

주택가격지수 예측모형에 관한 비교연구[†]

임성식¹

¹서경대학교 교양과정부

접수 2013년 11월 18일, 수정 2013년 12월 17일, 게재확정 2013년 12월 24일

요약

주택가격은 정부의 부동산 정책이나 국내외의 경기상황과 같은 외부충격요인에 따라 많은 영향을 받는다. 본 연구에서는 주택가격지수 예측을 위한 모형구축에서 중요한 요인은 외부충격요인으로 이를 개입효과라 하며, 이 외부요인들이 주택가격지수에 미치는 영향을 파악하고 향후 주택가격지수를 효율적으로 예측하기 위한 시계열모형을 찾는 데 있다. 실제 자료를 이용하여 분석한 예측결과 개입모형이 다른 모형에 비해 우수한 것으로 나타났다.

주요용어: 개입분석모형, 자기회귀누적이동평균모형, 자기회귀오차모형, 주택가격지수.

1. 머리말

우리나라는 7, 80년대 급격한 산업화와 고도성장의 과정 속에서 심각한 주택문제를 겪기 시작하였다. 아울러 국민소득의 증가, 농어촌 인구의 도시 집중현상, 핵가족화 등이 가속화되면서 도시에서는 만성적인 주택 부족난이 발생하였다. 또한 이 시기는 50년대 중반에서 60년대 초반 베이비 부머가 결혼을 하는 시점과 맞아 떨어지면서 주택의 수요가 급속히 증가한 것도 한 원인이라 할 수 있다. 이러한 여러 원인이 결합하여 주택가격은 폭등하게 되었고, 서울의 '강남 불패', '집값 불패'라는 단어가 흔히 들을 수 있는 말이 되었다.

이에 따라 90년대 들어 5개 신도시 주택 200만호 건설 등을 포함한 부동산가격 안정화를 위한 정부의 지속적인 주택공급확대 및 다양한 정책으로 부동산시장은 안정세를 유지해 왔다. 그러나 1997년 말 IMF라는 초유의 외환위기를 맞아 경제성장률은 급격히 둔화되고 부동산가격 역시 급속히 하락하게 되었다. 이에 정부는 아파트 분양가의 전면 자율화와 부동산 거래 활성화를 위하여 각종 규제들을 대폭 완화하거나 폐지함으로써 IMF로 침체에 빠졌던 경기가 되살아나고 주택 등 건설경기도 회복되었다. 하지만 이러한 경기부양정책은 가진 자들의 재산을 불리는 축진제 역할을 한 반면 무주택 서민층을 더욱 어렵게 만드는 "빈익빈 부익부" 현상을 초래하는 역효과가 발생하였다. 이와 더불어 2001년부터 시작된 주택가격의 이상 급등현상과 부동산 거품 확산으로 인한 국민경제에 악영향을 미칠 가능성이 있어 이를 방지하기 위해 부동산 종합대책을 발표하기에 이르렀다.

그러나 2007년 이후 조정기에 접어들었던 부동산 시장이 2008년 미국의 서브프라임 모기지 부실 사태로 리먼부러더스 등 대형 투자은행들이 파산하면서 연쇄적으로 도미노 현상처럼 전 세계를 경제 불황으로 몰아넣었다. 우리나라 역시 이 금융위기 여파로 부동산 시장과 금융시장의 붕괴로 주택가격이 계속 떨어지면서 부동산 시장이 침체국면에 접어들게 되었다. 더불어 유럽의 재정위기와 글로벌 경기불안

[†] 본 연구는 2013학년도 서경대학교 교내연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

¹ (136-857) 서울특별시 성북구 서경로 124번지, 서경대학교 교양과정부, 부교수.
E-mail: sslim@skuniv.ac.kr

이 지속될 것으로 예상되는 만큼 부동산 시장이 활성화되는 것은 쉽지 않을 것이라 예상된다. 또한 최근에 들어서 부동산 거품이 꺼지고 미분양 아파트가 증가하고 있는 현상 등의 뉴스를 심심치 않게 보면서 미국의 부동산거품이 꺼졌던 것처럼 우리나라의 부동산 시장도 곧 붕괴될 것이라는 불안감이 증폭되고 있는 실정이다. 이와 같은 외부충격요인이나 정책 등의 변화로 인한 그 충격 즉, 외부요인에 대한 적절한 개입효과를 모형에 반영한 분석이 바람직하다고 판단되며, 향후 이와 유사한 외부요인 발생 시 사전 예측을 통하여 주택정책 전반에 대한 적절한 대책을 강구할 수 있으리라 사료된다.

그동안 부동산 경기나 주택가격에 대한 다양한 연구들이 있었다. Lee와 Kim (1996)은 회귀분석모형을 이용하여 부동산 거품의 존재유무와 부동산 규제의 효과를 분석하였다. 주택가격의 단기예측모형으로 Kim (1998), Yoon과 Kim (2000)은 ARIMA모형과 상태공간모형을 비교분석하였다. 분석결과 상태공간모형이 ARIMA모형보다는 예측력에 있어 보다 우수한 것으로 나타났다. 또한 Son 등 (2003)은 부동산가격 예측모형으로 실질 GDP 성장률과 회사채 수익률을 고려한 VAR모형과 ARIMA모형과의 비교분석을 통해 VAR모형의 예측력이 우수함을 보였다. Lee와 Lee (2009)는 ARIMA모형과 인공지능망 모형을 이용하여 서울시 주택가격지수에 대한 분석을 통하여 두 모형간에 통계적으로 유의한 차이는 없으나 신경망 모형이 예측력에 있어 우수함을 보였다. 또한 Han (2011)은 강원도 영서지역의 지역총생산, 인구변화, 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 것으로 나타났다. Chun (2013)은 서울지역 아파트 매매가격지수, 전세가격지수, 매매가격대비 전세가격비율의 자료를 이용해 VAR 모형에 의한 동적 상관관계를 분석하였다. 이들 상호간에는 양의 상관관계가 존재하는 것을 보였다. 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.

