

주택가격지수 모형의 비교연구[†]

임성식¹

¹서경대학교 교양과정부

접수 2016년 10월 19일, 수정 2016년 11월 21일, 게재확정 2016년 11월 23일

요약

주택가격은 대내외적으로 경기관련 많은 변수들에 의해 영향을 받기 때문에 다변량분석의 경우 이와 관련된 변수들간의 상호관련성을 검정하여야 한다. 그랜저 인과성 검정결과 변수들간에 서로 인과성이 있는 것으로 나타났다. 또한 변수들 사이에 공적분 존재유무를 확인한 결과 공적분이 존재하므로 오차수정항이 포함된 벡터오차수정모형을 이용하여 분석을 시도하였다. ARIMA 및 VAR 모형과의 예측력 실증비교 결과 벡터오차수정모형에 의한 예측력이 이들 두 모형에 비해 우수함을 확인할 수 있었다.

주요용어: 벡터수정오차모형, 벡터자기회귀모형, 전세가격지수, 주택가격지수.

1. 머리말

80년대 중반, 불황에 시달려오던 국내 경기가 국제원유 가격인하와 국제금리인하, 엔화의 강세 등 3저 호황에 힘입어 수출이 활기를 띠면서 실물경기가 되살아나기 시작하였다. 이에 따라 주식시장으로 몰렸던 자금이 89년 3저 시대가 막을 내리면서 급락하자 부동산 시장으로 몰리기 시작하였다. 이로 인해 서울 강남을 중심으로 아파트 투자열기가 서울 전역으로, 수도권으로 확산되면서 부동산 가격이 폭등하였다. 또한 5-60년대 출생 베이비-부머 세대의 결혼으로 전세수요가 급증함에 따라 전셋값이 오르면서 주택의 공급마저 부족해 대규모 전세대란을 겪게 되었다.

이에 따라, 폭등하던 부동산 시장은 분당과 일산 등 수도권 5개 신도시 주택 200만호 건설을 비롯한 정부의 지속적인 주택공급확대 및 다양한 정책 등으로 90년대 들어 안정세를 유지해 왔다. 그러나 1997년 말 IMF 외환위기를 맞아, 주택매매 및 전세가격 폭락으로 침체기를 겪다가 정부의 부동산 경기활성화 정책으로 1998년 말을 저점으로 다시 상승세로 전환되었다. 이후 2001년부터 시작된 부동산 시장의 이상 급등현상으로 정부는 부동산 시장 안정화를 위해 여러 번 부동산 종합대책을 발표하였다 (Lim, 2014).

안정세를 유지해오던 부동산 시장이 2008년 후반 글로벌 금융위기 여파로 주택가격이 급락하면서 다시 침체국면에 접어들게 되었다. 이와 같은 침체국면을 벗어나기 위한 정부의 부단한 노력의 결과로, 2013년을 시작으로 부동산 시세가 저점을 지나 점진적으로 가격 상승곡선으로 전환되었다. 하지만 주택 거래와 분양시장은 여전히 활성화되지 못하고 있는 반면 급등하는 전세가로 지금도 여전히 전세난을 겪고 있는 실정이다.

[†] 본 연구는 2014학년도 서경대학교 교내연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

¹ (02713) 서울특별시 성북구 서경로 124번지, 서경대학교 교양과정부, 부교수. E-mail: sslim@skuniv.ac.kr

따라서 부동산 경기활성화와 전세난의 해결을 위해 항구적이고 안정적인 주거정책 마련이 절실히 필요한 시점이다. 이를 뒷받침하기 위해 주택시장의 매매가와 전세가를 비롯한 부동산 시장의 변동에 대한 체계적인 분석은 부동산 정책을 효과적으로 수립하는데 중요한 기여를 할 것으로 판단된다.

그동안 부동산 경기나 주택가격에 대한 다양한 연구들이 있었다. 주택가격에 대한 단기예측모형으로 Kim (1998), Yoon과 Kim (2000)은 ARIMA 모형과 상태공간모형을 비교분석하여 상태공간모형이 ARIMA 모형보다는 예측력이 높게 나타남을 보였다. 또한 Son 등 (2003)은 부동산가격 예측모형으로 실질 GDP 성장률과 회사채 수익률을 고려한 벡터자기회귀모형인 VAR 모형과 ARIMA 모형과의 비교 분석을 통해 VAR모형의 예측력이 우수함을 보였다. Lee와 Lee (2009)는 ARIMA 모형과 인공지능망 모형을 이용한 서울시 주택가격지수에 대한 분석을 통하여 두 모형간에 통계적으로 유의한 차이는 없으나 신경망 모형의 예측력이 우월함을 보였다. 또한 Han (2011)은 강원도 영서지역의 지역총생산, 인구 변화, 주택전세가격지수가 주택매매가격지수에 어떠한 영향을 미치는지를 VAR모형을 통하여 분석하였다. Noh와 Kim (2012)는 주택관련정책들과 거시경제변수들이 주택가격지수에 미치는 영향정도를 파악하기 위하여 상관분석과 회귀분석을 통하여 실증 분석하였다. 분석결과 주택가격지수는 주택관련정책보다는 오히려 거시경제변수들 특히 경기선행지수와 종합주가지수에 크게 영향을 받는 것을 보였다. Kim과 Cho (2012)는 서울시 아파트 전세가격 결정 및 전세금비를 변동에 영향을 미칠 것으로 예상되는 요인들을 찾는 데 다중회귀분석방법을 적용하였다. Chun (2013)은 서울지역 아파트 매매가격지수, 전세가격지수, 매매가격대비 전세가격비율의 자료를 이용해 VAR 모형에 의한 동적 상관관계를 분석하였다. 이들 상호간에는 양의 상관관계가 존재한다는 것을 보였다. Lim (2014)은 외부충격이나 정책의 변화로 야기되는 충격요인이 포함된 아파트 매매가격지수에 ARIMA 모형과 개입모형에 의한 분석결과 개입분석모형의 예측력이 보다 우수한 것으로 나타났다. 또한 지수에 대한 시계열분석으로 Cho와 Kim (2008)은 어업용 면세유 자료의 분석에 계절 ARIMA모형을 처음으로 적용하였으며, Park 등 (2009)은 주가지수 방향성 예측에 시계열요소분해모형과 ARIMA모형을 이용하여 분석한 결과 요소분해모형이 우월함을 보였다.

