-2003년경이 두 번째 구조 변화시점으로 추정되었다. 이러한 결과는 2003년 1월경에 한 차례의 구조변화가 있음을 밝힌 송준혁(2012)이나 1997년 12월 및 2007년 9월경에 2차례의 (실질적인) 구조 변화가 있었음을 보고한 이영수(2012) 등의 기존 연구 결과와 대략적으로 궤를 같이하는 것으로 볼 수 있다.[12)]

이러한 구조 변화를 고려하여 전체 표본을 1998년 5월 또는 2003년 10월을 기준으로 2~3개의 하위 표본으로 나누어 모형을 추정한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다.[13)] 결과에서 우선 눈에 띄는 점은 모형의 잔차항의 표준 편차 추정치는 시간이 지남에 따라 감소하는 경향을 보여, 한국 주택 시장에 대한 충격의 크기는 감소하는 경향이 나타났으며, 이와 함께, 모형의 자기회귀 계수 추정치 및 그 합에서 나타난 바와 같이, 지속성 또한 전반적으로 하락하는 모습을 보였다. 이러한 결과는 2000년대 이후 주택 시장의 경기 순환 양상은 그 진폭이나 지속 기간 등의 측면에서 상대적으로 소규모 순환의 형태로 그 성격이 바뀌었다는 앞의 분석과도 상응하는 것으로 볼 수 있다.

3. 주택 경기 전환점의 추정 및 공식 기준 순환과의 비교

이상의 논의를 바탕으로 이 소절에서는 주택 시장의 경기 전환점의 식별을 시도해 보기로 한다. 경기 전환점의 판단은 다양한 요인들에 대한 고려와 함께, 전문가들의 판단을 바탕으로 종합적으로 이루어지는 것이 일반적이다. 하지만, 여기서는 확정적인 기준 순환일의 결정을 목적으로 한다기보다, 앞서 분석한 순환 변동분의 특성을 바탕으로 주택 가격 변동 양상에 대해 이해를 넓히기 위한 성격의 작업의 일환으로, 그 결과는 잠정적 판단으로 간주하는 것이 적절할 것이다.

경기 전환점을 추정하는 간단한 방법 중에 하나는 다음과 같이 비모수적으로 국지적(local) 극값을 찾는 방식으로, 구체적으로 경기 전환점을 식별하는 규칙(dating rule)은 다음과 같다.

12) 구조변화 시점에 대한 부분적인 추정 결과의 차이는 주택 가격의 변화를 축약형(reduced-form)인 일변량(univariate) 모형으로 설정한 본 논문과 달리, 송준혁(2012) 및 이영수(2012)의 연구에서는 주택 가격의 동학을 벡터오차수정모형(VECM)을 기반으로 했다는 점에서 기인한 것으로 볼 수 있다.

13) 이와 같은 선택은 이 시점들이 뚜렷하게 변화 시점으로 식별되었기 때문이라기보다, 전체 표본을 구체적인 하위 표본들로 나누기 위한 다소의 편의적인 선택이다.

$$t^* = \text{정점} \Leftrightarrow (y_{t-k},\cdots,y_{t-1}) < y_{t^*} > (y_{t+1},\cdots,y_{t+k})$$

$$t^* = \text{저점} \Leftrightarrow (y_{t-k},\cdots,y_{t-1}) > y_{t^*} < (y_{t+1},\cdots,y_{t+k})$$

즉, 시점 t를 기준으로 전후 각각 k개의 관측치를 고려할 때, 총 2k+1 관측치 중 최댓값을 가지는 시점을 경기 정점(peak), 최솟값을 가지는 시점을 저점(trough)으로 판단하는 방식이다. 이러한 방법은 복잡한 통계적인 절차에 의존하지 않고 손쉽게 해당 시점을 추정할 수 있으며 그 결과가 실제 전환점과도 상당 정도로 일치하는 것으로 알려져 있어, 일반적인 거시경기 변동 뿐 아니라(Bry and Boschan, 1971; Harding and Pagan, 2002), 주택 시장의 경기 전환점 식별에도 널리 쓰이는 방법이다(Cuaresma, 2010; Rousova and van den Noord, 2011).