그러나 이들의 연구는 부동산 정책이나 경기상황 등 외부충격요인의 변화를 적절히 반영하지 못한 모형분석에 한정되어 있다. 외부충격요인의 변화로 인하여 그 충격 시점에서 급격히 감소 (증가) 후 일정 시점 지나면서 서서히 또는 급격히 증가 (감소)하는 외부요인인 개입효과를 반영한 모형분석이 바람직하다고 사료된다.

따라서 본 연구에서는 외부충격이나 정책의 변화로 야기되는 충격요인이 포함된 시계열자료에 개입효과를 반영한 개입분석모형을 적용함으로써 예측력의 정도를 높이는데 있다. 이는 향후 유사한 개입효과 발생 시 주택가격에 대한 보다 정확한 사전예측을 통하여 주택정책 전반에 대한 보다 정확한 대안을 제시할 수 있으리라 기대되며, 자기회귀오차모형과 ARIMA모형과의 예측치 비교를 통하여 개입분석모형이 우수함을 보이고자 한다.

2. 주택가격지수 예측 모형

2.1. 자기회귀오차모형

대부분 시계열 자료를 분석할 때 오차항이 서로 독립이 아닌 경우를 흔히 접하게 된다. 이와 같은 경우에는 오차항이 서로 독립이고 동일한 분산을 갖는다는 가정 하에 분석하는 회귀분석방법은 적절하지 못하며, 오차항에 자기상관을 고려한 회귀방정식을 적합시키는 것이 바람직하다. 따라서 오차항이 자기상관을 갖는 자료를 분석할 수 있는 모형으로 일반회귀모형에 오차항에 자기회귀모형을 고려한 자기회귀오차모형이 있으며, 이 모형은 다음과 같다.

$$y_t = f(t) + \epsilon_t \text{ 또는 } y_t = f(x_1, x_2, \dots, x_k) + \epsilon_t$$

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)\epsilon_t = a_t.$$

여기서 y_t 는 관측값, t 또는 x_1, x_2, \dots, x_k 는 설명변수이며, ϵ_t 는 정상성을 가지며 AR모형을 따른다고 가정한다.

모수 추정시에 자기상관을 고려한 회귀계수와 오차항의 자기회귀모형에 대한 모수를 동시에 추정해 주며, 오차항들에 대해 자기상관의 존재 여부를 진단하기 위해서는 Durbin-Watson (DW) 검정통계량을 사용한다.

2.2. ARIMA 모형

시계열 모형 중 예측에 주로 이용되는 일반적인 모형은 Box-Jenkins의 계절형 자기회귀누적이동평균인 ARIMA모형이 있다. 이 모형을 활용하기 위해서는 먼저 시계열자료의 정상성 만족여부 확인 후 모형수립 3단계 적합과정에 따라 잠정모형을 선택하고 모수를 추정하여 잠정모형의 적합성을 진단하는 등 3단계 절차에 따라 분석하게 된다. 모형수립 3단계를 통하여 계절형 ARIMA모형이 적합한 모형으로 설정되면 이 모형을 이용하여 예측을 하게 된다. 따라서 계절형 ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) $_s$ 모형은 다음과 같다.

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

여기서 오차항 a_t 는 서로 독립이고 평균이 0, 분산이 σ^2 을 따르는 백색잡음이라 가정한다. 이에 대한 자세한 내용은 Box-Jenkins 등 (1994)을 참고하기 바란다.

2.3. 개입분석모형

일반적으로 개입분석을 위해서는 개입요인 변수에 대한 형태를 먼저 정의하여야 한다. 개입요인 변수는 2가지 형태가 있는데 그 하나는 개입요인 발생이후 그 효과가 모든 시점에 영향이 지속되는 경우와 개입요인 발생시점에서만 영향을 미치는 경우 등 2가지 형태로 정의된다. 이를 살펴보면, 어떤 시점 T 에서 발생한 개입이 그 시점 이후에도 지속적으로 효과가 유지되는 경우로써 변수는

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$$

로 나타내며, 다른 하나는 시점 T 에서만 개입이 일어나는 변수로써

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$$

로 나타난다. 여기서 T 는 개입요인이 발생한 시기이다. 정의된 개입요인의 변수에 따라 개입효과는 여러 가지 형태로 표현이 가능하며 일반적인 형태는

$$\frac{w(B)B^b}{\delta(B)}S_t^{(T)} \text{ 또는 } \frac{w(B)B^b}{\delta(B)}P_t^{(T)}$$

와 같다. 여기서 $w(B) = w_0 - w_1B - \dots - w_sB^s$, $\delta(B) = 1 - \delta_1B - \dots - \delta_rB^r$ 로 B 의 다항식이며 B 는 후행연산자이고, b 는 개입효과에 대한 지연시차이며, $w(B)$ 에서 w_j 는 개입의 초기 기대효과를 의미하고, $\delta(B)$ 는 개입의 영구적 효과를 나타내는 식이다 (Abraham과 Ledolter, 1983; Box 등, 1994; Wei, 1990). 따라서 개입모형은 다음과 같이 정의된다.

$$y_t = \sum_{j=1}^k \frac{w_j(B)B^{b_j}}{\delta_j(B)} X_{jt} + N_t$$

여기서 $\frac{w_j(B)B^{b_j}}{\delta_j(B)}$ 는 j 번째 개입에 대한 기대되는 개입효과를 의미하고, X_{jt} 는 개입변수로서 $S_t^{(T)}$ 또는 $P_t^{(T)}$ 이며, 잡음항 N_t 는 승법계절 ARIMA모형을 따른다고 가정한다.

