# 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구

## Short-term Forecasting Model for the Housing Market

국토연 2000-53

# 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구

Short-term Forecasting Model for the Housing Market

윤주현 · 김혜승

國土硏究院

## 연 구 진

연구책임 · **윤주현 연구위원**

연구진 · **김혜승 책임연구원**

국토연 2000-53 · 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구

글쓴이 · 윤주현, 김혜승 / 발행자 · 이정식 / 발행처 · 국토연구원

출판등록 · 제2-22호 / 인쇄 · 2000년 12월 26일 / 발행 · 2000년 12월 31일

주소 · 경기도 안양시 동안구 관양동 1591-6 (431-712)

전화 · 031-380-0429(출판팀) 031-380-0114(대표) / 팩스 · 031-380-0474

값 · 6,000원 / ISBN · 89-8182-140-2

http://www.krihs.re.kr

# 서 문

우리 경제는 IMF금융지원 이후 급격한 구조변화에 적응하는 과정에 있다. 그러나 최근 주식시장의 침체, 환율의 불안정, 기업의 자금난, 부실로 인한 금융시장의 불안정 및 여러 부문에서의 구조조정의 지연 등의 문제가 대두되면서 또 한 번의 경제위기가 도래할 수도 있다는 불안도 팽배해지고 있다.

이러한 전반적인 경기악화에 대한 우려 속에서 부동산경기만 상승할 것으로 보기는 어렵다. 반면 이러한 어려운 상황이 부동산시장을 재편할 수 있는 기회라는 의견도 대두되고 있다. 또한 변화가 많은 시기일수록 수요자나 공급자 및 정책결정자들에게 부동산시장의 동향파악 및 전망은 중요한 영향을 미치게 된다.

본 연구원에서는 이러한 필요성에 따라 주택 · 토지 · 건설부문이 엮여진 부동산동향팀의 편성 · 운영을 통하여 부동산시장의 움직임 및 부동산경기에 관해 지속적으로 분석하기 시작하였다. 본 주택시장 경기동향 및 단기전망연구는 이에 대한 부문별 연구의 일환으로 수행되었다. 본 연구에서는 향후 주택시장의 움직임을 지속적으로 파악하고 전망하기 위한 첫 단계로서 우선 주택경기를 분석하기 위한 단기모형을 개발하고 이를 토대로 2001년의 주택시장을 전망해 보았다.

비록 민간부문에서도 주택경기분석연구가 많이 행해지고 있지만 그와 더불어 공공부문에서의 지속적인 연구도 함께 수행됨이 바람직한 일일 것이다. 따라서 본 연구를 기점으로 보다 객관적인 시점에서 주택경기를 분석하여 민간부문

의 활동 및 정부의 정책수립에 참고가 될 수 있는 자료를 지속적으로 제공할 수 있기를 기대한다. 끝으로 본 연구를 성실히 수행한 윤주현 연구위원, 김혜승 책임연구원 그리고 이근자 주임연구조원의 열정과 노고에 심심한 감사를 표하는 바이다.

2000. 12. 31

**국 토 연 구 원**

**원장 이 정 식**

# 초 록

주택시장의 동향 및 전망은 주택시장 참여자 모두의 행동을 결정하는데 중요한 영향을 미치게 된다. 즉 주택건설업체는 주택건설공급계획의 수립을 위하여, 주택수요자 및 투자자는 주택구입 또는 주택투자의 결정을 위하여, 그리고 주택정책 당국자는 주택시장 안정 및 지원 대책마련을 위하여 주택시장의 움직임에 대한 파악이 요구되고 있는 것이다.

이러한 필요성에 따라 본 연구에서는 주택시장의 경기동향 및 전망에 관한 지속적인 연구의 초보적인 단계로 우선 주택경기를 정의하고, 주택시장의 움직임을 분석하기 위한 단기모형을 개발하며, 그것을 토대로 2001년의 주택시장을 전망하였다.

주택경기란 주택부문의 총체적인 경제활동의 움직임이라고 정의할 수 있다. 여기에서 경제활동이란 이익추구 또는 효용극대화를 위하여 취하는 시장참여자들의 행동이 집단적으로 나타나는 현상으로 주택을 구입하는 행위가 주택수요자의 경제활동인 반면 주택공급자의 경제활동은 주택을 건설하는 것이라 할 수 있다. 이러한 주택의 수요자와 공급자의 경제활동으로 주택시장에 나타나는 경제활동의 현상으로 주택가격 및 주택거래 등을 들 수 있다.

주택경기의 현상태가 어떠한지 또 앞으로 주택경기의 향방이 어디인지를 파악하기 위해서는 주택경기를 정확하게 나타내 주는 지표를 작성해야 할 것이다. 본 연구에서는 이러한 종합적인 주택경기지표를 작성하는 작업은 후속 연구로 남겨

두고 우선적으로 개별지표인 주택가격의 움직임을 통하여 주택경기의 단기전망을 시도하였다. 이는 주택가격이란 모든 주택시장 참여자들의 활동 및 경제여건 등을 반영하는 척도로서 이미 기존연구에서 많이 사용되었고, 일관성과 신뢰성을 가진 주택가격지수통계자료에 대한 접근이 보다 용이했기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 주택매매가격 및 전세가격에 대한 단기전망을 위한 시계열분석모형의 구축에 주력하였다.

우선 주택가격지수로 이루어진 시계열이 안정적 확률과정으로 변형될 수 있다는 전제하에 안정적 시계열을 대상으로 시계열분석에서 많이 이용되고 있는 방법인 단변량 ARIMA모형을 개발하였다. 다음으로 시계열의 특정기간에 대해 일종의 더미변수를 적용하여 외부적인 충격의 파급효과를 ARIMA모형에 반영하여 설명력과 예측력을 제고시키는 개입분석모형을 개발하였다. 이러한 개입분석모형의 구축과 더불어 주택가격에 영향을 주는 여타 경제변수에 대한 분석을 포함한 변환함수모형을 구축하여 2001년도 주택가격을 전망하였다.

Box-Jenkins에 의해 체계화된 시계열분석기법인 ARIMA 모형은 불안정한 시계열을 안정화시키고, 여타 추가적인 정보없이 그 특성치의 단기예측값을 파악하는데 유용한 통계적 방법이다. ARIMA모형에 의한 단기예측절차는 우선 시계열을 안정적으로 만든 후 AR과 MA차수를 선택하여 모형을 식별하고, 식별된 모형에 포함된 파라미터를 추정하며, 추정된 모형의 적합성을 검정하는 진단과정을 거친 후 이러한 진단을 통과한 모형을 이용하여 예측을 하는 순으로 이루어진다.

개입분석모형은 기본적으로 시계열의 특정기간에 대하여 일종의 더미변수를 적용하여 외부적인 사건 및 개입의 파급효과를 ARIMA모형에 반영하여 설명능력과 예측능력을 제고하는 것을 목적으로 하는 모형으로 개입변수에는 일반적으로 계단형 개입과 충격형 개입이 있다. 개입변수들을 찾아내는 절차는 우선 시계열에 대한 적절한 ARIMA모형을 개발한다. 다음으로 각 기간에서 회귀계열을 통해 특이점의 존재여부를 검정하고, 특이점의 가능성이 있는 경우 잔차를 조정하

며, 모든 가능한 특이점이 발견될 때까지 이러한 탐색을 반복한다. 이렇게 발견된 특이점들을 변환함수모형에 개입변수로 포함시킨다. 「노이즈」 모형은 특이점에 대해 조정된 원계열로부터 식별될 수 있다.

변환함수모형은 하나의 산출시계열을 그것 자체의 과거 값들 및 하나 이상의 투입시계열의 값들의 함수로 설명하는 시계열모형이다. 하나 이상의 투입시계열(X)의 함수인 산출시계열(Y)이 있다고 할 때 변환함수란 산출시계열과 투입시계열 각각간에 측정할 수 있는 관계를 설명해 준다. 산출시계열이 투입시계열에 의해 설명될 수 있는 부분과 산출시계열과의 차이를 「노이즈」라고 한다. 「노이즈」는 그 자체가 확률적(stochastic)이므로 ARIMA 모형에 의해 나타낼 수 있다. 변환함수와 「노이즈」모형이 결합된 모형을 일반적으로 변환함수모형이라고 한다. 변환함수모형의 구축과정은 다음과 같다. 우선 모형식별과정으로 모형형태를 식별하는 방법에는 사전백색화/교차상관법과 코몬필터/최소자승법 등이 있다. 식별 목적은 주어진 시계열 변수들에 대해 적절한 예비적인 모형형태 하나를 선택하는 것이다. 다음으로 식별된 예비모형의 계수를 추정하고 추정된 모형에 대한 진단과정을 거친 최종모형을 이용하여 산출계열의 예측치를 구한다.

본 연구에서는 이러한 세 가지 형태의 모형 중 우선 주택가격의 향후 3개월까지의 초단기예측을 위해서는 모형의 적합성 및 예측력 검정을 통하여 ARIMA모형보다 우수하다고 평가된 개입분석모형을 이용하였다. 이 때 지역별(전도시, 서울시, 광역시), 주택유형별(종합, 아파트) 매매 및 전세가격의 초단기전망을 시도하였으며, 월별 자료를 이용하여 향후 3개월(2000년 7월 9월)까지를, 분기별 자료를 이용하여 향후 2분기(2000년 3/4분기 4/4분기)까지를 예측하였다. 예측결과를 요약하면 분기별 자료를 통한 예측치에 비해 월별 자료를 통한 예측치가 더 나은 결과를 보였다. 95%의 신뢰구간에서 서울(종합)과 광역시(아파트)의 3/4분기 전세가격 예측치를 제외한 모든 실제치가 포함되었다. 따라서 개입모형에 의한 주택 및 전세가격의 단기전망은 95% 이상의 신뢰도를 지닌 예측치를 제시하여 주고 있다고 할 수 있다.

반면 2001년의 주택가격을 예측하기 위해서는 여러 가지 투입계열을 포함하되 연구자의 판단을 반영하면서 예측력을 향상시켜보고자 변환함수모형을 이용하였다. 주택가격이 수요, 상대가격 및 공급의 함수라고 보고, 수요측면을 나타내주는 변수로는 거시경제변수인 실질GDP와 통화량(M2)을, 상대가격 변수로는 소비자물가지수를, 그리고 공급변수로는 주거용건축허가면적을 채택하였다. 이와 더불어 1997년말부터 시작된 외환금융위기를 반영할 수 있는 개입변수도 투입계열로 포함시켰다. 산출계열인 주택가격자료는 주택은행에서 발표하고 있는 분기별 전도시와 서울의 매매 및 전세 가격지수를 이용하였다. 이 때 통계자료의 한계상 월별자료가 아닌 분기별 자료를 이용하였고, 각 산출 및 투입계열로는 수준변수가 아닌 전분기대비변화율을 사용하였다. 이 때 1986년 2/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 자료를 이용하되 전도시와 서울의 매매 및 전세 가격지수 즉 네 가지의 산출계열 각각에 대해 5개의 투입시계열을 가지고 여러 가지의 투입계열의 조합을 만들어 변환함수모형을 다양하게 식별, 추정하고 진단과정을 거친 후 예측력이 가장 좋은 모형을 선정하였다. 이렇게 선정된 모형을 토대로 1986년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지 분기별 자료를 이용하여 2001년의 주택가격을 전망하였다. 이 때 예측기간(2000. 3/4 2001. 4/4)동안의 투입계열의 예측치 중 실질GDP 및 소비자물가지수의 경우는 KDI의 발표자료를 이용하였고, 나머지의 경우에는 각 투입계열의 ARIMA모형에 의한 예측치를 적용하였다.

이렇게 전망한 결과는 다음과 같다. 2000년 4/4분기를 기준으로 한 2001년의 전국의 매매가격은 0.6% 정도 증가하고, 서울의 매매가격은 2.8% 증가하는 것으로 나타났다. 반면 같은 기간 동안 전국의 전세가격은 2.9%, 서울의 전세가격은 5.4% 증가하는 것으로 전망되었다. 분기별 변화율을 살펴보면 특히 전세가격은 2/4분기와 4/4분기의 경우 전분기에 대비해서 가격이 하락하는 것으로 전망되었다. 이는 1997년 이후 1998년까지의 분기별 전세가격 변화율의 과거추이 및 다른 연도의 분기별 과거추이 즉 2/4분기와 4/4분기의 전분기대비증가율은 1/4분기와 3/4분기의 경우에 비해 낮게 나타나는 추이를 반영하는 것이라 할 수 있다. 또한

이는 자녀의 학과정을 고려하는 전세가구에게 1/4분기와 3/4분기가 주된 이사철이 되는 우리의 현실을 반영하는 것이라 해석할 수 있다.

본 연구에서는 주택경기의 단기전망을 위해 주택경기를 나타내는 여러 가지 지표 중 주택시장을 단적으로 나타내 주는 주택가격만을 중심으로 분석하였다. 그러나 앞으로는 분석대상 지표의 범위를 점차 확대시키고 주택경기를 나타내는 종합지수를 작성하는 등 주택경기를 다양하고 종합적인 측면에서 분석할 필요가 있다.

또한 본 연구에서는 ARIMA 모형, 개입분석모형, 변환함수모형을 중심으로 단기예측모형을 구축하였다. 향후에도 이러한 모형들은 지속적으로 관리되어야 할 것이며 동시에 본 연구에서 시도하지 못했던 여타 다변량 시계열 모형 및 구조모형의 개발 등에도 계속 관심을 기울여야 할 것이다. 즉 기존모형 및 새로운 모형과의 유용성을 비교하여 운용하면서 우리 나라 주택경기의 특성을 가장 잘 반영할 수 있는 모형구축을 위해 지속적으로 노력해야 할 것이다.

# 차 례

# 표 차례

# 그림 차례

CHAPTER 1

# 서 론

## 1. 연구의 배경 및 목적

향후 주택시장은 각종 규제완화 및 금융자율화 등으로 민간중심의 경쟁구조로 지속적으로 재편될 전망이다. 주택시장의 동향 및 전망은 주택시장 참여자 모두의 행동을 결정하는데 중요한 영향을 미치게 된다. 즉 주택건설업체는 주택건설 공급계획의 수립을 위하여, 주택수요자 및 투자자는 주택구입 또는 주택투자의 결정을 위하여, 그리고 주택정책 당국자는 주택시장 안정 및 지원 대책마련을 위하여 주택시장의 움직임에 대한 파악이 요구되고 있는 것이다.

물론 민간부문에서 다양한 경기분석을 시도하고는 있지만 이와는 별도로 공공부문에서도 객관적인 시각에서 주택시장의 움직임 및 주택경기에 관한 분석을 지속적으로 수행할 필요성이 커지고 있다. 이는 신뢰성이 있는 경기분석으로 민간부문에 대한 정보제공 및 정부의 주택정책수립을 위한 참고자료를 제공하는데 많은 도움을 줄 수 있기 때문이다.

이러한 필요성에 따라 본 연구원에서도 주택 · 건설 · 토지 등 부동산동향팀을 편성하여 운영하기 시작했으며, 이에 대한 부문별 연구의 일환으로 주택시장의

경기동향 및 전망에 관한 연구에도 계속 관심을 기울일 계획이다. 이를 위한 초보적인 단계로 본 연구에서는 우선 주택경기를 정의하고, 주택시장의 움직임을 분석하기 위한 단기모형을 개발하며, 그것을 토대로 2001년의 주택시장을 전망하는데 목적을 두고자 한다.

## 2. 주택경기의 정의 및 연구의 범위

### 1) 일반경기의 정의 및 경기지표

경기란 총체적인 경제활동의 순환변동과정에서 나타나는 팽창과 위축현상을 말한다.[1] 경기순환이란 생산, 고용, 인플레이션, 통화량, 임금 등 경제활동의 총량지표들에서 관찰되어지는 순환적 변동(cyclical fluctuations)이라고 할 수 있으며, 이 때 순환적 변동은 경제의 장기적 성장추세(long-run trend path)로부터의 이탈(deviation)을 의미한다.

정책적 개입의 필요성 여부 및 개입의 형태에 관한 결정 그리고 모든 경제주체들의 합리적 결정이 올바르게 이루어지기 위해서는 현재의 상태가 경기팽창국면인지 위축국면인지를 분간할 수 있어야 할 것이다. 그러나 총체적인 경제활동의 순환변동을 측정하는 문제는 간단하지가 않다. 이렇게 경제활동의 총체적인 순환변동을 측정하고 이를 이용하여 경제의 현상태의 파악과 정책결정 및 경제예측에 사용하기 위한 목적으로 작성되는 자료를 경기지표(business indicators)라 한다. 경기지표에는 하버드지표(Harvard Barometer), 경기확산지수(DI: Diffusion Index), 경기예고지표(WI: Business Warning Index), 기업실사지수(BSI: Business Survey Index), 경기종합지수(CI: Composite Index) 등이 있다.[2]

---

1) 김기화. 1990. 「경기순환이론」. 서울 : 다산출판사. p5

2) ㅇ 하버드지표(Harvard Barometer) : 1919년 Persons 등에 의해 제시된 최초의 조직적 경기지표임. 투기적 지수, 생산 및 물가지수, 금융지수 등의 3개군에 13개 지표로 구성되었으며, 투기지수는 경기선행적 성격을, 생산 및 물가지수는 동행적 성격을, 그리고 금융지수는 후행적 특성을 지니고 있었음. 특히 투기지수는 경기예측의 방법으로 사용되었으나 선행지표로서의 특성이 1924년 이후 흔들리기 시

### 2) 주택경기의 정의

일반경기에 대한 정의를 참고로 할 때 주택경기란 주택부문의 총체적인 경제활동의 움직임이라고 정의할 수 있다. 여기에서 경제활동이란 이익추구 또는 효용극대화를 위하여 취하는 시장참여자들의 행동이 집단적으로 나타나는 현상으로 주택을 구입하는 행위가 주택수요자의 경제활동인 반면 주택공급자의 경제활동은 주택을 건설하는 것이라 할 수 있다. 이러한 주택의 수요자와 공급자의 경제활동으로 주택시장에 나타나는 경제활동의 현상으로 주택가격 및 주택거래 등을 들 수 있다.

---

작하였고 대공황의 예측에 실패함으로써 1941년 이후 전혀 사용되고 있지 않음

◦ 경기확산지수(DI: Diffusion Index) : 1936년 Moore에 의해 처음으로 작성되었으며, 1961년에는 미국 상무부의 공식 경기지표로 채택됨. 경기동향지수라고도 불리며, 특정시점에서 팽창국면에 있는 시계열의 수가 전체 시계열의 수에서 차지하는 비중으로 표시됨. 경기선행성이 있으며, 경기확산지수를 작성하기 위해서는 개별시계열의 경기순환을 미리 알고 있어야 하는 모순점이 있고, 개별지표의 변화정도를 파악하지 못함으로써 방향만을 알 수 있는 한계가 있음

◦ 경기예고지표(WI: Business Warning Index) : 일본 기획청에서 1968년에 작성하였으나 경기종합지수의 등장으로 1976년부터는 폐지됨. 우리나라는 1972년 한국은행이 작성하였으나 1984년 이후에는 작성되지 않음. 이 지표는 과거의 경험을 기초로 하여 경기의 전환점을 파악할 수 있고, 과거의 경험에 의해 설정된 기준치에 의해 경기변동폭의 강도를 파악하는데 이용함. 개별지표의 실제변동률이 상한기준율을 초과하면 적신호, 상한기준율 미만이거나 평균 이상이면 적황신호, 하한기준율 이상이나 평균 이하이면 청황신호, 하한기준율 미만이면 청신호로 표시하고 개별지표의 신호를 점수화하여 산술평균하는 방식으로 작성됨. 그러나 이 지표는 경제상황의 새로운 변화를 신속하고 정확하게 반영하지 못하는 단점을 지님

◦ 기업실사지수(BSI: Business Survey Index) : 이는 경기에 대한 기업가들의 판단, 장래에 관한 전망 등을 설문을 통해 조사하여 이를 지수화한 것으로 다음과 같이 작성됨.

BSI= [(증가표시사업체수-감소표시사업체수)/전체조사업체수]×100 + 100

따라서 BSI가 100을 초과하면 팽창국면이고, 100 미만이면 위축국면을 나타내며, 100 내외인 경우는 경기의 전환점을 의미함. 그러나 기업가의 주관적인 판단에 의존하는 경향이 크고 실제 계획이 반드시 실현된다는 보장도 없기 때문에 기업실사지수를 이용한 경기분석에서는 이 점을 고려해야 함

◦ 경기종합지수(CI: Composite Index) : 이는 경제 각 부문의 순환변동을 대표하는 지표를 선정하여 이를 종합함으로써 경기의 전반적인 변화를 파악하기 위해 작성되는 경기지표임. Burns · Mitchell 및 Moore등의 연구로 개발되었으나 대형컴퓨터의 등장으로 수정 · 보완되어 1975년 미국 상무부와 NBER 공동으로 새로이 발표된 이후 각국에서 이용됨. 개별지표들의 변화를 기준순환일과 비교하여 선행지표, 동행지표, 후행지표로 구분하고 이들 대표계열군을 가중평균하여 경기종합지수를 산출함(김기화. 상게서. pp78-87)

현재 우리나라의 주택경기를 나타내 주는 주택관련 개별지표에는 다음과 같은 것들이 있다. 주택수요자의 경제활동인 주택구입과 관련한 지표로는 주택청약관련저축가입자수, 주택자금대출 등을 들 수 있고, 공급자의 경제활동인 주택건설관련 지표로는 주택건축허가, 주택투자, 택지분양률, 주택자금대출, 주택보증이용통계 등을 들 수 있다. 주택가격과 관련해서는 주택매매가격지수 및 주택전세가격지수가, 주택거래와 관련해서는 신규주택의 경우 주택분양률 및 계약률통계, 기존주택의 경우에는 부동산중개건수, 취득세 및 등록세 납부통계가 지표로 제시될 수 있다.