본 연구는 단기예측에 주로 활용되고 있는 일변량 ARIMA모형, 다변량 VAR 모형과 벡터오차수정 모형 (vector error correction model; VECM)을 이용하여, 부동산 가격 예측에 적합한 예측모형을 찾아 모형의 유용성을 비교분석하고자 한다. 특히 부동산 시장의 변동성이 커지고 환경이 급격히 변화하는 시기에, 부동산 시장을 보다 정확히 예측할 모형을 찾는 것이 어느 때보다도 절실히 요구되는 시기이다.

2. 주택가격지수 예측 모형

2.1. ARIMA 모형

시계열 모형 중 예측에 주로 이용되는 일반적인 모형은 Box-Jenkins의 계절형 자기회귀누적이동평균인 ARIMA 모형이 있다. 이 모형을 활용하기 위해서는 시계열자료의 정상성 만족여부를 먼저 확인하여야 한다. 다음으로 모형수립 3단계 적합과정에 따라, 잠정모형을 선택하고 모수를 추정하며 진단하는 절차로 모형을 분석하게 된다. 이 절차에 따라 계절형 ARIMA 모형이 적합한 모형으로 선정되면, 이 모형을 이용하여 예측을 한다. 분석에 이용할 계절형 $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ 모형은 다음과 같다 (Box 등, 1994; Wei, 1990).

$$\phi(B)\Phi(B^s) \left(\nabla^d \nabla_s^D y_t - \mu \right) = \theta(B)\Theta(B^s)\epsilon_t$$

여기서 $By_t = y_{t-1}$, $\nabla = 1 - B$, d 와 D 는 차분차수, s 는 계절주기, μ 는 평균이고, 오차항 ϵ_t 는 서로 독립이고 평균이 0, 분산이 σ^2 을 따르는 백색잡음이며,

$$\begin{aligned}\phi(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 + \cdots + \phi_p B^p, \\ \theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q, \\ \Phi(B^s) &= 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} + \cdots + \Phi_P B^{Ps}, \\ \Theta(B^s) &= 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} + \cdots + \Theta_Q B^{Qs}\end{aligned}$$

이다.

2.2. VAR 모형과 벡터오차수정모형

다변량 시계열 분석의 목적은 일변량 시계열에서 알 수 없는 시계열 변수들간의 상호작용과 동적관계를 설명하고 모형화하는데 있다. 이 모형은 각 시계열이 가지고 있는 연관성을 모형화한 것으로 일변량 시계열모형들의 일반적인 확장이라 할 수 있다. 다변량 시계열모형으로 VAR (vector AR) 모형, VMA (vector MA) 모형, 두 모형을 결합한 VARMA (vector ARMA) 모형이 있다. 이 모형들은 모두 내생변수만 적용한 모형인데 비해, 내생변수뿐만 아니라 내생변수에 영향을 주는 외생변수를 모두 적용한 VARMAX (vector ARMAX) 모형도 있다. 이 모형은 내생변수 한 성분의 현재값은 자기의 과거값과 함께 다른 성분 시계열들의 현재 및 과거의 값, 백색잡음들에 의해 영향을 받고 있음을 설명하는 모형이라 할 수 있다.

시계열자료가 비정상인 경우, 다변량 시계열자료 역시 일변량 시계열에서와 같이 차분 후 모형을 적합시키는 것이 일반적이다. 그러나 비정상 시계열 변수들의 선형결합이 정상성을 만족한다면, 모든 시계열 변수를 차분하는 것은 오히려 정보의 손실을 가져오므로 바람직하지 않다. 이런 경우 시계열 변수들간에 공적분 (cointegration) 관계가 존재한다고 말한다. 공적분이 있을 때는 VAR 모형에 오차수정항을 추가한 벡터VECM이 변수들 사이의 관계를 설명하는데 더 적절하다. 따라서 VARX 모형과 VECM의 유형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\text{VARX}(p, s) \text{ 모형 : } \mathbf{y}_t &= \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=1}^s \Theta_i^* \mathbf{x}_{t-i} + \epsilon_t \\ \text{VECM : } \nabla \mathbf{y}_t &= \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i^* \nabla \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{i=0}^s \Phi_i^* \mathbf{x}_{t-i} + \epsilon_t\end{aligned}$$

