

X-12 ARIMA를 이용한 아파트 원가의 변동분석 및 예측모델 개발

Time Series Analysis and Development of Forecasting Model
in Apartment House Cost Using X-12 ARIMA

조 훈희*

Cho, Hun-Hee

요약

아파트 건설원가 추정지수와 그 예측모델은 아파트 분양가격 변동의 적정성을 평가하고 건설기업이 적정이윤을 계상하도록 유도할 수 있다. 본 연구에서는 기존의 철골 철골조주택 공사비지수를 개선하고, 개선된 지수를 대상으로 X-12 ARIMA 방법에 의한 예측방법을 개발하였다. 연구결과 최근 5년간 노무비를 제외하고 약 22.7%의 아파트 건설 원가상승요인이 발생하였으며, 향후 3년간 16.8%가량 추가 상승할 것으로 예측되었다. 이러한 정량적인 연구결과는 최근의 높은 아파트 분양가격의 적정성을 간접적으로 평가하는 지표로 활용될 수 있고, 아파트 건설원가의 변동패턴을 이해하는데 도움을 줄 수 있다.

키워드 : 아파트원가지수, 예측, X-12 ARIMA, 분양가

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

최근 들어 아파트 분양가격이 급격하게 상승함에 따라 건설사업에 실제로 투입되는 비용이 얼마나 증가하였고 향후 어떻게 변화할 것인가에 대한 논쟁이 심화되고 있으며, 일부 시민단체들은 아파트 분양원가의 공개를 요구하고 있는 실정이다. 그러나 자본주의 시장경제 체제를 근간으로 하는 국내 경제상황에서 생산업품의 원가를 공개한다는 것은 해당산업의 위축과 기업의 존폐까지도 위협할 수 있으므로 국민과 건설기업 그리고 정부가 모두 타협할 수 있는 아파트 건설원가 추정에 대한 객관적인 기준이 필요한 실정이다.

기존의 아파트 건설원가 추정방법은 개별사업을 대상으로 하여 원가를 추정하는 미시적 방법을 택하고 있어 이들 방식으로 건설원가를 추정하기 위해서는 각 단계별로 공사개요, 부위 및

공종별 공사물량 등과 같은 상당한 수준의 정보가 요구된다. 특히 이와 같은 미시적 원가추정방식은 향후의 원가가 어떻게 변화될 것인가에 대한 예측기능을 전혀 제공할 수 없을 뿐 아니라, 자동차 또는 전자 등과 같은 타 산업의 원가변동 추이와 건축산업을 상호 비교하여 현 상황의 과열여부 및 향후 동향을 판단할 수 있는 기준을 제시할 수 없다.

따라서 특정사업을 대상으로 하는 미시적 원가추정 방법이 아닌 아파트 건축산업을 대상으로 하는 거시적인 아파트 건설원가 추정지수와 그 예측방법을 개발함으로써, 아파트 분양가격 변동의 적정성을 평가하고 건설기업이 적정이윤을 계상하도록 유도할 필요가 있다. 이를 통하여 향후 아파트 건설원가의 예측 및 타산업과의 비교수단을 제공할 수 있을 것이다.

그러나 기존의 지수들은 지수의 대상품목(예를 들어 재료비와 노무비)간에 가중치 구조 및 가격자료 조사주기가 상이하며, 예측방법이 제시되지 못하기 때문에 위에 언급한 기능을 제공함에 있어 다소간의 한계점을 지니고 있다.

이에 본 논문에서는 선행연구 등에서 제안한 주택원가지수를 개선하여 아파트 건축비를 효과적으로 추정할 수 있는 지수를 제안한 후, 이를 대상으로 통계적 예측방법을 제시하고자 한다.

* 종신회원, 한국해양대학교 해양공간건축학부 전임강사, 공학박사(교신저자), hhcho@bada.hhu.ac.kr

본 논문은 2004년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음
(KRF-2004-003-D00452)

1.2 연구의 방법 및 범위

본 논문은 크게 아파트 건축공사의 원가를 추정할 수 있는 지수의 개선과 그 지수를 이용한 예측방법의 개발로 구성된다.

우선 원가추정지수와 관련된 국·내외 유사연구 사례를 조사·분석하여, 자료의 신뢰성, 자료획득 및 유지관리의 용이성 측면에서 기존의 지수를 개선한다. 본 논문에서는 기존의 지수와 전혀 새로운 방식으로 개발하기 보다는 기존의 문제점을 도출하여 개선하는 수준에서 새로운 지수를 제안하였으며, 2000년도를 기준연도로 하여 2000년 1월부터 2005년 5월까지 65시차 동안의 기간을 범위로 한정하였다.

다음으로 개발된 지수의 예측은 일반적으로 시계열 자료 예측에 활용되는 분석방법들을 검토하여 X-12 ARIMA 방법을 선택하였으며, 통계 패키지는 SAS/ETS 6.0을 사용하였다.

2. 선행 연구 고찰

2.1 아파트 건축비 지수 분야의 연구동향

아파트의 건축비와 관련된 연구는 특정사업의 사업비를 추정하기 위한 미시적인 연구분야와 지수의 개발 등과 같은 거시적인 연구분야로 구분된다. 우선 개별 사업의 사업비 추정을 위한 연구로, 안성훈(2005)은 전문가지식을 활용한 공동주택 초기단계 공사비 예측에 관한 연구를 수행하였으며, 김현아(2004)는 아파트 분양가격의 상승요인을 분양가격 결정구조 측면에서 다각적으로 분석하였다.

다음으로 지수 등과 같은 거시적은 사업비 추정연구들은 이상영(1998), 조훈희(2003)의 연구가 있다. 이상영(1998)은 1990년도를 기준연도로 하여 한국은행의 “산업연관표” 상의 가중치와 “생산자물가지수”的 가격자료를 연계하여 우리나라 최초의 건설물가지수를 제안하였다. 조훈희(2003)는 산업연관표의 철근 철골조 주택부문의 가중치와 생산자물가지수를 이용한 주택원가지수 산정모델을 제안하였다. 그러나 이 연구의 경우 재료비는 생산자물가지수를 이용하여 매월 세분된 형태로 갱신되는데 비하여, 노무비의 경우는 대한건설협회에서 연간 2회 발표되는 공사직종 평균노임을 사용함으로써 지수에서 35.3% 가량의 큰 가중치를 갖는 노무비를 세분하지 못한 문제점을 갖고 있다.