개입모형을 분석하기 위해서는 먼저 개입요인이 발생하기 전 자료 $\{y_t : t < T\}$ 를 이용하여 잡음 N_t 모형에 대해 ARMA모형식별방법에 따라 잡음모형을 식별하고 추정하고 진단한다. 만일 정상성의 조건을 만족하지 않으면 정상성 조건을 만족하도록 자료를 정상화하여 시계열분석을 해야 한다. 정상화 방법에는 변환과 차분이 있는데, 분산이 일정하지 않는 경우, 즉 시간이 흐름에 따라 측정값의 변동이 크거나 감소하는 경우로 대수변환 또는 제곱근 변환을 통하여 분산을 안정화시키며, 추세를 갖는 자료는 연속적으로 차분을 실시하여 평균이 일정한 정상시계열로 변환한다. 잡음모형이 적합되면 개입요인의 형태와 효과에 의해 적절한 개입모형을 결정하고 개입효과를 나타내는 모수를 추정한다. 그러나 모형이 적합하지 않다면 적절한 수정을 거쳐 모형수립 3단계 과정을 반복 실시하여 최적의 모형을 선택하게 된다.

본 연구에서는 IMF나 부동산 정책의 발표시점, 글로벌 금융위기 등의 시점에서 개입요인의 효과가 발생하며 또한 이 효과는 시간의 흐름에 따라 효과가 점점 줄어드는 양상을 나타낼 것으로 기대되기 때문에 X_{jt} 로서 $S_t^{(T)}$ 나 $P_t^{(T)}$ 를 적용하였다. 개입모형에 대한 자세한 내용은 Wei (1990)을 참조하기 바란다.

3. 실증 분석

3.1. 주택가격지수 자료의 특성

주택가격지수란 국민은행 (<http://www.kbstar.com>)에서 전국의 부동산 중개업자로부터 표본으로 추출된 표본주택의 주택매매가격을 조사하여 일정시점 (2013.3 = 100)을 기준 시점으로 한 라스파이레스산식을 적용하여 지역별, 주택유형별, 주택재고 구성비를 가중치 값으로 부여하여 산출하는 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 매매사례비교법으로 조사한 가격을 해당지역 부동산중개업소에서 직접 온라인상 조사표에 입력하는 방식으로 조사한 것이다 (Bang, 2011).

이에 따라 주택유형은 아파트, 단독주택, 연립주택으로, 주택유형별 규모는 전용면적 기준에 따라 대형, 중형, 소형으로 구분하고 있다. 특히 단독주택은 건물면적 또는 대지면적에 따라 규모가 나누어져 있는데 이에 대한 내용은 다음 Table 3.1 및 Table 3.2에 자세히 주어져 있으며, 이러한 주택유형별-규모별 기준에 따라 주택가격지수가 조사 생산되는 것이다.

Table 3.1 Standards by apartments and row houses size

Division	area <62.8m ²	62.8m ² ≤ area <95.9m ²	95.9m ² ≤ area
Private area	small	medium	large

Table 3.2 Standards by single-family houses

Division	Building area			
	area <228.1m ²	228.1m ² ≤ area <327.3m ²	327.3m ² ≤ area	
Land area	area <95.9m ²	95.9m ² ≤ area <162.0m ²	162.0m ² ≤ area	
	small	medium	large	
	medium	medium	large	
	large	large	large	

Figure 3.1의 시계열그림은 1986년 1월부터 2013년 6월까지의 아파트 매매가격지수에 대한 시계열도이다. 아파트 규모별 주택가격지수에 대한 시계열그림을 살펴보면, 1997년 12월 IMF 외환위기를 맞이하면서 아파트 매매가격이 급격히 하락하여 배스 (bath)모양으로 일정기간 지속되다가 1998년 국민의 정부에서 국내 경기부양을 이유로 부동산거래 활성화를 위한 각종 규제들을 대폭 완화하거나 폐지함으로써 IMF 침체에 빠졌던 경기가 되살아나고 주택·건설경기도 회복된 것을 알 수 있다. 그러나 2001년부터 시작된 주택가격의 이상 급등현상으로 참여정부는 2003년 10.29 주택시장 안정 종합대책 발표를 기점으로 발표 이후 1년 정도 하향 안정세를 보였던 가격이 2005년 2월 이후 다시 급등함으로써 여러 번의 부동산 종합대책을 추가로 발표하였으나 이미 치솟는 집값을 안정화시키기에는 역부족이었음을 그림에서 잘 보여주고 있다. 특히 소형보다는 중형이, 중형보다는 대형이 더 가파르게 상승하였음을 보여주고 있다.

그러나 2008년 가을 미국의 서브프라임 모기지 부실사태로 세계경제가 다시 불황으로 접어들면서 우리나라의 주택 역시 이에 영향을 받아 매매가격이 계속 하락하면서 부동산 시장이 장기적인 침체국면에 접어들어 현재에 이르고 있다. 특히 과거에 매매가격을 주도하는 대형평형일수록 중소형에 비해 매매가격지수가 크게 떨어지는 현상이 지속되고 있음을 알 수 있다.