여기서, $\nabla \mathbf{y}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t-1}$ 는 차분연산자, $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ 는 관심의 주 대상인 내생변수, $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{rt})$ 는 내생변수에 영향을 주는 외생변수라고 한다. Φ_i 는 $k \times k$ 행렬, Θ_i^* 는 $k \times r$ 행렬이다. 또한 $\Pi = \alpha \beta' = -\Phi(1) = -I_k + \Phi_1 + \Phi_2 + \cdots + \Phi_p$, β 는 장기적인 균형관계 $\beta' \mathbf{y}_t = \mathbf{c}$ 를 설명하는 $k \times r$ 균형계수 행렬이고, α 는 불균형오차 $\beta' \mathbf{y}_t - \mathbf{c}$ 가 균형관계를 만족하도록 조정하는 $k \times r$ 조정계수 행렬이며, Φ_i^* 는 $k \times r$ 행렬이다. 그리고 $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{kt})$ 는 백색잡음 벡터라고 한다.

모형을 적합하기 위해서는 시계열자료의 정상성 만족유무를 사전에 검토해야 하며, 이를 위해 단위근 검정을 통해 확인한다. 만일 시계열자료가 정상성을 만족하지 않을 경우, 일변량 시계열분석의 경우와 달리 공적분과 같은 여러 가지 복잡한 문제가 발생한다. 시계열 변수들간에 공적분관계가 존재하면, 차분을 통한 모형분석보다는 VECM을 이용한 분석이 더 바람직하다. 또한 변수들간의 인과성을 확인하기 위해 그랜저 인과성 검정을 실시한다. 이 과정을 거쳐 분석할 모형이 결정되면, 모형식별을 위해 AR 차수를 결정해야하는데 AIC, SBC 등 판단기준을 이용하여 모형을 식별한다. 또는 부분교차상관행렬과 부분자기회귀계수 행렬 등을 이용하여 모형을 식별할 수도 있다. 모수추정과 모형의 타당성 진단을 통해 타당한 모형으로 선정되면, 이 모형을 이용하여 예측을 한다.

3. 실증 분석

3.1. 주택가격지수 자료의 특성

주택가격지수란 국민은행 (<http://www.kbstar.com>)에서 전국의 부동산 중개업자로부터 표본으로 추출된 표본주택의 주택매매가격을 조사하고, 일정시점 (2015.12= 100)을 기준시점으로 한 라스파이레스산식을 적용하여, 지역별, 주택유형별, 주택재고 구성비를 가중치 값으로 부여하여 산출한 지표를 말한다. 전국의 아파트, 단독, 연립주택 중 층화 2단 집락확률비례추출법으로 표본을 설계하고, 매주 또는 매월 조사기준일의 표본주택이 거래가 된 경우에는 실거래가격을, 거래가 되지 않은 경우에는 매매사레비교법으로 조사한 가격을, 해당지역 부동산중개업소에서 직접 온라인상 조사표에 입력하는 방식으로 조사한 것이다 (Bang, 2011). 그리고 이자율은 통계청 (<http://kosis.kr>)의 통화금융통계 자료를 이용하였다.

Figure 3.1은 1986년 1월부터 2015년 6월까지의 서울지역 아파트 매매 및 전세가격지수의 추이에 대한 시계열 그림이고, Figure 3.2는 이자율 추이에 대한 시계열 그림이다. 그림에서 보는 바와 같이, 97년 IMF이전 매매가는 거의 정체 내지 약간의 하향추세를 보이는 반면 전세가는 조금씩 상승하면서 두 가격의 추세는 약간 다른 양상을 보여주고 있다. 그러나 IMF 외환위기로 매매가와 전세가가 동시에 폭락하는 사태를 맞이하였다가 서서히 회복되어 가파르게 증가하는 양상을 보이고 있음을 알 수 있다.

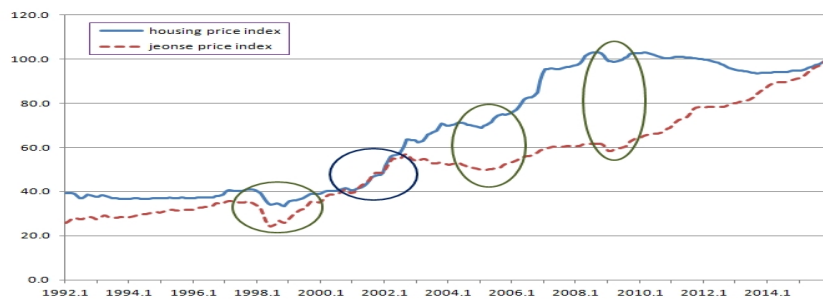


Figure 3.1 Time plot of apartment price index



Figure 3.2 Time plot of return of corporate bond

국토교통부 (<http://www.molit.go.kr>)의 통계정보 자료에 의하면, IMF 외환위기로 금리가 급등(Figure 3.2)하면서 주택담보대출에 부담을 느낀 서민들이 대출금을 조기에 상환하기 위하여 그 처분의 가장 최우선 순위로 주택을 택하였기 때문이다. 이로 인해 아파트와 전세 매물이 대량으로 쏟아져 나와 매매가와 전세가가 예상보다 큰 폭으로 떨어졌으며, 거래 또한 활발히 이루어지지 않아 물량이 계속 쌓여 매물의 증가는 결국 가격 폭락의 원인이 되었다.