2.2 지수 예측 분야의 연구동향

지수의 예측과 관련된 연구는 주로 통계적기법이나 최적화기법을 이용한 연구들이 있다. 통계적인 기법을 이용한 국내의 사례로는 ARIMA와 개입분석을 실시한 김선국(1999)과 조훈희(2002, a)의 연구가 있는데 이들은 각각 1993년 까지 대한건설협회에서 발행하던 건설공사비지수와 자체 개발한 건축공사비

지수를 그 대상으로 하고 있다.

해외의 연구로는 영국의 BCIS(Building Cost Information Service)의 입찰가지수(TPI, Tender Price Index)의 통계적 예측모델의 한계성을 규명한 Fitzgerald(1995)의 연구와, 대만의 건설공사비 지수에 영향을 미치는 요인들을 통계분석 모델에 연계시키고자 한 Wang(1998)의 연구가 있다. 최적화기법을 이용한 연구로는 미국의 ENR(Engineering News-Record)지에서 발행하는 1967년부터 1991년까지의 공사비지수를 대상으로 신경망기법을 이용한 Williams(1993)의 연구와 자체 개발한 건축공사비지수를 대상으로 통계적 기법과 신경망 기법을 혼합 사용하여 예측방법을 제시한 조훈희(2002, b)의 연구가 있다.

2.3 선행연구 동향분석의 시사점

기존에 수행되었던 공사비지수를 이용한 건설원가 변동의 추정에 관한 연구들은 그 대상이 주택을 대상으로 하지 않았거나, 주택을 대상으로 하고 있다 하더라도 재료비와 노무비의 가중치 및 가격자료의 일관적 처리에 문제점을 지니고 있다. 이러한 문제점은 김우영(2003)의 연구에서도 일부 지적한 바 있다.

지수의 예측과 관련해서도 Wang(1998)은 과거 전통적으로 널리 사용되던 ARIMA 방법론에 근간을 두고 예측을 실시하였으나 그 대상이 대만의 공사비지수 이므로 본 연구와는 방법론적으로 다소 낙후되었으며 그 대상도 상이하다. Williams(1993)의 연구 역시 신경망을 새로운 예측기법으로 설정하여 연구를 진행하였으나 결론적으로 기존의 통계적인 기법보다 부정확하다는 결론을 유추하였는데 이는 신경망의 변수설정과 최적화가 부족한데에서 기인된 것으로 사료된다. 따라서 외국의 유사 선행연구는 단지 방법론에 대한 검토 수준이상의 가치를 제공하지 못하고 있다.

아파트 건설원가의 변동분석을 위한 대상이 되는 새로운 지수는 기존의 지수와 분석시기가 변하게 됨으로써 기존의 예측모델과는 다른 새로운 시계열 분석방법이 필요한 실정이다. 특히 노무비와 노무비를 제외한 재료비 및 경비의 변동 패턴이 상이하기 때문에 이를 하나의 지수로 인식하여 단일지수를 시계열 분석하게 되면 지수에 대한 설명력과 예측의 정확도가 떨어지게 되는 문제점이 있다. 따라서 기존의 주택원가를 추정할 수 있는 지수를 대상으로 노무비 부분을 제거한 후, 이를 대상으로 최적의 시계열 분석을 실시함으로써 주택의 원가변동을 간접적으로 추정하며 향후 변동분을 예측할 수 있도록 하는 것이 필요하다.

3. 노무비 제외를 통한 원가추정지수의 개선

3.1 지수 개선 방안

선행 연구고찰 결과 현재 아파트 건축비용에 대한 지수로 활용될 수 있는 공식자료는 한국건설기술연구원에서 매월 발표하는 건설공사비지수 중 철근·철골조주택지수이다. 이 지수는 통계청의 승인을 받은 국가 공인자료로 철근 및 철골 주택을 대상으로 하기 때문에 이러한 취지에서 볼 때 가장 적합한 기초자료가 될 수 있다.

그러나 이 지수는 재료비와 노무비, 경비 등의 제반원가를 그 대상으로 하고 있다. 이 중 재료비와 경비의 경우 매월 가격이 조사되는 반면 노무비의 경우 연간 2회가 발표되며, 노무비의 경우 대한건설협회의 일반공사직종 평균노임을 단일 지수화한 자료가 사용됨으로써 노무비 부분에 대한 설명력이 다소 개선될 필요가 있다.

즉 기존의 철근·철골조주택지수에서는 공인 통계자료의 활용을 위하여 노무비를 세부 가중치 구조를 고려하지 않고 일반 공사직종의 평균노임을 이용하였는데, 이로 인하여 실질적인 노무 투입구조와는 다소 상이한 결과를 가져온다.

다음의 그림 1은 대한주택공사(2003) 주택공사비 분석자료에서 전용면적 84m²형, 60세대(15층)의 공사에 투입된 노무직종중 1% 이상의 가중치를 갖는 대표직종의 노무비를 대상으로 가중치 구조를 분석하여 산정한 “노무비지수(공동주택)와 일반공사직종 평균 노무비지수를 도식화한 것이다.

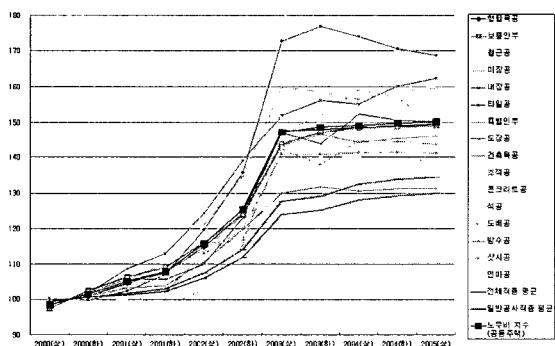


그림 1. 공동주택 투입 노무비지수의 변동

그림 1을 보면 일반공사직종의 평균 노임지수는 실질적인 가격변동보다 민감도가 상당히 저하되는 현상을 보이는데 이는 직종별 가중치가 없으며, 조사대상 직종이 과다하기 때문이다. 이로 인하여 2005년도 상반기 기준으로 일반공사직종의 노무비지수는 134.54인데 반하여 공동주택 노무비지수는 150.27로 일반 공사직종의 노무비 상승분이 실질적인 임금상승을 반영하지 못하고 있음을 알 수 있으며, 이는 노무비의 하락 시에도 하락폭이 적게 나타나게 된다. 다만 위의 사례는 다양한 공동주택 사업 종 특정평형에 대한 분석결과로 이를 일반화하는 데에는 많은 한계 점이 있을 것이며, 자료원에 따라 노무비의 변동이 상이하게 나타날 수 있음을 규명하기 위한 것으로 공인 통계자료인 한국건