이와 같이 개별지표는 다양하게 제시되고 있으나 이제까지 우리나라에서는 주택경기를 파악하기 위한 정확한 지표가 생산되지 않고 있는 실정이다. 그 동안의 주택경기관련 연구에서는 주로 주거용 건축허가면적, 주택건설투자액, 주택가격지수 등의 지표를 이용하면서 주택건설활동이나 주택가격변동을 대상으로 주택경기의 변동특징을 분석하고 있다.[3)]

### 3) 연구의 범위

주택경기의 현상태가 어떠한지 또 앞으로 주택경기의 향방이 어디인지를 파악하기 위해서는 주택경기를 정확하게 나타내 주는 지표를 작성해야 할 것이다. 즉 주택부문의 경제활동 각각의 순환변동을 대표하는 지표를 선정하여 이를 종합함으로써 주택경기의 전반적인 변화를 파악하는 시도가 필요하다. 그러나 이와 같이 주택경기의 정의에 충실한 경기종합지수(CI: Composite Index)와 같은 주택경기지표를 작성하는 작업은 상당히 많은 시간과 노력이 요구된다. 본 연구에서는 이러한 종합적인 주택경기지표를 작성하는 작업은 후속 연구로 남겨두고 우선적

3) 임승직, 김용순, 전용준. 1995. 「주택경기지표 개발을 위한 연구」. 서울 : 대한주택공사 주택연구소. p19-20.
김재영. 1992. 정부개입이 주택경기변동에 미치는 영향분석에 관한 연구. 중앙대학교 대학원 박사학위논문. p18.

으로 개별지표인 주택가격의 움직임을 통하여 주택경기의 단기전망을 시도해 보기로 한다. 이는 주택가격이란 모든 주택시장 참여자들의 활동 및 경제여건 등을 반영하는 척도로서 이미 기존연구에서 많이 사용되었고, 일관성과 신뢰성을 가진 주택가격지수통계자료에 대한 접근이 보다 용이했기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 주택매매가격 및 전세가격에 대한 단기전망을 위한 시계열분석모형의 구축에 우선적으로 주력하기로 한다.

시계열분석(time-series analysis)이란 과거 관측치를 이용하여 시계열자료의 시간적 변화의 발생구조를 통계적 방법으로 규명함으로써 현재 상태를 설명하고 미래의 변화방향을 예측하고자 하는 시도이다. 본 연구에서는 우선 주택가격지수로 이루어진 시계열이 안정적 확률과정[4]으로 변형될 수 있다는 전제하에 안정적 시계열을 대상으로 시계열분석에서 많이 이용되고 있는 방법인 단변량 ARIMA모형을 구축하기로 한다. 다음으로 시계열의 특정기간에 대해 일종의 더미변수를 적용하여 외부적인 충격의 파급효과를 ARIMA모형에 반영하여 설명력과 예측력을 제고시키는 개입분석모형을 구축하여 본다. 이러한 개입분석모형의 구축과 더불어 주택가격에 영향을 주는 여타 경제변수에 대한 분석을 포함한 변환함수모형을 구축하여 주택가격의 단기전망을 시도하기로 한다.

4) 시계열이란 어떤 확률과정이 특정시점에서 실현된 관측치라고 정의할 수 있음. 즉 $X_1$, $X_2$, …, $X_N$ 이라는 N개의 관측치들은 어떤 확률과정의 t시점에서의 관측치들인 것임. 이 때 만일 이러한 시계열을 파생시키는 확률과정이 시간의 변화에 따라 일정하다면 관측하는 시점이 달라져도 우리는 매기간마다 동일한 특징을 갖는 시계열을 얻게 될 것임. 이러한 확률과정을 안정적 확률과정(stationary stochastic process)이라 함. 반면 확률과정 자체가 시간에 따라 변하면 불안정적 확률과정(nonstationary stochastic process)이 됨. 확률과정이 안정적이라면 그로부터 파생되는 시계열들이 일정한 평균수준을 중심으로 하여 균형상태에 놓여있는 것으로 볼 수 있음. 또한 특정시점에서 관찰한 관측치가 평균수준으로부터 벗어날 확률은 관찰시점에 관계없이 일정하게 됨. 다시말해 안정적 확률과정이란 시간에 대해 불변인 과정을 의미함(김기화 1990, 342)

CHAPTER 2

# 단기예측기법의 검토

## 1. 선행연구의 검토 및 시사점

### 1) 선행연구의 검토

시계열자료를 그래프로 나타내 보면 그 변동이 어떤 추세나 규칙적인 변동을 나타내는 부분도 있지만 불규칙적인 변동도 함께 있는 경우가 대부분이다. 이러한 변동을 설명하는 방법에는 두 가지가 있다. 하나는 인과관계를 설정하여 변동의 원인이 되는 변수를 찾아 그 변동의 주요한 요인으로 설명하려고 하는 방법이다. 이 방법은 전통적인 계량경제학적 방법으로서 경제이론에 기초한 계량경제모형을 만들어 변동의 요인을 설명하려고 한다. 다른 하나는 처음부터 인과관계를 설정하지 않고 변동을 확률적 개념을 사용하여 변수 그 자체의 정보에 기초하여 설명하려는 방법이다. 이 방법이 시계열모형에 의한 시계열분석의 방법이다. 그러나 오늘날에는 이 두 모형이 기본적인 발상의 차이에도 불구하고, 모형의 확장에 의해 서로의 특성을 공유하는 방향으로 발전해 가고 있으므로 경제분석에서 서로 보완적 역할을 하고 있다고 할 수 있다.[5)]

우선 본 연구에서 일차적으로 개발하려고 하는 시계열모형인 ARIMA모형을 이용한 단기예측모형에 관한 것으로는 김근용(1998.3)[6]의 연구를 들 수 있다. 여기에서는 주택매매 및 전세가격지수에 관한 과거의 월별자료를 기초로 ARIMA 모형과 상태공간(State-space)모형을 통하여 단기적인 주택가격의 변동을 예측하기 위한 모형을 설정하고 이를 검정하였다. ARIMA모형을 개발하기 위하여 우선 시계열 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정통계량으로서 Dickey & Fuller 방식을 이용하였고, 1차 차분과 12개월 계절차분 후 표본자기상관함수(SACF)와 편자기상관함수(PACF)를 이론적 자기상관관계 및 부분자기상관관계 함수의 형태와 비교하여 모형을 식별·추정한 후 예측력을 검정하였다. 한편 상태공간모형이란 차분하는 과정에서 시계열 자료에 내재해 있는 추세(Trend)와 순환(Cycle)에 관한 중요한 정보를 상실하게 되는 ARIMA 모형의 문제를 해결하여 모형내에서 추세와 싸이클에 관한 정보를 반영해 주는 방법이다. 이는 모형을 식별하는데 필요한 여러 가정(시차변수의 차수라든지 비계절변동성분의 평활화 등)에 관하여 통계이론이 뒷받침되는 객관성 있는 선택을 가능하게 해주는 장점이 있는 반면, 함수의 선택이나 잔차분포의 분산의 결정에 관한 통계이론적인 객관성이 결여됨으로써 분석자의 자의가 개입할 소지가 있다. 분석결과 매매가격지수변동은 ARIMA모형의 예측력이, 전세가격지수의 변동은 상태공간모형의 예측력이 더 높게 나타났다.

왕세종(2000.1)[7]은 IMF사태 이후 불투명해진 건설경기의 전망을 위해 국내 건설공사의 전체 계약실적에 대하여 Box-Jenkins의 ARIMA모형에 Box-Tiao의 개입분석모형을 결합하여 단기전망을 하였다. 우선 전체 건설공사의 계약실적 시계열이 1989년 2/4분기를 기점으로 급속한 변화를 보이고 있었다. 이러한 변화를 간과하고 해당시계열에 구조적 변화가 발생하지 않는 것으로 가정하여 전기간에

---

5) 이윤복. 1999. 「실례로 배우는 시계열분석의 기초」-RATS를 이용한 ARIMA모형의 분석-. 서울 : 학문사. pp11-15.
6) 김근용. 1998.3. “주택가격예측을 위한 모형설정과 검정”. 「국토」. 경기 : 국토연구원. p54-61.
7) 왕세종. 2000.1. “건설공사계약실적의 시계열분석 및 단기전망”. 「건설광장」. p46-50.

걸친 시계열자료를 이용하여 모형을 설정하는 경우 잘못된 추정결과를 얻게될 가능성이 있다. 따라서 여기에서는 1989년 이후 주택200만호건설 정책 등과 같은 정부의 개입에 의해 시계열의 구조적인 변화가 발생하였다는 가정에 기초하여 ARIMA모형에 개입분석을 병행하여 실시하였다. 모형의 추정결과 1989년 2/4분기부터의 개입효과와 1998년 1/4분기부터의 개입효과가 모두 통계적으로 유의적인 결과를 나타냈다. 즉 주택200만호건설 정책의 실시에 따른 개입변수의 파급효과가 1989년 2/4분기부터 계단함수의 증가형태로 일정한 충격이 지속되는 것으로 식별되었고, IMF 프로그램의 실시에 따른 개입변수의 파급효과는 1998년 1/4분기부터 계단함수의 감소형태로 나타나고 있음이 식별되었다. 전체 건설공사의 계약실적에 대한 ARIMA모형의 전반적인 설명력은 상당히 양호함에도 불구하고 여기에서의 예측결과는 당초의 기대에 크게 미치지 못하는 것으로 평가되었다. 이러한 결과는 1989년 이래 건설산업의 급속한 성장추세가 10년 동안 지속되었으나 이러한 성장추세와는 달리 IMF사태에 따른 부정적인 파급효과가 매우 커 시계열 자체의 추세가 크게 변하였기 때문인 것으로 분석된다. 또한 IMF사태의 충격을 시계열모형에 반영한 개입분석은 통계적으로 유의적인 결과를 도출하였지만 시계열 자체의 변화추세를 예측의 관점에서 충분하게 반영하지는 못한 것으로 풀이된다. 따라서 건설경기의 분석 및 예측을 위한 연구의 방향은 시계열모형의 설정 및 추정과 더불어 이를 부분적으로 보완할 수 있는 구조적 모형의 설정 및 추정이 함께 추진되어야 할 것이다.

주택은행(1999.3)[8]은 시장금리에 대한 단기전망을 위해 VAR모형을 개발하였다. VAR모형은 미국 Minnesota 연방준비은행의 Sims와 Litterman 등에 의해 개발된 다변량 시계열모형(Multivariate Time-Series Model)으로, 실제자료에서 도출된 결과를 분석하므로 특정 경제이론에 의한 모형설정의 자의성을 보완하여 보다 현실적인 예측자료의 생산이 가능하다. 여기에서는 주요변수로 유동성, 기대인플레이션, 경제활동수준, 환율, 정책금리 등을 선정하였다. 선정된 개별변수들이

8) 주택은행. 1999.3.30. 「Vector Autoregression 기법에 의한 금리예측모형 개발보고」.

단위근이 존재하는 불안정한 시계열이지만 변수들 상호간에 공적분관계가 성립함에 따라 수준변수들로 VAR모형을 구성하였고, 변수의 시차는 AIC(Akaike Information Criteria), SIC(Schwarts Information Criteria), LR(Likelihood Ratio) 통계량에 의해서 결정하였으며, 변수의 순서는 그랜저 인과관계 검정 결과에 의해 정하였다. 이 모형은 단순시계열 모형의 여타 시계열과의 연계성 부족을 보완한 것이나, 표본기간, 사용된 변수 및 변수의 순서, 시차길이에 따라 결과가 영향을 받으므로 신뢰도는 제한적인 단점을 지닌다.

김양우 · 이긍희 · 장동구(2000.1)[9]는 거시계량경제모형이 그 규모가 크고 외생변수의 수도 많아 단기경제예측에 그대로 이용하기에는 실무적으로 부족했기 때문에 이러한 구조모형의 한계를 극복하고 경제예측의 시의성 및 기동성을 확보하기 위해 전망시계를 달리하는 6개의 예측모형을 개발하고 이를 종합 · 활용하였다. 우선 초단기예측모형은 동행성 또는 선행성이 있는 통계지표의 월별 움직임을 이용하여 당분기 GDP 및 그 구성항목을 예측하는 모형으로 수요관련 월별자료를 이용하는 수요예측모형(BOK97MD)과 공급관련 월별자료를 이용하는 공급예측모형(BOK97MS)으로 구성하였다. 다음으로 단기예측모형은 분기자료를 이용하여 향후 4분기 정도의 예측을 목적으로 하는 모형으로 BOK97모형을 기본으로 하는 수준변수를 이용한 모형(BOK97L)과 증가율변수를 이용한 모형(BOK97G)으로 구분하였다. 그리고 단순시계열모형으로는 VAR모형과 RegARIMA모형을 개발하였다. 이 때 초단기예측모형으로 당분기 GDP 등을 예측하고, 이를 바탕으로 단기예측모형으로 4분기 예측을 하며, 마지막으로 단순시계열모형으로 초단기예측모형과 단기예측모형의 예측결과를 보완 · 검토하였다.

초단기예측모형은 당분기의 GDP 전망을 위해 개발되었으며 경제이론에 근거하기 보다는 동행성 또는 선행성이 있는 경제지표의 월별 움직임을 이용하여 당분기 GDP 및 그 구성항목을 예측한다. 피설명변수의 선행 · 동행지표를 이용하

9) 김양우, 이긍희, 장동구. 2000.1. "단기경제예측시스템". 「한국경제의 계량경제모형」. 서울 : 한국은행. pp49-109.

기 때문에 외생변수에 대한 특별한 가정이 필요치 않으며, 월별지표가 공표될 때마다 당분기 GDP 등을 신속, 정확하게 수정 가능한 장점이 있다. 단순최소자승법으로 추정하였으며, 전년동기비 증가율을 이용하여 계절성을 제거하였다.

단기예측모형은 수준변수모형과 증가율변동모형으로 구분되는데 먼저 수준변수모형(BOK97L)은 BOK97모형의 이론적 배경을 그대로 따르되 경제예측실무에서의 실용성을 제고하기 위하여 모형을 가능한 한 축약시킴으로써 외생변수의 수를 최소화시켰다. 모형의 추정에 있어서는 엥글 · 그랜저의 2단계 오차수정모형의 추정방식을 이용하는 등 BOK97모형의 장점을 그대로 수용하였다. 계절조정방법으로는 1996년 미국 상무부에서 개발된 X-12-ARIMA(β버젼)를 이용하였다. 그러나 수준변수모형은 예측의 편리성이 크게 개선되었지만 BOK97의 추정방법 및 계절조정법을 그대로 채택하고 있어 경제전망의 시의성 및 기동성에 여전히 제약이 있다. 따라서 수준변수모형의 이론적 배경 및 구조적 특성을 그대로 유지하면서 신속성과 운용의 편리성에 보다 중점을 둔 전년동기대비 증가율 중심의 단기예측모형으로 증가율변동모형(BOK97G)이 개발되었다. 계절조정방법으로 X-12-ARIMA와 같은 이동평균을 이용한 계절조정법을 사용하는 대신 전년동기대비 증가율을 이용하고 있기 때문에 신속한 재추정이 가능하다.

단순시계열모형으로는 VAR모형과 RegARIMA모형이 개발되었다. 벡터자기회귀(VAR)모형은 구조모형과는 달리 선험적 경제이론을 배제한 상태에서 변수간 상관관계 및 시차상관관계를 이용하여 구성된 다변량 시계열모형이다. 모형내 변수들의 시차관계를 이용하여 예측 뿐 아니라 충격반응함수를 이용한 정책변수의 파급효과분석이 가능하다는 장점을 지닌다. 그러나 모형설정시 이용되는 변수들의 선정, 배열순서, 시차길이 등에 의해 예측 및 파급효과분석 결과가 달라진다는 문제를 지니며, 구조모형에 비해 쉽게 활용할 수 있지만 경제이론에 근거하지 않고 있는데다 추정해야 할 모수가 과도하게 많아 예측력이 저하될 수 있다. 자료의 계절성을 제거하기 위해서 계절더미변수를 모형에 포함시켰다. RegARIMA모형은 계절ARIMA모형에 회귀모형을 결합하여 모형의 설명력을 높

인 모형이다. 일반적으로 시계열을 확정적 부문과 확률적 부문으로 구분할 수 있는데 이 모형에서는 영업일수, 명절, 구조변화 등 확정적 부문은 더미변수 등을 이용한 회귀식으로, 확률적 부문은 계절ARIMA모형으로 추정하였다. RegARIMA모형에서 더미변수와 계절ARIMA모형의 계수들은 최우추정방법에 의하여 동시에 추정하였다.

평균예측오차(Root Mean Squared % Error)를 계산한 결과 증가율변수모형이 가장 안정적이었으며, 다른 예측모형의 경우 5% 내외의 안정된 수준을 나타냄으로써 모형전체의 동태적 안정성이 높게 나타났다. 각 모형의 예측력을 바탕으로 초단기 및 단기모형을 종합하여 매분기별로 3차에 걸친 예측절차를 마련하였고, 이러한 체계적 예측과정은 모형에 의한 오류를 지속적으로 수정함으로써 예측의 정도를 제고시켜 준다.

김갑성 · 서승환(1999.12)[10]은 부동산가격의 변화행태에 구조적 변화가 존재하는지, 1998년 부동산가격의 폭락이 부동산가격 변화율의 순환주기에 어떤 영향을 주었는지를 분석하고, 부동산가격의 급락 이후 부동산경기과 일반경기의 동행성 및 후행성 검정하였다. 또한 부동산 가격변화율과 다른 경제변수들, 즉 통화량, 일반물가, 금리, 건축허가면적, 민간건설활동, 주가, GDP, 건설업임금, 유관부동산가격 및 거품항 등과의 인과관계 검정을 통한 부동산가격 결정요인 규명하였으며, 부동산가격 변화율을 결정하는 요인 중 시장기본가치를 형성하는 요인들의 중요성 증가여부 검정하였고, 1998년 폭락 이후의 부동산가격에 내재된 거품의 정도를 파악하였다.

우선 부동산가격의 변화행태에 구조적 변화가 존재하는지 여부를 규명하기 위해서는 시계열자료가 특정 시점을 전후로 하여 서로 구별되는 확률밀도함수를 갖는지의 여부를 검정하는 비모수기법인 페티트(Pettitt)검정을 수행하여 1983년부터 1998년 사이에 구조적 변화시점이 존재하는지를 검정하였다. 둘째로 순환주기 검정을 위해서는 서승환(1994)에서 사용했던 정차방정식의 추정[11]에 의해

---

10) 김갑성, 서승환. 1999.12. 「부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석」. 서울 : 삼성경제연구소.

1998년 부동산가격의 폭락이 그 동안 인식되던 부동산가격 변화율의 순환주기에 어떤 영향을 주었는지 여부를 검정하였고, 셋째로 부동산가격 변화율과 지가변화율 및 주택매매가격 변화율, 실질 GDP성장률의 상관계수를 이용하여 부동산가격변화율과 일반경기의 동행성 및 후행성을 검정하였다. 넷째로 부동산가격의 행태변화를 파악하기 위해 부동산가격 변화율과 다른 경제변수들 즉, 실질 GDP 성장률, 주가변화율, 일반물가상승률, 광공업임금변화율, 금리변화율 및 건축허가면적 변화율간의 그랜저-심스(Granger-Sims) 인과관계 검정을 수행하였다. 다섯 번째로 부동산가격 변화율의 움직임에 변화가 있는지의 여부를 벡터자기회귀(Vector Auto-Regression, VAR) 모형에 의해 검정하였다. 지가변화율, 주택매매가격 변화율, 주택전세가격 변화율, 실질 GDP성장률 및 주가변화율을 대상으로 오차수정모형(error correction model)을 이용하여 벡터자기회귀모형을 추정하였고, 이 결과를 이용하여 분산분해(variance decomposition)분석 및 충격반응(impulse response)분석을 기간별로 수행하여 구조변화 이후에 지가변화율, 주택매매가격 변화율 및 주택전세가격 변화율을 설명하는데 있어서 시장기본가치의 중요성이 증가하였는지를 분석하였다. 마지막으로 부동산가격 폭락에 따라 부동산가격에 포함되어 있던 거품의 비율이 감소했는지를 검정하였다. 검정방법은 서승환 · 김경환(1990) 및 서승환(1994) 등에서 이용된 거품추정방법[12]을 적용하였으며, 이때 합리적 기대를 고려한 차기의 기대지가와 실질지가의 차이를 거품항으로 추정하였다. 이 연구는 단기예측을 위한 모형을 제시하지는 않았지만 향후 부동산 관련정책의 방향을 설정하기 위한 목적으로 1998년의 부동산 가격하락이 부동산가격의 변화행태와 다른 거시경제 변수들간의 관계에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대한 여러 가지의 실증분석을 시도하였기 때문에 검토되었다.

### 2) 시사점

11) 서승환. 1994.「한국 부동산시장의 거시계량분석」. 서울 : 홍문사
12) 서승환, 김경환. 1990. “부동산투기와 자산가격거품”. 「한국경제연구」.
서승환, 상게서.

이제까지 살펴본 기존연구에 따르면 시계열 예측모형으로 ARIMA모형, VAR 모형, State Space모형, RegARIMA 모형, 동행 및 선행변수로 구성되는 축약구조 모형 등이 이용되고 있음을 알 수 있다.