그러나 매매가와 전세가의 폭등의 주된 원인 또한 IMF라 할 수 있다. IMF 한파로 완전히 무너져 내린 주택시장을 안정화시키기 위해, 정부는 각종 규제들을 대폭 완화하거나 폐지하는 등 부동산 활성화 정책을 내놓았다. 이에 따라 급등했던 금리가 점차 안정을 찾고 경기가 조금씩 회복되어가면서 주택의 수요를 상승시키기 시작하였다. 또한 건설사의 도산으로 인한 아파트 공급량 부족도 수요를 상승시키는 요인이 되었다. 이러한 복합적인 원인이 전세가 폭등으로 이끌어 전세대란의 사태를 벌어지게 만들었고, 매매가 또한 큰 폭 상승의 주된 원인이 되었다. 이에 정부는 뛰는 전세가와 매매가를 잡기 위해 2003년부터 3차례 부동산 시장 안정화 대책을 마련하여 발표하였다. 그 결과 전세가는 조금 진정되어 하향 추세를 그린 반면 매매가는 지속적인 상승으로 과열현상이 진정되지 않자 정부는 2005년 새로운 대책을 추가로 내놓았다. 그렇지만 한번 불붙은 시장은 꺼질 줄 모르고 오히려 천정부지로 치솟는 현상이 발생하였다 (Lim, 2014).

그러나 2008년 글로벌 금융위기로 아파트 매매가는 대체로 완만하게 하락하면서 잠시 침체국면에 접어들었으나 2015년에 들어 서서히 상승추세로 돌아선 것으로 보인다. 그러나 전세가는 금융위기에도 불구하고 지속적으로 증가하는 양상을 나타내고 있다. 이러한 증가 원인에는 여러 요인들이 있을 수 있으나 그 중에서 1인 가구의 증가가 전세난에 큰 영향을 미친 것으로 사료된다. Figure 3.3은 1인 가구 증가현황을 나타낸 것으로, 통계값은 5년마다 실시하는 인구주택총조사의 가구·주택부문 전수집계 결과(<http://kosis.kr>)에서 전체가구에서 1인 가구가 차지하는 비율을 의미한다. 이를 살펴보면, 1인 가구 비율이 80년도 4.8%, 2000년도 15.5%, 2015년 27.2%로 80년도에 비해 5배 이상 증가하였음을 알 수 있다. 따라서 1인 가구의 증가는 소형가구의 수요 증가로 이어져 전세가 상승에 상당한 영향을 준 것으로 판단된다.

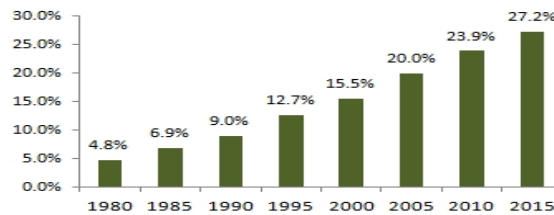


Figure 3.3 Single-person households percentage

그러나 부동산 정책은 장기적인 관점에서 일관성 있게 유지되어야 함에도 불구하고, 단기적인 대책들이 반복된 결과 시장에서는 정부 정책의 일관성에 대한 신뢰가 낮아지게 되었다. 이러한 정책의 신뢰성 상실은 정책수단이 아무리 적합하다 하더라도 효과를 떨어뜨릴 수밖에 없는 요인이 되어, 이는 부동산 시장의 불확실성을 더욱 가중시키는 요인으로 작용할 수밖에 없다.

따라서 향후 부동산 시장의 변동을 사전에 예측함으로써, 향후 시장의 불확실성을 진단하기 위한 모형개발이 필요하다고 생각된다. 이에 본 연구의 실증분석을 위하여 아파트 매매가와 전세가 그리고 이자율의 월간자료를 이용하였으며, 이용된 자료의 기간은 1992년 1월부터 2015년 12월까지이다. 매매가와 전세가는 국민은행에서 발표하는 서울지역 아파트 매매가격지수와 전세가가격지수를 사용하였고 이자율은 3년 만기 회사채 수익률(AA-) 자료를 사용하였다.

그런데 실증분석을 위한 전체기간은 IMF 외환위기 이후인 2000년 1월부터 2015년 12월까지의 자료를 활용하고자 한다. 이와 같이 기간을 설정한 이유는 그림에서 보는 바와 같이 외환위기를 기점으로 우리나라의 경제구조 및 주택시장의 구조가 변화하였을 뿐만 아니라 주택의 매매가 및 전세가와 밀접한 관련이 있는 이자율이 이 기간 전후로 상당한 차이를 보이기 때문이다. 자료 중 2000년 1월부터 2015년 6월까지의 월별 자료들은 모형을 찾는데 사용하였고, 2015년 7월부터 2015년 12월까지 6개월 자료는 예측능력을 확인하기 위해 사용하였다.

먼저 주택 매매가와 전세가 그리고 이자율 간의 인과관계 여부를 확인하기 위하여 그랜저 인과검정을 수행한 결과 Table 3.1과 같다. 두 모형별 결과를 살펴보면, 매매가의 변동이 전세가에, 전세가의 변동이 매매가에 영향을 주는가에 대한 인과성 검정 결과 귀무가설을 기각시키지 못하므로 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다. 그러나 이자율 변동은 두 모형 모두에서 매매가와 전세가에 유의한 영향을 미치는 것으로 Table에서 확인할 수 있다.