설기술연구원의 공사비지수와의 단순 비교에는 무리가 있다. 특히 노무비 부분의 직종별 가중치 산정은 유의한 통계자료 확보에 상당한 시간과 비용이 소요될 것이므로 본 연구에서는 노무비 부분의 지수 개선방안은 연구범위에서 제외하고자 한다.

3.2 지수의 개선 및 타지수와 비교·분석

현재의 기초자료 중에는 공동주택에 특정된 지수작성을 위한 지속적인 자료의 확보가 어려우며, 대부분의 주택이 철근 또는 철골조로 건설되므로 한국은행의 산업연관표상의 철근철골조주택의 가중치를 이용하여 아파트의 가중치를 추정하는 방식을 사용하는 것이 바람직하다. 이에 본 연구에서는 선행연구를 토대로 한국건설기술연구원의 철근·철골조주택지수 산정모델에서 인건비를 제외하여 가중치를 재산정하는 방법으로 지수를 개선하였다.

앞서 언급한 바와 같이 재료비와 경비는 매월갱신되는데 비해 노무비는 연간 2회 갱신되며 노무비에 대한 세부적인 가중치가 없기 때문에 우선 재료비와 경비를 대상으로 지수를 개선하는 것이 바람직하다.

그림 2는 철근철골조주택의 지수를 분해하여 도식화한 자료로, 철근철골조주택의 노무비지수(D)는 타 지수와는 상당히 다른 변동패턴을 보이고 있음을 알 수 있다. 노무비의 가중치가 35.3%인 점을 감안한다면 타지수와 상이하게 변동하는 노무비로 인하여 지수 및 예측모델의 정확성이 떨어질 가능성이 있음을 알 수 있다.

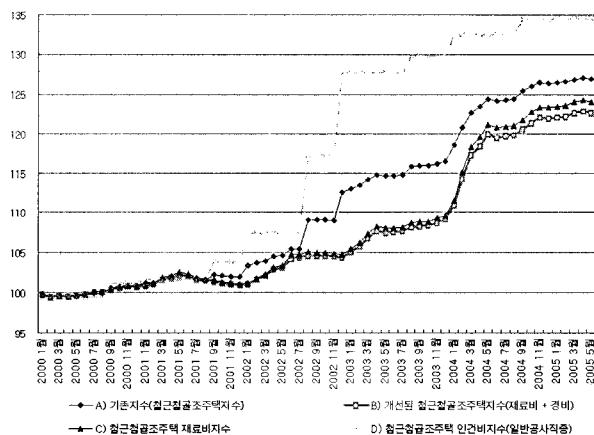


그림 2. 지수의 변동분석

이에 본 연구에서는 노무비가 제외된 재료비와 경비만을 대상으로 하는 철근철골조주택지수를 제안하였다. 개선된 지수에서 가중치가 높은 품목은 레미콘(10.9%), 산업용 플라스틱제품(8.6%), 건물용 금속제품(7.5%), 철근 및 봉강(7.4%), 구조물용 금속제품(4.6%), 산업용 운반기계(3.7%), 목재가구(3.7%), 건축용 목제품(3.3%) 등이다.

개선된 지수는 기존의 지수에 비하여 상승률이 낮고, 특정시점에 급격히 변동하는 패턴이 없는 안정적 상승 기조를 보이고 있는데, 이는 2002~2003년 동안 급격히 상승한 노무비가 제외되었기 때문이다. 2003년 말과 2004년 초에 상승폭이 큰데 이는 철근 및 강재의 물가상승에 기인된 것으로 분석된다. 그러나 향후 기초 통계자료의 정비를 통하여 노무비를 적절히 반영할 수 있게 되면 노무비를 재 반영하여 지수를 개선하도록 하는 것이 필요한 것으로 사료된다.

4. X-12 ARIMA 기법을 통한 지수의 예측

4.1 예측 기법의 선정

예측 분석에 사용된 지수들은 월간 발행자료로 총 65시차의 자료이다. 이들 자료에 대한 분석을 위하여 고려된 분석 방법은 Box-Jenkins 방법론, 시계열분해방법으로서 X-11 ARIMA, X-12 ARIMA 등을 고려하였다. 이들 기법간의 특징은 다음의 표1과 같다.

표 1. 통계적 예측기법의 비교

분석기법	특징
Box-Jenkins	<ul style="list-style-type: none"> 통계적 확률모형을 기반으로 하고 있으며 변동이 빠른 시계열의 ARIMA 모형적합에 적절 불규칙한 변동이 발생하는 경우 모형적합이 어려움 단기예측에 적합
X-11 ARIMA	<ul style="list-style-type: none"> 캐나다 통계국에 의하여 개발 승법계절 ARIMA 방법을 이용하여 예측계열을 관찰된 시계열 앞과 뒤에 추가해 시계열의 정보순실을 막아주는 방법론 승법계절 ARIMA모형은 북미지역의 경제시계열을 토대로 5가지 모형 중 최적의 모형을 자동으로 선택 극단치(extreme value)효과를 분리하지 못하며, 5가지 이외 모형은 사용하기 어려움
X-12 ARIMA	<ul style="list-style-type: none"> 미국 통계국에 의해 90년대 초 발표된 것으로 많은 시험을 통하여 최근 완성된 방법 기존의 X-11 ARIMA 방법론으로는 시계열 분해가 불가능했던 경우에 대한 분석기능을 포함 시계열분해를 더욱 효과적으로 할 수 있도록 regARIMA라는 새로운 방법을 구현 태음력에 의한 명절효과와 극단치 효과(extreme value effect) 처리를 추가함으로써 과거에는 불규칙변동으로 볼 수밖에 없었던 부분에 대한 설명이 가능