이러한 방법을 이용하기 위해서는 우선 국지적 극값의 식별을 위한 데이터의 고려 대상 기간, 즉 k의 적절한 값을 설정해야 한다. 이에 대해서는 표본 기간 동안, 공식 경기 기준순환일의 경우 수축기, 확장기, 및 전체 순환기의 최소 지속기간이 각각 11개월, 17개월 및 35개월임을 감안하면 적절한 값은 k=12 (즉, 대상 기간은 25개월)로 보인다. 이와 함께, 참고를 위하여 k=18 (대상 기간은 37개월) 및 k=24 (대상 기간은 49개월)로 설정한 경우도 고려하였다.

<표 3>에는 이와 같은 방식으로 식별된 경기 전환점과 함께, 비교를 위해 공식 경기 순환기준일도 함께 보고되어 있다. 우선 추정된 (잠정적) 주택 경기 전환점은 앞서 추정된 순환 변동분의 전반적인 양상과도 상당정도 상응하는 것으로 보인다. 예를 들어, 상대적으로 긴 사이클을 상정한 경우(k=18 및 k=24)에는 2000년 이후의 경기 순환은 부분적으로 식별이 안 된 경우도 있었으나, 그 이전은 세 경우에서 모두 동일한 경기 전환점이 식별되었다. 특히 대상 기간을 25개월로 설정한 경우($k=12$)는 5회의 사이클이 식별되었으며, 각 순환의 정점 및 저점은 앞의 경기 순환 변동분의 특성을 바탕으로 한 추정 결과와도 상당정도로 부합하는 것으로 나타났다.[14]

한편 <표 3>과 <그림 5>에서 확인할 수 있듯이, 이와 같이 추정된 한국 주택 시장의 경기 전환점(정점 및 정점)은 공식 기준순환일과 시차 및 지속기간 등의 측면에서 상당한 차이가 있으며, 공식 기준 순환일에서 판별된 순환이 주택 시장에서는 나타나지 않는 경우도 있었다.

이러한 주택 경기와 실물 경기의 괴리 양상을 보다 상세히 살펴보기 위해, <표 4>는 주택 가격 증가율과 세 경기종합지수(동행, 선행, 후행) 증가율의 시차 상관관계를 계산한 결과를 보여주고 있다.[15] 우선, 주택 가격 증가율은 경기 동행지수 증가율과는 0.46 가량의 낮은 동시 상관계수를 보이고 있으며, 이는 대표적인 실물 경기지표 중 하나인 (광공업)산업생산지수의 경우 나타난 0.85에 가까운 상관계수 값과는 확연히 비교된다. 아울러 선행종합지수 및 후행종합지수와의 동시 상관계수는 오히려 더 낮은 값을 기록하였으며, 아울러 주택 가격 증가율과 세 경기지수와의 시차 상관계수를 살펴 본 경우에도 (동행 및 후행지수와 약 3개월의 시차를 두고 다소 높은 상관계수 값을 보였으나) 전반적으로 뚜렷한 선·후행성을 발견하기 힘든 것으로 나타났다.

<표 3> (잠정적) 주택 경기순환일의 설정

$k=12$		공식 기준순환일	
정점	저점	정점	저점
	1987:4		1989:7
1991:7	1994:4*	1992:1	1993:1
1997:5	1998:11	1996:3	1998:8
2003:10	2004:12	2000:8	2001:7
2008:9	2009:4	2002:12	2005:4
2012:5	2013:5	2008:1	2009:2
		2011:8	
$k=18$		$k=24$	
정점	저점	정점	저점
	1987:4		1987:4
1991:7	1994:4*	1991:7	1994:4*
1997:5	1998:11	1997:5	1998:11
2003:10	2004:12		
2012:5	2013:5		

주: 1994년 4월은 1995년 4월과 동일한 관측치 값을 가짐.

