

부동산가격 선행지표와 종합적 예측기제의 구축*

2005. 1

서 승환
연세대 경제학과

요 약

주가변화율, 청약예금 구좌수 변화율 및 금리변화율 등을 이용하여 SW-지수를 구한 결과 SW-지수는 주택매매가격 변화율에 1분기 정도 선행하는 것으로 나타났다. SW-지수가 가진 정보를 추가로 이용하는 경우 예측력을 제고시킬 수 있는지에 대한 검정이 수행되었다. 검정결과 시계열이 전환점 근처에서 움직이는 상황에서 선행지수가 갖는 정보를 적절하게 이용하면 예측력을 제고시킬 수 있는 것으로 나타났다. 이 경우 예측력 제고의 효과는 구조 모형 보다는 시계열 모형의 경우 특히 두드러지는 것으로 나타났다.

주제어: SW-지수, 구조모형, 시계열모형, 종합적 예측기제,

* 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의해 연구되었음
(KRF-2003-041-B00145)

Real Estate Price Leading Indicators and the Construction of the Synthesized Expectation Mechanism

Suh, Seoung Hwan
Dept. of Economics
Yonsei University
Seoul, Korea

Abstract

By using the rates of changes in the stock price, the number of housing subscription savings accounts and the interest rate, the Stock-Watson index has been made. It is found that this index leads the rate of change in the housing price by 1 quarter. Around the turning point, the explanation powers of both structural and time series models will be found to be significantly increased if we used the information contained in the Stock-Watson index. By integrating the structural model, time series model and the Stock-Watson index, the synthesized forecasting mechanism has been suggested.

key words: Stock-Watson Index, Structural Model, Time Series Model,
Synthesized Forecasting Mechanism

I. 서론

부동산의 중요성은 다양한 측면에서 널리 인식되고 있지만, 그 중 경제 및 사회의 안정과 연관된 부분은 부동산 가격과 연관된 부분이다. 부동산 가격의 불안정은 일반물가의 불안정을 초래하여 경제전반의 불안정을 야기시키게 된다. 또한, 부동산 가격 특히 전월세 가격의 안정은 서민의 주거생활 안정과 밀접하게 연결되어 있을 뿐만 아니라 사회통합의 주요 전제로 작용하게 된다.

이러한 이유로 부동산 정책당국은 부동산 가격의 안정을 위한 각종 정책을 수립하고 집행한다. 그런데 이러한 부동산 가격 안정대책이 부동산 시장의 안정에 주효할 것인 지의 여부는 주로 정책의 일관성 및 선제성의 여부에 의존하게 된다. 정책 일관성의 경우에 있어서는 부동산 정책의 목표 및 집행방법 등에 일관성이 있어 역기대(regressive expectation)를 야기하지 않는지의 여부가 중요하다. 즉, 정책 일관성의 결여로 규제강화 및 완화의 정책이 반복적으로 나타나는 경우 현재 규제를 강화해도 향후 규제완화에 대한 예측이 작동하여 정책효과는 반감될 수밖에 없다. 한편, 정책의 선제성이 의미하는 바는 부동산 정책이 충격시차(impact lag)를 충분히 감안할 정도로 선제적으로 수행되어 실질적인 효과를 발휘할 수 있는지의 여부가 중요하다는 것이다. 시차를 맞추지 못한 정책이 불안정성만을 증가시킨다는 것은 이미 기존의 경제정책에 대한 분석에서 잘 알려진 사실이다.

부동산 정책이 일관성을 유지하지 못한 이유의 일부를 부동산 정책이 선제적이지 못한 데에서 찾을 수 있다. 즉, 선제적 부동산 정책을 수행하지 못하는 것이 부동산 정책의 일관성을 결여시키는 이유의 일부가 될 수 있다는 것이다. 왜냐하면, 선제적 정책을 취할 수 없는 경우에는 이미 발생한 사태를 수습하기 급급하여 정책 일관성을 고려할만한 여유가 없이 근시안적(myopic) 정책을 수립할 수밖에 없기 때문이다. 1970년대 이후 실시된 우리 나라의 부동산 정책이 선제적으로 수행되어 왔다고 말하기는 어렵다. 즉, 1970년대 이후 수립되어 집행된 부동산 정책은 부동산 가격 상승률이 높으면 규제를 강화하고 부동산 가격이 안정되면 규제를 완화하는 근시안적 정책으로서 이러한 선제적이지 못한 정책의 반복에 의해 부동산 정책의 실효성을 저하되었을 가능성이 매우 높다.

부동산 정책을 선제적으로 수행하지 못하는 이유는 여러 가지가 있을 수 있으나 가장 중요한 이유의 하나는 부동산 가격변동에 관한 예측치를 적절하게 활용하지 못하는데 있다. 우리 나라의 경우에도 부동산 가격 예측모형은 다수 존재한다.