이들 방법론 가운데 분석 목적에 가장 부합되며, 이들 방법론을 이용하여 제출된 결과를 비교하였을 때 상대적으로 정확한 예측 결과를 제공하는 X-12-ARIMA 방법론을 최종적으로 채택하였다. X-12 ARIMA는 기본적으로 X-11 ARIMA에 기초를 두고 있다. 그러나 X-11 ARIMA는 예측을 위한 통계적 검토 사항들이 자동적으로 처리가 된다는 장점이 있으나 태양력을 쓰는 서구 국가를 기준으로 개발된 것이므로 태음력을 쓰는 우리나라의 경우 방법론의 장점을 충분히 살릴 수 없다. 그러나 X-

12 ARIMA는 기존의 문제점들을 개선하여 보다 정교한 시계열 분해 분석이 가능하도록 개선되었는데, 그 개선점을 정리하면 다음과 같다.

• 명절효과(holiday effect)

명절효과의 존재 및 분해방법은 과거에도 있었지만 X-12 ARIMA에서는 태음력을 사용하는 국가에 대해서도 분해가 가능하도록 하였다. 태음력에 의한 명절효과(설날, 추석)는 태음력을 기준으로 볼 때 발생시점이 변하게 되므로 명절효과 처리에 많은 어려움이 있었다. X-12 ARIMA에서 태음력을 이용한 명절효과의 분해를 자동으로 처리해 주는 것은 아니지만 이의 처리가 가능하도록 하는 부분을 포괄적으로 제시하였으므로 태음력을 사용하는 국가의 경우 조정을 통하여 명절효과를 처리할 수 있다.

• regARIMA 기법 제공

과거의 시계열 분해기법은 고전적인 회귀분석과 이동평균(moving average)법에 의존하여 시계열의 구성요소를 분해하였으나 X-12 ARIMA는 regARIMA라는 계량경제학적 기법을 제공하여 좀 더 효과적인 시계열 구성요소 분해가 가능하도록 하였다. 이는 추세순환, 계절효과, 명절효과, 극단치 효과 등을 좀 더 효과적으로 분해할 수 있도록 해준다.

• 예측(forecasting)과 후향예측(backcasting)

기존의 X-11 ARIMA에서 사용되는 승법계절 ARIMA모형은 북미지역의 경제시계열을 바탕으로 만들어진 것이므로 모든 시계열 자료에 사용되는 데는 다소 부적합한 면이 있다. X-12 ARIMA는 사용자가 원하는 승법계절 ARIMA 모형을 적합할 수 있도록 하였으므로 좀 더 정교한 분해가 가능하도록 하였다.

결론적으로 X-12 ARIMA는 과거의 방법에 비하여 좀 더 좋은 결과를 줄 수 있도록 많은 개선이 이루어졌다. 반면, 실제 사용에 있어서는 전문적인 지식을 요구하게 된다. 즉 X-12 ARIMA 기법을 이용하기 위해서는 시계열에 대한 이해뿐만 아니라 계량경제학적 기법까지를 요구하고 있으며, 기존의 통계 패키지에서 자동으로 처리되던 부분까지 세세히 사용자가 제어하도록 되어있다. 그러나 이러한 부분들은 그동안 각 국가의 특성상 정확하게 적용할 수 없었던 시계열 분해기법을 변형하여 정확하게 사용할 수 있도록 하기 위한 것이므로 추가적인 개발을 하여 분석하고자 하는 시계열에 최적화된 분해기법을 만들어 낼 수 있는 가능성은 대폭 확대되었다고 할 수 있다.

4.2 지수의 분해

시계열 자료의 분석을 위해서는 시계열의 특성을 단순화시킬 수 있는 몇 가지 가정을 통해서 시계열에 나타나는 변동을 정의하고 측정하게 된다. 일반적으로 시계열의 변동은 추세변동, 순

환변동, 계절변동, 불규칙변동으로 구분되며¹⁾ 통계적인 분석 시에는 통상 추세와 순환을 하나의 요인으로 설정하여 분석한 후 이를 다시 분해하며, 외부의 개입 등에 의한 특이치 효과를 별도로 고려하게 된다. 본 연구에서는 아파트 건축공사 재료비지수의 시계열 자료를 X-12 ARIMA방법으로 분석함에 있어, 시계열 구성요소는 ①추세요인·순환(trend & cycle factor), ②계절요인(seasonal factor), ③특이치 효과(extreme value effect), ④불규칙요인(irregular factor)의 4가지 요소로 구성된다고 가정하였는데 이들 요소의 특징은 다음과 같다.

추세순환요인 (TCt) 중장기적인 변동을 나타내며, 일반적으로 외부요인이 개입되지 않았을 때의 순수한 시계열의 효과로 간주한다.

계절요인(St) 1년을 주기로 매월 발생하는 개입요인으로 일반적인 시계열의 변동 중 가장 많은 부분을 차지하게 된다. 계절요인이 존재하게 되면 1년을 주기로 규칙적이고 반복적인 변동이 시계열에서 관측된다.

특이치 효과(Et) 외부의 개입요인 중 계절효과로 설명되지 않는 부분들이 이에 해당한다. 경제상황의 변화나 건설정책 수립 및 규제와 같은 구조적인 변화(structural change)를 반영할 수 있는 요인으로 매우 불규칙하게 발생하며 미리 예측이 불가능한 요인들이다.

불규칙 요인 (It) 앞서 제시한 4가지 요인으로 시계열을 설명하지 못하고 남은 부분을 나타낸다. X-12-ARIMA 방법은 다른 시계열 분석방법과 같이 불규칙 요인이 아무런 정보를 갖지 못하고 무시할 수 있을 정도의 적은 변동만을 가질 때까지 계속 분석하게 된다.