14) 참고로 이러한 방법을 (한국을 포함한) OECD 국가의 주택 경기 전환점 식별에 사용한 기존 해외 연구들에서는 최소 순환 기간을 5분기(Cuaresma, 2010), 또는 13분기(Rousova and van den Noord, 2011)로 설정하였다. 한국 주택시장에 대해서는, (2009년까지의 분기별 주택 가격 데이터를 이용한) 전자의 경우에는 이 논문과 실질적으로 동일한 결과를 얻었으나, 후자의 경우에는 뚜렷한 경기 정점이 제대로 식별되지 않은 것으로 나타났다.

15) 표에 제시된 결과는 불규칙 요인 등의 제거를 위하여 모두 7개월 이동평균을 이용한 것이다.

<표 4> 주택 가격과 경기종합지수의 (시차)상관계수

	시차	동행지수	선행지수	후행지수
주택가격	-12	0.199	0.092	0.043
	-9	0.263	0.190	0.103
	-6	0.397	0.302	0.215
	-3	0.493	0.359	0.329
	-2	0.497	0.349	0.363
	-1	0.485	0.323	0.393
	0	0.458	0.283	0.419
	1	0.418	0.235	0.439
	2	0.367	0.178	0.452
	3	0.306	0.118	0.460
	6	0.107	-0.047	0.439
	9	-0.046	-0.167	0.388
	12	-0.108	-0.217	0.324
산업생산지수	0	0.845	0.519	0.310

주: 모든 변수의 증가율의 7개월 이동평균을 이용하여 계산한 것이며, (광공업)산업생산지수는 1990년 1월부터의 데이터를 이용하였음.

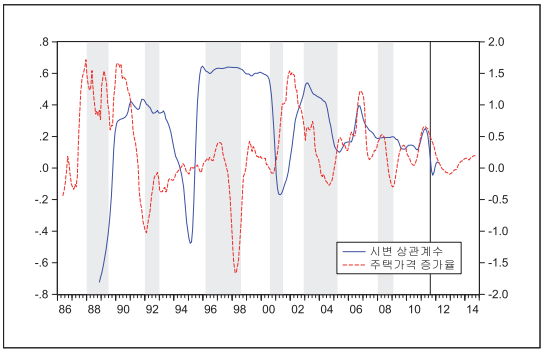
이러한 주택 가격 변동과 실물 경기와의 비동조성 양상을 또다른 관점에서 보다 구체적으로 살펴보기 위해, <그림 6>에는 주택가격 증가율과 경기 동행종합지수 증가율의 시변(time-varying) 상관계수를 계산한 결과가 나타나 있다. 구체적으로 그림에 나타난 두 변수의 시변 상관계수는 롤링 윈도우(rolling window)를 30개월로 설정하여 두 변수의 증가율(7개월 이동평균값)의 상관계수를 매 시점마다 계산한 것이다.

<그림 6>에서 알 수 있듯이, 주택 가격 증가율은 외환위기를 전후로 한 시기에서는 약 0.6 가량의 상관관계를 나타내며 실물 경기와 어느 정도 동행하는 모습을 보였으나, 이를 제외한 다른 시기에서는 경우에 따라 -0.5 가량까지 낮아지는 등 전반적으로 낮은 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 특히 흥미로운 점은 상대적으로 낮은 상관계수가 나타난 시기의 상당수는 주택 가격이 상승세를 보이는 시기와 맞물리는 경우가 많았다. (예를 들어, 1989년, 1994-1995년, 2001-2002년, 2005-2006년 등)[16]

이상의 논의는 한국 주택 가격의 순환은 실물 경기와는 다분히 괴리된 측면이 있으며, 별도의 독자적인 요인에 의해 운행되어 왔을 가능성을 시사하며, 특히 주택 가격 상승기의 경우에 이러한 양상이 더욱 두드러진 것으로 나타났다.