Table 3.1 Granger-causality Wald test

Test	DF	VECM		VAR	
		Chi-Square	p-value	Chi-Square	p-value
housing price index → jeonse price index	3	1.60	0.6603	1.07	0.7846
jeonse price index → housing price index	3	3.18	0.3646	2.72	0.4367
return of corporate bond → housing price index, jeonse price index	6	20.76	0.0020	13.11	0.0413

또한 VAR 모형 적합에 앞서 세 변수들 사이에 장기적인 균형관계가 존재하는지의 여부를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. Table 3.2는 Johansen 통계량을 이용한 공적분 검정결과이며, r 은 공적분 계수를 나타낸다.

Table 3.2 Cointegration rank test using trace

$H_0 : \text{Rank}=r$	$H_1 : \text{Rank}> r$	Eigenvalue	Trace	5% Critical Value	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.1383	45.9621	34.80	Constant	Constant
1	1	0.0540	17.9865	19.99		
2	2	0.0394	7.5479	9.13		

결과를 살펴보면, 유의수준 5% 하에서 기각값이 19.99인데 비해 trace-통계량이 17.99로 가설 H_0 를 기각할 수 없어 1개의 공적분이 있는 것으로 검정되고 있다. 즉, 매매가, 전세가 및 이자율 간에 장기적인 균형관계가 존재하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

이에 따라 벡터오차수정모형을 적용하여 실증분석하고, 이 모형과의 비교를 위하여 ARIMA 모형과 VAR 모형을 추가로 분석하였다. 실증분석을 위해 사용된 패키지로 SAS/ETS 9.3을 활용하였다.

3.2. ARIMA 모형 분석

Figure 3.1에서 알 수 있듯이 시계열들이 시간의 흐름에 따라 대체로 증가하는 양상을 띠고 있다. 따라서 정상화를 위해 차분이 필요하며, 차분된 시계열 자료의 단위근 검정결과 단위근이 존재하지 않아 정상시계열로 확인되었다. ARIMA 모형에 적합시킨 결과, 매매가 및 전세가 시계열 모두 AR 차수가 2인 ARIMA (2, 1, 0) 모형이 적합한 모형으로 선택되었다. Table 3.3에서 시계열별 모수 추정결과 유의수준 5%에서 모두 유의하며, 적합된 모형에 대한 모형진단 결과 역시 잔차가 백색잡음과정을 만족하는 것으로 나타났다. 따라서 매매가와 전세가 시계열에 대해 최적 모형은 다음과 같다.

$$\text{매매가} : (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(\Delta y_{1t} - \mu) = \epsilon_t$$

$$\text{전세가} : (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(\Delta y_{2t} - \mu) = \epsilon_t$$

여기서 ∇ 는 1차 차분을, μ 는 상수를 의미한다.

Table 3.3 Estimates of ARIMA model

housing price index			jeonse price index		
Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error
μ	0.3210	0.1115	μ	0.3641	0.0621
ϕ_1	0.8847	0.0718	ϕ_1	1.0282	0.0657
ϕ_2	-0.2493	0.0718	ϕ_2	-0.4372	0.0658
$\hat{\sigma}^2 = 0.3154$			$\hat{\sigma}^2 = 0.1252$		
AIC=314.4969			AIC=148.0706		

3.3. VAR 모형 분석

VAR 모형은 VECM에서 오차수정항이 없는 모형으로 VECM과의 예측의 우월성을 비교하기 위하여 분석을 실시하였다. VAR 모형의 AR 차수 결정을 위해 AIC, SBC 기준을 이용한 결과, P=3인 VAR(3) 모형일 때 잠정적으로 바람직한 모형으로 식별되었다. 이 모형을 이용하여 모수를 추정한 결과 Table 3.4와 같다.

Table 3.4 Estimates of VAR model

Parameter	y_{1t}		y_{2t}		y_{3t}	
	Estimate	Standrd Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
C	-0.0524	0.0214	0.1169	0.0327	0.1225	0.0536
y_{1t-1}	0.4576	0.0742	-0.0293	0.1131	-0.2340	0.1857
y_{2t-1}	-0.0461	0.0539	1.1641	0.0823	0.0875	0.1350
y_{3t-1}	0.0174	0.0335	-0.0534	0.0511	0.8600	0.0838
y_{1t-2}	-0.1996	0.0799	-0.0120	0.1218	0.4449	0.2000
y_{2t-2}	0.1653	0.0744	-0.6810	0.1135	-0.1248	0.1863
y_{3t-2}	-0.0119	0.0439	0.0414	0.0670	-0.1757	0.1099
y_{1t-3}	0.0554	0.0730	0.1209	0.1113	-0.2313	0.1827
y_{2t-3}	-0.0912	0.0533	0.2301	0.0813	0.0116	0.1334
y_{3t-3}	0.0424	0.0335	-0.0522	0.0511	-0.0449	0.0838

Akaike Information Criteria : -6.4313

적합된 모형에 대한 모형진단 결과 역시 잔차가 백색잡음과정을 만족하는 것으로 나타났다. 이 결과 얻어진 모형은 다음과 같다.