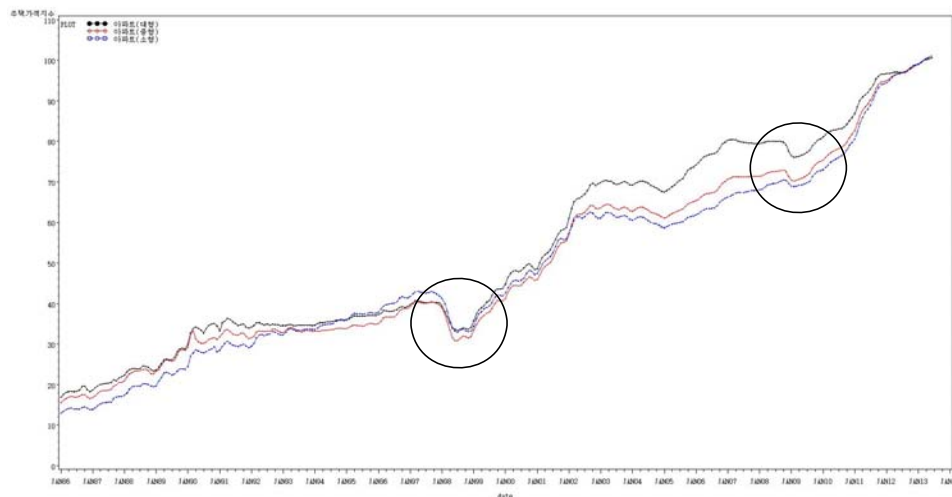


Figure 3.1 Time plot of apartment price index by sizes

이와 같이 외부충격요인이나 정책 등의 변화로 인하여 그 충격 시점에서 급격히 감소하다가 일정시점 지난 후 급격히 증가하는 현상이 반복적으로 나타남을 알 수 있다. 이는 주택가격지수가 외부의 여러 충격요인이나 정책의 변화에 따라 많은 영향을 받는다는 것을 의미한다.

분석 및 예측에 사용된 자료는 1986년 1월부터 2013년 6월까지의 주택가격지수 자료이다. 1986년 1월부터 2012년 6월까지의 월별 자료들은 모형을 찾는 데 사용하였고, 2012년 7월부터 2013년 6월까지 12개월치 자료는 예측능력을 측정하기 위해 사용하였다. 이 자료의 분석에 사용된 패키지는 SAS/ETS를 이용하였다.

3.2. 자기회귀오차모형 분석

1986년 1월부터 2012년 6월까지의 주택가격지수 자료를 시계열 회귀모형에 적용한 결과 DW 검정통계량 값이 아파트 규모에 따라 대형은 0.0147, 중형은 0.0176, 소형은 0.0156으로 오차항들 간에 강한

양의 자기상관이 존재하는 것으로 나타나 자기회귀오차모형을 적용하는 것이 바람직한 것으로 나타났다. 가격지수 자료는 시간의 흐름에 따라 대체로 증가추세를 나타내므로 설명변수로 1986년 1월을 1로 시작하는 시간변수를 이용하였으며, 또한 시간변수의 제곱, 세제곱한 변수도 설명변수로 활용하였다. 그리고 이 자료는 미약하지만 계절성이 의심되어 잔차에 대한 자기상관의 시차는 충분한 시차를 고려하여 13차까지의 시차를 조사하였다. 이에 따라 자기회귀오차모형을 이용한 분석결과는 Table 3.3에 주어져 있으며, 최우추정법에 의해 추정된 모수들은 아파트의 전용면적 크기에 상관없이 유의수준 5%에서 모두 유의하였으며 다음과 같은 모형으로 적합되었다.

$$\text{대형 : } y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + v_t,$$

$$v_t = \phi_1 v_{t-1} + \phi_2 v_{t-2} + \phi_5 v_{t-5} + \phi_8 v_{t-8} + \phi_{10} v_{t-10} + \phi_{13} v_{t-13} + a_t$$

$$\text{중형 : } y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + v_t,$$

$$v_t = \phi_1 v_{t-1} + \phi_2 v_{t-2} + \phi_4 v_{t-4} + \phi_7 v_{t-7} + \phi_{11} v_{t-11} + \phi_{13} v_{t-13} + a_t$$

$$\text{소형 : } y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + v_t,$$

$$v_t = \phi_1 v_{t-1} + \phi_2 v_{t-2} + \phi_8 v_{t-8} + \phi_{11} v_{t-11} + \phi_{13} v_{t-13} + a_t.$$

여기서 y_t 는 주택가격지수, t 는 1986년 1월을 1로 시작하는 시간변수를 나타낸다.