그 모형들의 형태가 순수 시계열 모형의 형태를 갖거나 혹은 구조모형의 형태를 갖거나에 무관하게 하나의 공통적인 사실은 주로 현재 혹은 과거치를 이용하여 장래를 예측한다는 점에서 근본적인 한계를 갖는다.

순수한 시계열 모형을 이용하는 경우의 예측치는 경제구조가 안정적인 경우에는 설명력이 높으나 우리 나라와 같이 부동산 시장이 불안정하며 정책의 영향을 많이 받는 경우에는 예측력에 큰 한계가 있다. 또한 정책변화를 사전에 감지해도 이를 예측에 반영할 수 없다는 점에 있어서 순수 시계열모형은 우리 나라의 부동산 시장과 같이 정책의 영향이 큰 경우에는 근본적인 약점이 있다. 구조모형의 경우에는 외생변수를 어떻게 도입할 것인지와 상수항 조정 등이 문제가 된다. 정책에 크게 영향을 받는 외생변수는 미래의 값을 예측하여 대입하는데 한계가 있으며 연립방정식의 형태를 띄는 거시계량모형의 경우에는 상수항 조정이 문제가 된다.

본 연구에서는 이러한 한계를 극복하고 단기적인 부동산 가격변동을 보다 효과적으로 예측하기 위한 선행지표를 개발하고 선행지표와 기존의 예측방법들을 체계적으로 고려하여 종합적 예측기제를 구축한다. 즉, 시계열 모형 및 구조모형에 적절한 선행지표를 설명변수로 도입하는 경우 예측력이 얼마나 향상될 수 있는지를 검토하며 이러한 검토결과에 기초하여 종합적인 예측기제 구축의 필요성을 제기한다.

II. 선행지수의 구축

여기에서는 1992년 1/4분기 - 2003년 4/4분기의 주택매매가격 변화율을 대상으로 선행지수를 구축하기로 한다. 선행지수를 구축하는 방법에는 스톡-왓슨(Stock-Watson) 지수를 이용하는 방법, NBER 지수를 이용하는 방법, 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하는 방법 등이 있다. 각 방법들은 고유한 장단점을 갖고 있으나 어느 방법을 이용하여 선행지수를 구하던 시계열 및 구조모형에 선행지수를 설명변수로 도입하는 경우 모형의 예측력이 어떻게 변화할 것인지를 살펴보는 본 연구의 목적을 달성하는데는 문제가 없다. 따라서 여기에서는 스톡-왓슨 지수, 이하 SW-지수,를 이용하기로 한다.

SW-지수를 구하는 과정은 동일 계열들 중에서 하나의 요소를 찾아내어 모형화하는 과정으로 이해할 수 있다. SW-지수를 구하는 다음과 같은 전형적인 모형을 살펴보기로 한다.

$$Y_t = \beta(B)X_t + \gamma(B)n_t + \zeta_t \quad (1)$$

$$\phi(B)n_t = \delta + n_t \quad n_t \sim i.i.d. N(0,1) \quad (2)$$

$$A(B)\zeta_t = \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim MVN(0,\Sigma) \quad (3)$$

여기에서 B 는 시차연산자(lag operator), $i.i.d. N$ 은 동질적이며 독립적인 정규분포(identically and independently distributed normal)이며 MVN 은 다변량 정규분포(multivariate normal)을 각기 나타낸다. 한편, $\beta(B)$, $\gamma(B)$, $\phi(B)$, $A(B)$ 는 각기 차수가 $(n \times k)$, $(n \times r)$, $(r \times r)$ 및 $(n \times n)$ 인 파라메타 행렬이다.

관찰방정식(observation equation)인 식 (1)에서 Y_t 는 $(n \times 1)$ 벡터로서 t 기에서의 관찰가능한 n 개의 변수로 이루어진 변수벡터이며, X_t 는 차수가 $(k \times 1)$ 인 벡터로서 Y_t 를 설명할 수 있는 관찰가능한 k 개의 변수들로 구성된 벡터이다. 한편, 상태방정식(state equation)인 식 (2)에서 상태벡터(state vector)인 n_t 는 차수가 $(r \times 1)$ 인 관찰이 가능하지 않을 수도 있는 변수들로 구성된 벡터이다. 이 경우 n_t 가 SW-지수가 될 수 있다. 상태방정식인 식 (2)는 상태벡터의 시차구조를 나타내고 있으며 식 (3)은 관찰방정식에 포함된 오차항의 성질을 나타낸다.