$$\nabla \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} -0.0524 \\ 0.1169 \\ 0.1225 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.4576 & -0.0461 & 0.0174 \\ -0.0293 & 1.1641 & -0.0534 \\ 0.2340 & 0.0875 & 0.8600 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.1996 & 0.1653 & -0.0119 \\ -0.0120 & -0.6810 & 0.0414 \\ 0.4449 & -0.1248 & -0.1757 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-2} + \begin{bmatrix} 0.0554 & -0.0912 & 0.0424 \\ 0.1209 & 0.2301 & -0.0522 \\ -0.2313 & 0.0116 & -0.0449 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-3} + \epsilon_t.$$

3.4. 벡터오차수정모형 (VECM) 분석

벡터오차수정모형인 VECM은 VAR 모형에서 오차수정항이 추가된 모형이다. Table 3.2에서 VECM은 오차수정항에는 상수만 있고 별도의 추세는 없으며, 차분 전에 선형추세가 있는 것으로 파악되고 있다. 따라서 이 모형의 차수를 AIC, SBC 정보판단기준을 이용하여 분석한 결과, P=3인 VECM(3) 모형이 바람직한 모형으로 선택되었다. Table 3.5는 VECM 모수추정 결과이며, 모형진단 결과 역시 잔차가 백색잡음과정을 만족하는 것으로 나타났다. 따라서 식별된 최종 VECM은 다음과 같다.

$$\nabla \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} 0.3078 \\ 0.1317 \\ -0.1006 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.0485 & -0.0051 & 0.0024 \\ -0.0020 & -0.0002 & 0.0001 \\ 0.0300 & 0.0031 & -0.0015 \end{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.4248 & -0.0437 & 0.0214 \\ -0.0306 & 1.1642 & -0.0532 \\ -0.2137 & -0.0860 & 0.8575 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-1} + \begin{bmatrix} -0.1879 & 0.1524 & -0.0123 \\ -0.0115 & -0.6815 & 0.0414 \\ 0.4377 & -0.1169 & -0.1754 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-2} + \begin{bmatrix} 0.0523 & -0.0604 & 0.0461 \\ 0.1208 & 0.2314 & -0.0520 \\ -0.2294 & -0.0075 & -0.0472 \end{bmatrix} \nabla \mathbf{y}_{t-3} + \epsilon_t.$$

여기서 $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})'$ 는 이자율, 전세가, 매매가 자료를 의미한다.

Table 3.5의 추정된 모수에 대한 결과를 살펴보자. 전세가와 이자율이 매매가에 미치는 영향을 살펴보면, 전세가는 매매가에 단기적으로 상당한 영향을 미치는 것으로 보인다. 특히 1개월 전 전세가 변동 계수가 0.4377로 매우 높은 수준이다. 그러나 그 영향은 시간이 지날수록 급격히 줄어들어 소멸되어가는 형태라 할 수 있다. 또한 이자율 1% 포인트 상승은 1개월 후 매매가 0.21% 하락으로 이는 순간적으로 이자율 상승에 따른 부담으로 여겨진다. 그러나 3개월 후에는 매매가를 0.86% 상승시키는 효과를 갖는 것으로 나타났다.

그리고 매매가와 이자율이 전세가에 주는 영향을 살펴보면, 매매가의 2개월 전 변동이 0.2314로 유의 수준 5%에서 유의하며 전세가에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 현재 매매가의 변동이 발생하면 전세가는 2개월 후에 영향을 받는다는 것을 의미한다. 그러나 그 영향은 시간이 흐름에 따라 서서히 감소한다는 것을 알 수 있다. 한편 이자율 1% 포인트 상승은 2개월 후 전세가를 1.16% 상승시키는 결과를 낳는 것으로 나타났다.

Table 3.5 Estimates of vector error corrected model

Parameter	y_{1t}		y_{2t}		y_{3t}	
	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
C	0.3078	0.0935	0.1317	0.1484	-0.1006	0.2429
$\pi_{y_{1t-1}}$	-0.0485	0.0123	-0.0020	0.0195	0.0300	0.0320
$\pi_{y_{2t-1}}$	-0.0051	0.0013	-0.0002	0.0020	0.0031	0.0013
$\pi_{y_{3t-1}}$	0.0024	0.0006	0.0001	0.0010	-0.0015	0.0016
$NABLAy_{1t-1}$	0.4248	0.0698	-0.0306	0.1109	-0.2137	0.1816
$NABLAy_{2t-1}$	-0.0437	0.0504	1.1642	0.0801	0.0860	0.1311
$NABLAy_{3t-1}$	0.0214	0.0313	-0.0532	0.0497	0.8575	0.0814
$NABLAy_{1t-2}$	-0.1879	0.0747	-0.0115	0.1186	0.4377	0.1943
$NABLAy_{2t-2}$	0.1524	0.0697	-0.6815	0.1106	-0.1169	0.1811
$NABLAy_{3t-2}$	-0.0123	0.0411	0.0414	0.0652	-0.1754	0.1067
$NABLAy_{1t-3}$	0.0523	0.0682	0.1208	0.1083	-0.2294	0.1773
$NABLAy_{2t-3}$	-0.0604	0.0504	0.2314	0.0801	-0.0075	0.1311
$NABLAy_{3t-3}$	0.0461	0.0313	-0.0520	0.0497	-0.0472	0.0814