이러한 주택 가격 변동과 실물 경기와의 괴리 양상의 원인에 대한 직접적인 연구는 드문 것으로 보이나, 주택 가격 변동 요인에 대한 기존의 여러 실증 연구들에 의하면, 다음과 같은 가능성을 고려해 볼 수 있다. 우선, 구조적 VAR을 이용한 여러 연구에 의하면 한국 주택 가격의 경우, 주요 거시 실물 변수(실질소득, 소비지출, 주거용 건설투자, 물가 등) 충격 외에도 가계 대출 붐 및 이와 맞물린 유동성 확대, 저금리 등과 맞물린 통화 정책 기조 등이 주요 변동요인으로 식별되었으며(이영수, 2008; 손종칠, 2010; Hwang, 2012), 이와 함께 가격 상승에 대한 기대감 등의 요인들도 주요한 역할을 한 것으로 보고하고 있다(이준희·송준혁, 2007; Hwang, 2012). 하지만 이러한 요인들이 실제로 어떠한 경로를 통해 실물 경기와는 괴리된 주택 가격 변동을 유발했는지에 대해서는 구체적으로 충분히 밝혀진 바가 없는 것으로 보이며, 이에 대한 엄밀한 후속 연구가 수행되어야 할 것으로 보인다.

<그림 6> 주택 가격과 경기동행지수의 시변상관계수



주: 시변상관계수(좌축)와 주택가격 증가율(우축).
음영 부분은 공식 기준순환일상 불황기를 나타냄.

Ⅳ. 맺음말

이 논문은 다양한 필터링/분해 방법을 이용하여 한국 주택 가격 변동의 순환 변동분을 추정하고, 그 성격 및 관련된 함의를 살펴보았다. 일부 방법의 경우 추정된 순환 변동분의 성격은 통상적인 믿음과는 다소 차이를 보이는 경우도 있긴 하지만, (적절한 해석을 거칠

16) 이에 따라, 시변 상관계수와 주택가격 증가율 간의 상관계수는 -0.324로 나타났다.

경우) 전반적인 주택 가격의 순환 변동 양상은 상당정도로 유사한 모습을 보이는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 바탕으로, 1986년 이후 지난 29년간의 한국 주택 시장은 약 5회의 경기 순환을 경험한 것으로 판단되며, 외환위기 이후 순환 변동의 전반적인 양상은 진폭과 지속성이 상대적으로 감소하는 모습을 보였다. 하지만 이러한 주택 시장의 경기 순환 양상은 전반적인 실물 경제의 경기 순환과는 상당정도의 비동조성을 나타내었으며, 특히 이러한 비동조 양상은 주택 가격의 상승기에 두드러진 것으로 나타났다.

이 논문은 한국 주택 가격을 대상으로 한 순환 변동의 양상 및 성격에 대한 연구가 드문 상황에서 다양한 방법을 통해 한국 주택 가격 변화의 추세 및 순환 변동분을 추정하고 그 성격을 살펴보았다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있지만, 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 경기 변동은 정의상 변수들의 공행성(comovements)을 그 속성으로 하나, 이 논문에서 사용된 방법은 기본적으로 주택 가격만을 대상으로 한 일변량 분해/필터링으로써, 주택 시장의 전반적인 특성을 충분히 반영하지 못할 가능성이 있다. 이는 부분적으로 주택 시장 관련 시계열 자료의 부족에 기인한 것이기도 하나, 이후 후속 연구에서는 보다 다양한 주택 시장 관련 데이터를 이용한 다변량(multivariate) 필터/분해를 통해 주택 시장의 경기 순환 특성을 분석하고 일변량의 경우와 비교해 보는 것은 의미있는 작업이 될 것이다.

둘째, 이 논문에서는 다양한 방법을 통해 주택 가격 변동이 실물 경기와는 괴리된 측면이 있음을 보여주었으나, 근본적으로 주택 가격 데이터의 특성 분석에 초점을 둔 기술적(descriptive) 분석에 국한된 측면이 있다. 이후 이러한 주택 시장과 실물 경기와의 괴리의 원인에 대한 보다 엄밀한 분석은 자연스러운 후속 연구로 판단되며, 이는 주택 시장 안정화를 위한 여러 정책 방안의 강구 등에도 유용하게 적용될 수 있을 것이다.