이상에서 언급한 4가지 시계열 구성요소를 바탕으로 승법모형과 가법모형으로 시계열을 설명하는데 일반적인 승법모형은 다음과 같이 구성된다.

$$Z_t = TC_t \times St \times Et \times It \quad \text{.....(식 1)}$$

- Z_t = 주택원가추정지수
- TC_t = 추세순환요인
- St = 계절요인
- Et = 특이치 효과
- It = 불규칙 요인

지수의 시계열 분석을 위해 원시계열을 텁색적으로 관찰해 보면 그림 3과 같이 꾸준히 상승하고 있음을 알 수 있으며 최근 1,

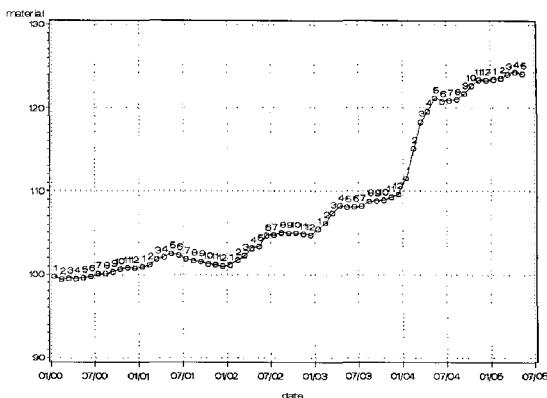
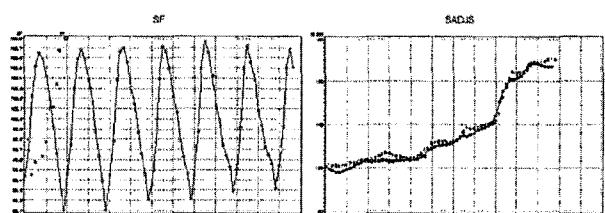


그림 3. 월자료 시도표
2년은 급격한 상승세를 보인다.

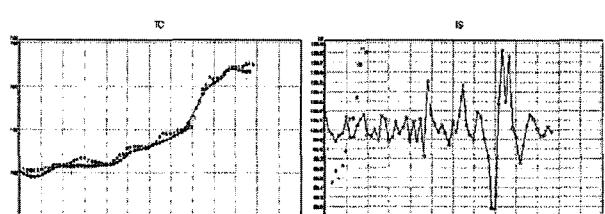
다음의 그림 4는 지수 시계열의 구성요소에 관한 것이다. 주로 계절요인에 관한 결과를 알 수 있으며 계절요인이 대체로 규칙적인 양상을 보이고 있으나, 그 영향력은 크지 않은 것을 알 수 있으며 특이치 효과 역시 고려하지 않아도 될 수준이다. 불규칙 효과의 경우 2003년 말부터 2004년 상반기에 효과 발생이 있는 것으로 보아 외부개입 요인이 있었던 것으로 추정된다. 이는 2003년 말부터 2004년 초까지는 철근 등 강재의 급격한 가격변동에 의해 발생된 것으로, 이 부분을 제외하고는 시계열이 비교적 안정적인 모습을 보이고 있으나 그 영향이 지속적이지 않은 것으로 추정되므로 이 부분에 대한 추가적인 통계분석은 불필요한 것으로 사료된다.



a) 계절요인



b) 계절조정지수



c) 추세순환요인



d) 불규칙요인

그림 4. 지수 시계열의 분해도표

한편 추세순환요인은 스펙트럼분해 과정을 통해 추세요인과 순환요인으로 분리될 수 있으며 추세요인과 순환요인으로 분리된 시도표는 그림 5와 같다.

1) 이덕기(1999), pp. 16~21

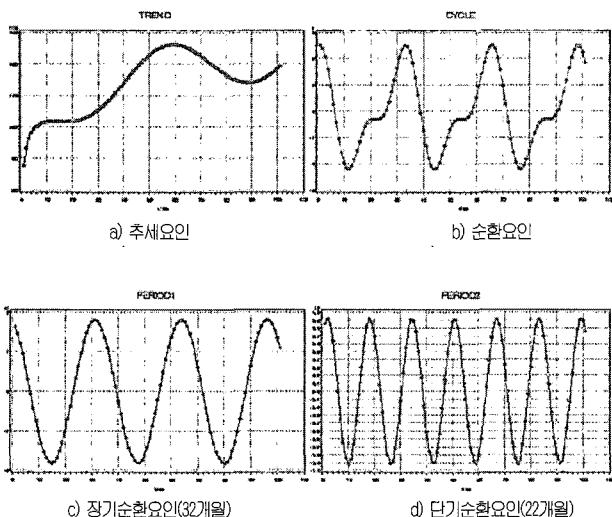


그림 5. 추세 및 순환요인 분해 시도표

다음의 표 2는 추세 순환 분해 후 각 효과들의 설명력을 나타낸다. 표 2를 보면 추세의 영향력이 매우 크고, 순환주기의 영향력이 작은 것을 볼 수 있다. 이는 아파트 원가의 추세·순환패턴이 순환보다는 추세에 절대적인 영향을 받는다는 것을 의미한다.

표 2. 추세 순환 분해 효과의 설명력

요 인	결정계수(R^2)	주기(period)
추세요인	92.62%	—
순환요인(장기)	3.57%	32 개월
순환요인(단기)	3.79%	22 개월

4.3 예측모형의 개발

1) 추세성의 제거 및 모형식별

지수 원 시계열과 요인분석 결과를 보면 지수는 2000년 1월부터 다소간의 규칙적인 계절변동을 지니면서 지속적으로 상승하고 있음을 알 수 있다.

이와 같이 상승 또는 하락추세를 보이는 비정상시계열 자료의 분석을 위해서는 적절한 방법으로 추세성을 제거한 후 그 자료를 이용하여 잠정적인 모델을 식별하고, 식별모델의 모수추정 후 검증을 통하여 최적의 모델을 선정하게 된다.

상승 또는 하락의 추세를 보이거나 시차의 증가에 따라 분산이 증가하는 경우와 같은 비정상 시계열은 추세성을 제거하는 과정을 거쳐야 한다. 상승 또는 하락의 추세를 보이는 비정상시계열은 차분(differencing)을 실시하여 추세성을 제거한다. 또한 경제 시계열의 경우 등에서는 추세(또는 시차)가 증가함에 따라 계열의 변동이 커지는 것이 보통이다. 이런 경우에는 차분만으로 시계열을 정상화할 수 없고 우선변환(예를 들면 log 변환)을 통하여 분산(변동) 안정화를 실시하여야 하며, 분산의 안정화를 위한 변수변환 방법으로는 역변환(power transformation), 펴

센트변환(percent change)이 사용된다²⁾.