단기예측모형으로서는 단변량 시계열모형인 ARIMA 모형이 가장 단순하면서도 추가적인 정보없이 예측이 가능하다는 장점으로 손쉽게 이용되고 있으나, 이론적인 뒷받침이 없고 여타변수와의 관계가 나타나지 않는다는 한계가 있었다. 반면 다변량 시계열모형인 VAR모형은 추가적인 정보없이 예측이 가능하고, 여타변수와의 상호관계로 구성되어 파급효과를 알 수 있어 많이 쓰이고 있으나, 이 모형은 표본기간, 사용된 변수 및 변수의 순서, 시차길이에 따라 추정결과가 영향을 받으므로 신뢰도가 제한적이라는 단점을 지닌다.

기존연구의 분석에서도 알 수 있듯이 주택경기전망을 위한 완벽한 모형을 만들어 내기는 불가능하다. 따라서 각기 모형의 장점을 이용하고 단점을 보완하는 다양한 모형의 개발이 필요할 것이다. 또한 시계열모형 및 계량분석모형에 의한 예측과 함께 정성적 분석(qualitative analysis)에 의한 전망도 못지 않게 중요하다 할 수 있다. 본 연구에서는 우선적으로 ARIMA 모형을 구축한 후, ARIMA 모형의 한계를 극복하기 위하여 특정 시점의 충격을 반영할 수 있는 개입분석모형의 구축을 시도하고, 여타 변수와의 관계를 감안한 변환함수 모형으로 발전시켜 보기로 한다.

## 2. ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average)모형

### 1) ARIMA 모형이란?

전통적인 시계열분석에서는 관측된 t기의 시계열자료 $Y_t$의 변동이 추세변동($T_t$), 순환변동($C_t$), 계절변동($S_t$), 불규칙변동($I_t$)의 4종류의 요인에 의해 발생하는

것으로 본다.[13] 전통적 시계열분석방법이 활발히 연구되었던 1920년대의 중심과제는 경기분석을 순환변동을 통해 설명하려는데 있었다. 즉 주어진 시계열자료로부터 추세변동, 계절변동, 불규칙변동을 제거하는 많은 방법들이 고안되어 경기변동을 분석하려 하였다. 그러나 이러한 전통적 시계열분석방법은 미국의 대공황의 예측에 실패함으로써 경제이론을 바탕으로 하지 않은 통계적 방법론에 대한 불신을 초래하여 그 이후 지지를 받지 못했다.

한편 1970년대에 실용화된 Box-Jenkins방법은 시계열분석에 대한 새로운 방법론을 제시하였다. 이를 전통적 방법과 비교하면 첫째, 분석의 방법을 주파수영역(frequency domain)으로부터 자료를 직접 관측하는 시간영역(time domain)으로 전환시킨 점을 들 수 있다. 주파수영역분석(스펙트랄분석이라고도 함)이란 자료의 변동을 주기가 다른 많은 삼각함수로 분해하여 자료의 주기적 특성을 분석하는 방법으로 2차대전을 전후하여 발전된 기법이다. 둘째, 전통적 시계열분석방법에서 4종류로 구분한 변동요인을 처리하는데 있어서 차분이나  계절차분을 사용하는 방법을 제시하여 이것들을 체계적이고 간단하게 처리하였다는 점이다. 그리고 차분을 통하여 얻은 안정시계열에 자기회귀모형(AR model), 이동평균모형(MA model), 자기회귀-이동평균모형(ARMA model)을 적용하였는데, 이런 이유로 Box-Jenkins방법을 ARIMA모형이라고 부르기도 한다.[14]

안정적 과정을 설명할 수 있는 모형으로 우선 자기회귀모형에서는 시계열의 과거의 값과 현재의 충격에 의해서 시계열의 현상태를 설명하며, 이동평균모형에서는 현재 및 과거의 불확실한 충격변수들에 의해서 시계열의 변화과정과 현상태를 설명하고자 한다. 다음으로 자기회귀-이동평균모형은 이 둘을 결합한 것이라고 할 수 있다. 그러나 경제시계열은 대부분이 불안정적 과정에 의해서 파생된 불안정시계열이다. 따라서 안정적 과정을 설명하는데 사용되는 모형들에 의해서는 경제시계열의 변화를 설명할 수가 없다. 그러나 다행스럽게도 경제시계

13) 이는 가법형 모형($Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$) 또는 승법형 모형($Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$)으로 관측된다고 상정함(이윤복 1999, 15)
14) Ibid. pp15-16

열의 대부분은 간단한 과정을 통해 안정적 과정으로 변형시킬 수가 있으므로 이러한 변형된 자료에다 안정적 과정을 설명하는데 사용되는 모형을 적용하여 분석할 수 있다. 이러한 모형이 ARIMA 모형이다. ARIMA 모형을 적용하기 위해 자료를 변형시키는 것을 차분(differencing)이라고 하며 대부분의 경제시계열은 이런 과정을  통하여 안정성이 확보되는 동차적(homogeneous) 불안정시계열이라 할 수 있다. 경제시계열의 또 하나의 중요한 특징은 계절요인이 강하게 작용할 수 있다는 것인데, 이러한 계절자료(seasonal data)는 계절차분을 통해 간단한 ARIMA모형을 얻을 수 있다.[15)]

이와 같이 Box-Jenkins에 의해 체계화된 시계열분석기법인 ARIMA 모형은 불안정한 시계열을 안정화시키고, 여타 추가적인 정보없이 그 특성치의 단기예측값을 파악하는데 유용한 통계적 방법이라 할 수 있다. 다음에는 ARIMA모형의 구축과정을 살펴보기로 한다.

### 2) ARIMA 모형의 구축

ARIMA모형에 의한 단기예측절차는 우선 모형을  식별하고, 식별된 모형에 포함된 파라미터를 추정하며, 추정된 모형의 적합성을 검정하는 진단과정을 거친 후 이러한 진단을 통과한 모형을 이용하여 예측을 하는 순으로 이루어진다.

#### (1) 모형의 식별(Model identification)

모형식별의 첫 단계는 시계열을 안정적(stationary)으로 만드는 작업이며 이에는 두 가지 방법이 있다. 하나는 차분을 행함으로써 평균(mean)이 안정적인 계열로 만드는 방법이며, 다른 하나는 변수를 변형(correct power transformation; lambda($\lambda$) value)시킴으로써 분산(variance)이 안정적인 계열로 만드는 방법이다. 이 때 $\lambda$값은 +1  -1의 범위에 있으며, 이 중 가장 낮은 ESS(error sum of squares)

15) 김기화. 상게서. pp393-418.

를 만들어내는 λ값이 가장 적절한 값이다. 예를 들어 λ값이 +1이면 원자료 자체를 나타내고, λ값이 0이면 원자료에 자연로그를 취한 경우이며, λ값이 -1이면 원자료에 역수를 취한 자료를 나타낸다. 이 때 시계열자료에 대한 통계학적인 안정성 검정방법으로는 Dickey-Fuller 검정과 같은 단위근 검정이 있다.

모형식별의 두 번째 단계에서는 AR과 MA차수를 선택하게 된다. 이 때 표본의 자기상관함수(ACF)와 편자기상관함수(PACF)에 의한 식별정보(<표 1> 참조) 및 정보량기준(AIC; Akaike's Infomation Criterion, SBIC; Schwarz's Bayesian Criterion)을 이용하되, 정보량기준 통계량이 낮은 AR과 MA차수를 선택한다.

<표 2-1> AR, MA, ARIMA 모형의 자기상관함수와 편자기상관함수

| 모형 | 자기상관함수 | 편자기상관함수 |
|---|---|---|
| AR(p) | 빠르게 0으로 접근 | 시차 p+1 이후 절단 |
| MA(q) | 시차 q+1 이후 절단 | 빠르게 0으로 접근 |
| ARMA(p, q) | 빠르게 0으로 접근 | 빠르게 0으로 접근 |

또한 분기별 또는 월별로 관측된 시계열자료는 대개 계절적인 변동의 양상이 나타나게 된다. 이와 같은 시계열자료를 ARIMA모형에 적용시키려 할 때 이제까지 검토한 연속하는 자료의 상관뿐 아니라 연속하는 계절주기간의 상관관계를 설명하는 것도 중요하게 된다. 이러한 이유로 계절변동을 지니는 시계열자료는 일반차분 뿐만 아니라 계절차분도 필요하게 된다. 그러나 실제로 계절변동을 지니는 데이터는 계절차분만으로 계절변동의 요인이 모두 제거되지 않는 경우가 많다. 즉 계절차분에 의한 계절변동의 제거는 규칙적인 계절변동요인은 제거해주지만 불규칙적인 계절변동 요인을 제거해주지 못하기 때문에 그대로 남게 된다. 따라서 남아있는 불규칙적인 요인을 처리하기 위해 계절적 ARIMA 모형을 고려할 수 있다.[16] 계절성을 고려한 ARIMA 모형을 간단히 표기하면 다음과 같다.

$ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$

p: 자기회귀모형(AR)의 차수
d: 차분의 수
q: 이동평균모형(MA)의 차수
P: 계절변동 자기회귀모형의 차수
D: 계절차분의 수
Q: 계절변동 이동평균모형의 차수
s: 계절변동의 주기

예를 들어 $ARIMA(1, 1, 1)(1, 1, 1)_4$로 표기되는 모형의 공식을 나타내면 다음과 같다.

$$(1-\phi_1 B)(1-\Phi_1 B^4)(1-B)(1-B^4)Y_t^{(\lambda)} = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^4)\ A_t$$

$\phi_1$ : 비계절(non-seasonal) AR(1)의 파라미터
$\Phi_1$ : 계절(seasonal) AR(1)의 파라미터
(1-B): 비계절 차분
$(1-B^4)$: 계절차분
$\theta_1$: 비계절 MA(1)의 파라미터
$\Theta_1$: 계절 MA(1)의 파라미터
B: 시차연산자(backshift operator)

16) 이윤복. 상게서. pp163-167.

(2) 추정(Estimation)

추정이란 식별된 모형의 파라미터를 결정하는 작업이다. 식별이 시계열의 여러 모형 중 가장 적합한 모형의 형태(AR, MA, ARMA)와 그의 차수(p, q)를 결정하는 것이라면 추정이란 식별에 의해 선정된 모형에 대한 p개의 자기회귀파라미터 $\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$와 q개의 이동평균파라미터 $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$의 값을 결정하는 것이다. 시계열모형의 추정방법은 기본적으로 최우추정법이 이용된다.

(3) 진단(Diagnostic checking)

진단이란 추정된 모형이 여러 가지의 통계적 성질을 만족하는지의 여부를 판단하는 작업으로 우선 잔차의 독립성 여부가 검정되어야 한다. 올바른 모형이라면 모형의 서로 다른 시점의 오차항 $u_t$, $u_{t-k}$는 독립으로 계열상관이 없어야 한다. 즉 $k>0$에 대해 $E[u_t, u_{t-k}]=0$의 성질을 만족해야 한다. 이에 대한 판정방법으로는 일반적으로 추정결과를 이용하여 잔차를 산출하고, 이 잔차를 이용하여 오차항이 계열적으로 독립인지 아닌지에 대한 통계적 검정을 행하게 된다. 만약 오차항이 계열적으로 독립이라면 k기 떨어진 오차항들은 서로 무상관이 되는 것이다. 잔차를 이용한 오차항의 독립성 검정은 잔차의 자기상관을 이용하여 t검정과 $\chi^2$검정을 하게 되며, $\rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_m = 0$ 을 검정하는 것이다. 여기서 t검정은 개별 차수의 각각에 대해 잔차자기상관을 검정하는 방법이며, $\chi^2$검정은 한꺼번에 m개의 잔차자기상관을 검정하는 전체검정방법이다. 잔차자기상관의 $\chi^2$검정 통계량에는 Box-Pierce Q통계량과 Ljung-Box Q 통계량이 있다.[17)]

다음으로 모형을 진단하기 위해 가역성(invertibilty) 여부를 검정하게 된다. 안정성의 조건을 만족하는 p차의 자기회귀모형 AR(p)이 무한대의 MA(∞)모형으로 나타낼 수 있듯이 q차의 이동평균모형 MA(q)는 어떤 조건하에서는 AR(∞)모형으로 나타낼 수 있다. 이것을 MA 모형의 가역성이라 하고, 그 조건을 가역성의 조건이라 한다.[18)] 가역성은 모형의 각 요인(factor)으로부터 특성근을 추출함으로

17) 이윤복. 상게서. pp117-124.

써 결정되며 모든 특성근은 단위원 밖에 존재하여야 한다. 어떤 요인이 비가역적이라면 모형은 수정되어야 하는데, 일반적으로 비가역적인 AR요인은 과소 차분됨을 의미하는 반면, 비가역적인 MA 요인은 과대 차분됨을 나타낸다.[19]

모형의 진단시에는 이러한 오차항의 독립성 검정 및 가역성 검정 이외에 파라미터의 유의성 여부, 파라미터간의 상관관계와 오차항의 분산 및 결정계수 $R^2$ 등도 함께 검토되어야 한다. 단, 시계열모형에서 $R^2$를 해석할 경우 종속변수가 다르거나 안정성을 위한 변수변환이 있을 때에는 주의를 요한다.

(4) 예측(Forecasting)

주어진 관측치로부터 시계열모형이 식별되고 파라미터가 추정되어져서 모형에 대한 진단을 통과하면, 이 모형을 이용하여 예측을 실시하게 된다. 예측은 가능한 한 진의 값에 가까울수록 즉 진의 값과 예측치의 차이인 예측오차가 작을수록 좋은 예측일 것이다. 즉 t+h기에 있어서 진의 미래치 $Y_{t+h}$의 예측치를 $\hat{Y}_{t+h}$라고 나타낼 때 예측오차($e_{t+h}$)는 $Y_{t+h}-\hat{Y}_{t+h}$가 된다. 이 예측오차는 예측치 $\hat{Y}_{t+h}$가 표본에 따라 달라지는 확률변수이므로 그 기대치가 최소가 되는 것이 바람직하다. 즉 예측오차의 분산 $E[e_{t+h}]^2=E[Y_{t+h}-\hat{Y}_{t+h}]^2$이 최소가 되는 $\hat{Y}_{t+h}$가 바람직한 예측치가 된다는 것이며, 이 성질을 만족시키는 예측치 $\hat{Y}_{t+h}$는 최소평균자승오차(MMSE: minimum mean square error) 예측치가 된다. 이를 최적예측(optimal prediction)이라고도 하며 이는 더 이상 예측오차를 줄일 수 없는 상태에서의 예측을 의미한다.

최적예측은 점예측을 의미하며, 보다 의미있는 예측을 하기 위해서는 예측의 신뢰구간을 구할 필요가 있다. 여기서 오차항이 정규분포에 따른다는 가정을 하면 최적예측은 예측오차의 평균이 0이므로 평균 $Y_{t+h}$ , 분산 $\sigma^2_{t+h}$인 정규분포를 따르게 된다. 이 때 신뢰도를 95%로 하면 t+h기의 최적예측 신뢰구간은 $\hat{Y}_{t+h}\pm 1.96\sigma_{t+h}$의 범위가 된다.[20]

---

18) 이윤복. 상게서. pp65-67.
19)「Autobox 5.0 For Windows - Reference Guide」. pp23-24. http://www.autobox.com
20) 이윤복. 상게서. pp129-136.

비록 진단을 잘 통과하여 통계적으로 적합한 모형이라 하더라도 예측의 정확도가 떨어지면 유용한 모형이 될 수 없다. 예측력은 예측치와 실제치와의 차이가 얼마나 작은가에 의해 측정되며, 이러한 예측력을 분석하는 지표로는 RMSE 및 PRMSE 등이 있다. RMSE는 평균자승오차(Root Mean Square Error)의 제곱근이며 PRMSE는 백분비 평균자승오차의 제곱근(Percentage Root Mean Square Error)이다.[21)]

## 3. 개입분석(Intervention Analysis)모형

### 1) 개입분석모형이란?

개입분석모형은 기본적으로 시계열의 특정기간에 대하여 일종의 더미변수를 적용하여 외부적인 사건 및 개입의 파급효과를 ARIMA모형에 반영하여 설명능력과 예측능력을 제고하는 것을 목적으로 하는 모형이다. 개입변수는 일반적으로 다음과 같은 두 가지 형태를 지니고 있다.[22)]

(1) 계단형 개입(step-based intervention)

가장 간단한 형태의 개입은 계단형태의 함수로 이것은 개입이 예측변수에 대해 갑작스럽고 지속적인 감소 혹은 상승을 야기시킴을 기대하는 것이다. 개입이 u라는 시점에서 발생했다고 가정하고, 다음과 같은 더미변수를 정의해 본다.

---

21) RMSE = $\sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=1}(\hat{y}_t - y_t)^2}$ , PRMSE = $100 \times \sqrt{\frac{1}{h}\sum_{t=1}\left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t}\right)^2}$

여기에서 yt는 실제치, ŷt는 예측치, h는 예측기간임

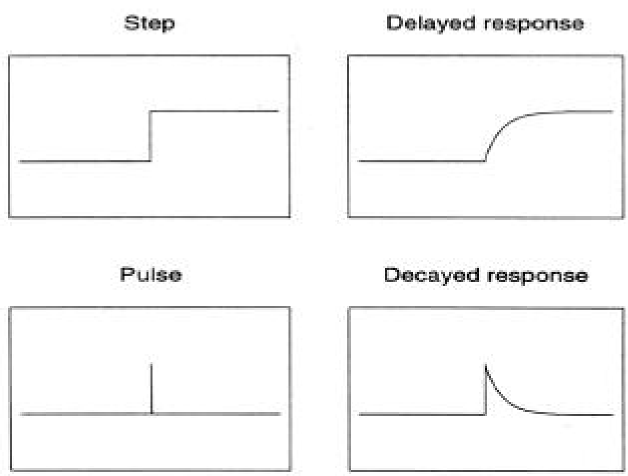
22) Makridakis, S., Wheelwright, S.C., and Hyndman, R.J. 1998. *FORECASTING : Methods and Applications*. 3rd edition. N.Y. : John Wiley & Sons, Inc. pp418-422

$$X_t = \begin{cases} 0 & t < u \\ 1 & t \geq u \end{cases} \qquad (1)$$

여기에서 개입 전은 0이고 개입 후는 1로 나타난다. 이것은 t에 대한 $X_t$의 그래프가 하나의 계단을 닮았기 때문에 "계단형 개입"(step intervention)이라고 부른다(<그림 2-1> 참조). 예를 들어 서울의 아파트 전세가격지수에 대한 IMF 금융지원의 영향을 1998년 3월을 기준으로 한 $X_t$라는 더미변수를 사용하면서 모형화시켜 보기로 하자.

$$Y_t = a + \omega X_t + A_t \qquad (2)$$

여기에서 $A_t$는 ARIMA모형이며, ω의 값은 가격지수의 감소규모를 나타낸다.




<그림 2- 1> 개입의 유형

어떤 경우 개입은 예측변수에 대해 상승 혹은 하락을 초래할 것이고 일시적이지 않을 수도 있다. 예측변수를 시차를 가지고(delayed) 상승 혹은 하락시키는 경우를 모형화하기 위해 다음과 같은 변환함수(transfer function)를 이용한다.

$$\nu(B) = \frac{\omega}{1 - \delta B} X_t$$

여기에서 $\nu(B) = (\nu_0+\nu_1 B+\nu_2 B^2+ \cdots +\nu_k B^k)$이며, $X_t$는 식(1)의 계단형 변수이다. 결과로 나타나는 개입반응의 모양은 <그림 2-1>의 우측상단에 나타나 있다. $\delta$의 값은 수준변화가 발생하는 비율을 결정하는데 궁극적인 수준변화의 크기는 $\omega/(1-\delta)$이다.

다른 모형들도 또한 다른 변환함수를 가진 계단형 변수를 사용하면서 정의될 수 있다. 이러한 모형의 일반적인 형태는 다음과 같다.

$$Y_t = a + \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_t + A_t \qquad (3)$$

계단형 함수에 기초한 개입모형은 개입의 효과가 지속됨을 가정하고 있다.

(2) 충격형 개입(pulse-based intervention)

어떤 개입은 시계열에 대해 일시적인 효과를 지니며 그 시계열은 결국 “원래의 상태”로 돌아가게 된다. 이러한 경우에는 계단형 함수가 아니라 충격형 함수(pulse function)에 기초한 개입모형을 이용한다. 개입이 u라는 시점에서 발생한다고 가정할 때 충격형 변수(pulse variable)는 다음과 같다.

$$X_t = 0 \quad t \neq u$$

$$\quad 1 \quad t = u \qquad (4)$$

즉 $X_t$는 그것이 1이라는 값을 갖는 개입시점만을 제외하고는 언제나 0이다.

단순한 충격형 개입은 다음에 의해서 얻어진다.

$$Y_t = a + \omega X_t + A_t$$

즉 개입은 그 개입 당시에만 영향을 미치고 다른 곳에서는 영향을 주지 않는다. 이러한 경우 개입반응의 형태는 <그림 2-1>의 좌측하단에서 나타나 있다. 이것은 산업적 스트라이크 혹은 다른 요인으로 인한 특이점(outliers)과 같은 일회적인 사건을 모형화하는데 유용하다.

또한 즉각적인 영향을 지니면서 서서히 감소(decay down)하는 개입의 경우 다음과 같이 모형을 정의할 수 있다.

$$Y_t = a + \frac{\omega}{1-\delta B} X_t + A_t$$

이러한 개입의 형태는 <그림 2-1>의 우측하단에 나타나 있다. 여기에서 ω의 값은 $Y_t$에서의 즉각적인 증가의 크기를 나타내며, δ는 감소율을 결정한다. 다른 개입모형도 충격형 변수를 이용하면서 정의될 수 있으며 이들 모형의 일반적인 형태는 식(3)과 같으나 $X_t$가 충격형 변수를 나타낸다.