논문접수일 : 2015년 10월 12일
논문심사일 : 2015년 10월 21일
게재확정일 : 2015년 12월 11일

참고문헌

1. 김경환, "외환위기 전후 주택시장 구조변화와 주택정책", 「경제학연구」 제 55권 제 4호, 한국경제학회, 2007, pp. 369-399
2. 손종칠, "통화정책 및 실물.금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석", 「경제학연구」 제 58권 제2호, 한국경제학회, 2010, pp. 179-219
3. 송준혁, "구조변화를 감안한 우리나라 주택시장 분석", 「응용경제」 제14권 제1호, 한국응용경제학회, 2012, pp. 151-186
4. 심성훈, "주택가격과 거시경제변수의 순환 변동에 대한 연구-외환위기 전후기간의 비교분석", 「부동산학연구」 제12집 제1호, 한국부동산분석학회, 2006, pp. 147-163
5. 이영수, "한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석", 「부동산학연구」 제 14집 제 3호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 129-147
6. 이영수, "주택가격과 물가의 동학: 한국의 경험", 「부동산학연구」 제 18집 제 4호, 한국부동산분석학회, 2012, pp. 55-72
7. 이영수·박상현, "우리나라 주택가격의 추세-순환 분해 및 평균회귀 현상 분석", 「부동산학연구」 제19집 제4호, 2013, pp. 41~54
8. 이준희·송준혁, "자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석", 「한국개발연구」 제29권 제1호, 2007, pp. 113-136
9. Aguiar, M. and G. Gopinath, "Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend," *Journal of Political Economy*, 2007, pp. 69-102
10. Andrle, M., "The Role of Trends and Detrending in DSGE Model: Emerging Countries Need Trendy Models," *manuscript*, 2008
11. Bai, J. and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp. 47-78
12. Bai, J. and P. Perron, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applies Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp. 1-22
13. Baxter, M. and R.G. King, "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics,* Vol. 81, 1999, pp. 575-593
14. Beveridge, S. and C. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 51-174
15. Bry, G. and C. Boschan, *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, NBER, New York, 1971
16. Canova, F., "Detrending and Business Cycle Facts," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, 1998, pp.

475-512
17. Canova, F., *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press, 2007
18. Chen, M., Y. Kawaguchi, and K. Patel, "An analysis of the trends and cyclical behaviors of house prices in the Asian markets," *Journal of Property Investment & Finance*, Vol, 22, 2004, pp. 55-75
19. Christiano, L. and T. Fitzgerald, "The Bandpass Filter," *International Economic Review*, Vol. 44, 2003, pp. 435-465
20. Clark, S. and T. Coggin, "Trends, Cycles and Convergence in U.S. Regional House Prices," Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 39, 2009, pp. 264-283
21. Cuaresma, J, Can Emerging Asset Price Bubbles be Detected?, OECD Economics Department Working Paper, No.772, 2010
22. DeJong, D. and C. Dave, *Structural Macroeconometrics*, Princeton University Press, 2007
23. Harding, D. and A. Pagan, "Dissecting the cycle: a methodological investigation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, pp. 365-381
24. Harvey, A. and A. Jaeger, "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics,* Vol. 8, 1993, pp. 231~247
25. Hodrick, R. and E. Prescott, "Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking,* Vol. 29, 1997, pp. 1-16
26. Hwang, Y., "Sources of Housing Price Fluctuations: An Analysis Using Sign-restricted VAR," *Korea and the World Economy*, Vol. 13, 2012, pp. 249-283
27. Liu, J., S. Wu, and J. Zidek, "On Segmented Multivariate Regressions," *Statistica Sinica*, Vol. 7, 1997, pp. 497-525
28. Maravall, A., "Stochastic Linear Trends: Models and Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 56, 1993, pp. 3-35.
29. Morley, J., C. Nelson, and E. Zivot, "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decomposition of GDP So Different," *Review of Economics and Statistics,* Vol. 85, 2003, pp. 235–243
30. Nelson, C., "The Beveridge-Nelson Decomposition in Retrospect and Prospect," *Journal of Econometrics,* Vol. 146, 2008, pp. 202-206
31. Ravn, M. and H. Uhlig, "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, 2002, pp. 371–380
32. Rousova, L. and P. van den Noord, Predicting Peaks and Troughs in Real House Prices, OECD Economics Department Working Paper, No.882, 2011
33. Stock, J. and M. Watson, "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series," *Handbook of Macroeconomics*, edited by J. Taylor and M. Woodford, North Holland, Vol. 1A, 1999, pp. 3-64