본 연구에 사용된 원시계열은 분산의 증가현상은 보이지 않기 때문에 최종적으로 1차 차분을 실시함으로써 추세성을 제거하였으며, 이를 이용하여 ACF(자기상관함수, AutoCorrelation Function, 이하 ACF)와 PACF(편자기상관함수, Partial AutoCorrelation Function, 이하 PACF)를 살펴보아 영향을 끼치는 시차(lag)를 탐색한다.

ACF는 MA(q) 모형에 영향을 주는 차수(q)를 결정하게 되는데, 다음의 그림 6에서 ACF를 보면 1시차(lag 1)와 2시차(lag 2)에서 유의적임을 알 수 있다. 통상 영향 차수의 결정에는 유의 시차와 이들 시차의 합집합을 묶어 차수를 추정하게 되기 때문에 1시차와 2시차 그리고 3시차가 지수에 영향을 끼칠 수 있는 시점이라 할 수 있다. 그러나 통상 MA 모형의 차수는 2를 넘지 않는 것³⁾이 일반적이기 때문에 MA(q)의 차수는 1, 2가 선택되게 된다.

Autocorrelations																								
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.447028	1.00000																						0
1	0.282963	0.63299																						0.125000
2	0.171459	0.38355																						0.167768
3	0.029416	0.06580																						0.180651
4	-0.036332	-0.06127																						0.181325
5	-0.041584	-0.09302																						0.181993
6	-0.0084794	-0.1897																						0.182635
7	0.011840	0.02649																						0.182666
8	-0.0014724	-0.00390																						0.182726
9	0.0010402	0.00233																						0.182727
10	0.022852	0.05112																						0.182728
11	0.052673	0.11763																						0.182951
12	0.054718	0.12241																						0.184133
13	0.050588	0.11317																						0.185400
14	-0.010520	-0.02353																						0.186476
15	-0.068704	-0.15869																						0.186522
16	-0.057839	-0.12939																						0.188491

** marks two standard errors

그림 6. 1차 차분 시계열의 ACF도

PACF는 AR(p) 모형에 영향을 주는 차수(p)를 결정하게 되는데, 다음의 그림 7에서 PACF를 보면 1시차(lag 1)와 3시차(lag 3)에서 유의적임을 알 수 있다. 통상 영향 차수의 결정에는 유의 시차와 이들 시차의 합집합을 묶어 차수를 추정하게 되기 때문에 1시차와 2시차 그리고 3시차가 지수에 영향을 끼칠 수 있는 시점이라 할 수 있다.

Partial Autocorrelations																							
Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.63299																						
2	-0.02857																						
3	-0.27693																						
4	-0.01176																						
5	0.10788																						
6	0.06777																						
7	-0.04990																						
8	-0.11506																						
9	0.07979																						
10	0.15829																						
11	0.05593																						
12	-0.09636																						
13	0.00608																						
14	-0.10731																						
15	-0.10004																						
16	0.15890																						

그림 7. 1차 차분 시계열의 PACF도

2) 협명희(1994), p. 13

3) 이덕기(1999), p. 290

3)에서 유의적임을 알 수 있으므로, 1시차와 3시차 그리고 4시차가 지수에 영향을 끼칠 수 있는 시점이라 할 수 있다. AR 모형에서도 차수는 2를 넘지 않는 것이 일반적이기는 하나 분기, 반기 등의 영향을 분석하기 위해 종종 4시차와 6시차 등이 고려되기도 한다. 그런데 본 연구에 사용된 지수는 분기별 주기변동을 보이지 않기 때문에 4시차는 고려하지 않는 것이 좋으므로 AR(p)의 차수는 1, 3이 선택되게 된다.

2) 잠정 모델선정

ACF와 PACF의 검토결과 $p=(1,2,3)$, $q=(1,2)$ 가 가능성 있는 시차라고 할 수 있으므로 이들 시차를 중심으로 시계열 모형을 만들어 보면 다음과 같은 5개의 모형이 제시될 수 있다.

제시된 모형에서 앞의 첫 번째 항은 비계절 항(term)을 나타내고, 뒤의 두 번째 항(s)은 계절요인을 고려한 항을 나타낸다.

- 모형 1 : $(0, 1, 1)(0, 1, 1)s$

이 모형의 첫 번째 항을 살펴보면, 각 숫자는 (p, d, q) 의 차수를 나타낸다. 즉, 위의 $(0, 1, 1)$ 의 경우는 AR(p)은 없고, $d(\text{차분})=1$ 이며, $MA(q)=MA(1)$ 을 나타낸다. 즉 이 모형은 분석대상 시계열이 1차 차분한 후 $MA(q)$ 모형만으로 시계열을 예측한다고 가정된 것이며, 뒤의 항에서도 계절차분은 있으며, $MA(12)^4$ 에 영향을 받는다는 의미이다.

- 모형 2 : $(0, 1, 2)(0, 1, 1)s$

이 모형은 $MA(q)=MA(2)$ 로 설정한 것을 제외하고는 앞의 모형 1과 동일한 것이다.

- 모형 3 : $(2, 1, 0)(0, 1, 1)s$

이 모형은 비계절 항(term)의 경우는 $AR(p)=AR(2)$, $d(\text{차분})=1$ 이며, $MA(q)=MA(0)$ 을 나타낸다. 즉 이 모형은 분석대상 시계열이 1차 차분한 후 AR(2) 모형만으로 시계열을 예측한다고 가정된 것이며, 뒤의 항에서도 계절차분은 있으며, $MA(12)^4$ 에 영향을 받는다는 의미이다.

- 모형 4 : $(0, 2, 2)(0, 1, 1)s$

이 모형은 비계절 항(term)의 경우는 $AR(p)=AR(0)$, $d(\text{차분})=2$ 이며, $MA(q)=MA(2)$ 을 나타낸다. 즉 이 모형은 분석대상 시계열이 2차 차분한 후 AR(2) 모형만으로 시계열을 예측한다고 가정된 것이며, 뒤의 항에서도 계절차분은 있으며, $MA(12)$ 에 영향을 받는다는 의미이다. 이 모형은 혹 1차 차분만으로 추세성

의 제거가 부족할 수 있기 때문에 2차 차분을 고려한 모형이나, 통상 과다한 차분은 바람직하지 않다.