### 2) 개입분석모형의 식별절차

개입모형의 식별절차는 다음과 같다. 우선 산출시계열에 대한 ARIMA모형을 개발한다. 이 모형은 개입이전의 계열에 대해 개발되어야 한다. 이 때 이 모형으로부터의 예측치는 개입효과의 특성을 규명하기 위해 실제치와 비교될 수 있다. 산출시계열과 개입변수간의 변환함수의 형태가 이러한 효과에 의해 밝혀지며, <그림 2-1>는 개입변수에 대한 산출시계열의 다양한 반응과 관련한 여러 가지 모형의 형태를 제시하고 있다. 분석가는 이러한 그림을 참조로 예비적인 변환모형의 형태를 선택한다. 이 때 예비적인 「노이즈」모형은 산출시계열에 대하여 개발된 ARIMA모형으로부터 얻어진다.[23)]

Bell(1983)[24)]은 시계열에 있어서 3가지 유형의 특이점(outlier)을 식별하는 기계적인 컴퓨터 프로그램을 제시하였다. 이러한 특이점들은 충격(pulses), 계단형(level shifts) 및 계절적 충격(seasonal pulses)의 형태의 개입변수로 나타낼 수 있다. 특이변수들을 찾아내는 절차는 다음과 같다. 우선 시계열에 대한 적절한 ARIMA모형을 개발한다. 각 기간에서 회귀계열을 통해 특이점의 존재여부를 검정한다. 특이점의 가능성이 있는 경우 잔차를 조정하고, 모든 가능한 특이점이 발견될 때까지 이러한 탐색을 반복한다. 이렇게 발견된 특이점들을 변환함수모

---

23) 「Autobox 5.0 For Windows - Reference Guide」. pp34-35. http://www.autobox.com

24) Bell, W. 1983. "A Computer Program for Detecting Outliers in Time Series". *American Statistical Association 1983 Proceedings of the Business Economic Statistics Section. Toronto*. pp624-639

형에 개입변수로 포함시킨다.「노이즈」모형은 특이점에 대해 조정된 원계열로부터 식별될 수 있다.

## 4. 변환함수(Transfer Function)모형

### 1) 변환함수 모형이란?

변환함수모형은 하나의 산출시계열을 그것 자체의 과거 값들 및 하나 이상의 투입시계열의 값들의 함수로 설명하는 시계열모형이다. 단변량 모델링에서와 같이 변환함수모형 구축의 목적은 산출시계열의 예측가능한 부분을 설명하는 모형을 찾는 것이다.

하나 이상의 투입시계열(X)의 함수인 산출시계열(Y)이 있다고 할 때 변환함수란 산출시계열과 투입시계열 각각간에 측정할 수 있는 관계를 설명해 준다. 산출시계열이 투입시계열에 의해 설명될 수 있는 부분과 산출시계열과의 차이를「노이즈」라고 한다.「노이즈」는 그 자체가 확률적(stochastic)이므로 ARIMA 모형에 의해 나타낼 수 있다. 변환함수와 「노이즈」모형이 결합된 모형을 일반적으로 변환함수모형이라고 한다. 이러한 관계를 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = f_1(X_{1t}) + f_2(X_{2t}) + \cdots + f_N(X_{Nt}) + f_A(A_t)$$

$Y_t$ : 산출시계열(dependent output series)
$X_{1t}$ : 1번째 투입시계열(independent input series #1, independent of output)
$X_{2t}$ : 2번째 투입시계열(independent input series #2)
$X_{Nt}$ : N번째 투입시계열(independent input series #N)
$A_t$ : 「노이즈」계열
$f_1$ : Y와 X1간의 변환함수(transfer function between series Y and series X1)
$f_2$ : Y와 X2간의 변환함수(transfer function between series Y and series X2)
$f_N$ : Y와 XN간의 변환함수(transfer function between series Y and series XN)
$f_A$ : 「노이즈」모형

비록 "변환함수"(transfer function)라는 용어가 기술적으로 X-Y 관계를 나타냄에도 불구하고 실제로 이 용어는 자주 Box-Jenkins의 다변량투입모형(multiple input model)에 대한 준거로 이용되고 있다.

변환함수모형의 일반적인 형태를 나타내 보기로 한다.

$$\triangle(Y_t - u) = \theta_o + \frac{w_{1_s}(B)}{\delta_{1_r}(B)}(X1_{t-b1} - u_1)\triangle 1 +$$

$$\frac{w_{2_s}(B)}{\delta_{2_r}(B)}(X2_{t-b2} - u_2)\triangle 2 + \cdots +$$

$$\frac{w_{N_s}(B)}{\delta_{N_r}(B)}(XN_{t-bN} - u_N)\triangle N + \frac{A_t \theta_q(B)}{\triangle A\, \phi_p(B)}$$

$Y_t$ : 산출시계열
$u$ : 안정적인 산출시계열의 평균
$\triangle$ : 산출시계열의 차분요인(differencing factor)
$\theta_o$ : 결정적인 추세(deterministic trend)
$X1_t$ : 첫 번째 투입시계열
$\omega_{1s}$ : 첫 번째 투입시계열의 분자요인(numerator factor)
$\delta_{1r}$ : 첫 번째 투입시계열의 분모요인(denominator factor)
$b_1$ : 첫 번째 투입시계열의 순수지연(pure delay)
$u_1$ : 안정적인 첫 번째 투입시계열의 평균
$\triangle 1$ : 첫 번째 투입시계열의 차분요인

$X2_t$ : 두 번째 투입시계열
$\omega_{2s}$ : 두 번째 투입시계열의 분자요인
$\delta_{2r}$ : 두 번째 투입시계열의 분모요인
$b_2$ : 두 번째 투입시계열의 순수지연
$u_2$ : 안정적인 두 번째 투입시계열의 평균
$\triangle 2$ : 두 번째 투입시계열의 차분요인

$XN_t$ : N번째 투입시계열
$\omega_{Ns}$ : N번째 투입시계열의 분자요인
$\delta_{Nr}$ : N번째 투입시계열의 분모요인
$b_N$ : N번째 투입시계열의 순수지연
$u_N$ : 안정적인 N번째 투입시계열의 평균
$\triangle N$ : N번째 투입시계열의 차분요인

$A_t$ : 「노이즈」 계열
$\theta_q$ : 「노이즈」 모형의 MA요인
$\triangle A$ : 「노이즈」 모형의 차분요인
$\psi_p$ : 「노이즈」 모형1의 AR요인
B : 시차연산자(backshift operator)

여기에서 분자투입시차요인($\omega_s$; numerator (input lag) factor(s))은 산출시계열 Y와 하나의 투입시계열 X간의 변환함수의 시차의 크기를 결정한다. 이 분자요인들은 ($\omega_o - \omega_1 B^1 - \omega_2 B^2 - \omega_3 B^3 - \cdots \omega_s B^s$)과 같은 다항식의 형태를 지닌다. 여기에서 $\omega o \cdots \omega s$는 다항식의 모수값들이고, B는 시차연산자이다. $\omega_o \cdots \omega_s$의 값들이 모두 0이 아닌 값을 지닐 필요는 없으며, 모수의 값이 0이라함은 그 모수가 실제로 다항식에 포함되지 않음을 나타낸다. 다음으로 분모산출시차요인($\delta_r$; denominator (output lag) factor(s))은 산출시계열 Y와 하나의 투입시계열 X간의 변환함수의 시차의 크기를 결정하며, 각각의 분모요인은 ($1 - \delta_1 B^1 - \delta_2 B^2 - \delta_3 B^3 - \cdots \delta_r B^r$)과 같은 다항식 형태를 가진다. 여기에서 $\delta_1 \cdots \delta_r$은 다항식의 모수값들이고, B는 시차연산자이다. $\delta 1 \cdots \delta_r$의 값들은 모두 0이 아닌 값을 지닐 필요는 없으며, 모수의 값이 0이라 함은 그 모수가 실제로 다항식에 포함되지 않음을 나타낸다. 마지막으로 순수지연(b; pure delay)는 투입시계열 X가 산출시계열 Y에 영향을 미치기까지 걸리는 시간이다.[25]

### 2) 변환함수모형 구축과정

25) 김재영, 안정화. 1990. 「건설경기예측체계운용 및 예측기법개선에 관한 연구」. 경기 : 국토개발연구원. pp162-163.

(1) **모형식별**(Identification)

**모형식별의 목적은 주어진 시계열 변수들에 대해 적절한 예비적인 모형형태 하나를 선택하는 것이다. 변환함수의 모형식별단계는 여러 단계의 과정을 거치게되는데 첫 번째 단계는 확률적**(stochastic) **시계열 변수들 각각에 대한 단변량 모형을 개발하는 것이다. 다음 단계는 단변량 시계열의 식별에서처럼 모형형태에 대한 단서를 위해 차례로 검토된 몇몇 주요 통계량을 계산하는 것이다. 이러한 예비적 모형형태를 식별한 후 모형추정으로 나아가게 된다.**[26)]

**여기에서는 모형형태를 식별하기 위한** 2**개의 방법을 제시하기로 한다.**

① **사전백색화/교차상관법** (Prewhitening/Cross Correlation Method)[27)]

**이 방법은 하나 이상의 확률적 투입계열을 지닌 변환함수모형을 식별하는데 이용되는 방법으로 투입계열의 「노이즈」과정은 교차상관**(cross correlation)**이 없음을 가정한다. 여기에서는 예비적 모형형태를 식별하기 위해 두 개의 사전백색화**(prewhitened)**된 계열간의 교차상관을 이용한다. 이 과정의 첫 번째 단계는 앞서 언급했듯이 방정식에 포함된 각 시계열에 대한** ARIMA**모형을 개발하는 것이다. 각 계열은** ARIMA**모형에 의해 적절한 차분과 변형모수를 적용함에 의해 안정적으로 만들어져야만 한다. 이러한 안정적인 시계열들은 차례로 "사전백색화"되는데 사전백색화란 주어진** AR **및** MA factors**를 하나의 안정적인 시계열에 적용하는 과정을 언급한다. 사전백색화작업은 개개 계열에서의 상관관계**(intrarelationship)**를 제거하기 때문에 필요하며, 투입 및 산출 계열간의 상관관계**(interrelationship)**를 보다 정확하게 평가하도록 해준다. 사전백색화된 투입과 산출간의 교차상관은 이러한 상관관계의 정도를 나타낸다.**

**교차상관은 충격반응가중치**(impulse response weights)**의 추정치로 전환될 수**

---

26) Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. 1976. *Time Seroes Analysis: Forecasting and Control.* 2nd ed. San Francisco : Holden Day.

27) Ibid.

있다. 충격반응가중치는 투입계열의 산출계열에 대한 영향의 크기를 나타내는 것으로 이것의 유형은 예비적 변환함수의 형태를 나타낸다(<그림 2-2> 참조). 이러한 충격반응가중치를 산출계열에 적용함에 의해 「노이즈」 계열의 예비적인 추정치를 도출할 수 있다. ARIMA모형의 식별에서와 같이 예비적 「노이즈」과

| 충격반응함수 | 모형형태<br>(Yt와 Xt는 안정적임) |
|---|---|
| | ○ 순수지연이 0인 분자모형<br>$Y_t = \omega_0 X_{t-0}$ |
| | ○ 순수지연이 3인 분자모형<br>$Y_t = \omega_0 X_{t-3}$ |
| | ○ 순수지연이 2인 분자모형<br>$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B) X_{t-2}$ |
| | ○ 순수지연이 0인 분자 · 분모 모형<br>$Y_t = \dfrac{w_0}{1 - \delta_1 B} X_{t-0}$ |
| | ○ 순수지연이 2인 분자 · 분모 모형<br>$Y_t = \dfrac{w_0 - w_1 B}{1 - \delta_1 B} X_{t-2}$ |

<그림 2-2> 충격반응가중치의 유형 사례

정의 자기상관 및 편자기상관의 패턴은 「노이즈」 모형의 초기형태에 대한 단서

를 제공해 준다. 이렇게 식별된 변환함수 및 「노이즈」모형이 주어지면 모형의 추정/진단 단계로 나아가게 되는 것이다.

② 코몬 필터/최소자승법 (Common Filter/Least Squares Method)[28]

이 방법은 하나 이상의 투입계열을 지닌 변환함수모형을 식별하는데 이용되는 방법이다. 여기에서의 투입계열은 반드시 확률적일 필요는 없으며 투입계열의 「노이즈」 과정도 반드시 교차상관이 없어야 한다는 가정을 요구하지 않는다. 사전백색화/교차상관법은 하나의 투입계열과 하나의 산출계열을 지닌 경우 및 투입계열의 「노이즈」 과정이 상호관계가 없는 경우에는 적용하기 좋은 방법이지만 이러한 가정이 위배될 경우에는 충격반응가중치를 추정하기 위해 코몬 필터와 최소자승법을 이용하는 방법을 이용할 수 있다. 여기에서의 첫 번째 단계도 확률적 시계열 각각에 대해 ARIMA모형을 구축하는 것이다. 각 계열은 적절한 차분과 변형파라미터를 적용함에 의해 안정적으로 만들어져야 한다.

안정성을 유도한 후 첫 번째로 통과된 코몬 필터가 식별되어야 하는데 이것은 ARIMA모형 각각의 AR요인들의 특성근(roots)을 검사함에 의해 얻어진다. 만일 특성근이 1에 가까운 AR요인들이 있다면 하나의 코몬 필터는 이러한 요인들로부터 선택될 수 있다. 그리고 이 필터는 안정적인 계열 각각에 적용된다. 충격반응가중치의 첫 번째 추정치는 최소자승법을 통해 계산된다. 최소자승추정으로부터의 잔차는 구조를 위해 검토되며, 이러한 잔차에 대한 ARIMA모형은 두 번째 코몬 필터로서 이용될 수 있다. 만일 두 번째 코몬 필터가 그 여과된(filtered) 계열에 적용된다면 보다 나은 충격반응가중치에 대한 추정치를 얻을 수 있다. 적절히 여과된 계열에 대한 최소자승추정에 의한 최종 추정치는 모형식별에 필요한 충격반응가중치를 제공한다. 충격반응가중치가 주어졌을 때 모형식별 과정은 앞서의 방법과 동일하다.

---

28) Liu, L.M., and Hanssens, D.M. 1982. "Identification of Multiple-Input Transfer Function Models". *Communications in Statistics - Theory and Methods*. 11(3). pp297-314.

(2) 추정 및 진단(Estimation & Diagnostic Checks)

모형구축의 두 번째 단계는 식별된 예비모형의 계수를 추정하고 추정된 모형에 대한 진단을 하는 것이다. 기본적인 진단과정으로는 추정된 모형으로부터의 잔차의 독립성 여부, 가역성 여부 및 파라미터의 유의성 여부에 대한 검정을 들 수 있다.[29)]

① 잔차의 독립성여부 검정

변환함수모형의 잔차의 「화이트 노이즈」여부 검정은 두 가지로 수행된다. 하나는 잔차의 자기상관 및 편자기상관의 구조를 살펴보는 것이고, 다른 하나는 잔차의 교차상관을 검토하는 것이다. 잔차의 교차상관은 잔차계열과 사전백색화된 각 투입계열간의 시차 상관관계(lagged correlation)이다. 잔차의 자기상관, 편자기상관 및 잔차의 교차상관에 어떤 구조가 발견되면 식별된 모형의 변환함수부분이나 「노이즈」모형 부분이 조정되어야 한다. 모든 통계량이 「화이트 노이즈」이면 적합한 모형이라고 할 수 있다. 이 때 잔차들이 전체적으로「화이트 노이즈」이면 되고 한 두 개의 개개 상관이 유의미한 것으로 나타나는 것은 상관없다.

② 가역성 여부 검정

가역성은 모형의 각 요인으로부터 특성근을 추출함으로써 결정되며 모든 특성근은 단위원 밖에 존재하여야 한다. 만일 어떤 요인이 비가역적이라면 모형은 수정되어야 한다. 일반적으로 비가역적인 AR요인은 과소 차분됨을 의미하는 반면, 비가역적인 MA요인은 과대 차분됨을 나타낸다. 비가역성 여부와 관련한 모형구축은 항상 명백하게 드러나지는 않는다. 따라서 모형화 단계 각각에서 주위깊은 검토가 요구된다.

---

29) 「Autobox 5.0 For Windows - Reference Guide」. pp47-57. http://www.autobox.com

③ 파라미터의 유의성 여부 검정

파라미터의 유의성 여부는 개개 추정치에 대한 t-값을 검토함에 의해 검정한다. 유의미하지 않은 계수값을 지닌 파라미터는 모형에서 제외시키게 된다.

(3) 예측(Forecasting)

모형의 식별 및 진단을 거친 최종모형을 이용하여 산출계열의 예측치를 구한다. 이 때 투입계열의 예측치는 각 투입계열에 대한 ARIMA모형을 토대로 구할 수도 있고 기존 정보 및 연구자의 전문성에 의해 구할 수도 있다.

CHAPTER 3

# 주택가격 단기예측모형의 선정

## 1. ARIMA모형 및 개입분석모형의 분석사례

본 연구에서는 주택은행에서 작성하고 있는 『도시주택가격 동향조사』에 제시되어 있는 1986.1-2000.6 기간 동안의 월별 매매 및 전세 가격지수를 이용하여 지역별로는 전도시, 서울시 및 광역시 그리고 주택유형별로는 종합지수와 아파트지수를 구분하여 매매가격 및 전세가격에 대한 단기전망을 시도하고자 한다. 이러한 단기예측모형 정립을 위한 시범사례로서 매매가격지수보다는 전세가격지수를, 그 중에서도 서울의 아파트 전세가격지수를 이용하여 보기로 하였다.[30)]

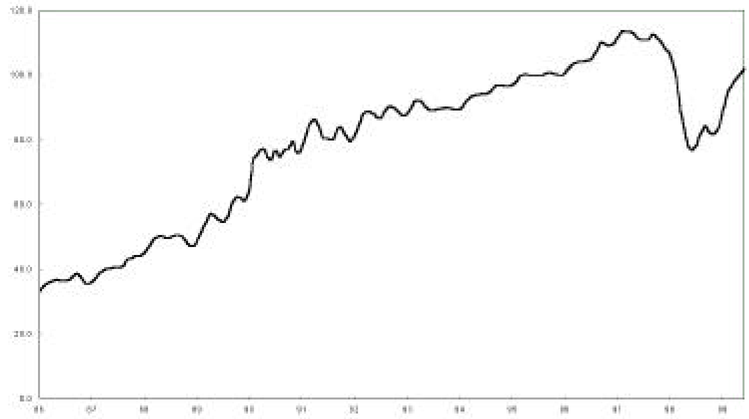
### 1) ARIMA모형의 분석사례

#### (1) 모형의 식별 및 추정

1986년 1월부터 2000년 6월까지의 서울시 아파트 월별 전세가격지수 자료를

30) 분석사례로 서울의 아파트 전세가격지수를 택한 이유는 일반적으로 전국보다는 서울이, 종합지수보다는 아파트지수가 또 매매가격지수보다는 전세가격지수가 더 많은 변동을 보이는 시계열이기 때문임

이용하되 1999년 6월까지의 자료는 모형식별을 위해 1999년 7월부터 2000년 6월까지의 자료는 모형의 예측력을 분석하기 위해 이용하였다.



<그림 3- 1> 서울 아파트 전세가격 추이

우선 원계열의 특성을 파악(<그림 3-1> 참조)해 보기로 한다. 전반적으로 서울의 아파트 전세가격은 상승추세를 보이고 있기 때문에 평균을 안정화시키기 위해 1차차분을 시도하였다. 그리고 전기간을 통해 데이터의 변동의 폭이 아주 불안정한 편은 아니므로 분산의 안정화 즉 변수의 변환을 고려하지 않았다. 계절변동이 있지만 규칙적인 양상을 나타내지는 않으므로 계절차분 없는 계절ARIMA모형을 고려해 보기로 한다. 1989 1993년 주택200만호건설 및 1998년 IMF 금융지원이라는 충격이 있었음을 나타내고 있으나 단변량 ARIMA모형에서는 이를 고려할 수 없다.

ARIMA모형은 안정적인 시계열을 분석대상으로 하므로 원계열에 1차차분을 실시한 후 시계열의 안정성 검정을 시도하여 보았다. 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller 검정)에 따르면 <표 3-1>에서 보듯이 5% 유의수준에서 안정적인 시계열을 보이고 있음을 알 수 있다.

<표 3-1> Augmented Dickey-Fuller 검정결과

| | | | |
|---|---|---|---|
| ADF Test Statistic | -3.4659 | 1% Critical Value | -3.4733 |
| | | 5% Critical Value | -2.8800 |
| | | 10% Critical Value | -2.5765 |

다음으로 ARIMA 모형을 식별하기 위해 우선 정보량기준 통계량을 이용하여 AIC 및 SBIC 통계량이 낮은 AR, MA, SAR, SMA차수의 조합을 몇 가지 선택하였다. 이렇게 선택된 여러 개의 모형을 추정하고, 추정결과의 계수값들의 유의미성 여부 및 잔차의 독립성 검정결과 등을 감안하여 최종적으로 $ARIMA(0,1,2)(1,0,0)_{12}$ 모형을 선택하였다. 추정결과는 <표 3-2>와 같다.