<부록> Bai-Perron의 구조변화 검정

Bai and Perron(1998, 2003)의 구조 변화 검정은 일정한 선형 모형의 모수 값들에 대해 전체 표본에서 $m=0,1,\cdots$개의 구조 변화가 있다는 가설을 검정하는 방법이다. <표 A.1>에 나타난 구조 변화 횟수에 대한 검정 결과에 의하면, BIC를 이용한 경우에는 한 차례의 구조 변화가 존재한다는 귀무가설이, 그리고 수정된 Schwarz criterion(Liu *et al.*, 1997)을 이용한 경우에는 구조 변화가 존재하지 않는다는 귀무가설이 각각 (5% 유의 수준하에서) 기각되는 것으로 나타났다.

이에 따라, 구조 변화 횟수를 1회 ~ 4회로 설정하고 각 경우 다양한 구조 변화 시점간의 최소 기간을 설정하여 구조 변화 시점을 추정한 결과가 <표 A.2>에 정리되어 있다. 추정된 구조 변화 시점은 설정에 따라 다소 다르게 나타났는데, 구조 변화 시점간의 최소 기간이 지나치게 짧게 설정된 경우들을 제외하고, 추정 시점에 대한 신뢰 구간 등을 감안하면, 각 경우에서 공통적으로 식별된 시점은 1997-1998년 무렵 또는 2002-2003년 무렵인 것으로 판단된다.

<표 A.1> 구조 변화 횟수에 대한 검정

m	RSS	BIC	LWZ	F_m	$F_{m\|m-1}$
0	87.024	-1.29	-1.18*		
1	78.628	-1.30*	-1.09	7.11	7.11
2	75.792	-1.25	-0.93	4.86	2.45
3	73.595	-1.20	-0.77	3.93	1.93
4	73.115	-1.12	-0.58	3.02	0.42

주: 표에서 m은 구조 변화의 수를 의미하며, 각 경우에 해당하는 RSS는 잔차항의 제곱합(sum of residual squared)을 나타내며, BIC 및 LWZ는 각각 Bayesian Information criterion 및 수정된 Schwarz criterion을 나타낸다. F_m은 m개의 구조 변화가 존재한다는 대립 가설과 구조 변화가 존재하지 않는다는 귀무가설($m=0$)을 검정하는 통계량, 그리고 $F_{m|m-1}$은 $m-1$개의 구조 변화가 존재한다는 귀무가설과 m개의 구조 변화가 존재한다는 대립 가설을 검정하는 통계량이다. * 표시는 5% 수준하에서 유의함을 나타냄.

<표 A.2> 구조 변화 시점의 추정

m	구조 변화 시점
1 (60)	1991:5 (1990:8, 1993:2)
1 (84)	1993:6 (1986:12,1995:6)
1 (108)	1997:5 (1990:2, 1999:9)
2 (60)	1991:5 (1991:1, 1992.5); 1998:5 (1994:5, 2000:12)
2 (84)	1993:7 (1985:12, 1996:2); 2002:11 (2001:3, 2007:2)
2 (108)	1995:5 (1987:6, 1998:6); 2004:11 (1997:3, 2008:9)
3 (60)	1991:5 (1991:1, 1992:5); 1998:5 (1996:1, 1999:8); 2003:10 (2003:3, 2005:12)
3 (84)	1993:7 (1988:9, 1995:4); 2000:8 (1993:3, 2006:8); 2007:8 (2007:5, 2010:4)
4 (60)	1991:5 (1991:1, 1992:5); 1998:5 (1996:1, 1999:8); 2003:10 (2003:2, 2005:8); 2008:10 (2008:3, 2009:12)

주: 표에서 m은 고려된 구조 변화의 횟수, 괄호 안은 구조 변화 시점간의 최소 표본수를 의미하며, 구조 변화 시점 오른쪽의 괄호 안은 구조변화 시점에 대한 95% 신뢰 구간을 나타낸다. 1(120), 1(180), 1(240)의 경우, 1(108)의 경우와 동일한 결과가 나왔다.