SW-지수를 구한다는 것은 위의 방정식들에서 $\beta(B)$, $\gamma(B)$, $\phi(B)$, $A(B)$ 를 추정 후 추정한 결과를 동태적으로 풀어 n_t 를 구한다는 것을 의미한다. SW-지수를 구하기 위해 먼저 하여야 할 일은 Y_t 를 결정하는 일이다. 주택매매가격 변화율, GPH_t ,의 선행지수를 구하는 과정이므로 GPH_t 에 선행할 수 있는 변수들을 선정할 필요가 있다. 이러한 변수의 선정은 통상 교차상관계수의 관찰에 의해 이루어지는데 시행착오에 의해 주가지수 변화율, GPS_t , 선행지수 변화율, GLI_t , 및 주택청약예금 구좌수 변화율, GSH_t ,의 세가지 변수가 선정되었다. 여기에서의 변화율은 모두 전년 동분기 대비 변화율이다.

<<<<< (표 1) 이 근처에 >>>>>

각 변수들 사이의 교차상관계수를 정리한 (표 1)에 의하면 GPS_t , GLI_t 및 GSH_t 를 이용하여 SW-지수를 구하는데에는 무리가 없는 것으로 판단된다. 따라서 $n = 3$ 이 성립한다. 한편 추가적인 설명변수 X_t 는 무시하고 SW-지수 하나를 구하기 위해 공통추세는 1개라고 전제하는 경우 $k = 0$ 및 $r = 1$ 이 성립한다. 따라서, 본 연구에서 고려되는 모형은 다음과 같이 구체화 된다.

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \end{bmatrix} n_t + \begin{bmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \\ \zeta_{3t} \end{bmatrix}$$

$$n_t = \delta + \phi_1 n_{t-1} + \phi_2 n_{t-2} + n_t \quad n_t \sim i.i.d. N(0,1)$$

$$\begin{bmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \\ \zeta_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_{1t-1} \\ \zeta_{2t-1} \\ \zeta_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \sim MVN(0, \Sigma)$$

여기에서의 문제는 관찰이 가능하지 않은 변수인 n_t 즉, SW-지수를 추정하는 것인데 이의 추정은 상태공간모형(state space model)을 추정하는 일반적인 절차에 따랐다.¹⁾ 모형의 추정에 있어서 GPS_t, GLI_t 및 GSH_t 등은 크기 차이에 따른 추정치 왜곡의 가능성을 제거하기 위해 모두 그 크기를 표준화시킨 변수를 이용하여야 한다. 모형의 추정결과는 (표 2)에 정리되어 있는데 추정결과는 비교적 양호한 것으로 나타났다.

<<<<< (표 2), (표 3) 이 근처에 >>>>>

(표 2)의 추정결과를 이용하여 위의 모형을 동태적으로 풀어 n_t 를 구한 결과가 SW-지수, SWI_t가 된다. 문제는 이렇게 구한 SW-지수가 선행성을 갖는지의 여부이다. SW-지수와 GPH_t를 그 크기를 표준화시켜 그린 (그림 1)에 의하면 SWI_t가 GPH_t에 선행하며 선행의 경향은 특히 1998년 이후 두드러지게 나타나는 것으로 보인다. 이러한 결과는 GPH_t와 SWI_t 사이의 교차상관계수를 구한 (표 3)에 의해서도 확인될 수 있다. (표 3)에 의하면 SWI_t는 GPH_t보다 1분기 정도 선행하는 것으로 나타났다.

<<<<< (그림 1) 이 근처에 >>>>>

1) 상태공간모형의 추정등에 관하여는 Hamilton(1994) 등을 참고할 수 있다

III. 구조모형과 시계열모형의 예측력

부동산 가격을 예측하기 위한 이론적 및 실증적 분석은 무수히 많이 존재한다. 외국의 경우는 부동산 가격 중 주택가격 예측모형에 대한 논의가 주로 이루어졌다. 주택가격 예측의 전제로 논의되는 것이 주택시장의 효율성에 관한 것이다. 이는 과거의 주택가격 변화가 현재의 주택가격 변화를 얼마나 설명할 수 있을 것인가와 연관되는데 대체적으로 과거 가격변동의 약 25 - 50% 정도가 현재가격 변동을 설명하는 약효율적 시장가설이 입증되고 있다 [Case & Shiller(1989), Kuo(1996)].

주택가격 예측모형은 순수한 시계열 자료를 이용하는 모형과 구조모형으로 대별할 수 있다. 순수시계열 자료를 이용하는 모형에는 ARIMA 모형, VAR 모형 및 준파라메타(semi-parametric) 모형등이 포함된다 [Brown, Song and McGillivray (1997), Zhou(1997), Pace, Barry, Gilley and Sirmans(2000), Clapp & Giaccotto (2002)]. 한편, 구조모형에는 로젠의 헤도닉 가격모형(Rosen, 1974)을 원용한 모형과 거시계량 모형을 원용한 모형들이 포함된다 [Case & Shiller(1990), Clapp & Giaccotto(1994), Edelstein & Paul(1997)].