Table 3.3 Estimates of regression model with autoregressive error

Large			Medium			Small		
Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error
β_0	19.2502	3.4073	β_0	19.6583	2.9652	β_0	16.9444	2.4088
β_1	0.1256	0.0478	β_1	0.0821	0.0418	β_1	0.1226	0.0342
β_2	0.000365	0.000139	β_2	0.00046	0.000123	β_2	0.000323	0.000101
ϕ_1	-1.5760	0.0458	ϕ_1	-1.6822	0.0426	ϕ_1	-1.5531	0.0410
ϕ_2	0.5933	0.0543	ϕ_2	0.7951	0.0588	ϕ_2	0.5264	0.0474
ϕ_5	-0.1030	0.0288	ϕ_4	-0.2082	0.0343	ϕ_8	0.1576	0.0242
ϕ_8	0.2495	0.0337	ϕ_7	0.1642	0.0245	ϕ_{11}	-0.3072	0.0289
ϕ_{10}	-0.2141	0.0350	ϕ_{11}	-0.1364	0.0318	ϕ_{13}	0.2000	0.0212
ϕ_{13}	0.0673	0.0189	ϕ_{13}	0.0868	0.0243			
$\hat{\sigma}^2=0.1661$			$\hat{\sigma}^2=0.1495$			$\hat{\sigma}^2=0.1226$		
AIC=359.6505			AIC=324.9526			AIC=259.6423		
DW=2.0305			DW=2.0473			DW=1.7919		

3.3. ARIMA 모형 분석

ARIMA모형을 적용하기 위하여 먼저 추세성, 계절성을 포함한 비정상성을 제거하기 위하여 계절 및 1차 차분을 실시하였다. 주택가격지수 자료를 ARIMA모형에 적합시켜 몇 가지 모형을 검토한 결과, 아파트 규모가 대형인 경우에는 AR의 차수가 1, 6, 9에서 유의한 ARIMA((1, 6, 9), 1, 0)(0, 1, 1)₁₂, 중형인 경우에는 ARIMA(2, 1, 0)(0, 1, 1)₁₂, 소형인 경우에는 ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)₁₂인 모형이 잠정모형으로 적합하다고 판정되었다. Table 3.4에 주어진 모형별 모수 추정결과 중형과 소형아파트에서 상수항의 t-값이 유의수준 10%에서 유의하나 나머지 모수는 아파트의 크기에 관계없이 유의수준 5%에서 모두 유의하였으며, 적합된 모형에 대한 모형진단 결과 역시 잔차가 백색잡음과정을 만족하는 것으로 나타났다. 따라서 최종적으로 적합된 모형은 다음과 같다.

$$\text{대형 : } \nabla \nabla_{12} y_t = \phi_1 \nabla \nabla_{12} y_{t-1} + \phi_6 \nabla \nabla_{12} y_{t-6} + \phi_9 \nabla \nabla_{12} y_{t-9} + a_t - \Theta a_{t-12}$$

$$\text{중형 : } \nabla \nabla_{12} y_t = C + \phi_1 \nabla \nabla_{12} y_{t-1} + \phi_2 \nabla \nabla_{12} y_{t-2} + a_t - \Theta a_{t-12}$$

$$\text{소형 : } \nabla \nabla_{12} y_t = C + \phi_1 \nabla \nabla_{12} y_{t-1} + a_t - \Theta a_{t-12}.$$

여기서 ∇ 는 1차 차분을, ∇_{12} 는 계절차분을, C 는 상수를 의미한다.

Table 3.4 Estimates of ARIMA model

Large			Medium			Small		
Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error
ϕ_1	0.6179	0.0435	μ	0.0121	0.00655	μ	0.0133	0.00716
ϕ_6	0.1893	0.0451	ϕ_1	0.8293	0.0555	ϕ_1	0.7179	0.0393
ϕ_9	-0.1528	0.0436	ϕ_2	-0.1909	0.0555	Θ	0.9438	0.0217
Θ	0.8259	0.0329	Θ	0.9378	0.0247			
$\hat{\sigma}^2=0.1786$			$\hat{\sigma}^2=0.1545$			$\hat{\sigma}^2=0.1244$		
AIC=357.5957			AIC=311.6586			AIC=241.8232		

3.4. 개입모형 분석

주택가격지수 시계열그림을 보면, 1997년 12월에 발생한 IMF 외환위기 이후와 2003년 8월 이후 부동산 가격급등시기 이후, 그리고 2008년 10월에 발생한 미국발 글로벌 금융위기사태 시점들은 다른 시간대의 자료들에 비해 매우 작은 값을 갖는 것을 볼 수 있다. 이는 개입효과가 있다는 것을 보여주고 있어 이들 시점들을 개입변수 적용시기로 설정하였다.

개입분석 역시 ARIMA모형 분석에서와 같이 주택가격지수 자료에 대하여 비정상 여부를 확인하여 비정상성이 존재하면 비정상성을 제거해야 한다. 이를 확인결과 계절 및 1차 차분이 필요하여 차분을 실시하였다. 또한 개입효과와 무관한 IMF 사태 발생이전 1997년 11월까지의 자료를 이용하여 ARIMA모형을 추정하였다. 분석결과 대형아파트는 ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)₁₂모형, 그리고 중형아파트는 ARIMA(2, 1, 0)(0, 1, 1)₁₂모형, 소형아파트는 AR의 차수가 1, 6, 10에서 유의한 ARIMA((1, 6, 10), 1, 0)(1, 1, 1)₁₂모형이 잠정모형으로 식별되었다.