<표 3-2> $ARIMA(0,1,2)(1,0,0)_{12}$ 모형의 추정결과

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| AR1 | 12 | 0.33353 | 4.02*** |
| MA1 | 1 | -0.67014 | -9.16*** |
| MA1 | 2 | -0.51147 | -6.97*** |
| $R^2$ | 0.9946 | | |
| AIC | -8.2881 | | |
| SBIC | -8.2276 | | |

이를 방정식으로 표기하면 다음과 같다.

$$[1-B][1-(0.334)B^{12}]Y_t = [1-(-0.670)B-(-0.511)B^2]e_t$$

(3) 진단

앞에서 언급했듯이 식별에 의해 모형이 선정되고 모수값들이 추정되어 구조가 확정된 모형이 바른가 아닌가를 통계적으로 판단하는 진단과정이 요구된다. 우선 잔차의 독립성 검정결과는 개별 차수의 각각에 대한 잔차의 경우도 자기상관이 없는 것으로 나타났으며, 한꺼번에 36개까지의 잔차자기상관을 검정한 경우에도 잔차자기상관은 0이라고 볼 수 있다(<표 3-3> 참조).

<표 3-3> 잔차의 자기상관, 표준오차 및 Q통계량

| 시차 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 12 | 18 | 24 | 30 | 36 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 자기상관 | 0.059 | 0.020 | 0.063 | -0.056 | 0.147 | 0.114 | -0.010 | -0.031 | -0.047 | 0.086 | 0.066 | 0.082 | 0.067 |
| 표준오차 | 0.082 | 0.082 | 0.082 | 0.083 | 0.083 | 0.085 | 0.,086 | 0.086 | 0.088 | 0.093 | 0.096 | 0.097 | 0.099 |
| Q통계량 | 0 | 0 | 1 | 2 | 5 | 7 | 7 | 7 | 12 | 24 | 31 | 35 | 39 |
| p값 | 0.235 | 0.769 | 0.769 | 0.807 | 0.415 | 0.315 | 0.421 | 0.511 | 0.454 | 0.159 | 0.160 | 0.249 | 0.335 |

주: 여기서 Q통계량은 Box-Pierce $Q(= T\sum \rho_i^2)$임

다음으로 가역성 여부 검정결과는 특성근이 단위원 밖에 존재하는 것으로 나타나 MA1과 MA2 요인이 모두 가역적이었고, 모든 파라미터값이 통계적으로 유의함을 보여 선정된 ARIMA모형은 올바른 것으로 진단되었다.[31)]

(3) 예측

이와 같이 추정된 모형에 따른 예측치와 실제치는 <표 3-4>에 나타나 있다. 이와 더불어 예측치의 실제치로부터의 상대적 괴리 정도인 상대적 괴리비를 계산하였으며, 예측기간을 1기부터 변화시켜가면서 예측력을 검토하기 위해 PRMSE와 RMSE를 구하여 보았다.

이와 같은 ARIMA모형에 의한 시계열분석은 기본적으로 추정의 대상이 되는 과거로부터 현재에 이르기까지 시계열구조가 예측하고자 하는 미래의 기간에도 지속적으로 유지된다는 가정에 기초하고 있다. 이러한 가정은 IMF 금융지원 같이 해당 시계열의 구조적인 변화를 야기하는 외부적인 충격을 ARIMA모형이 충

31) 이와 같은 절차에 따른 모형의 식별은 차분의 유무, 변수의 변형, AR 및 MA 차수의 결정 등에 있어 연구자의 판단에 좌우될 가능성이 많으나 모형 식별의 오류를 확인할 수 없는 문제를 지님. 또한 모형의 식별-추정-진단-예측까지 수많은 조합을 고려해야 하기 때문에 많은 시간 및 에너지 투입을 요함. 따라서 본 연구에서는 식별-추정-진단에 이르는 ARIMA 모형의 추정과정을 잔차의 독립성 여부, 가역성 조건 및 파라미터의 유의성 여부의 기준에 따라 반복적으로 행함으로써 원계열의 특성에 맞는 차분의 유무, 변수의 변형, AR 및 MA 차수의 결정을 통계적 절차에 따라 자동적으로 실행해 주는 프로그램을 이용하기로 함

분하게 반영할 수 없다는 한계를 지닌다. <그림 3-1>에서도 나타나듯이 IMF금융지원이 있었던 1998년을 기점으로 서울의 아파트전세가격지수가 급강하하는 모습을 보이고 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 Box and Tiao(1975)[32]가 제안한 외부적인 사건 또는 개입에 의하여 야기된 시계열 행태의 구조적 변화를 ARIMA 모형에 반영할 수 있는 개입분석모형을 통하여 단기예측을 시도해 보고자 한다.

<표 3-4> ARIMA(0,1,2)(1,0,0)$_{12}$ 모형의 예측력

| 예측기간 | 예측치<br>a | 실제치<br>b | 상대적 괴리비<br>(a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1999년 7월 | 1.0326 | 1.038 | -0.00520 | 0.52023 | 0.00540 |
| 1999년 8월 | 1.0466 | 1.075 | -0.02642 | 1.90395 | 0.02044 |
| 1999년 9월 | 1.0542 | 1.119 | -0.05791 | 3.68711 | 0.04097 |
| 1999년 10월 | 1.0486 | 1.125 | -0.06791 | 4.66111 | 0.05213 |
| 1999년 11월 | 1.0452 | 1.117 | -0.06428 | 5.06403 | 0.05662 |
| 1999년 12월 | 1.0522 | 1.110 | -0.05207 | 5.08817 | 0.05682 |
| 2000년 1월 | 1.0663 | 1.127 | -0.05386 | 5.13177 | 0.05739 |
| 2000년 2월 | 1.0849 | 1.176 | -0.07747 | 5.52670 | 0.06260 |
| 2000년 3월 | 1.0953 | 1.207 | -0.09254 | 6.05529 | 0.06978 |
| 2000년 4월 | 1.1019 | 1.224 | -0.09975 | 6.55369 | 0.07664 |
| 2000년 5월 | 1.1079 | 1.228 | -0.09780 | 6.90954 | 0.08155 |
| 2000년 6월 | 1.1126 | 1.225 | -0.09176 | 7.12595 | 0.08455 |

### 2) 개입분석모형의 분석사례

이상과 같이 우리가 분석하고자 하는 전세가격지수의 시계열에 대한 ARIMA 모형은 ARIMA(0,1,2)(1,0,0)$_{12}$으로 선택되었다. 이를 토대로 제2장에서 설명된 방식에 따라 가능성있는 특이점을 찾아 개입모형을 식별하는 프로그램을 이용하여

32) Box, G.E.P., and Tiao, G.C. 1975. "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems". *Journal of the American Statistical Association* 70. No.349. pp70-79.

개입모형을 추정한 결과는 <표 3-5>와 같다.

<표 3-5> 개입분석모형의 추정결과
-「노이즈」모형의형태는 ARIMA(0,1,2)(1,0,0)12 -

| 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| AR1 | | | 12 | 0.36585 | 4.30 |
| MA1 | | | 1 | -0.78803 | -10.10 |
| MA1 | | | 2 | -0.53056 | -6.61 |
| 개입변수(X1) | single pulse | 1990.2 | 0 | 0.02627 | 5.06 |
| 개입변수(X2) | single step | 1990.7 | 0 | 0.04127 | 4.57 |
| 개입변수(X3) | single pulse | 1990.11 | 0 | 0.02481 | 4.65 |
| 개입변수(X4) | single step | 1998.3 | 0 | -0.02768 | -2.62 |
| 개입변수(X5) | single step | 1998.4 | 0 | -0.04587 | -4.33 |
| $R^2$ | 0.9967 | | | | |
| AIC | -8.7033 | | | | |
| SBIC | -8.5420 | | | | |

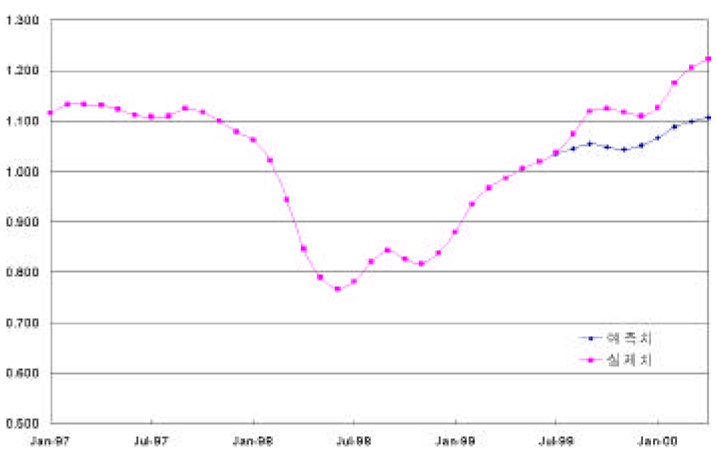
개입분석모형의 추정 결과 계수값들도 모두 유의미하며, 결정계수인 $R^2$도 앞에서의 단변량 ARIMA모형보다 높아졌다. 또한 정보량기준 통계량도 더 낮은 값을 보이므로 개입분석모형이 단변량ARIMA 모형보다 진단결과가 좋은 모형이라고 할 수 있다. 또한 1990년 2월, 7월 및 9월의 개입변수에 대한 계수값 및 부호가 통계적으로 유의하게 나타났는데 이는 주택200만호건설 실시에 따른 개입변수의 파급효과가 충격형 및 계단형의 형태를 지니면서 주택가격에는 정(+)의 효과를 미치고 있음을 제시해 준다. 반면 1998년 3월 및 4월의 개입변수는 IMF금융지원에 따른 파급효과가 감소하는 계단형태로 주택가격에 영향을 주고 있음을 나타내고 있다고 할 수 있다. 이를 방정식으로 표기하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}[1-B]Y_t &= \{[0.0263B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0413B^0][1-B]X2_{t-0}\} \\ &+ \{[0.0248B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0277B^0][1-B]X4_{t-0}\} \\ &+ \{[-0.0459B^0][1-B]X5_{t-0}\} \\ &+ [1-(-0.788)B-(-0.531)B^2]e_t \ / \ [1-(0.366)B^{12}]\end{aligned}$$

이와 같이 추정된 개입분석모형에 따른 예측치와 실제치는 <표 3-6>과 <그림 3-2>에 나타나 있다.

<표 3-6> 개입분석모형의 예측력

| 예측기간 | 예측치 a | 실제치 b | 상대적 괴리비 (a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1999년 7월 | 1.0343 | 1.038 | -0.00356 | 0.35645 | 0.00370 |
| 1999년 8월 | 1.0462 | 1.075 | -0.02679 | 1.91108 | 0.02053 |
| 1999년 9월 | 1.0546 | 1.119 | -0.05755 | 3.67088 | 0.04079 |
| 1999년 10월 | 1.0484 | 1.125 | -0.06809 | 4.65798 | 0.05210 |
| 1999년 11월 | 1.0448 | 1.117 | -0.06464 | 5.07084 | 0.05669 |
| 1999년 12월 | 1.0524 | 1.110 | -0.05189 | 5.09075 | 0.05685 |
| 2000년 1월 | 1.0678 | 1.127 | -0.05253 | 5.11423 | 0.05719 |
| 2000년 2월 | 1.0883 | 1.176 | -0.07457 | 5.46239 | 0.06183 |
| 2000년 3월 | 1.0996 | 1.207 | -0.08898 | 5.94304 | 0.06841 |
| 2000년 4월 | 1.1069 | 1.224 | -0.09567 | 6.39848 | 0.07472 |
| 2000년 5월 | 1.1335 | 1.228 | -0.07695 | 6.52704 | 0.07673 |
| 2000년 6월 | 1.1187 | 1.225 | -0.08678 | 6.73254 | 0.07961 |




<그림 3-2> 개입모형에 따른 예측치와 실제치

### 3) ARIMA모형 및 개입분석모형의 분석결과 종합

ARIMA모형과 개입분석모형의 진단결과 및 예측력을 비교해 보기로 한다. 우선 두 모형의 진단결과를 종합하면 단변량의 ARIMA모형 및 개입분석모형 모두 잔차의 독립성 여부, 가역성 조건 및 파라미터의 유의미 여부의 조건을 만족시키고 있다. 그러나 결정계수 R2 및 정보량기준 통계량인 AIC 및 SBIC 값을 비교할 때 개입분석모형이 보다 적합한 모형으로 나타났다.

다음으로 두 모형의 예측력을 비교해 본다. 예측치와 실제치를 나타내고 있는 <표 3-4> 및 <표 3-6>에 따르면 대체로 예측시점이 표본기간으로부터 멀어져 감에 따라 그 차이가 커지는 현상을 보이고 있다. 이러한 괴리의 정도를 나타내주는 지표로 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비를 계산해 보았다. 단변량의 ARIMA모형의 경우와 개입분석모형의 경우 모두 2개월까지는 상대적 괴리비가 5% 미만으로 상당히 괜찮은 예측력을 나타내 보이고 있으나, 3개월부터는 그 값이 5% 이상으로 증가하고 있다.

반면 이러한 상대적 괴리비의 전체 예측기간에서의 평균값으로 볼 수 있는 PRMSE가 5% 미만인 예측기간을 살펴보면 단변량 ARIMA모형 및 개입분석모형의 경우 모두 4개월인 것으로 나타났다. 이것이 의미하는 바는 그 기간 동안 전체적으로 평가하면 예측력이 5% 미만의 상대적 괴리비를 나타낸다는 것이다. 따라서 4개월까지는 단변량 ARIMA모형이나 개입분석모형 모두 좋은 예측력을 보인다고 할 수 있다.

예측력 평가에 대한 또 하나의 지표인 RMSE의 값을 비교해 본 결과는 PRMSE 값을 비교한 결과와 거의 비슷하다. 단, RMSE 값 자체는 어떤 크기로서 어떤 예측의 성과를 나타내는지 알 수 없으며 다른 모형의 RMSE와 비교하여 상대적 예측성과를 비교할 수 있다는 점을 유의하여야 할 것이다.

이상의 내용을 종합해 보면 예측력에 있어서는 단변량 ARIMA모형 및 개입분석모형에 의한 예측이 모두 향후 3개월(1분기[33]) 정도의 초단기예측에는 적합하

다고 할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 진단결과가 보다 우수하고 해당 시계열의 구조적인 변화를 야기하는 외부적인 충격을 반영하는 개입분석모형에 의거하여 지역별(전도시, 서울시, 광역시), 주택유형별(종합, 아파트) 매매 및 전세가격의 초단기전망을 시도하였다.[34] 이 때 월별 자료를 이용하여 향후 3개월(2000년 7월 9월)까지를, 분기별 자료를 이용하여 향후 2분기(2000년 3/4분기 4/4분기)까지를 예측하였다.

## 2. 변환함수모형의 분석사례

앞서 살펴보았듯이 ARIMA모형 및 개입분석모형은 예측력검정 결과 예측기간이 4개월을 초과할 경우 PRMSE가 5%를 넘는 상대적 괴리비를 보였기 때문에 향후 3개월 정도의 초단기예측에는 적합한 모형이라고 할 수 있다. 그러나 이 두 모형 모두 예측력 향상에 도움을 줄 수 있는 여러 가지 다른 정보가 있는 경우를 반영하지는 못한다. 즉 ARIMA모형은 기술적으로 연구자의 판단이 개입할 여지가 전혀 없다는 한계가 있으며, 개입분석모형은 결정적인 사건을 반영할 수는 있으나 예측력을 향상시킬 수 있는 다른 확률적 투입계열을 반영하지 못하는 한계를 지니고 있다.

따라서 본 연구에서는 2001년의 주택가격을 예측하기 위해서는 여러 가지 투

33) 서울 아파트 전세가격지수의 분기별 자료로 개입모형을 돌린 결과는 <부록 1>에 제시되어 있음. 이 결과에 따르면 분기별자료의 경우 86년 1/4분기 99년 2/4분기의 자료를 이용하여 식별된 모형에 따르면 향후 1분기에 대한 PRMSE 값이 6.8%로 별로 좋은 예측력을 보이지 않았음. 반면 86년 1/4분기 99년 3/4분기의 자료를 이용하여 식별된 모형에 따르면 향후 3분기 동안 전체적으로 5% 미만의 상대적 괴리비를 보여 좋은 예측력을 제시하고 있음

34) 앞에서도 언급되었듯이 연구자의 판단에 의한 ARIMA모형의 식별은 차분의 유무, 변수의 변형, AR 및 MA 차수의 결정 등에 있어 연구자의 판단에 좌우될 가능성이 많으며, 모형의 식별-추정-진단-예측까지 수많은 조합을 고려해야 하기 때문에 많은 시간 및 에너지 투입을 요함. 특히 개입모형의 경우에는 이외에도 개입의 여부 및 개입변수의 형태에 대한 판단까지를 요구하므로 더욱 복잡한 과정을 거쳐야 함. 따라서 본 연구에서는 보다 효율적인 예측을 위하여 통계적 기준에 따라 개입시점을 찾아내고, 모형의 식별-추정-진단 과정을 통계적 절차에 따라 자동으로 실행하는 프로그램을 이용하여 주택가격을 전망하였음

입계열을 이용하되 연구자의 판단을 반영하면서 예측력을 향상시켜보고자 변환함수모형을 이용하기로 한다. 이 때 주택가격의 변동에 영향을 주는 변수로는 거시경제변수, 상대가격, 주택시장상황변수를 투입계열로 고려하였다. 기존연구[35]에 따르면 주택가격에 영향을 주고 있는 요인으로 GDP, 통화량, 일반물가, 금리, 건축허가면적, 유관 부동산가격, 주가, 택지가격, 건설업임금, 광공업임금 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 주택가격이 수요, 상대가격 및 공급의 함수라고 보고, 수요측면을 나타내 주는 변수로는 거시경제변수인 실질GDP와 통화량(M2)을, 상대가격 변수로는 소비자물가지수를, 그리고 공급변수로는 주거용건축허가면적을 채택하였다. 이와 더불어 1997년말부터 시작된 외환금융위기를 반영할 수 있는 개입변수도 투입계열로 포함시켰다. 산출계열인 주택가격자료는 주택은행에서 발표하고 있는 분기별 전도시와 서울의 매매 및 전세 가격지수를 이용하였다. 이 때 통계자료의 한계상 월별자료가 아닌 분기별 자료를 이용하였고, 각 산출 및 투입계열로는 수준변수가 아닌 전분기대비변화율을 사용하였다.[36]

### 1) 변환함수모형의 식별, 추정 및 진단결과[37]

여기에서는 1986년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료를 이용하되 1998년 4/4분기까지의 자료는 모형식별을 위해 1999년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료는 모형의 예측력을 분석하기 위해 이용하기로 한다. 이는 각 변수들에 대한 자료수집이 가능한 시점이 2000년 2/4분기까지였고, 본 연구에서 예측하고자 하는 기간이 향후 6분기(2000년 3/4분기부터 2001년 4/4분기까지)이기 때문이

35) 김재영. 1992. 정부개입이 주택경기변동에 미치는 영향분석에 관한 연구. 중앙대학교 대학원 박사학위논문. pp12-23.
김갑성, 서승환. 상게서. p35.

36) 변화율자료를 이용하면 불안정적인 경제시계열을 안정적 과정으로 변형시키는 것이 용이해 짐. 이러한 이유에서 실증분석에서는 수준변수보다는 변화율변수를 더 많이 사용함(김기화 1990, 415)

37) 여기에서는 전도시 매매가격지수를 사례로 최종적으로 선별된 변환함수모형의 식별, 추정 및 진단결과를 제시함. 나머지 서울 매매가격지수, 전도시 및 서울의 전세가격지수의 예측력을 분석하기 위한 모형의 추정결과는 <부록 2>를 참조하기 바람

다.

변환함수모형의 형태를 통계적 절차에 따라 자동적으로 식별해 주는 프로그램을 이용하되, 주택가격지수의 변화율을 산출계열로 하고, 실질GDP · 통화량 · 소비자물가지수 · 주거용건축허가면적의 변화율 및 개입변수(1998년 1/4분기 4/4분기를 1로 하고 나머지 기간은 0으로 한 시계열[38]) 등 5개 변수를 가지고 여러 가지의 투입계열의 조합을 만들어 변환함수모형을 다양하게 식별해 보았다. 이렇게 식별된 모형들을 추정한 후, 추정된 모형의 잔차의 독립성, 가역성 및 파라미터 유의성을 만족시키는 모형 중 향후 6분기 동안의 예측력이 가장 좋은 모형을 선택하였다. 이 때 예측력을 분석하기 위한 1999년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 투입계열에 대한 정보는 실제치를 이용하였다.

이러한 절차에 따라 변환함수모형을 식별-추정-진단-예측한 결과 전도시 매매가격을 설명하는 투입계열로는 통화량, 소비자물가지수, 주거용건축허가면적 및 개입변수의 4개 변수가 포함되는 변환함수모형이 선정되었다. 변환함수모형을 식별하기 위한 첫 번째 단계는 모형에 포함되는 투입 및 산출 변수의 단변량 시계열모형을 개발하는 것인데, 선정된 모형에 포함된 투입 및 산출 변수의 단변량 시계열모형의 추정결과는 <표 3-7> <표 3-10>에 나타나 있다.