이러한 구조모형에서 사용되는 설명변수들에는 고용수준, 기대 인플레이션율, 소득, 인구 및 모기지(Mortgage) 지불액 등이 있다. 이러한 설명변수들 중 장기적 설명요인으로 주로 고려되는 것이 인구이다. 극단적으로는 현재의 성인 인구가 향후 20년간 주택가격의 변화에 영향을 준다는 견해도 있으나(Mankiw & Weil, 1989) 이러한 결론에는 상당한 논쟁점 들이 있다[Hendershott(1991), DiPasquale & Wheaton(1994)].

우리나라의 경우 부동산 가격 예측모형도 외국의 예에서 언급한 범주를 벗어나지 못하고 있다. 순수시계열 모형에 의한 분석으로 ARIMA 모형을 이용한 경우[김근용(1998), 윤주현, 김혜승(2000)], VAR 모형을 이용한 경우[이주용(1992), 김일권(1999), 윤주현(2001)] 등을 들 수 있다. 한편 구조모형을 이용한 예로는 서승환(1994, 2000), 건교부(2000), 박현주 등(2000) 정의철 등(1996) 등을 들 수 있다.

이들 중 건교부(2000)에는 지가변동에 관한 선행지표 구축의 내용이 포함되어 있으며 서승환(1994)는 거시계량모형에 의한 부동산 가격 예측이라는 특징이 있다.

선행지표 구축의 전제작업인 부동산 가격과 다른 경제변수 사이의 관계분석에는 상관관계 분석, 그랜저-심즈(Granger-Sims) 인과관계 분석, VAR 모형에 의한 분산분해 및 충격반응 분석, 단위근 및 공적분 검정 등이 있다[손재영(1991), 이주용(1992), 허재완(1991), 서승환(1999)].

먼저, 구조모형을 추정한 후 이의 예측력을 검토하기로 한다. 선행연구들의 결과에 의하여 설명변수로는 실질경제성장률, $GGDP_t$, 주택청약예금 구축수 변화율, GSH_t 및 3년만기 국고채 금리를 이용한 금리 변화율, GR_t , 등을 이용하였는데 추정 결과는 다음과 같다.

$$GPH_t = -1.8826 + 0.3168 GGDP_t + 0.1929 GSH_t - 0.0298 GR_{t-3}$$

(0.98) (3.14) (7.19) (1.88)

$$\rho: 0.8693 \quad DW: 1.36 \quad adj-R^2: 0.95$$

(10.1)

여기에서 괄호 안의 값은 t-값이며 ρ 는 1차 자기회귀과정의 계수이다. 한편, DW는 더빈-왓슨(Durbin-Watson) d-통계량, $adj-R^2$ 는 자유도에 의해 수정된 결정계수를 각기 나타낸다. 추정결과는 비교적 양호한 한 것으로 나타났는데 문제는 예측력이다. 일반적으로 예측력 검정의 경우는 표본 밖 예측을 갖고 하는 것이 일반적이다. 그러나 여기에서는 1992년 1/4분기 - 2003년 4/4분기의 자료를 이용한 추정 결과를 그대로 각각의 부분표본에 적용하여 예측력을 검토하기로 한다.

(그림 1)에 나타난 최근의 GPH_t 의 움직임을 보면 2002년의 경우는 이전의 추세치를 따라가 확장기가 이어진 반면 2003년의 경우에는 수축기로 전환되었다는 사실을 알 수 있다. 예측의 경험칙에 의하면 전환기를 전후로 한 상황에서의 예측의 경우 가장 오차가 크다. 이러한 점을 확인하기 위해 추정된 모형을 이용하여 2002년 1/4분기 - 2002년 4/4분기를 예측하는 경우, 경우-1, 및 2003년 1/4분기 - 2003년 4/4분기를 예측하는 경우, 경우-2,의 두 가지 경우를 살펴본다.

<<<<< (표 4) 이 근처에 >>>>>

각각의 경우 예측의 결과는 (표 4)에 나타나 있다. 이 표에서 $FGPH_t$ 는 그 기간의 GPH_t 의 예측치를 나타내며 RMSE는 평균평방자승오차(root mean squared

errors)로서 $(FGPH_t - GPH_t)/GPH_t$ 를 제공한 후 평방근을 구한 것을 의미한다. 예상했던 바와 같이 전환점 전후인 경우-2의 RMSE의 평균이 경우-1의 10배 이상 큰 것으로 나타났다.

다음으로 시계열 모형에 대해 살펴보기로 한다. ARIMA 모형의 추정에 있어서 먼저 해야 할 일은 차수를 결정하는 일인데 여러 번의 시행착오를 거쳐 GPH_t 의 가장 적합한 형태(specification)는 ARIMA(2,1,2)인 것으로 얻어졌다. 이에 기초하여 시계열 모형을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\Delta GPH_t = 0.7331 \Delta GPH_{t-1} - 0.4264 \Delta GPH_{t-2} - 0.1601 \varepsilon_{t-1} +$$

(5.32) (3.18) (4.54)

$$0.9414 \varepsilon_{t-2}$$

(29.5)

DW: 1.97 $\text{adj-R}^2: 0.55$

여기에서 $\Delta GPH_t = GPH_t - GPH_{t-1}$ 을 의미한다. 구조모형의 경우와 마찬가지로 시계열 모형의 예측력을 경우-1 및 경우-2로 나누어 살펴보기로 한다. (표 5)에 나타난 바와 같이 시계열 모형의 경우에도 경우-2의 예측오차가 경우-1에 비해 현저하게 높은 것으로 나타났다.