- 모형 5 : $(2, 1, 2)(0, 1, 1)s$

이 모형은 비계절 항(term)의 경우는 $AR(p)=AR(2)$, $d(\text{차분})=1$ 이며, $MA(q)=MA(2)$ 을 나타낸다. 즉 이 모형은 분석대상 시계열이 1차 차분한 후 AR(2) 모형과 MA(2)로 시계열을 예측한다고 가정된 것이며, 뒤의 항에서도 계절차분은 있으며, $MA(12)$ 에 영향을 받는다는 의미이다.

3) 모수 추정

표 3에서 시계열 분석모형의 선택기준으로 활용될 수 있는 SBC, AIC를 각 모델별로 비교해 볼 때, SBC 및 AIC 관점에서 모형 3 : $(2, 1, 0)(0, 1, 1)s$ 이 가장 최적의 모델로 판정되었으며 이를 대상으로 모수를 추정한다.

표 3. 후보모형의 비교

구 분	SBC	AIC
Model 1	156.16	151.84
Model 2	156.33	152.02
Model 3	156.11	151.79
Model 4	156.33	152.02
Model 5	158.39	151.91

모수를 추정하는 방법에는 ①조건부최소제곱 추정법(CLS : Conditional Least Squares), ②비조건부최소제곱추정법(ULS : Unconditional Least Squares), ③최대우도 추정법(ML:Maximum Likelihood) 등이 있으며⁵⁾ 본 연구에서는 일반적으로 널리 사용하는 조건부최소제곱 추정법(CLS)법을 사용하여 모수를 추정하였으며, 최종 추정된 모수는 다음의 표 4와 같다.

위의 표를 보면 AR 1, 2의 경우는 t 값이 0.28로 1.96 미만이기 때문에 유의하다고 볼 수 없으며 따라서 모형에서 제외시켰으며 최종 결정된 모형식은 다음의 <식 2>와 같다.

<식 2>는 승법모형을 수식 파악의 용이성을 고려하여 log를 취하여 가법모형으로 변환하여 표현한 것이다.

$$\log(I_t) = \log(TC_t) + \log(S_t) + \log(E_t) + \log(I_t) \quad \dots \quad \text{식 2}$$

$$\bullet \log(I_t) = \log \frac{(1 - 0.801B^{12})}{(1 - 0.575B)} \log(TC_t) + a_t$$

• B^n : t-n 시차에 영향을 받음

• a_t : 백색잡음 과정

4) 계절요인 항(term)은 연간(12개월)이 주기이므로 12를 의미함

5) 혀명희(1994), p. 5장-20

표 4. 최종 추정모형의 모수추정

The X12 Procedure				
Seasonal Adjustment of - MATERIAL INDEX				
Conditional Least Squares Estimation				
Parameter	Estimate	Std Error	t Value	Lag
MU	0.0012454	0.0008984	1.39	0
MA1,1	0.8008631	0.1192754	6.71	12
AR1,1	0.5751442	0.1461503	3.94	1
AR1,2	0.0419425	0.1477663	0.28	2
Conditional Least Squares Estimation				
Variance Estimate =	0.0000353			
Std Error Estimate =	0.0059407			
AIC =	-381.6897	*		
SBC =	-373.8847	*		
Number of Residuals=	52			
* Does not include log determinant				
Criteria Summary for Model 3: (2,1,0)(0,1,1)s, Log Transform				
Box-Ljung Chi-square: 18.80 with 21 df Prob= 0.60 (Criteria prob > 0.05)				
Test for over-differencing: sum of MA parameters = 0.80 (must be < 0.90)				
MAPE - Last Three Years: 0.46 (Must be < 15.00 %)				
- Last Year: 0.41				
- Next to Last Year: 0.54				
- Third from Last Year: 0.43				

4) 모형의 진단

모형이 추정된 후에 추정된 모형이 잘 추정되었는지를 진단하는 과정이 필요하다.

모형진단의 방법으로는 잔차분석을 하게 되는데, 추정된 모형에서 얻어진(추정된) 잔차가 평균 0, 분산이 σ^2 인 독립적 동일분포를 갖는 하나의 확률변수인 백색잡음(white noise)의 성질을 만족시키는지를 확인하여야 한다. 최종 모형의 잔차가 백색잡음을 따르는지 아닌지는 분기 단위로 ACF(즉, MA부분)만 확인하게 되는데 표 5와 같이, Pr값이 모두 0.05보다 크기 때문에 ACF가 일정 패턴을 따르는지 않으며 백색잡음을 만족시키는 것으로 볼 수 있다.

표 5. 잔차의 ACF

Autocorrelation Check of Residuals						
To Lag	Chi-Square	Pr > ChiSq	DF	ChiSq	Autocorrelations	
6	4.39	0.2223	3	-0.006	0.068	0.030 -0.129 -0.062 -0.089
12	4.80	0.8515	9	0.023	-0.003	-0.021 -0.004 0.020 -0.040
18	12.21	0.6632	15	0.031	0.004	-0.103 -0.036 -0.057 -0.186
24	16.97	0.7129	21	0.077	-0.008	0.015 0.033 0.010 0.153

4.4 지수의 예측결과

이상의 과정을 통해 X-12 ARIMA 방법론에 의해 시계열 모형을 식별하고, 모수를 추정한 후 개입분석과 모형의 검진을 통하여 최종적으로 채택된 지수의 시계열 모형은 위에서 제시한 식 2와 같다. 식 2의 시계열모형을 바탕으로 원지수와 예측치를 비교한 결과는 그림 8과 같다.

실제의 지수와 예측치 간의 절대값의 차이는 평균 0.4p로, 실제지수 대비 0.36%의 차이를 갖게 되므로 상당히 정확한 예측 결과를 보여주고 있음을 알 수 있다. 그럼 8.에서 보듯이 기존의 X-11 ARIMA에서는 시차가 증가할수록 95%신뢰구간에서의 상하한선이 같이 증폭되어 일정시차(통상 6시차) 이상이 되면 예측치의 신뢰성을 담보할 수 없는 문제점이 X-12 ARIMA에서는 발생하지 않는 것을 알 수 있다.