<표 3-7> 통화량변화율의 ARIMA모형 추정결과

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0698 | 337.73 |
| AR1 | 4 | 0.58932 | 4.05 |
| MA1 | 1 | 0.37832 | 2.60 |
| MA1 | 2 | 0.31634 | 2.08 |
| 방정식 | $[Y_t-1.07][1-(0.589)B^4] = [1-(0.378)B-(0.316)B^2]A_t$ | | |

38) 개입변수계열을 1998년 1/4분기 4/4분기를 1로 하고 나머지 기간은 0으로 한 시계열로 택한 이유는 다음과 같음. 분기별 자료(1986. 1/4 2000. 2/4)를 이용하여 최종적으로 식별된 지역별 유형별 매매 및 전세가격지수에 대한 개입분석모형에서 자동적으로 식별한 개입시점 중 1997년말 외환금융위기를 나타내는 시점으로 1998년 1/4분기와 2/4분기가 공통적으로 지적되었으며, 또한 대부분이 계단형 개입변수로 나타났음(<부록 3> 참조). 또한 개입변수계열을 1998년 1/4분기 2000년 2/4분기까지를 1로 하고 나머지를 0으로 했을 경우에는 예측력 분석결과가 상대적으로 저하되었기 때문임

<표 3-8> 전국소비자물가지수변화율의 ARIMA모형 추정결과

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0250 | 417.43 |
| AR1 | 4 | 0.42652 | 2.68 |
| 방정식 | $[Y_t-1.03][1-(0.427)B^4] = A_t$ | | |

<표 3-9> 전국 주거용건축허가변화율의 ARIMA모형 추정결과

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.7163 | 44.87 |
| AR1 | 4 | 0.36319 | 2.42 |
| MA1 | 1 | 0.50806 | 3.84 |
| 방정식 | $[Y_t-1.72][1-(0.363)B^4] = [1-(0.508)B]A_t$ | | |

<표 3-10> 전도시 매매가격지수변화율의 ARIMA모형 추정결과

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0708 | 73.38 |
| AR1 | 1 | 0.58552 | 4.67 |
| AR2 | 4 | 0.47054 | 3.05 |
| 방정식 | $[Y_t-1.07][1-(0.586)B][1-(0.471)B^4] = A_t$ | | |

또한 최종적으로 선정된 변환함수모형의 추정결과는 <표 3-11>과 같으며, 이를 방정식으로 나타내면 (식1)과 같다.

이렇게 변환함수모형의 형태를 통계적 절차에 따라 자동적으로 식별해 주는 프로그램을 이용하여 최종모형을 진단한 결과는 다음과 같다. 우선 변환함수모형의 잔차의 독립성여부의 검정은 두 가지로 수행된다고 하였다. 하나는 잔차의 자기상관 및 편자기상관의 구조를 살펴보는 것이고, 다른 하나는 잔차의 교차상관을 검토하는 것이다. <표 3-12>와 <표 3-13>에 나타나있듯이 전체적으로 잔차의 자기상관 및 편자기상관은 없다고 할 수 있다. 또한 잔차의 교차상관의 경우도 <표 3-14>에서 나타나 있듯이 비록 한 개 정도의 개개 상관은 유의미하게 나타났으나 전체적으로 어떤 구조가 나타나고 있지는 않음을 알 수 있다. 다음으로 모든 요인들이 가역적이었으며, t-검정 결과 모든 계수값이 유의미하게 나타났다. 이렇게 모형의 진단결과 모든 조건을 만족시켰기 때문에 (식1)을 전도시 주택매

매가격에 대한 변환함수모형으로 선택하였다.[39)]

<표 3-11> 변환함수모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.2065 | 3.21 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열2 (전국소비자물가지수변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.6991 | 2.76 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 투입계열3 (전국주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0138 | 2.43 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0440 | -2.61 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.0769 | 160.92 |
| | AR1 | 1 | 0.5674 | 4.41 |
| 산출계열 | 전국매매가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$
\begin{aligned}
[(Y_t) - (+.108E+01)] = \\
& \{ [(+.207E+00)B^0] \; [(X1_{t-1}) - (+.107E+01)] \} \\
+ & \{ [(+.699E+00)B^0] \; [(X2_{t-0}) - (+.102E+01)] \} \\
+ & \{ [(+.138E-01)B^0] \; [(X3_{t-0}) - (+.173E+01)] \} \\
+ & \{ [(-.440E-01)B^0] \; [(X4_{t-0}) - (+.000E+00)] \} \\
+ & A_t / \{ [1 - (+.567)B^1] \} \quad \text{----------------------} \quad (\text{식}1)
\end{aligned}
$$

39) (식1)은 연구자가 투입계열을 선택하여 투입했을 경우 모형의 적합성을 만족시키는 변환함수모형을 자동으로 식별해 주는 프로그램에 의한 결과임. 본 연구에서는 이 프로그램에 의거하여 주택가격에 대한 변환함수모형을 추정하되, 투입계열의 여러 가지 조합 중 가장 예측력이 높은 모형을 선택함. 여기에서 예시한 전도시 매매가격모형 뿐 아니라 서울의 매매가격모형, 전도시 및 서울의 전세가격모형도 이와 동일한 방식에 의거하여 모형을 추정함

<표 3- 12> 잔차의 자기상관 및 표준오차

| 시차 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 자기상관 | -0.025 | -0.041 | 0.042 | 0.204 | -0.104 | 0.157 | 0.008 | -0.031 |
| 표준오차 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.149 | 0.151 | 0.154 | 0.154 |

주: 유의수준을 0.05로 할 때 자기상관값이 각 차수에 대해 표준오차의 2배의 범위에 포함되는가를 검정하면 됨(이윤복, 1999 :118)

<표 3- 13> 잔차의 편자기상관 및 표준오차

| 시차 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 편자기상관 | -0.025 | -0.042 | 0.040 | 0.205 | -0.093 | 0.175 | -0.016 | -0.054 |
| 표준오차 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 | 0.143 |

<표 3- 14> 잔차의 교차상관 및 표준오차

| 시차 | | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 투입계열 1 | 교차상관 | 0.251 | 0.099 | 0.206 | 0.051 | -0.149 | 0.128 | -0.048 | 0.073 | -0.011 |
| | 표준오차 | 0.149 | 0.151 | 0.152 | 0.154 | 0.156 | 0.158 | 0.160 | 0.162 | 0.164 |
| 투입계열 2 | 교차상관 | 0.020 | 0.106 | 0.214 | -0.017 | 0.073 | -0.012 | -0.158 | -0.083 | 0.032 |
| | 표준오차 | 0.149 | 0.151 | 0.152 | 0.154 | 0.156 | 0.158 | 0.160 | 0.162 | 0.164 |
| 투입계열 3 | 교차상관 | -0.132 | -0.069 | 0.075 | 0.357 | 0.064 | -0.072 | -0.054 | 0.057 | 0.037 |
| | 표준오차 | 0.149 | 0.151 | 0.152 | 0.154 | 0.156 | 0.158 | 0.160 | 0.162 | 0.164 |

주 : 여기에서의 교차상관은 사전백색화된 투입계열 각각과 잔차의 교차상관임

최종적으로 선정된 모형에 따르면 전도시 주택매매가격에는 통화량, 소비자물가지수, 주거용건축허가, 외환금융위기를 나타내는 더미변수인 개입변수 그리고 자기자신의 변동이 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 통화량이 1분기의 시차를 지니고 영향을 주고 있으며, 소비자물가지수, 건축허가 및 개입변수는 동일시점에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

「노이즈」계열은 차분요인은 없으며 하나의 AR요인을 지닌다. 여기에서 AR 요인은 1분기의 시차를 가지고 0.567이라는 값을 지니는 하나의 모수를 가진다. 산출계열은 평균 1.08을 중심으로 안정적이라고 할 수 있으며, 투입계열 각각은 산출계열에 대한 각각의 영향을 나타내는 변환모형을 지니고 있다. 즉 통화량변동은 평균 1.07을 중심으로 안정적이며 하나의 분자요인을 지니고 전도시 주택가격변동에 1분기의 시차를 지니고 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기에서 분자요인은 계수값이 0.207이고 시차가 0인 하나의 모수를 지닌다. 소비자물가지수변동은 평균 1.02을 중심으로 안정적이며 하나의 분자요인을 지니고 전도시 주택가격변동에 동일시점에 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기에서 분자요인은 계수값이 0.699이고 시차가 0인 하나의 모수를 지닌다. 주거용건축허가 변동도 평균 1.73을 중심으로 안정적이며 하나의 분자요인을 지니고 전도시 주택가격변동에 동일시점에 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기에서 분자요인은 계수값이 0.0138이고 시차가 0인 하나의 모수를 지닌다. 끝으로 개입변수도 하나의 분자요인을 지니고 전도시 주택가격변동에 동일시점에 영향을 주는 것으로 나타났다. 여기에서 분자요인은 계수값이 -0.044이고 시차가 0인 하나의 모수를 지닌다.

### 2) 변환함수모형의 예측력 분석

여기에서는 전국 및 서울의 매매가격과 전세가격에 대해 최종적으로 식별된 변환함수모형들의 예측력을 분석한 결과를 살펴본다.

우선 전도시 매매가격지수 변화율 모형의 경우 6분기의 예측기간 동안 각 분기별 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비는 1 4% 정도로 비교적 좋은 예측력을 보이고 있으며, 이 상대적 괴리비에 대한 전체 예측기간(6분기)에서의 평균값으로 볼 수 있는 PRMSE도 2.3%로 낮게 나타났다(<표 3-15> 참조).

**<표 3- 15> 전도시 매매가격 모형의 예측력 검정**

| 예측기간 | 예측치 a | 실제치 b | 상대적 괴리비 (a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1998 4/4 | | | | | |
| 1999 1/4 | 1.067 | 1.084 | -0.0155 | 1.5541 | 0.0168 |
| 1999 2/4 | 1.086 | 1.069 | 0.0159 | 1.5744 | 0.0169 |
| 1999 3/4 | 1.056 | 1.083 | -0.0249 | 1.9287 | 0.0208 |
| 1999 4/4 | 1.109 | 1.062 | 0.0442 | 2.7709 | 0.0296 |
| 2000 1/4 | 1.067 | 1.078 | -0.0102 | 2.5202 | 0.0269 |
| 2000 2/4 | 1.074 | 1.063 | 0.0100 | 2.3368 | 0.0250 |

주: 전도시 매매가격지수 변화율 중 음(-)의 값을 나타내는 경우가 있기 때문에 이 모형에서는 1.066이라는 scale factor를 더해 주는 변환을 거침

두 번째로 서울 매매가격지수 변화율 모형의 경우에도 예측기간 동안 각 분기별 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비는 0.8 4% 정도이며, 전체 예측기간(6분기)에서의 PRMSE도 3.0%로 비교적 좋은 편이다(<표 3-16> 참조).

**<표 3- 16> 서울 매매가격 모형의 예측력 검정**

| 예측기간 | 예측치 a | 실제치 b | 상대적 괴리비 (a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1998 4/4 | | | | | |
| 1999 1/4 | 1.109 | 1.100 | 0.0081 | 0.8076 | 0.0089 |
| 1999 2/4 | 1.133 | 1.086 | 0.0426 | 3.0687 | 0.0334 |
| 1999 3/4 | 1.079 | 1.114 | -0.0311 | 3.0813 | 0.0338 |
| 1999 4/4 | 1.090 | 1.083 | 0.0062 | 2.6866 | 0.0294 |
| 2000 1/4 | 1.084 | 1.103 | -0.0169 | 2.5197 | 0.0276 |
| 2000 2/4 | 1.136 | 1.085 | 0.0469 | 2.9930 | 0.0327 |

주: 서울 매매가격지수 변화율 중 음(-)의 값을 나타내는 경우가 있기 때문에 이 모형에서는 1.082라는 scale factor를 더해 주는 변환을 거침

세 번째로 전도시 전세가격지수 변화율 모형의 경우에 예측기간 동안 각 분기별 상대적 괴리비는 99년 4/4분기에 5%를 나타낸 것을 제외하면 0.3 2%의 범위

에 있다. 전체 예측기간(6분기)에서의 PRMSE도 2.4%로 비교적 양호한 편이다(<표 3-17> 참조).

<표 3- 17> 전도시 전세가격 모형의 예측력 검정

| 예측기간 | 예측치<br>a | 실제치<br>b | 상대적 괴리비<br>(a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1998 4/4 | | | | | |
| 1999 1/4 | 1.172 | 1.183 | -0.0094 | 0.9415 | 0.0111 |
| 1999 2/4 | 1.164 | 1.144 | 0.0177 | 1.4178 | 0.0163 |
| 1999 3/4 | 1.153 | 1.163 | -0.0088 | 1.2633 | 0.0146 |
| 1999 4/4 | 1.182 | 1.122 | 0.0539 | 2.9068 | 0.0327 |
| 2000 1/4 | 1.182 | 1.178 | 0.0026 | 2.6026 | 0.0293 |
| 2000 2/4 | 1.115 | 1.125 | -0.0091 | 2.4046 | 0.0271 |

주: 전도시 전세가격지수 변화율 중 음(-)의 값을 나타내는 경우가 있기 때문에 이 모형에서는 1.113이라는 scale factor를 더해 주는 변환을 거침

마지막으로 서울 전세가격지수 변화율 모형의 경우에는 예측기간 동안 상대적 괴리비가 5%를 넘는 분기가 2개가 나타나고 있으나 나머지는 1 4% 정도의 범위에 있다. 전체 예측기간(6분기)에서의 PRMSE는 3.6%로 비교적 수용할만하다(<표 3-18> 참조).

<표 3- 18> 서울 전세가격 모형의 예측력 검정

| 예측기간 | 예측치<br>a | 실제치<br>b | 상대적 괴리비<br>(a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| 1998 4/4 | | | | | |
| 1999 1/4 | 1.172 | 1.242 | -0.0567 | 5.6669 | 0.0704 |
| 1999 2/4 | 1.190 | 1.204 | -0.0119 | 4.0945 | 0.0508 |
| 1999 3/4 | 1.209 | 1.237 | -0.0224 | 3.5856 | 0.0445 |
| 1999 4/4 | 1.212 | 1.168 | 0.0379 | 3.6389 | 0.0444 |
| 2000 1/4 | 1.182 | 1.244 | -0.0500 | 3.9492 | 0.0485 |
| 2000 2/4 | 1.190 | 1.179 | 0.0097 | 3.6270 | 0.0445 |

주: 서울 전세가격지수 변화율 중 음(-)의 값을 나타내는 경우가 있기 때문에 이 모형에서는 1.161이라는 scale factor를 더해 주는 변환을 거침

# CHAPTER 4

## 단기예측모형에 의한 주택가격 전망

### 1. 개입분석모형을 이용한 주택가격의 초단기전망

여기에서는 2000년 7월부터 9월(3/4분기)까지 주택가격의 초단기전망을 시도하기 위해 1986년 1월부터 2000년 6월까지 지역별 유형별 주택가격지수의 월별 및 분기별 자료를 모두 이용하여 개입분석모형을 식별 · 추정한 후 그 모형에 따라 예측치를 구하였다. 여기에서는 이렇게 시도한 주택가격의 초단기전망의 예측치를 실제치와 비교해 보기로 하며, 각 모형의 추정결과와 예측치는 <부록 3>에 제시하였다.

주택매매가격의 종합지수의 경우 우선 전도시의 동기간 동안의 월별 가격지수는 각각 94.42, 94.39, 94.49로 예측되었다. 이를 각각의 실제치인 94.6, 94.8, 95.0과 비교하면 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비가 0.5% 이하로 상당히 좋은 예측결과임을 알 수 있다. 분기별자료를 이용한 예측결과도 0.2%라는 상당히 낮은 상대적 괴리비를 보이고 있다. 서울시 및 광역시의 경우에도 월별 및 분기별 예측치 모두 각각 0.2% 이하, 0.8% 이하의 낮은 상대적 괴리비를 나타내 상당히 양호한 예측결과를 보이고 있다(<표 4-1> 참조).

<표 4-1> 지역별 주택매매가격지수(종합)의 예측치

| | | 전도시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 94.42 | 93.53-95.30 | 94.6 | -0.0019 |
| | 2000.8 | 94.39 | 92.47-96.30 | 94.8 | -0.0043 |
| | 2000.9 | 94.49 | 91.37-97.62 | 95.0 | -0.0054 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 94.79 | 92.17-97.40 | 95.0 | -0.0022 |

| | | 서 울 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 97.34 | 96.00- 98.68 | 97.5 | -0.0016 |
| | 2000.8 | 97.99 | 95.17-100.80 | 97.9 | 0.0009 |
| | 2000.9 | 98.50 | 94.18-102.82 | 98.5 | 0.0000 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 98.49 | 95.47-101.51 | 98.5 | -0.0001 |

| | | 광역시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 90.45 | 89.53-91.38 | 90.8 | -0.0039 |
| | 2000.8 | 90.20 | 88.24-92.16 | 90.8 | -0.0066 |
| | 2000.9 | 90.05 | 86.94-93.16 | 90.8 | -0.0083 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 91.08 | 88.46-93.70 | 90.8 | 0.0031 |

아파트의 매매가격지수의 경우 전도시의 2000년 7월 9월 동안의 월별 가격지수의 예측치는 각각 103.40, 103.59, 103.77이며, 실제치는 각각 103.5, 103.7, 104.2로 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비가 0.4% 이하로 역시 좋은 예측결과를 보이고 있다. 분기별자료를 이용한 예측결과도 0.9%로 낮은 상대적 괴리비를 보이고 있다. 서울시 및 광역시의 경우에도 월별 예측치는 상대적 괴리비가 각각 0.4% 이하, 0.9% 이하로 좋은 예측결과를 나타냈다. 반면 서울 및 광역시의 분기별 예측치는 각각 1%, 2%의 상대적 괴리비를 나타내 월별 예측치에 비해서는 실제치와 괴리정도가 높지만 그래도 비교적 양호한 예측결과라고 할 수 있다(<표 4-2> 참조).

<표 4-2> 지역별 주택매매가격지수(아파트)의 예측치

| | | 전도시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 103.40 | 102.19-104.60 | 103.5 | -0.0010 |
| | 2000.8 | 103.59 | 100.99-106.19 | 103.7 | -0.0011 |
| | 2000.9 | 103.77 | 99.56-107.99 | 104.2 | -0.0041 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 103.24 | 99.63-106.85 | 104.2 | -0.0092 |

| | | 서 울 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 109.53 | 107.59-111.47 | 110.0 | -0.0043 |
| | 2000.8 | 110.26 | 106.23-114.28 | 110.6 | -0.0031 |
| | 2000.9 | 110.82 | 104.66-116.99 | 111.3 | -0.0043 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 110.13 | 103.69-116.56 | 111.3 | -0.0105 |

| | | 광역시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 97.93 | 96.44- 99.03 | 98.0 | -0.0007 |
| | 2000.8 | 97.55 | 94.81-100.30 | 98.1 | -0.0056 |
| | 2000.9 | 97.46 | 93.11-101.80 | 98.4 | -0.0096 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 96.18 | 99.61-103.04 | 98.4 | -0.0226 |

전세가격 종합지수의 경우 우선 전도시의 동기간 동안의 월별 가격지수는 각각 110.52, 111.68, 113.12로 예측되었다. 이를 각각의 실제치인 110.5, 112.1, 114.2와 비교하면 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비가 1% 이하로 좋은 예측결과임을 알 수 있다. 분기별자료를 이용한 예측결과는 2%라는 상대적 괴리비를 보이고 있다. 서울시 및 광역시의 경우에도 월별 예측치는 상대적 괴리비가 각각 0.5% 이하, 1.6% 이하로 비교적 양호한 예측결과를 나타냈다. 반면 서울 및 광역시의 분기별 예측치는 각각 3%, 4%의 상대적 괴리비를 나타내 월별 예측치에 비해 실제치와 괴리정도가 높게 나타났다. 특히 서울의 2000년 3/4분기의 예측치는 95%의 신뢰구간에서 벗어나고 있음을 알 수 있다.(<표 4-3> 참조).

<표 4-3> 지역별 전세가격지수(종합)의 예측치

| | | 전도시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 110.52 | 109.33-111.70 | 110.5 | 0.0002 |
| | 2000.8 | 111.68 | 109.01-114.36 | 112.1 | -0.0037 |
| | 2000.9 | 113.12 | 108.68-117.55 | 114.2 | -0.0094 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 111.85 | 109.38-114.33 | 114.2 | -0.0206 |

| | | 서 울 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 110.66 | 109.06-112.26 | 110.4 | 0.0024 |
| | 2000.8 | 112.90 | 109.52-116.29 | 112.7 | 0.0018 |
| | 2000.9 | 114.56 | 109.53-119.59 | 115.1 | -0.0047 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 111.12 | 107.26-114.97 | 115.1* | -0.0346 |

| | | 광역시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 104.85 | 103.83-105.86 | 104.8 | 0.0005 |
| | 2000.8 | 105.36 | 103.21-107.52 | 105.8 | -0.0042 |
| | 2000.9 | 106.05 | 102.52-109.59 | 107.8 | -0.0162 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 102.96 | 105.57-108.17 | 107.8 | -0.0449 |

전세가격 아파트지수의 경우 2000년 7월 9월 동안의 월별 가격지수는 각각 123.22, 124.60, 126.13으로 예측되었다. 이를 각각의 실제치인 124.0, 125.7, 128.3과 비교하면 예측치의 실제치에 대한 상대적 괴리비가 1.7% 이하로 비교적 괜찮은 예측결과를 보였다. 분기별자료를 이용한 예측결과도 1.9%라는 상대적 괴리비를 보이고 있다. 서울시의 월별 및 분기별 예측치는 상대적 괴리비가 각각 0.9% 이하, 0.2%로 좋은 예측결과를 보인 반면, 광역시의 월별 및 분기별 예측치는 실제치에 대한 상대적 괴리비가 각각 2.8% 이하, 3.4%로 좀 크게 나타났다. 특히 광역시의 2000년 3/4분기의 예측치는 95%의 신뢰구간에서 벗어나고 있음을 알 수 있다(<표 4-4> 참조).