<<<<< (표 5) 이 근처에 >>>>>

(표 4) 및 (표 5)를 동시에 놓고 보면 구조모형의 예측력이 시계열 모형보다 우수한 것으로 나타났다. 그러나 본 논문에서의 예측력 검정에서 구조모형의 경우는 미래의 외생변수들의 값의 실제치가 이용되었다. 이는 외생변수에 관한 예측이 완벽한 예상(perfect foresight)이라는 것을 의미하므로 구조모형의 예측력을 과대평가하게 한다. 이러한 점을 감안하는 경우 일반적으로 구조모형의 예측력이 시계열 모형의 예측력보다 우월하다는 결론을 내리기는 어려울 것으로 판단된다.

IV. 종합적 예측기제의 구축

여기에서는 종합적 예측기제를 구축하기 위한 작업으로서 선행지수에 관한 정보를 예측에 어떻게 이용할 수 있는지에 관해 살펴보기로 한다. 예측에 있어서 선행지수의 정보를 이용하는 방법은 여러 가지가 있다. 구조모형 및 시계열모형 모두에 있어서 상수항을 조정하는 근거로 선행지수를 이용하는 것이 가장 평이한 예가 된다. 그러나 이 경우는 상수항을 어느 정도 조정할 것인지에 상당한 자의성이 존재하므로 정확한 비교가 어려운 단점이 있다.

따라서 여기에서는 앞의 III.에서 추정된 방정식에 직접 SW-지수, SWI_t ,를 도입한 새로운 예측방정식을 이용하는 방법을 택하기로 한다. 한편, 앞의 II.에서의 분석결과에 의하면 SW-지수는 GPH_t 에 1분기 선행하므로 SWI_{t-1} 을 설명변수로 도입하기로 한다. 이상에 기초하여 구조모형과 시계열모형을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$GPH_t = -0.0703 + 0.2792 GGD P_t + 0.1606 GSH_t - 0.0226 GR_{t-2} + 0.2146 SWI_{t-1}$$

(0.06) (2.98) (7.73) (1.58) (1.79)

ρ: 0.7924 DW: 1.56 adj-R²: 0.96
(10.1)

$$\Delta GPH_t = 0.6969 \Delta GPH_{t-1} - 0.4672 \Delta GPH_{t-2} - 0.3347 \varepsilon_{t-1} + 0.9799 \varepsilon_{t-2} + 0.3753 \Delta SWI_{t-1}$$

(4.41) (3.34) (12.1) (59.5) (2.69)

DW: 1.97 adj-R²: 0.55

<<<<< (표 6), (표 7) 이 근처에 >>>>>

구조모형과 시계열모형 모두 SW-지수는 유효한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. SW-지수를 추가로 고려하는 경우 예측력이 어떻게 변화하는지를 앞에서와 마찬가지로 경우-1 및 경우-2로 나누어 살펴보기로 한다. 구조모형의 경우는 예측방정식에 SW-지수를 포함하지 않은 경우와 마찬가지로 경우-2의 예측오차가 더 큰 결과가 초래되었다. 그러나 (표 4) 및 (표 6)의 경우-2의 예측오차의 절대수준을 살펴보면 SW-지수를 고려함으로써 예측오차의 평균이 0.3408에서 0.1904로 거의 절반 정도로 줄어드는 것을 볼 수 있다. 그러나 경우-1의 예측오차는 SW-지수를 도입함으로써 오히려 조금 더 늘어나는 것으로 나타났는데 이는 경우-1에 있어서는 SW-지수가 추가적인 예측력을 담보하지 못한다는 것을 의미한다.

시계열 모형의 경우를 정리한 (표 7)의 결과는 다음과 같다. (표 5) 및 (표 7)의 경우-2의 예측오차의 절대수준을 살펴보면 SW-지수를 고려함으로써 예측오차의 평균이 0.6915에서 0.1408로 거의 1/5로 줄어드는 것을 볼 수 있다. 이는 전환기의 SW-지수의 예측력 제고의 효과는 구조모형보다 시계열모형의 경우 더 크게 나타날 수 있다는 것을 시사한다. 한편, (표 7)에 의하면 (표 4) - (표 6)에 나타난 경우들과는 달리 경우-2의 예측력이 오히려 더 큰 것으로 나타났는데 이는 시계열 모형의 경우도 경우-1에 있어서는 SW-지수가 추가적인 예측력을 담보하지 못하는 반면 경우-2에 있어서는 예측력 개선의 효과가 예측력의 크기를 반전시킬만큼 크다는 것으로 이해할 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 논문에서는 선행지수가 가진 정보를 추가로 이용하는 경우 예측력을 제고시킬 수 있는지에 대한 검정이 수행되었다. 이를 위해 먼저 주가변화율, 청약예금 구좌수 변화율 및 금리변화율 등을 이용하여 SW-지수를 구하였는데 이렇게 구한 SW-지수는 주택매매가격 변화율에 1분기 정도 선행하는 것으로 나타났다.