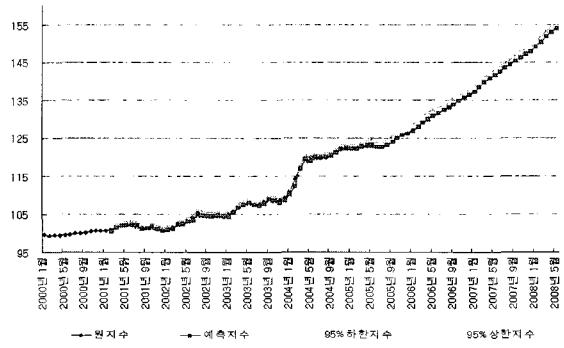


그림 8. 지수의 예측결과

5. 결론 및 향후 연구과제

최근 서울지역 동시분양 아파트의 평당 분양가는 1999년의 776만원에서 2005년 상반기 현재 1,380만원으로 78% 가량 상승하였다는 보도가 있었다⁶⁾. 아파트 분양가는 분양지역의 특성 및 규모, 설계기준, 토지 및 재료비 등 생산원가, IMF 이후의 사업수행 구조 등과 같은 다양한 요인들의 복합적 상호작용에 의해 결정되는 것으로 위의 보도에서와 같이 단편적인 수치로 상승폭을 확장하는 데에는 무리가 있다. 아파트가 공공재 성격을 띠고 있기는 하지만, 분양가는 생산원가(cost)가 아닌 판매가(sale price)라는 차원에서 시장여건과 기업전략에 따라 자율적으로 결정되는 것이 시장논리에 부합된다는 주장도 있다. 그럼에도 불구하고 최근의 고분양가는 국민의 건전한 부의 축적과 주거생활 안전측면에서 바람직하지 않은 것으로 평가받고 있으며, 이는 국가 경제발전과 건설산업의 이미지에도 악영향을 미치게 된다.

6) 연합뉴스, 2005년 7월 25일자

본 논문의 연구결과 2000년 연평균 대비 2005년 5월 현재 노무비 부분을 제외하면 약 22.7%내외의 아파트 건설공사 원가 상승요인이 있던 것으로 추정되었으며, 향후 3년간 약 16.8%의 상승이 예상되었다. 이러한 결과는 그간 토지비의 급격한 상승과 주택품질의 고급화 등을 감안하더라도 그동안의 높은 분양가는 국가경제와 건설산업의 건전한 발전차원에서 심도 있게 재검토되어야 힘을 보여준다.

본 연구의 결과만으로 최근 아파트 분양가의 적정성을 평가하는 데에는 분명 무리가 있다. 그러나 아파트의 분양가를 구성하는 요소들이 실질적으로는 공사원가를 토대로 추정된다는 점을 감안한다면 본 연구결과는 아파트 분양가의 적정성을 추정하는 중요한 열쇠가 될 수 있으며, 향후의 원가변동분의 추정 결과도 중요한 의미를 지닐 것으로 사료된다. 다만 본 연구에서 수행하지 못했던 인건비 부분의 가중치 구조 분석과 개별 표준사업과 시장조사 가격을 토대로 한 세부적인 지수의 개발 등과 같은 후속연구를 통하여 본 연구의 결과가 비교 분석이 필요할 것으로 사료된다.

참고문헌

1. 김선국, 조지훈, “복합 시계열모델을 이용한 건설공사비지수 예측”, 대한건축학회 논문집, 1999. 7
2. 김우영, 장현승, 김윤주, “건설 공사비 지수 개발 I – 직종별 노무비 변동에 기초한 공사비 지수 산정 –”, 한국건설산업연구원, 2003. 11.
3. 김현아, 백성준, 김우영, “아파트 분양가격의 상승원인과 가격결정구조 분석”, 한국건설산업연구원, 2004. 11.
4. 대한주택공사, “2003 주택공사비분석자료”, 대한주택공사, 2004. 8.
5. 안성훈, 강경인, “전문가지식을 활용한 공동주택 초기단계 공사비 예측에 관한 연구”, 대한건축학회 논문집, 2005. 6
6. 이덕기, “예측방법의 이해”, SPSS 아카데미, 1999
7. 이상영, 이선희, “건설물가지수 개발에 관한연구”, 한국건설 산업연구원, 1998
8. 조훈희, 박우열, 강경인, “건축공사비지수의 통계적 예측모델 개발 연구”, 대한건축학회 논문집, 2002. 3(2002, a)
9. 조훈희, 서덕석, 강경인, “인공신경망 모델을 이용한 건축공사 투입 물가의 변동 예측”, 대한건축학회 논문집, 2002. 8(2002, b)
10. 조훈희, 이유섭, “주택원가지수 산정모델 작성 사례연구”, 한국건설관리학회 논문집, 2003. 12
11. 혀명희, 박유성, “시계열자료분석”, 자유아카데미, 1994
12. Fitzgerald, E., and Akintoye, A., "The accuracy and optimal linear correction of UK construction tender price index forecasts", Construction Management and Economics, 1995, pp. 493 ~ 500
13. Wang, C. H., Mei, Y. H., "Model for forecasting construction cost indices in Taiwan", Construction Management and Economics, 1998, pp. 147 ~ 157
14. Williams, T. P., "Predicting changes in construction cost indexes using neural networks", ASCE Journal of construction engineering and management, Vol. 120, No 2, June, 1994

논문제출일: 2005.07.12

심사완료일: 2005.12.08

Abstract

The construction cost index and the forecasting model of apartment house can be efficient for evaluating the validness of the fluctuating price, and for making guidelines for construction firms when calculating their profit. In this study the previous construction cost index of apartment house was improved, and the forecasting model based on X-12 ARIMA was developed. According to the result, during the last five years the construction cost, excluding labor expense, has risen approximately to 22.7%. And during next three years, additional 16.8% rise of construction cost is expected. Those quantitative results can be utilized for evaluating the apartment house's selling price in an indirection, and be helpful to understand the variation pattern of the price.

Keywords : Cost Index of apartment housing, forecasting, X-12 ARIMA, selling price