$$\begin{aligned}
 \text{대형 : } y_t &= \frac{w_{10} - w_{11}B}{1 - \delta_{11}B - \delta_{12}B^2}BS_{t1} - \frac{w_{20}}{1 - \delta_{21}B}B^2S_{t2} - \frac{w_{30}}{1 - \delta_{31}B - \delta_{32}B^2}BS_{t3} \\
 &\quad + \frac{1 - \Theta B^{12}}{\nabla \nabla_{12}(1 - \phi B)}a_t \\
 \text{중형 : } y_t &= \frac{w_{10}}{1 - \delta_{11}B - \delta_{12}B^2}BS_{t1} - \frac{w_{30}}{1 - \delta_{31}B}B^2S_{t3} \\
 &\quad + \frac{1 - \Theta B^{12}}{\nabla \nabla_{12}(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)}a_t \\
 \text{소형 : } y_t &= \frac{w_{10}}{1 - \delta_{11}B - \delta_{12}B^2}BS_{t1} + \frac{w_{30} - w_{11}B}{1 - \delta_{31}B - \delta_{32}B^2}S_{t3} \\
 &\quad + \frac{1 - \Theta B^{12}}{\nabla \nabla_{12}(1 - \phi_1 B - \phi_6 B^6 - \phi_{10} B^{10})(1 - \Phi B^{12})}a_t
 \end{aligned}$$

$$\text{단 } S_{t1} = \begin{cases} 1, & 1997\text{년 } 12\text{월} \leq t1 \leq 1999\text{년 } 12\text{월} \\ 0, & \text{그 외} \end{cases}$$

$$S_{t2} = \begin{cases} 1, & 2003\text{년 } 10\text{월} \leq t2 \leq 2005\text{년 } 6\text{월} \\ 0, & \text{그 외} \end{cases}$$

$$S_{t3} = \begin{cases} 1, & 2008\text{년 } 10\text{월} \leq t3 \leq 2009\text{년 } 9\text{월} \\ 0, & \text{그 외} \end{cases}$$

Table 3.5 Estimates of intervention model

Large			Medium			Small		
Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error	Parameter	Estimate	Standard error
ϕ_1	0.5373	0.0492	ϕ_1	0.7747	0.0563	ϕ_1	0.6475	0.0433
Θ	0.7786	0.0369	ϕ_2	-0.1821	0.0564	ϕ_6	0.1599	0.0458
w_{10}	-0.9186	0.2034	Θ	0.9055	0.0279	ϕ_{10}	-0.1330	0.0453
w_{11}	-0.8026	0.2048	w_{10}	-0.8581	0.2431	Φ	0.2548	0.0676
δ_{11}	1.9312	0.00944	δ_{11}	1.4562	0.1553	Θ	0.9526	0.0251
δ_{12}	-0.9852	0.00967	δ_{12}	-0.6086	0.1467	w_{10}	-0.5410	0.1743
w_{20}	-0.6187	0.2639	w_{30}	-0.4415	0.2393	δ_{11}	1.5804	0.1168
δ_{21}	0.8692	0.1057	δ_{31}	0.9212	0.1262	δ_{12}	-0.6983	0.1176
w_{30}	-0.5653	0.1829				w_{30}	0.1847	0.0841
δ_{31}	1.5978	0.1121				w_{31}	0.4095	0.1933
δ_{32}	-0.8110	0.1056				δ_{31}	1.6674	0.1139
						δ_{32}	-0.8738	0.1116
$\hat{\sigma}^2=0.1775$			$\hat{\sigma}^2=0.1512$			$\hat{\sigma}^2=0.1102$		
AIC=355.9827			AIC=305.7534			AIC=210.4015		

다음으로 Table 3.5의 추정된 모수를 통해 3개 시점에서의 개입이 주택가격지수에 미치는 영향을 살펴보면, 먼저 1997년 12월 IMF로 인한 외환위기는 초기 충격을 의미하는 w_{10} 의 값이 음수이고 영구 지속유무를 나타내는 δ_{11} 값이 1보다 크므로 주택가격을 하락시키는 요인으로 나타났지만 그 충격은 시간이 지날수록 점점 줄어들고 있음을 알 수 있으며, 감소의 정도는 대형아파트에서 가장 크고 다음으로 소형, 중형으로 순으로 나타났다. 또한 2003년 10월 주택시장 안정 종합대책 발표를 기점으로 한 개입요인은 대형 아파트에서만 유의수준 5%에서 유의하며 그 충격은 서서히 감소하는 것으로 나타났으나 중형과 소형은 유의수준 5%에서 유의하지 않게 나와 충격의 정도는 미미한 것으로 보인다. 그리고 2008년 10월에 발생한 미국 발 글로벌 금융위기 역시 외환위기와 같이 주택가격을 떨어뜨리는 요인으로 나타났지만 그 충격은 시간이 지날수록 점점 줄어들어 소멸되어가는 형태이다.

따라서 아파트 규모에 관계없이 개입효과를 반영한 모형이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 이에 따라 개입이전모형에 3 유형의 개입변수를 설명변수로 적용한 최종개입모형은 위와 같으며, 개입모형에 의한 아파트 규모별 모수추정결과는 Table 3.5와 같다. 또한 추정된 모수들은 유의수준 5%에서 모두 유의하였으며 잔차에 대한 검정 결과 역시 아파트 규모별 대형, 중형, 소형에서 시차 30까지의 p-값이 0.2684, 0.3314, 0.3716으로 잔차에 더 이상 정보가 남아있지 않아 모형이 적절함을 확인할 수 있었다.

3.5. 예측모형들의 결과 비교

먼저 각 모형의 적합이 얼마나 효과적인지를 알아보기 위하여 Table 3.3에서부터 Table 3.5까지에 나타난 주택가격지수에 대한 모형별 AIC를 비교한 결과 개입분석모형이 가장 작으며, 다음으로 ARIMA모형, 자기회귀오차모형 순으로 나타나 개입분석모형이 모형의 적합력에 있어 우월함을 알 수 있다.