예측력 제고 가능성에 대한 검정결과에 의하면 시계열이 전환점 근처에서 움직이는 상황에서 선행지수가 갖는 정보를 적절하게 이용하면 예측력을 제고시킬 수 있는 것으로 판단된다. 이 경우 예측력 제고의 효과는 구조모형 보다는 시계열 모형의 경우 특히 두드러지는 것으로 나타났다. 그러나 시계열이 전환점 근처에 있지 않는 경우, 즉, 추세선을 따라 상승 혹은 하락하거나 일정 수준을 중심으로 진동하는 경우 등에 있어서는 선행지수가 추가적인 예측력을 담보할 수 없는 것으로 나타

났다. 뿐만아니라 경우에 따라서는 오히려 예측력이 저하될 가능성도 있는 것으로 나타났다.

본 논문의 이상과 같은 검정결과는 부동산 가격의 예측에 있어서 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 부동산 가격 예측에 있어서는 어느 하나의 모형이 압도할 수 없다. 모형의 우월성은 모형 자체의 성격은 물론 부동산 가격의 변화국면, 정보의 이용가능성 등에 크게 의존한다는 것이다. 둘째, 가능한 많은 정보를 고려할수록 예측력이 올라간다는 보장이 있는 것이 아니다. 같은 종류의 정보라도 예측력 제고에 미치는 효과는 부동산 경기국면에 따라 달리 나타날 수 있으며 경우에 따라서는 과도한 정보가 예측력을 저하시킬 수 있다는 것이다.

이상의 문제점들을 인식하는 경우 다음과 같은 예측 전략을 하나의 대안으로 제시할 수 있다. 장래는 물론 현재가 부동산 경기변동상 어떤 국면인지 불확실한 상황에서는 다양한 모형에 의해 예측치를 구하는 작업이 선행될 필요가 있다. 그 다음으로는 선행지표 등과 같은 추가적인 정보를 예측작업에 어떠한 방법으로 어느 수준까지 고려할 것인지를 고려하여 예측치를 수정하는 작업이 필요하다. 마지막으로 피드백 과정을 거쳐 주어진 정보하에서 모순점이 없는 최선의 예측치를 만드는 작업이 필요하다. 이러한 것을 종합적 예측기제라고 부를 수 있다.

참고문헌

- 강원철 등, 1997, 『지가변동요인 분석: IMF 체제와 지가변동을 중심으로』, 한국
감정평가연구원.
- 건설교통부, 2000, 『지가변동 예고지표 개발을 위한 연구』.
- 건설교통부, 2004, 『부동산시장의 조기경보체계 구축』.
- 권미수, 1997, “한국 토지세제의 지가안정효과 분석”, 『경제학연구』..
- 김갑성, 서승환, 1999, 『부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석』, 삼성경제연구소.
- 김근용, 1998, “주택가격 예측을 위한 모형설정과 검증”, 『국토』, 국토연구원.
- 김정호, 1993, “토지보유과세 강화와 토지가격”, 『경제학연구』.
- 김정호, 1991, “200만호 주택건설의 주택시장 파급효과”. 『주택』.
- 박원암, 1996, 『한국경제의 모형과 예측』, 한국금융연구원.
- 박헌주, 정희남, 박철, 문경희, 2000, 『토지시장의 구조변화 및 전망연구』, 국토
연구원
- 서승환, 2000, “부동산 가격 행태변화의 실증분석”, 『주택연구』.
- 서승환, 1999, “외환위기와 부동산 가격의 행태변화”, 『주택연구』.
- 서승환, 1994.a, 『한국 부동산시장의 거시계량분석』, 홍문사.
- 서승환, 1994.b, “토지초과이득세와 부동산가격”, 『주택금융』,
- 서승환, 1993, “부동산 가격과 부동산 정책”, 『주택금융』.
- 손재영, 1991, 『지가와 거시경제변수간의 인과관계에 관한 실증분석』, 한국개발
연구원.
- 윤주현, 2001, 『VAR 모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망연구』, 국토연구원.
- 윤주현, 김혜승, 2000, 『주택시장 경기동향 및 단기전망 연구』, 국토연구원.
- 이주용, 1999, “주택가격변동에 관한 실증분석”, 『주택금융』.
- 이충열, 1999, “초단기 경제예측모형에 관한 연구”, 『산은조사월보』, 산업은행.
- 정의철, 강은숙, 최은희, 1996, 『서울시 부동산 정책과 가격변동에 관한 연구』,
서울시정개발연구원.
- 조주현, 1999, 『부동산 경기변동과 요인변수 분석』, KDI.
- 한국은행, 2000, 『한국경제의 계량경제모형』.
- 허재완, 1991, “주택가격 상승률의 결정요인에 관한 실증분석”, 『국토계획』.