Akaike Information Criteria : -6.4862

3.5. 예측모형들의 결과 비교

모형식별과 추정, 진단 과정에 따라 적합된 모형을 이용하여 2015년 7월부터 2015년 12월까지의 예측값을 각 모형에 따라 구하였다. 적합된 모형의 예측력 비교를 위하여 RMSE (root mean square error)와 MAPE (mean absolute percentage error) 통계량을 사용하여 모형의 우월성을 비교·분석하고자 한다. 모형별 예측의 효율성을 평가하기 위한 통계량인 RMSE와 MAPE는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 - \text{RMSE} &= \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_{1t} - \hat{y}_{1t})^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_{2t} - \hat{y}_{2t})^2} \\
 - \text{MAPE} &= \frac{100}{n} \left\{ \sum_{t=1}^n \frac{|y_{1t} - \hat{y}_{1t}|}{y_{1t}} + \sum_{t=1}^n \frac{|y_{2t} - \hat{y}_{2t}|}{y_{2t}} \right\}
 \end{aligned}$$

여기서 $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ 는 매매가와 전세가 자료이고, $\hat{\mathbf{y}}_t = (\hat{y}_{1t}, \hat{y}_{2t})'$ 는 각 자료에 대응하는 예측값이며, n 은 자료의 개수이다.

모형별 예측력의 정도를 평가하기 위해 매매가와 전세가의 시계열에 대한 모형을 분석한 결과, Table 3.6에 정리되어 있다. Table의 RMSE, MAPE 통계량을 살펴보면, 오차수정모형인 VECM이 0.848, 0.995로 VAR 모형 0.892, 1.031이나 ARIMA 모형 0.957, 1.123보다 작아 벡터오차수정모형

인 VECM에 의한 예측력이 다른 두 모형에 비해 우수한 모형으로 주어졌다. 이어 ARIMA 모형보다는 VAR 모형이 예측력에 있어 약간 더 우수한 것으로 나타났다.

Figure 3.4는 Table 3.6에 주어진 시계열의 실제값, 예측값 및 신뢰구간값을 이용하여 그림으로 나타낸 것이다. 그림에서도 역시 오차수정모형에 의한 예측값이 원시계열에 가장 근사하게 나타남을 확인할 수 있다.

Table 3.6 Performance comparison of forecast models

month		7	8	9	10	11	12	statistics		
model	housing price index	actual value	97.3	97.8	98.5	99.0	99.7	100.0	RMSE	MAPE
	jeonse price index	actual value	96.4	97.2	98.1	98.7	99.5	100.0		
ARIMA	housing price index	forecast value	97.285	97.709	98.080	98.422	98.750	99.073	0.957	1.123
		residual	0.015	0.091	0.420	0.578	0.950	0.927		
	jeonse price index	forecast value	96.512	97.102	97.503	97.806	99.592	98.901		
		residual	-0.112	0.098	0.597	0.894	0.909	1.100		
VECM	housing price index	forecast value	97.372	97.789	98.065	98.292	99.024	99.276	0.848	0.995
		residual	-0.072	0.011	0.435	0.708	0.676	0.724		
	jeonse price index	forecast value	96.270	97.343	97.833	98.208	98.572	98.961		
		residual	-0.227	-0.143	0.267	0.492	0.928	0.1039		
VAR	housing price index	forecast value	97.401	97.872	98.196	98.470	98.745	99.033	0.892	1.031
		residual	-0.101	-0.072	0.304	0.530	0.955	0.967		
	jeonse price index	forecast value	96.625	97.337	97.824	98.189	98.536	98.903		
		residual	-0.225	-0.137	0.276	0.511	0.964	0.1097		

분석결과에서 본 바와 같이, 시계열 변수들 간에 상호작용 관계를 설명하고 모형화하고자 하는 경우 ARIMA 모형보다는 VAR 모형을 활용하는 것이 바람직하다. 특히 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하면, VECM을 활용하여 실증분석을 하는 것이 예측력에 있어 보다 우수한 것으로 분석되었다.