요약하면 개입분석모형을 통해 얻은 향후 3개월(1분기) 후의 예측치를 사후적으로 검토한 결과는 전반적으로 양호하게 나타나고 있다. 이 때 분기별 자료를

통한 예측치에 비해 월별 자료를 통한 예측치가 더 나은 결과를 보이고 있다. 95%의 신뢰구간에서 서울(종합)과 광역시(아파트)의 3/4분기 전세가격 예측치를 제외한 모든 실제치가 포함되고 있다. 따라서 개입모형에 의한 주택 및 전세가격의 단기전망은 95% 이상의 신뢰도를 지닌 예측치를 제시하여 주고 있다고 할 수 있다.

<표 4-4> 지역별 전세가격지수(아파트)의 예측치

| | | 전도시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 123.22 | 121.76-124.68 | 124.0 | -0.0063 |
| | 2000.8 | 124.60 | 121.07-128.13 | 125.7 | -0.0088 |
| | 2000.9 | 126.13 | 120.02-132.23 | 128.3 | -0.0169 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 125.89 | 122.95-128.82 | 128.3 | -0.0188 |

| | | 서 울 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 122.98 | 120.74-125.23 | 123.2 | -0.0018 |
| | 2000.8 | 124.84 | 120.14-129.54 | 125.3 | -0.0037 |
| | 2000.9 | 127.18 | 119.80-134.57 | 128.3 | -0.0087 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 127.99 | 123.80-132.17 | 128.3 | -0.0024 |

| | | 광역시 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 점예측 | 신뢰구간(95%) | 실제치 | 상대적 괴리비 |
| 월별 | 2000.7 | 115.31 | 113.86-116.76 | 115.8 | -0.0042 |
| | 2000.8 | 115.44 | 112.29-118.58 | 117.1 | -0.0142 |
| | 2000.9 | 116.25 | 111.26-121.24 | 119.6 | -0.0280 |
| 분기별 | 2000 3/4 | 115.52 | 112.80-118.24 | 119.6* | -0.0341 |

## 2. 변환함수모형을 이용한 2001년 주택가격 전망

여기에서는 1986년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지 분기별 자료를 이용한 변환함수모형을 통하여 2001년의 전국 및 서울의 매매가격과 전세가격을 예측해 보기로 한다.

1986년 2/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 자료를 이용한 앞의 변환함수모형의 분석사례에서 5개변수(실질GDP, 통화량, 소비자물가지수, 주거용건축허가 및 개입변수)를 가지고 여러 가지의 투입계열의 조합을 만들어 변환함수모형을 다양하게 자동식별한 결과 예측력 검정에서 결과가 가장 좋은 모형들을 선택하였다. 여기에서는 이렇게 식별된 모형을 토대로 1986년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지 분기별 자료를 이용하여 2001년의 주택가격을 전망하였다. 이 때 예측기간('00. 3/4 '01. 4/4)동안의 투입계열의 예측치 중 실질GDP 및 소비자물가지수의 경우는 KDI의 발표자료[40]를 이용하였고, 나머지의 경우에는 각 투입계열의 ARIMA모형에 의한 예측치를 적용하였다.

이렇게 전망한 결과는 다음과 같다. 2000년 4/4분기를 기준으로 한 2001년의 전국의 매매가격은 0.6% 정도 증가하고, 서울의 매매가격은 2.8% 증가하는 것으로 나타났다. 반면 같은 기간 동안 전국의 전세가격은 2.9%, 서울의 전세가격은 5.4% 증가하는 것으로 전망되었다. 분기별 변화율을 살펴보면 특히 전세가격은 2/4분기와 4/4분기의 경우 전분기에 대비해서 가격이 하락하는 것으로 전망되었다. 이는 97년 이후 98년까지의 분기별 전세가격 변화율의 과거추이 및 다른 연도의 분기별 과거추이 즉 2/4분기와 4/4분기의 전분기대비증가율은 1/4분기와 3/4분기의 경우에 비해 낮게 나타나는 추이를 반영하는 것이라 할 수 있다. 또한 이는 취학자녀를 둔 전세가구에게는 새 학기가 시작되기 전 방학기간을 포함하고 있는 1/4분기와 3/4분기가 주된 이사철이 되는 우리의 현실을 반영하는 것이라 해석할 수 있다. 그리고 전국의 전세가격의 경우 2000년 3/4분기에서 2001년 4/4분기까지 분기별 변화율 예측치의 범위가 -8.9% 4.4%로 상당히 크게 나타났다. 이는 97년 3/4분기에서 98년 4/4분기까지의 변화율의 범위(-11.3% 0.3%) 및 98년 3/4분기에서 99년 4/4분기까지의 변화율의 범위(-1.1% 7.0%)를 살펴볼 때 수용할만한 결과하고 생각된다(<표 4-5> <표 4-8> 참조).

40) KDI에서 2000년 3/4분기에 발표한 "2000 2001년 국내경제전망" 자료에 의하면, 국내총생산 증가율은 2000년, 2001년 각각 연간 8.9%, 5.4%로, 소비자물가지수 증가율은 연간 각각 2.5%, 3.7%로 전망되었음.

전도시와 서울시의 매매 및 전세가격에 대한 각각의 예측모형의 추정결과는 <부록 4>에 제시하였다.

<표 4-5> 전국 매매가격지수 변화율(전분기대비 변화율) 전망

(단위 : %)

| | 점예측 | 비 고 |
|---|---|---|
| 2000 3/4 | 0.40 | |
| 2000 4/4 | -0.15 | 2000 4/4 |
| 2001 1/4 | 0.11 | 2001 4/4까지의 |
| 2001 2/4 | 0.02 | 연간변화율 |
| 2001 3/4 | 0.25 | |
| 2001 4/4 | 0.17 | 0.6 |

<표 4-6> 서울 매매가격지수 변화율(전분기대비 변화율) 전망

(단위 : %)

| | 점예측 | 비 고 |
|---|---|---|
| 2000 3/4 | 0.7 | |
| 2000 4/4 | -0.2 | 2000 4/4 |
| 2001 1/4 | 0.7 | 2001 4/4까지의 |
| 2001 2/4 | -0.2 | 연간변화율 |
| 2001 3/4 | 1.2 | |
| 2001 4/4 | 1.1 | 2.8 |

<표 4-7> 전국 전세가격지수 변화율(전분기대비 변화율) 전망

(단위 : %)

| | 점예측 | 비 고 |
|---|---|---|
| 2000 3/4 | 3.50 | |
| 2000 4/4 | -8.85 | 2000 4/4 |
| 2001 1/4 | 4.26 | 2001 4/4까지의 |
| 2001 2/4 | -2.88 | 연간변화율 |
| 2001 3/4 | 4.39 | |
| 2001 4/4 | -2.68 | 2.9 |

<표 4-8> 서울 전세가격지수 변화율(전분기대비 변화율) 전망

(단위 : %)

| | 점예측 | 비 고 |
|---|---|---|
| 2000 3/4 | 4.80 | |
| 2000 4/4 | -0.95 | 2000 4/4 |
| 2001 1/4 | 3.10 | 2001 4/4까지의 |
| 2001 2/4 | -0.05 | 연간변화율 |
| 2001 3/4 | 2.80 | |
| 2001 4/4 | -0.50 | 5.4 |

CHAPTER 5

# 단기예측모형의 활용 및 향후 과제

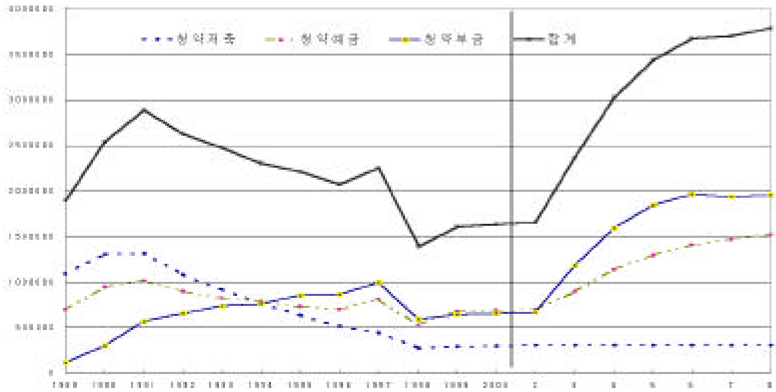
## 1. 2001년 주택시장 동향 및 전망

### 1) 주택시장동향

#### (1) 주택수요측면

주택시장의 잠재수요를 보여주는 주택청약관련저축 가입자수는 2000년 10월 현재 전국적으로 383만좌로서 <그림 5-1>에서 보듯이 2000년 3월 이후 급증하였다. 이중 청약저축가입자가 31만좌, 청약예금가입자가 156만좌, 청약부금가입자가 196만좌에 이르며, 국민주택청약 대기자보다 민영주택청약 대기자가 압도적으로 많음을 알 수 있다. 그러나 이러한 현상을 주택수요의 직접적인 증대로 해석하기는 어렵다. 그 이유는 다음과 같다. 주택은행에서 독점적으로 취급해 오던 청약부금 및 청약예금의 경우 2000년 3월 이후 가입자격이 완화되었고, 여타 금융기관의 참여가 허용되었다. 주택공급규칙이 그대로 유지되는 전제하에서 가입자격의 완화는 예비수요의 등록증대를 야기시킨다. 또한 청약예금의 수취증대를 위한 금융기관간 유치경쟁 및 금리경쟁이 가열되었고, 이로 인해 정기예금금리

가 상승함으로써 여유자금의 일시적 예치가 증대하는 효과도 포함되었기 때문이다.




<그림 5- 1> 주택청약관련저축 가입자수 동향

다음에는 신규분양현황으로 주택수요의 움직임을 간접적으로 파악하여 보기로 한다. 2000년 10차례에 걸친 서울 동시분양청약결과 상반기에 비하여 청약률이 현저히 감퇴되고 있다(<표 5-1> 참조). 경쟁률만 보면 청약자수가 공급물량을 크게 상회함으로써 공급물량이 전부 소진된 것으로 보이나 지역별, 업체별 차별화 심화현상을 보이고 있으며, 최근들어 소비 및 투자심리가 냉각되고 있다. 인기지역 대형업체가 공급하는 아파트는 청약열기가 높으나 나머지는 미달가구가 최근에 들어서 증대하고 있다.

<표 5- 1> 2000년 서울 동시분양 청약현황

| | 1차 (2월) | 2차 (3월) | 3차 (4월) | 4차 (5월) | 5차 (6월) | 6차 (7월) | 7차 (8월) | 8차 (9월) | 9차 (10월) | 10차 (11월) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 공급세대수 | 590 | 1,998 | 1,172 | 2,920 | 3,472 | 3,031 | 875 | 1,076 | 2,783 | 3,135 |
| 경쟁률(%) | 5.9 | 11.7 | 12.1 | 8.1 | 12.2 | 4.3 | 3.6 | 4.6 | 7.2 | 5.7 |
| 미분양가구 | | | | 139 | 383 | 748 | 0 | 39 | 232 | 733 |
| 미분양률(%) | | | | 4.8 | 11.0 | 24.7 | 0 | 3.6 | 8.3 | 23.4 |

(2) 주택공급측면

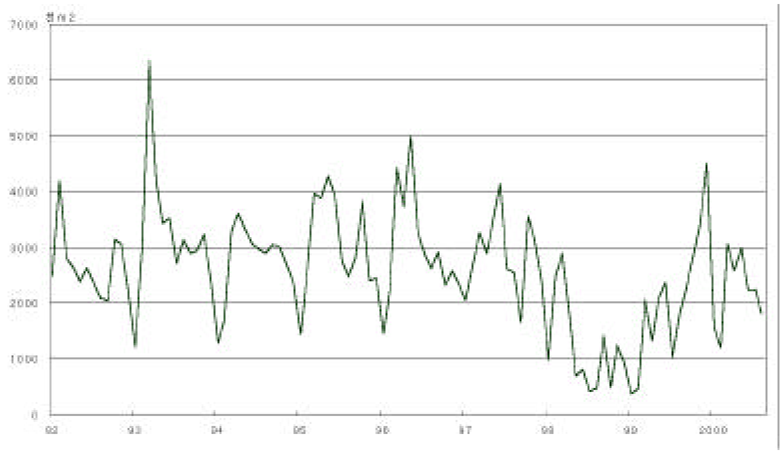
2000년도 전국의 주택건설실적은 1월-10월까지 341,203호로 집계되었으며 이 중 공공부문에서 92,079호, 민간부문에서 249,124호가 건설되었다. 이는 작년 동기(252,953호)에 비하여 34.9%가 증대된 것이며, 특히 민간부문의 경우 작년 동기보다 53.6%가 증가되었다(<표 5-2> 참조).

<표 5-2> 2000년도 월별 주택건설실적

| | 1-2월 | 3월 | 4월 | 5월 | 6월 | 7월 | 8월 | 9월 | 10월 | 합계 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 계 | 38,270 | 28,427 | 39,819 | 26,068 | 33,801 | 47,154 | 37,127 | 40,262 | 40,275 | 341,203 |
| 공공 | 12,793 | 13,041 | 9,620 | 5,607 | 10,619 | 16,140 | 5,511 | 9,076 | 9,672 | 92,079 |
| 민간 | 25,477 | 25,386 | 30,199 | 20,461 | 23,182 | 31,014 | 31,616 | 31,186 | 30,603 | 249,124 |

자료: 건설교통부 주택정책과

계절변동이 심한 주거용 건축허가 및 착공통계는 1990년대 이후 일정수준을 유지하여 오다가 외환위기 이후 급격히 위축되었으며, 1999년 이후 회복세로 돌아섰으나 예년 수준에는 못 미치고 있다(<그림 5-2> 참조).




<그림 5-2> 주거용건축(착공통계)

부도업체수의 경우 1990년대 중반 이후 주택시장의 구조조정이 진행되어 오던 중 외환위기를 맞이하였고 외환위기 직후 부도업체수가 2배 정도로 급증하였으나 1999년 이후에는 오히려 감소하였다(<표 5-3> 참조). 이는 대량의 주택대책 효과로 사료되나 어느 면에서는 구조조정을 지연시키고 있다고 할 수 있다.

<표 5-3> 주택건설업체 부도업체수 추이

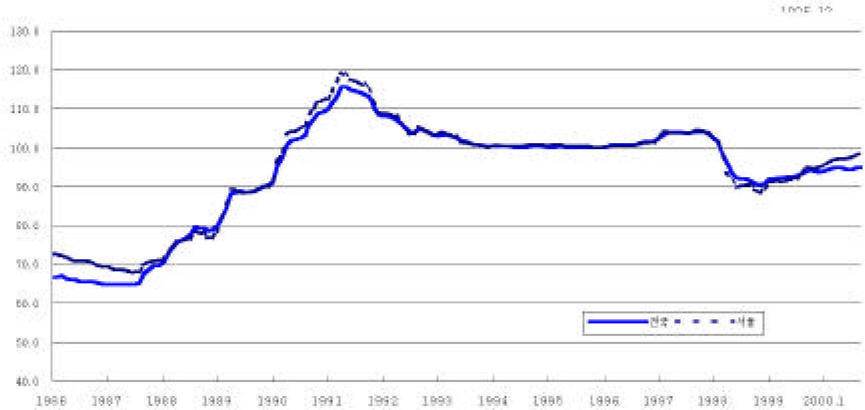
| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000.8 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 부도업체수 | 41 | 60 | 168 | 179 | 221 | 416 | 89 | 89 |

대량의 주택대책은 수요진작을 통하여 주택건설경기를 떠받치는 역할을 하였으나 이는 부도업체수에서 보듯이 건설산업의 구조조정을 지연하였고, 외환위기 이후 주택부문 참여자의 자금난 완화에 기여하였다.

미분양주택수는 1995년 10월경 약 16만호로 정점을 이루었으나 1995년 11월 주택시장안정대책의 발표 이후 지속적인 감소추세를 보이고 있다. 외환위기의 여파로 98년 7월에는 11만 6천호로 급증하였으나 주택대책의 대대적 시행으로 98년 후반기부터 감소하기 시작하여 2000년 10월 현재 전국적으로 58,250호(수도권 18,826호)에 이른다. 그러나 준공후 미분양물량은 전국적으로 17,104호이고, 이 중 공공부문이 8,040호, 민간부문이 9,064호로 나타났다. 이러한 현재의 미분양상황은 시장을 위협할 정도의 심각한 수준은 아니라고 판단된다.

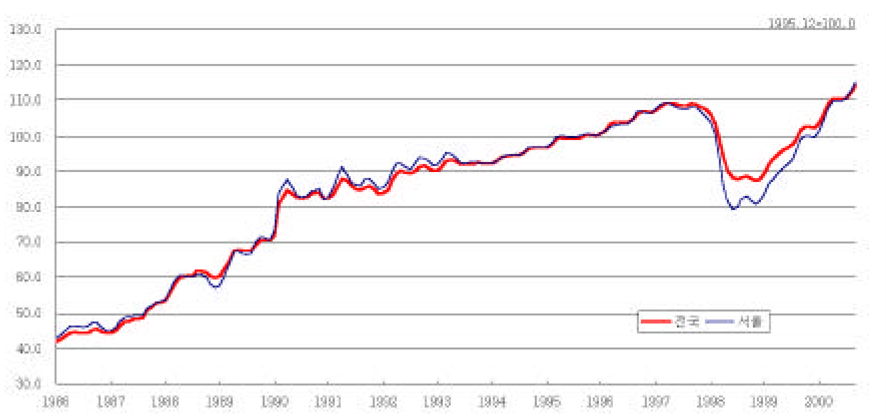
(3) 주택가격동향

주택매매가격은 1991년을 정점으로 하여 하락세로 반전한 후 하향안정세를 유지하다가 1995년 이후 약간의 회복세를 보이던 중, 1997년말의 외환위기 이후 급격한 하락 이후 다시 회복세로 돌아서고 있다(<그림 5-3> 참조).




<그림 5-3> 주택가격 추이

주택의 대량공급으로 주택매매가격은 1990년대 들어서 하락세로 반전한데 반하여 전세가격은 외환위기 발발 직전인 1997년까지 지속적인 상승세를 보이고 있었다. 외환위기 이후 전세거래의 마비로 전세가격이 급락하였으나 1998년 하반기부터는 상승세로 돌아서 가파른 상승세를 지속하고 있다(<그림 5-4> 참조). 즉 전 부문의 전세가격이 외환위기 이전 수준 이상으로 상승하고 있으며, 외환위기 이후의 급격한 상승세는 서민주거안정을 위협하고 있다.




<그림 5-4> 전세가격 추이

2000년 10월 현재 주택매매가격지수는 전국 95.1, 서울 98.8로서 95년말보다 낮은 수준을 보이고 있으나 전세가격은 전국 115.4, 서울 116.5로서 대조적인 급격한 상승세를 보여주고 있다. 연간 상승률은 매매가격 0.8 4.2%, 전세가격은 12.7 16.6%로서 서울의 움직임이 크게 나타나고 있으며, 전세가격의 움직임 또한 크다(<표 5-4> 참조).

<표 5-4> 주택가격동향 및 년간 상승률

| | 2000.10<br>(95.12=100) | 상승률<br>전년동월대비 |
|---|---|---|
| 매매가격 | | |
| 전국 | 95.1 | 0.8% |
| 서울 | 98.8 | 4.2% |
| 전세가격 | | |
| 전국 | 115.4 | 12.7 |
| 서울 | 116.5 | 16.6 |

## 2) 주택시장의 여건

### (1) 주택정책 환경

주택시장이 실수요자 중심으로 바뀌면서 주택수요규모가 점감하고 있고, 경제구조조정에 따른 11개 건설업체 퇴출 및 현대사태로 주택건설업체에 대한 소비자들의 신뢰도가 약화되는 등 주택소비심리 냉각되고 있다. 특히 건설업체의 퇴출로 대한주택보증회사의 분양보증이행불능 사태가 우려되는데 공사중단 사업장은 10월말 기준으로 122,329세대이며, 이 중 대한주택보증이 담당할 부분은 114개 업체의 113,722세대이고, 건설업체간 연대보증분은 8,607세대로 나타나고 있다. 그러나 대한주택보증의 부도우려는 분양보증부분에서 보다는 대출보증부분에서 발생하고 있으며 건설업체 및 보증기관의 신뢰도 회복이 시급히 요구되고, 선분양제도에 대한 재고가 필요하다고 하겠다.

금년 봄부터 사회적으로 문제시된 수도권 난개발 억제를 위하여 국토이용계획 체계 변경이 추진되고 있어 용적률 강화에 따른 건설사업의 수익성 악화, 분양가격 상승 등이 예상되며 이는 기존주택가격의 상승압력으로 작용하고 있다. 따라서 신규분양시장은 환경비용의 부담능력이 있는 중고소득층의 수요에 맞게 고급화될 가능성이 있다. 또한 판교신도시 개발을 둘러싼 찬반 논의로 주택수요가 대기상태에 머물러있는 경향도 있다.

전세가격의 지속적 상승 및 전세의 월세전환에 따른 임대시장 구조전환 과정에서 임차인의 주거비 부담이 증대되고 있다. 즉 전세가격 상승률이 전국적으로 년간 13%에 달하고 있는데, 이는 주택투자수요의 감퇴로 전세공급이 감소함에 반하여 전세수요는 증가하고 있기 때문이라 할 수 있다. 이와 함께 집주인의 월세선호로 월세가구 비중의 증대하고 있으며, 특히 높은 월세전환률로 월세가구의 주거비부담이 증대되고 있는 실정이다.