Bailey, M.J., R.F. Muth and H.O. Nourse, 1963, "A Regression Method for
Real Estate Price Index Construction", *Journal of the American
Statistical Association*, pp. 933-942.

- Case, K.E. and R.J. Shillar**, 1990, "Forecasting Prices and Excess Returns in Housing Market", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 253-273.
- Case, K.E. and R.J. Shillar**, 1989, "The Efficiency of the Market for Single Family Homes", *American Economic Review*, pp. 125-137.
- Clapp, J.M. and C. Giaccotto**, 2002, "Evaluating House Price Forecasts", *Journal of Real Estate Research*,.
- Clapp, J.M. and C. Giaccotto**, 1994, "The Influence of Economic Variables on Local House Price Dynamics", *Journal of Urban Economics*, pp. 161-183.
- DiPasquale, D. and W.C. Wheaton**, 2000, *Urban Economics and Real Estate Markets*.
- DiPasquale, D. and W. Wheaton**, 1994, "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices", *Journal of Urban Economics*.
- Dua, P., S. Miller and D. Smyth**, 1999, "Using Leading Indicators to Forecast U.S. Home Sales in a Bayesian Vector Autoregressive Framework", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, pp. 191-205.
- Gunterman, K. I. and R. I. Smith**, 1987, "Derivation of Cost of Capital and Equity Rates from Market Data", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 98-109.
- Hamilton, J.D.**, 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton NJ.
- Hendershott, P.H.**, 1991, "Are Real Estate Prices Likely to Decline by 47 Percent?", *Regional Science and Urban Economics*, pp. 553-563.
- Johansen, S.**, 1988, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius**, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169-210.
- Khoo, T., D.J. Hartzell and M. Hoesli**, 1993, "An Investigation of the Change in Real Estate Investment Trust Betas", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 107-130.
- Kuo, C.**, 1996, "Serial Correlation and Seasonality in the Real Estate Market", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, pp.139-162.

- Liu, C.H., T.V. Grissom and D.J. Hartzell**, 1990, "The Effect of Market Imperfections on Real Estate Returns and Optimal Investor Portfolios", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 261-282.
- Mankiw, N.G. and D. Weil**, 1989, "The Baby Boom, the Baby Bust and Housing Market", *Regional Science and Urban Economics*.
- McCue, T.E. and J.L. Kling**, 1994, "Real Estate Returns and the Macroeconomy: Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data, 1972-1991", *Journal of Real Estate Research*, pp. 277-288.
- Mueller, G.R. and K.R. Pauley**, 1995, "The Effect of Interest Rate Movements on Real Estate Investment Trusts", *Journal of Real Estate Research*, pp. 319-326.
- Pace, R.K., R. Barry, O. Gilley and C.F. Sirmans**, 2000, "A Method for Spatial-Temporal Forecasting with an Application to Real Estate Prices", *International Journal of Forecasting*, pp.229-246.
- Phillips, P.C.B and P. Perron**, 1988, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, pp. 335-346.
- Ricks, R.B.**, 1969, "Imputed Equity Returns on Real Estate Finance with Life Insurance Company Loans", *Journal of Finance*, pp. 921-937.
- Rosen, S.**, 1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, pp. 34-55.
- Roulac, S.E.**, 1978, "The Influence of Capital Market Theory on Real Estate Returns and the Value of Economic Analysis", *Real Estate Appraiser and Analyst*, pp. 62-72.
- Sirmans, C.F. and J.R. Webb**, 1980, "Expected Equity Returns on Real Estate Financed with Life Insurance Company Loans: 1967-1977", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 218-228.
- Stock, J.H. and M.W. Watson**, 1991, "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", in K. Lahiri et.al eds. *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press.

- Webb, J.R. and J.H. Rubens**, 1988, "The Effect of Alternative Return Measures on Restricted Mixed Asset Portfolios", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, pp. 123-137.
- Zhou, Z.**, 1997, "Forecasting Sales and Price for Exiting Single Family Homes: A VAR Model with Error Correction", *Journal of Real Estate Research*.