또한 예측모형별 예측의 효율성을 평가하기 위하여 평균제곱오차 (MSE), 평균절대오차비율 (MAPE)과 타일의 불일치 계수 U 통계량 (Gaynor와 Kirkpatrick, 1994)을 이용하여 예측의 정확도를 평가하였다.

$$\text{- 평균절대오차비율 : MAPE} = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|$$

$$- \text{타일의 불일치 계수} : U = \frac{\sqrt{MSE}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t^2 + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{y}_t^2}}$$

여기서 y_t 와 \hat{y}_t 는 주택가격지수와 그에 대한 예측값이며, n 은 자료의 개수이다. U 통계량 값은 0에 근접할수록 좋은 모형이라 판정하며 1에 가까울수록 예측력이 떨어지는 모형이라 판정한다.

모형의 예측력 정도를 평가하기 위하여 주택가격지수 자료를 시계열모형에 적용하여 분석한 결과가 Table 3.6에 정리되어 있다. Table 3.6의 결과를 보면, 외부개입효과가 반영된 개입모형이 자기회귀오차모형이나 ARIMA모형보다 MSE, MAPE, U 통계량이 더 작으므로 개입분석모형에 의한 예측력이 다른 두 모형에 비해 우수한 모형이라 할 수 있다. 다음으로 ARIMA 모형이 자기회귀오차모형보다는 좀더 예측을 잘 하였다고 볼 수 있다.

Table 3.6 Efficiency comparison of models

Size	Model	MSE	MAPE	U
large	Autoreg	0.18078	0.73055	0.003627
	ARIMA	0.16944	0.67658	0.003516
	Intervention	0.16294	0.64711	0.003448
medium	Autoreg	0.19747	0.75059	0.040428
	ARIMA	0.14658	0.63813	0.003486
	Intervention	0.14018	0.59943	0.003411
small	Autoreg	0.16979	0.75525	0.003819
	ARIMA	0.11835	0.60631	0.003191
	Intervention	0.10087	0.56650	0.002947

Table 3.7은 아파트 규모별 주택가격지수의 원시계열, 자기회귀오차모형, ARIMA모형, 개입분석모형에 의하여 적합된 시계열 및 2013년 7월부터 12월까지 예측치를 나타낸 표이고, Figure 3.2는 표에 주어진 값 외에 추가로 신뢰구간을 동시에 나타낸 시계열그림이다. 그림에서도 역시 개입분석모형에 의한 예측치가 원시계열에 가장 근사하게 나타남을 알 수 있다.

Table 3.7 Forecasts of each model

Size	Month	Autoreg	ARIMA	Intervention
large	7	100.829	100.913	100.978
	8	101.112	101.224	101.424
	9	101.474	101.793	102.101
	10	101.839	102.173	102.589
	11	102.117	102.466	102.940
	12	102.370	102.532	102.979
medium	7	101.263	101.478	101.429
	8	101.415	102.005	101.837
	9	101.657	102.794	102.511
	10	101.948	103.302	102.949
	11	102.199	103.486	103.108
	12	102.363	103.559	103.102
small	7	100.595	100.953	100.938
	8	100.439	101.382	101.211
	9	100.373	102.129	101.680
	10	100.371	102.611	101.594
	11	100.273	102.807	102.016
	12	100.029	102.822	101.917

한편 2013년 6월부터 12월까지의 6개월간 예측치를 살펴보면, 소형 아파트의 경우 자기회귀오차모형에서는 월별 시간이 흐름에 따라 줄어드나 ARIMA모형이나 개입분석모형에서는 오히려 완만하게 증가

하는 것으로 나타나는 현상을 보아 향후 상황을 좀 더 지켜봐야할 것 같다. 그러나 대형, 중형, 소형에서는 예측치가 모두 완만하게 증가하는 것으로 나타났다.

분석결과에서와 같이 시계열자료가 외부충격요인이나 정책 등의 변화로 인해 그 충격 시점에서 급격히 증가 또는 감소하는 현상이 나타나는 자료의 경우에는 자기회귀분석모형이나 ARIMA모형을 적용하는 것보다는 개입분석모형을 이용하여 분석하는 것이 보다 바람직하다는 것을 보여주고 있다.