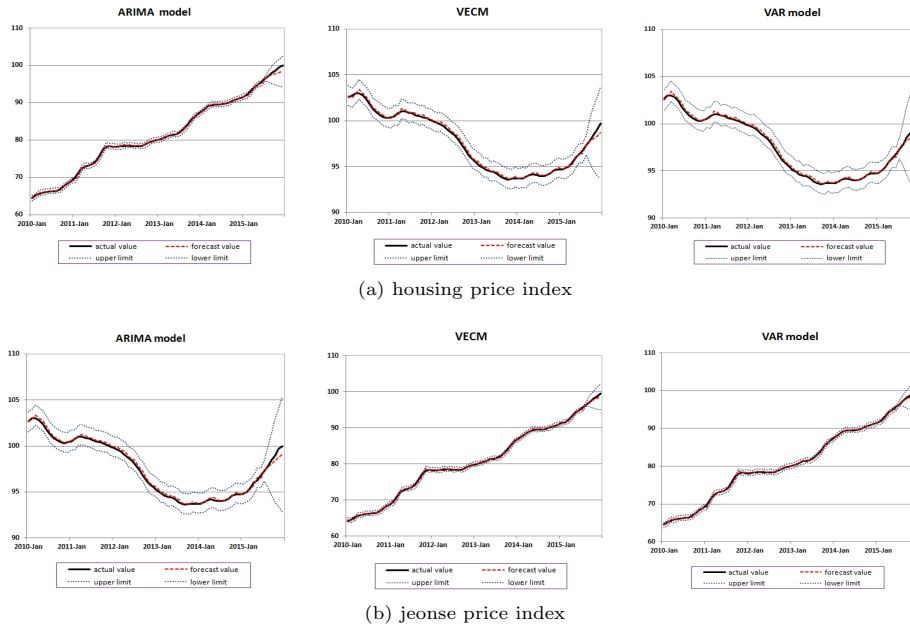


Figure 3.4 Time plots of the actual value and the forecast value

4. 결론

본 연구는 단기예측에 주로 활용되고 있는 일변량 ARIMA 모형, 다변량 VAR 모형, VECM을 이용하여 부동산 가격 예측에 적합한 새로운 모형을 찾고, 이들 모형의 유용성을 비교분석하였다. 특히 부동산 관련 시계열 변수들 간에 상호관련성과 공적분이 있는 경우는 VECM을 이용한 분석이 ARIMA 모형이나 VAR 모형에 비해 예측력이 보다 우수함을 확인할 수 있었다. 다음으로 변수들간에 상호관련성이 있을 때는 VAR 모형이 ARIMA모형에 비해 예측력이 높게 나타난 것을 알 수 있었다.

특히, 오늘날과 같이 다양한 요인에 의해 부동산 시장의 변동성이 커지고 환경이 급격히 변화하는 시기에 부동산 시장을 보다 정확히 예측할 필요가 있다. 더불어 예측된 결과를 정책에 반영할 필요성이 어느 때보다 절실히 요구되는 시기이기도 한다. 이를 위해, 제시된 모형에 의한 체계적인 분석은 매매가나 전세가 등 부동산 시장의 변동에 보다 능동적으로 대처할 수 있게 하고 또한 부동산 정책을 효과적으로 수립하는데 중요한 기여를 할 것으로 사료된다.

References

- Bang, K. S. (2011). *Real estate terms dictionary*, Buyonsa, Seoul.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C. (1994). *Time series analysis forecasting and control*, 3rd Ed., Prentice-Hall, Inc., New Jersey.
- Cho, S. S. and Lee, J. H. (2014). *SAS/ETS usage for economic time series analysis*, Freeacademy, Seoul.
- Cho, Y. J. and Kim, Y. H. (2008). Development of forecasting model in tax exemption oil if fisheries using seasonal ARIMA. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **19**, 1037-1046.
- Chun, H. J. (2013). The dynamic correlation between chonse price, house prices, and house lease price to house sale price ratio. *Korea Real Estate Academy Review*, **53**, 189-200.
- Han, K. S. (2011). The influence of real estate pricing factors on house sales price index in west area of Gangwon-do. *Korean Academic Society of Business Administration*, **66**, 547-565.
- Kim, D. W. and Cho, J. H. (2012). An analysis on determinants of apartment jeonse price and jeonse price ratio in Seoul. *Housing Studies Review*, **20**, 183-204.
- Kim, K. Y. (1998). Model identification and test for forecasting house price. *The Korea Spatial Planning Review*, **197**, 54-61.
- Lee, H. W. and Lee, H. B. (2009). Comparative analysis for predictability of housing price index by model in Seoul. *Korea Real Estate Academy Review*, **38**, 215-235.
- Lim, S. S. (2014). A study on the forecasting models using housing price index. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **25**, 65-76.
- Noh, Y. H. and Kim, G. H. (2012). A study on the impact on real estate policy of housing prices. *Korea Real Estate Academy Review*, **50**, 108-122.
- Park, I. C., Kwon, O. J. and Kim, T. Y. (2009). KOSPI directivity forecasting by time series model. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **20**, 991-998.
- Son, J. S., Kim, K. Y. and Kim, Y. S. (2003). A study on the forecasting model of real estate market : The case of Korea. *Housing Studies Review*, **11**, 49-75.
- Wei, W. W. S. (1990). *Time series analysis*, Addison-Wesley, Redwood City, California.
- Yoon, J. H. and Kim, H. S. (2000). *Short-term forecasting model for the housing market*, Korea Research Institute for Human Settlements, Anyang.

Comparison of the forecasting models with real estate price index[†]

Seong Sik Lim¹

¹Division of General Education, SeoKyeong University

Received 19 October 2016, revised 21 November 2016, accepted 23 November 2016

Abstract

It is necessary to check mutual correlations between related variables because housing prices are influenced by a lot of variables of the economy both internally and externally. In this paper, employing the Granger causality test, we have validated interrelated relationship between the variables. In addition, there is cointegration associations in the results of the cointegration test between the variables. Therefore, an analysis using a vector error correction model including an error correction term has been attempted. As a result of the empirical comparative analysis of the forecasting performance with ARIMA and VAR models, it is confirmed that the forecasting performance by vector error correction model is superior to those of the former two models.

Keywords: Housing price index, jeonse price index, vector AR model, vector error corrected model.

[†] This Research was supported by Seokyeong University in 2014.

¹ Associate professor, Division of General Education, SeoKyeong University, Seoul 02713, Korea.
E-mail: sslim@skuniv.ac.kr