K C I

(표 1) GPH_t 와 각 변수들 사이의 상관계수의 값

	i=0	i=1	i=2	i=3	i=4
$\text{Corr}(GPH_t, GPS_{t-i})$	0.15	0.23	0.22	0.14	0.05
$\text{Corr}(GPH_t, GLI_{t-i})$	0.24	0.32	0.26	0.11	-0.06
$\text{Corr}(GPH_t, GSH_{t-i})$	0.89	0.80	0.67	0.54	0.42

(표 2) 상태공간 모형의 추정 결과

계수	추정치 (Z-통계치, 확률)
γ_1	0.2625 (3.78, 0.00)
γ_2	0.3234 (5.26, 0.00)
γ_3	0.0478 (2.21, 0.02)
δ	-0.1739 (0.68, 0.49)
ϕ_1	1.5061 (12.1, 0.00)
ϕ_2	-0.8221 (6.60, 0.00)
a_{11}	0.4915 (2.23, 0.03)
a_{22}	0.8155 (3.27, 0.00)
a_{33}	0.9867 (30.7, 0.00)

(표 3) $\text{Corr}(GPH_t, SWI_{t-i})$ 의 값

	i=0	i=1	i=2	i=3	i=4
상관계수-1	0.34	0.36	0.25	0.08	-0.07
상관계수-2	0.42	0.47	0.35	0.35	0.13

* 상관계수-1은 표본기간이 1992 1/4 - 2003 4/4이며 상관계수-2는 표본기간이 1998 1/4 - 2003 4/4이다.

(표 4) 구조모형의 예측력

경우-1			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2002.1	15.16	14.42	0.0489
2002.2	17.44	18.69	0.0714
2002.3	16.95	17.43	0.0028
2002.4	17.02	15.82	0.0070
평균			0.0326
경우-2			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2003.1	11.27	11.93	0.0583
2003.2	10.17	11.89	0.1703
2003.3	8.32	11.66	0.4001
2003.4	6.60	11.44	0.7343
평균			0.3408

(표 5) 시계열 모형의 예측력

경우-1			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2002.1	15.16	11.65	0.2317
2002.2	17.44	11.48	0.3413
2002.3	16.95	10.06	0.4067
2002.4	17.02	9.09	0.4655
평균			0.3613
경우-2			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2003.1	11.27	15.25	0.3531
2003.2	10.17	14.37	0.4136
2003.3	8.32	14.47	0.7384
2003.4	6.60	14.92	1.2607
평균			0.6915

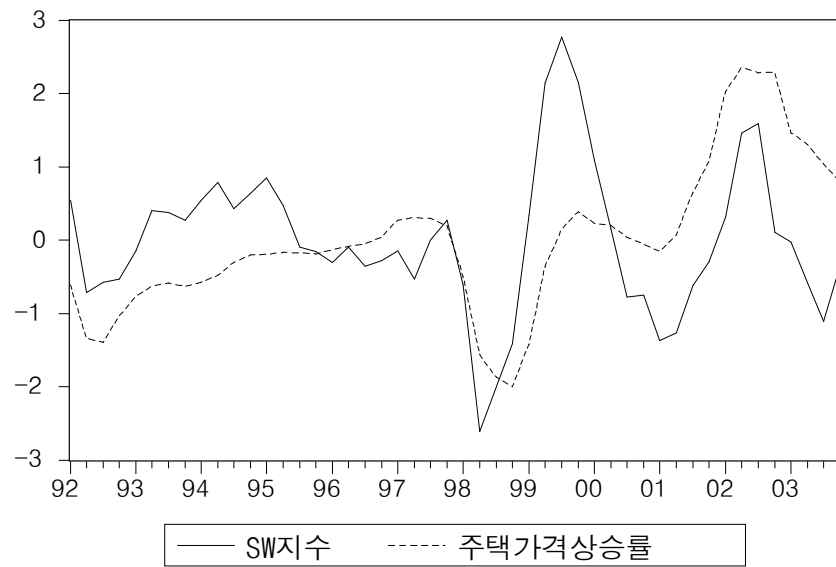
(표 6) SW-지수를 포함한 구조모형의 예측력

경우-1			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2002.1	15.16	13.52	0.1081
2002.2	17.44	17.39	0.0029
2002.3	16.95	17.07	0.0022
2002.4	17.02	15.75	0.0742
평균			0.0469
경우-2			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2003.1	11.27	11.61	0.0300
2003.2	10.17	11.33	0.1153
2003.3	8.32	10.65	0.0885
2003.4	6.60	10.08	0.5278
평균			0.1904

(표 7) SW-지수를 포함한 시계열 모형의 예측력

경우-1			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2002.1	15.16	10.19	0.3275
2002.2	17.44	10.49	0.3981
2002.3	16.95	10.92	0.3553
2002.4	17.02	10.65	0.3738
평균			0.3636
경우-2			
기 간	GPH _t	FGPH _t	RMSE
2003.1	11.27	9.09	0.1928
2003.2	10.17	9.22	0.0921
2003.3	8.32	8.73	0.0479
2003.4	6.60	8.12	0.2304
평균			0.1408

(그림 1) SW-지수의 선행성



K C I