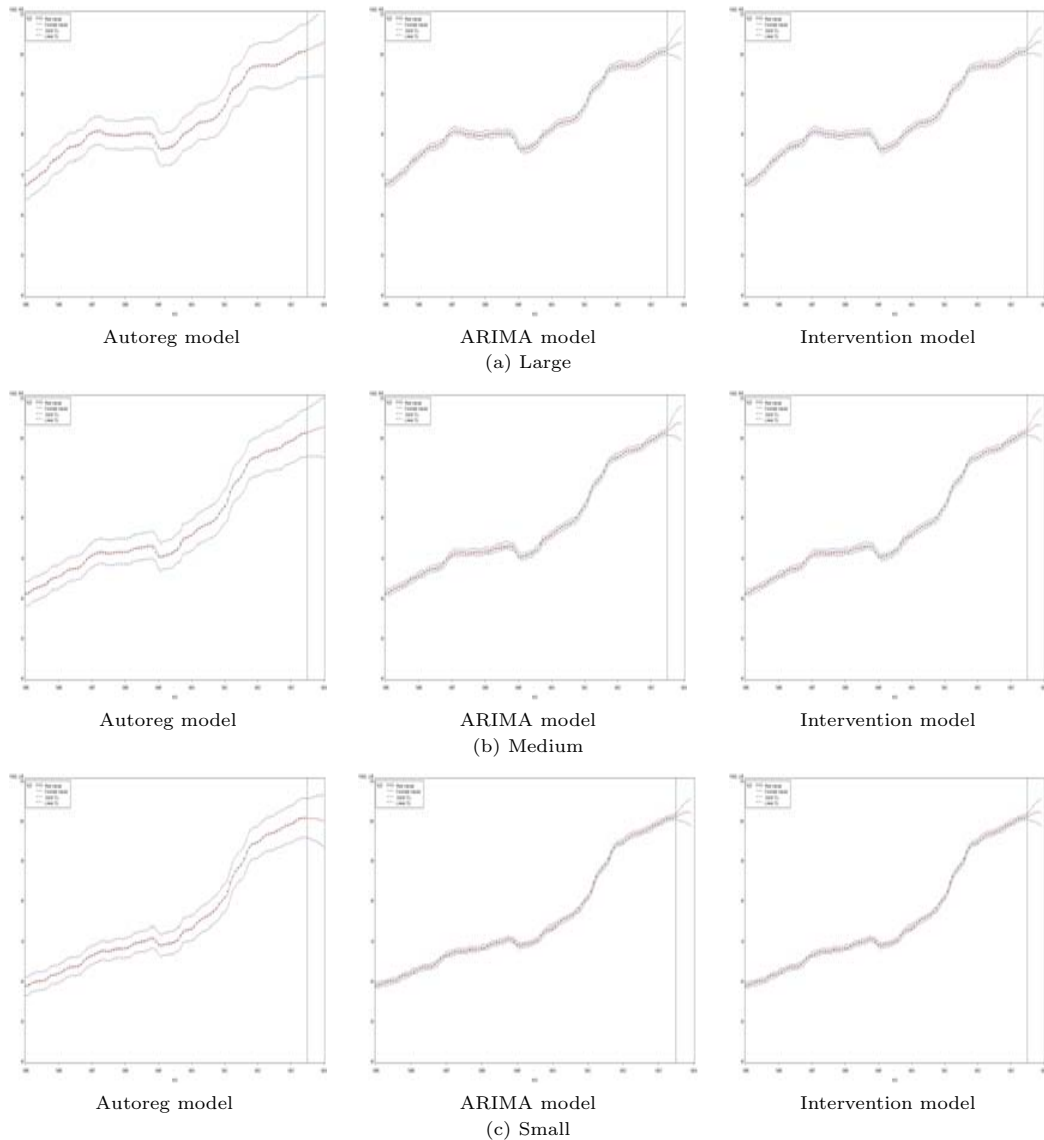


Figure 3.2 Time plot of each model by housing price index

4. 결론

본 논문에서는 어떤 시점에 외부의 갑작스런 충격요인이나 정책의 변화로 영향을 받아 관측값이 그 시점에서 급격히 감소 (증가)하다가 일정시점을 지나 서서히 또는 급격히 증가 (감소)하는 현상 즉 개입효과를 가진 시계열자료의 분석에 적합한 예측모형을 찾는 것으로, 국민은행에서 제공된 아파트 규모별 주택가격지수 시계열자료를 이용하여 모형별 예측력 정도를 비교해 보았다. 개입효과가 발생한 자료의 분석결과 개입분석모형을 이용한 분석이 예측의 정확성 측면에서 다른 모형에 비해 가장 우월하다는 것을 알 수 있었다. 다음으로 ARIMA모형이 자기회귀오차모형에 비해 예측력이 높게 나타난 것을 볼 수 있었다. 따라서 시계열자료 분석에서 자료에 개입효과에 대한 정보가 추가적으로 주어진다면 일반적인 자기회귀오차모형이나 ARIMA모형을 적용하는 것보다는 개입분석모형을 적용하여 분석하는 것이 바람직하며 예측의 정도를 높일 수 있다고 사료되며, 이는 향후 유사한 개입효과 발생 시 주택가격에 대한 보다 정확한 사전예측을 통하여 주택정책 전반에 대한 보다 정확한 대안을 제시할 수 있으리라 기대된다.

References

- Abraham, B. and Ledolter, J. (1983). *Statistical methods for forecasting*, Wiley, New York.
- 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, Y. J. and Kim, Y. H. (2008). Development of forecasting model in tax exemption oil of fisheries using seasonal ARIMA. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **19**, 1037-1046.
- Chun, H. J. (2013). The dynamic correlation between chonsei price, house prices, and house lease price to house sale price ratio. *Korea Real Estate Academy Review*, **53**, 189-200.
- Gaynor, P. E. and Kirkpatrick, R. C. (1994). *Introduction to time-series modeling and forecasting in business and economics*, McGraw-Hill, Inc., New York.
- 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, 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.
- Lee, K. H. and Kim, K. S. (1996). *The analysis of influence on land price and land supply by land regulation*, Samsung Economic Research Institute, Seoul.
- 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.

A study on the forecasting models using housing price index[†]

Seong Sik Lim¹

¹Division of General Education, SeoKyeong University

Received 18 November 2013, revised 17 December 2013, accepted 24 December 2013

Abstract

Housing prices are influenced by external shock factors such as real estate policy or economy. Thus, the intervention effect is important for the development of forecasting model for housing price index. In this paper, we examined the degree of effective power of external shock factors for forecasting housing price index and analyzed time series models for efficient forecasting of housing price index. It is shown that intervention models are better than other models in forecasting results using real data based on the accuracy criteria.

Keywords: ARIMA model, housing price index, intervention model, regression with autoregressive errors.

[†] This Research was supported by Seokyeong University in 2013.

¹ Corresponding author: Associate professor, Division of General Education, SeoKyeong University, Seoul 136-857, Korea. E-mail: sslim@skuniv.ac.kr