(2) 금융여건

외환위기 이후 국민주택기금은 주택경기진작을 위한 지원수단으로 활용되어 지원대상 및 지원규모가 확대됨으로써 기금규모가 외환위기 이전의 3배 규모로 증대하여 공공부문이 주택금융시장을 선도하고 있다고 할 수 있으나 시장성 자금조달비중의 증대로 기금수지는 악화되고 있다. 반면 민간금융은 금융기관의 소매금융화, 주택저당채권유동화제도의 도입으로 인하여 주택자금 공급량이 확대된 데 반해 주택자금수요가 미진하여 자금공급이 초과상태이나 국민주택기금과의 금리경쟁에서는 열세를 보인다. 이렇듯이 공공금융은 자금조달의 부족상태에 있는 반면 민간금융은 자금공급의 초과상태로 금융시장이 왜곡되고 있는 형편이다.

금융개혁 및 부동산금융제도의 등장으로 자금공급이 증대하여 소비자금융여건은 호전되고 있으나 건설부문에 대한 높은 신용위험으로 아직도 건설금융은 미비한 상태이다. 따라서 자금공급증대를 건설금융활성화로 연결시키기 위한 관

련제도의 정비가 시급하다고 할 수 있다.

### 3) 2001년 주택시장 전망

(1) 주택시장전망

수도권의 경우 최근 10여년(98-99) 동안 연19만호 정도의 주택수요가 존재한 것으로 추정되고 있다. 그러나 거시경제의 침체우려, 건설업체의 퇴출결정, 고용불안 등으로 주택소비심리가 냉각되어 실수요중심의 주택수요가 크게 감소할 것이며, 신도시논란에 따른 대기수요화도 수요감퇴를 부추길 것으로 전망된다. 반면 수요감퇴, 건설금융 미비, 난개발억제에 따른 용적률 강화, 건설업체 퇴출 등으로 건설사업환경도 크게 악화될 것이다.

(2) 주택가격전망

용적률 강화에 따른 주택사업의 수익성 악화는 분양가격 상승요인으로 작용하며, 이는 신규분양수요의 일부를 기존주택시장으로 이동시켜 주택가격의 상승요인으로 작용할 것이다. 그러나 주택소비심리의 위축 및 신도시개발논란에 따른 대기수요화 등으로 주택수요도 감퇴되어 주택가격 상승은 그렇게 크지는 않을 것으로 사료된다.

제4장에서 언급했듯이 거시경제변수, 주택시장 상황변수, 그리고 상대가격 등을 감안하여 추정한 주택가격모형을 활용하여 2001년도 주택가격을 전망한 결과는 다음과 같다. 전국의 주택매매가격은 약보합세를 유지하며 년간 0.6% 상승하는 것으로 전망되었고, 전세가격은 2.9% 정도 상승할 것으로 전망되었다. 반면 서울의 경우 주택매매가격은 2.8%, 전세가격은 5.4%의 상승으로 전망되었다(<표 5-5> 참조). 이는 금년에 서울의 전세가격이 17%나 상승하였기 때문에 세입자의 부담능력 한계로 저항을 받아 상승세는 약간 둔화될 것으로 해석할 수 있다. 단, 거시경제에 대한 불안감이 증대될 경우 거래위축으로 연결되어 가격하락요인으

로 작용할 가능성도 배제할 수 없다.

<표 5-5> 2001년도 주택가격 전망

| 구분 | 주택매매가격 | | 전세가격 | |
|---|---|---|---|---|
| | 전국 | 서울 | 전국 | 서울 |
| 년간상승률 | 0.6 | 2.8 | 2.9 | 5.4 |

### 4) 정책적 시사점

주택시장이 실수요화함에 따라 주택수요가 감퇴하고 있으며, 외환위기 이후 수많은 주택대책이 발표되었으나 주택수요를 증대시키는 데에는 한계가 있다. 더우기 거시경제의 불안으로 주택수요심리가 냉각됨으로써 주택시장의 침체는 쉽게 벗어나기 어려울 듯하다. 따라서 주택수요심리가 크게 위축될 전망이며, 소비심리안정을 위해서는 거시경제의 안정이 시급한 과제이다.

주택수요심리의 냉각, 환경을 고려하는 정책강화 및 건설부문에 대한 신뢰도 하락 등으로 주택건설여건은 여전히 어려울 전망이다. 따라서 건설경기 진작을 위한 정부지원은 수요가 냉각되어 있는 민간주택분야보다는 공공성이 강한 공공임대주택에 대한 지원을 강화하여야 할 것이다. 더불어 시장에 의한 구조조정을 도모하기 위해서는 건설업체간 상품경쟁이 가능하도록 부동산금융 제도의 도입 및 회계제도, 조세제도 등 관련제도의 개선이 시급하다고 하겠다.

주택매매가격의 안정에도 불구하고, 전세가격은 지속적으로 상승할 전망이다. 비록 전세가격 상승률이 금년보다 둔화됨에도 불구하고, 매매가격의 안정 및 전세가격의 상승은 전세의 월세전환을 촉진시키는 등 임대시장의 구조전환을 야기시킬 것이다. 이는 서민 특히 세입자들의 주거비부담 증대를 초래할 것이다. 따라서 서민주거안정을 위한 공공주택건설 및 전세자금 저리지원, 주거비지원 등

에 대한 정책적 관심이 요구된다.

## 2. 향후 과제

본 연구에서는 주택경기의 단기전망을 위해 주택경기를 나타내는 여러 가지 지표 중 주택시장을 단적으로 나타내 주는 주택가격만을 중심으로 분석하였다. 그러나 앞으로는 분석대상 지표의 범위를 점차 확대시키고 주택경기를 나타내는 종합지수를 작성하는 등 주택경기를 다양하고 종합적인 측면에서 분석할 필요가 있다.

또한 본 연구에서는 ARIMA 모형, 개입분석모형, 변환함수모형을 중심으로 단기예측모형을 구축하였다. 향후에도 이러한 모형들은 지속적으로 개선되어야 할 것이며 동시에 본 연구에서 시도하지 못했던 여타 다변량 시계열 모형 및 구조모형의 개발 등에도 계속 관심을 기울여야 할 것이다. 즉 기존모형 및 새로운 모형과의 유용성을 비교하여 운용하면서 우리 나라 주택경기의 특성을 가장 잘 반영할 수 있는 모형구축을 위해 지속적으로 노력해야 할 것이다.

# 참고문헌


고려대학교, 『시계열 분석 사례집 II』, 1996.1

김갑성, 서승환. 1999. 「부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석」, 서울 : 삼성경제연구소.

김근용. 1998.3. "주택가격예측을 위한 모형설정과 검정". 「국토」, 경기 : 국토연구원.

김기화. 1990.「 경기순환이론」. 서울 : 다산출판사.

김양우, 이긍희, 장동구. 2000.1. "단기경제예측시스템". 「한국의 계량경제모형」. 서울 : 한국은행.

김재영. 1992.12. 정부개입이 주택경기변동에 미치는 영향분석에 관한 연구. 중앙대학교 대학원 박사학위논문.

김재영, 안정화. 1990. 「건설경기예측체계운용 및 예측기법개선에 관한 연구」. 경기 : 국토개발연구원.

서승환. 1999.11. "외환위기와 부동산가격의 행태변화". 「주택연구」 제7권 제2호.

서승환. 1994.「한국 부동산시장의 거시계량분석」. 서울 : 홍문사.

서승환, 김경환. 1990. "부동산투기와 자산가격거품". 「한국경제연구」.

왕세종. 2000.1. "건설공사계약실적의 시계열분석 및 단기전망". 「건설광장」. p46-50.

이윤복. 1999. 「실례로 배우는 시계열분석의 기초」- RATS를 이용한 ARIMA 모형의 분석 -. 서울 : 학문사.

임승직, 김용순, 전용준. 1995. 「주택경기지표 개발을 위한 연구」. 서울 : 대한주택공사

주택연구소.
주택은행 경영연구팀. 1999.3.30. Vector Autoregression 기법에 의한 금리예측모형 개발보고.
한국개발연구원. 2000.2. 「부동산시장 전망 및 대응방안」.
Bell, W. 1983. "A Computer Program for Detecting Outliers in Time Series". American Statistical Association 1983 Proceedings of the Business Economic Statistics Section. Toronto. pp624-639
Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control. 2nd ed. San Francisco : Holden-Day.
Box, G.E.P., Jenkins, G.M., and Reinsel, G.C. 1994. Time Series Analysis: Forecasting and Control. Prentice-Hall.
Box, G.E.P., and Tiao, G.C. 1975. "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems". Journal of the American Statistical Association 70. No.349. pp70-79.
Dickey, D.A., and Fuller, W.A. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association. vol.74. pp427-431.
Dickey, D.A., and Fuller, W.A. 1981. "Likehood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica. vol.49. pp1057-1072.
Granger, C.W.J., and Newbold, P. 1986. Forecasting Economic Time Series.
Liu, L.M., and Hanssens, D.M. 1982. "Identification of Multiple-Input Transfer Function Models". Communications in Statistics - Theory and Methods. 11(3). pp297-314.
Makridakis, S., Wheelwright, S.C., and Hyndman, R.J. 1998. FORECASTING : Methods and Applications. 3rd edition.
Pindyck, R.S., and Rubinfeld, D.L. 1991. Econometric Models and Economic

Forecasts. McGraw-Hill.

「Autobox 5.0 For Windows - Reference Guide」. http://www.autobox.com.

# ABSTRACT


Short-term Forecasting Model for the Housing Market

*Juhyun Yoon, Hye Seung Kim*

As the housing market is liberalized the market movement comes to the more important signal of agents' activities, that can be used in establishing the housing policy. Housing market in Korea has been heavily regulated in order to distribute the scarce new housing units to the excessive buyers with lower price. As the problems of shortage in housing stock and rapid increase in housing price became alleviated, the government began to gradually deregulate the housing market from the mid-1990s. Thus, the importance of monitoring the market movement has been growing. There are many indices to reveal the market movement. However, we choose the housing price as the target of our analysis since it comprehensively represents the results of agents' market behavior.

The purpose of this study is to establish the short-term forecasting model for the housing prices which can be used in monitoring the

housing market for the present and for the future.

We firstly adopted the time series model named ARIMA since it allowed us to forecast without any further information. ARIMA works well in the monotonic trend of movement. However, it has some limit to reflect the turning trend or extraordinary movement like financial crisis in Korea. Thus, we developed our model to the "intervention model" which added a dummy named intervention variable into the ARIMA model. Intervention model was found to be better in fitting and in forecasting. However, the weakness of the model is still remain since it does not use any further information that can be valuable in forecasting. Thus, "transfer function model" was attempted to use more information that raised the forecasting power of the model. Several additional variables such as gross domestic product, money supply, consumer price index, and residential building permits were selected to be inserted into the given model.

Sales price index and Jonsei deposit index reported from the Korea Housing Bank were used as the housing prices. They are classified by the region(whole nation, Seoul, 6 large cities) and by the house type(overall, apartment). Monthly and quarterly data during 1986.1-2000.6 were used in identification, estimation, diagnosis, and prediction of the model. Employing the results of the above work, we finally predict the sales price in 2001 will be increased by 0.6% for the whole nation and by 2.8% for Seoul. And for the Jonsei deposit, it will be increased by 2.9% for the whole nation and 5.4% for Seoul.

## <부록 1> 분기별 자료를 이용한 서울 아파트 전세가격지수의 예측모형

### 1) 사례 1

○ 1986년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 서울시 아파트 분기별 전세가격 지수 자료를 이용하되 1999년 2/4분기까지의 자료는 모형식별을 위해 1999년 3/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료는 예측을 위해 이용

○ 이 경우 개입모형 추정 결과는 <부표 1>과 같음

<부표 1> 개입분석모형(1)의 추정결과

| 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| MA1 | | | 1 | -0.68950 | -21.17 |
| MA1 | | | 3 | 0.69668 | 70.51 |
| MA2 | | | 8 | -0.91733 | -37.01 |
| 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1990 1/4 | 0 | 0.04173 | 4.76 |
| 개입변수(X2) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.15440 | -9.68 |
| 개입변수(X3) | single pulse | 1998 2/4 | 0 | -0.10323 | -9.97 |
| $R^2$ | 0.9917 | | | | |
| AIC | -7.4875 | | | | |
| SBIC | -7.2644 | | | | |

- 이를 방정식으로 표기하면 다음과 같음

$$[1-B]Y_t = \{[0.0417B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.1544B^0][1-B]X2_{t-0}\}$$
$$+ \{[-0.1032B^0][1-B]X3_{t-0}\}$$
$$+ [1-(-0.690)B^1-(0.697)B^3]\ [1-(-0.917)B^8]\ A_t$$

- 이와 같이 추정된 모형에 따른 예측치와 실제치는 <부표 2>에 나타나 있음

**<부표 2> 개입분석모형(1)의 예측력**

| 예측기간 | 예측치<br>a | 실제치<br>b | 상대적 괴리비<br>(a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| Sep-99 | 1.0418 | 1.119 | -0.068990 | 6.89902 | 0.07720 |
| Dec-99 | 0.9785 | 1.110 | -0.118468 | 9.69392 | 0.10782 |
| Mar-00 | 0.9858 | 1.207 | -0.183264 | 13.21366 | 0.15511 |
| Jun-00 | 0.9059 | 1.225 | -0.260490 | 17.33747 | 0.20857 |

### 2) 사례 2

**○ 1986년 1/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 서울시 아파트 분기별 전세가격 지수 자료를 이용하되 1999년 3/4분기까지의 자료는 모형식별을 위해 1999년 4/4 분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료는 예측을 위해 이용**

**○ 이 경우 개입모형의 추정결과는 <부표 3>과 같음**

**<부표 3> 개입분석모형(2)의 추정결과**

| 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|
| MA1 | | | 2 | -0.32731 | -2.32 |
| 상수 | | | | 0.01959 | 4.33 |
| 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1986 4/4 | 0 | -0.03408 | -6.89 |
| 개입변수(X2) | seasonal pulse | 1989 2/4 | 0 | -0.01951 | -3.66 |
| 개입변수(X3) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.09868 | 4.22 |
| 개입변수(X4) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.18939 | -8.12 |
| 개입변수(X5) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.16814 | -7.18 |
| $R^2$ | 0.9908 | | | | |
| AIC | -7.3358 | | | | |
| SBIC | -7.0780 | | | | |

**- 이를 방정식으로 표기하면 다음과 같음**

$$[1-B]Y_t = 0.0196 + \{[-0.0341B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0195B^0][1-B]X2_{t-0}\}$$
$$+ \{[0.0987B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.189B^0][1-B]X4_{t-0}\}$$
$$+ \{[-0.168B^0][1-B]X5_{t-0}\}$$
$$+ [1-(-0.327)B^2]A_t$$

**- 이와 같이 추정된 모형에 따른 예측치와 실제치는 <부표 4>에 나타나 있음**

**<부표 4> 개입분석모형(2)의 예측력**

| 예측기간 | 예측치 a | 실제치 b | 상대적 괴리비 (a-b)/b | PRMSE | RMSE |
|---|---|---|---|---|---|
| Dec-99 | 1.1205 | 1.110 | 0.00946 | 0.94595 | 0.01050 |
| Mar-00 | 1.1873 | 1.207 | -0.01632 | 1.33393 | 0.01579 |
| Jun-00 | 1.1874 | 1.225 | -0.03069 | 2.08005 | 0.02525 |

## <부록 2> 예측력을 분석하기 위한 변환함수모형의 추정결과

- 1986년 2/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 자료를 이용하여 식별·추정된 모형 -

### 1. 서울 주택매매가격 모형

#### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<통화량변화율(RM298)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0698 | 337.73 |
| AR1 | 4 | 0.58932 | 4.05 |
| MA1 | 1 | 0.37832 | 2.60 |
| MA1 | 2 | 0.31634 | 2.08 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.07][1-(0.589)B^4] = [1-(0.378)B-(0.316)B^2]A_t$ | | |

<서울소비자물가지수변화율(RSCPI98)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0165 | 583.32 |
| MA1 | 4 | -0.31148 | -1.79 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.02] = [1-(-0.311)B^4]A_t$ | | |

<서울주거용건축허가변화율(RSHOGA98)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.9086 | 10.79 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.91] = A_t$ | | |

<서울매매가격지수변화율(RSMJ984)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0853 | 54.41 |
| AR1 | 1 | 0.51680 | 3.96 |
| AR2 | 4 | 0.59697 | 4.18 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.09][1-(0.517)B][1-(0.597)B^4] = A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0<br>1<br>2 | 0.2905<br>-0.3525<br>-0.3862 | 2.63<br>-2.46<br>-3.14 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열2 (서울소비자물가지수변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 1.2654 | 2.97 |
| | 순수지연 | 2 | | |
| 투입계열3 (서울주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0061 | 1.99 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0598 | -3.31 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수<br>AR1<br>MA1 | <br>1<br>4 | 1.0948<br>0.4907<br>-0.3996 | 124.62<br>3.42<br>-2.32 |
| 산출계열 | 서울매매가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.109E+01)] =$$

$$\{[(+.290E+00)B^0 - (-.352E+00)B^1 - (-.386E+00)B^2][(X1_{t-1}) - (+.107E+01)]\}$$

$$+ \{[(+.127E+01)B^0][(X2_{t-2}) - (+.102E+01)]\}$$

$$+ \{[(+.613E-02)B^0][(X3_{t-0}) - (+.191E+01)]\}$$

$$+ \{[(-.598E-01)B^0][(X4_{t-0}) - (+.000E+00)]\}$$

$$+ \{[1 - (-.400)B^4]\} A_t / \{[1 - (+.491)B^1]\}$$

## 2. 전도시 주택전세가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<GDP변화율(RGDP98)의 ARIMA모형 추정결과>

| | |
|---|---|
| 방정식 | $[Y_t][1-B^4] = A_t$ |

<통화량변화율(RM298)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0698 | 337.73 |
| AR1 | 4 | 0.58932 | 4.05 |
| MA1 | 1 | 0.37832 | 2.60 |
| MA1 | 2 | 0.31634 | 2.08 |
| 방정식 | $[Y_t-1.07][1-(0.589)B^4] = [1-(0.378)B-(0.316)B^2]A_t$ | | |

<전국 주거용건축허가변화율(RTHOGA98)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.7163 | 44.87 |
| AR1 | 4 | 0.36319 | 2.42 |
| MA1 | 1 | 0.50806 | 3.84 |
| 방정식 | $[Y_t-1.72][1-(0.363)B^4] = [1-(0.508)B]A_t$ | | |

<전도시전세가격지수변화율(RJJJ984)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.1155 | 48.59 |
| AR1 | 1 | 0.40106 | 2.89 |
| AR2 | 4 | 0.62973 | 4.54 |
| 방정식 | $[Y_t-1.12][1-(0.401)B][1-(0.630)B^4] = A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1<br>(GDP변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.6342 | 4.37 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| | 차분요인<br>(order, degree) | (4, 1) (7, 1) | | |
| 투입계열2<br>(통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.2952 | 2.64 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열3<br>(전국주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0300 | 3.06 |
| | 순수지연 | 3 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0595 | -4.56 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.1298 | 281.69 |
| 산출계열<br>차분요인 | 전도시전세가격지수변화율<br>없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.113E+01)] =$$

$$\{ [(+.634E+00)B^0] [1-B^4]^1 [1-B^7]^1 [(X1_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$

$$+ \{ [(+.295E+00)B^0] [(X2_{t-1}) - (+.107E+01)] \}$$

$$+ \{ [(+.300E-01)B^0] [(X3_{t-3}) - (+.173E+01)] \}$$

$$+ \{ [(-.595E-01)B^0] [(X4_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$

$$+ A_t$$

## 3. 서울 주택전세가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<통화량변화율(RM298)의 ARIMA모형 추정결과 >

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0698 | 337.73 |
| AR1 | 4 | 0.58932 | 4.05 |
| MA1 | 1 | 0.37832 | 2.60 |
| MA1 | 2 | 0.31634 | 2.08 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.07][1-(0.589)B^4] = [1-(0.378)B-(0.316)B^2]A_t$ | | |

<서울소비자물가지수변화율(RSCPI98)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0165 | 583.32 |
| MA1 | 4 | -0.31148 | -1.79 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.02] = [1-(-0.311)B^4]A_t$ | | |

<서울전세가격지수변화율(RSJJ984)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.1549 | 31.44 |
| AR1 | 4 | 0.75605 | 6.02 |
| MA1 | 1 | -0.30780 | -2.08 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.15]][1-(0.756)B^4] = [1-(-0.308)B]A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.4736 | 2.25 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열2 (서울소비자물가 지수변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -1.3849 | -2.08 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0658 | -3.03 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.1800 | 87.69 |
| | AR1 | 4 | 0.5470 | 4.05 |
| 산출계열 | 서울전세가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.118E+01)] =$$

$$\{ [(+.474E+00)B^0] \ [(X1_{t-1}) - (+.107E+01)] \}$$

$$+ \{ [(-.138E+01)B^0] \ [(X2_{t-1}) - (+.102E+01)] \}$$

$$+ \{ [(-.658E-01)B^0] \ [(X3_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$

$$+ A_t \ / \ \{ [1 - (+.547)B^4] \}$$

# <부록 3> 지역별 유형별 주택가격 초단기전망모형의 추정결과 및 예측치

## ■ 전국의 매매가격지수(종합)의 단기전망

<추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.92970 | 17.39 |
| | AR1 | | | 3 | -0.38357 | -4.41 |
| | AR1 | | | 4 | 0.28739 | 3.69 |
| | MA1 | | | 12 | -0.26133 | -3.25 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.01569 | 5.07 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1988.8 | 0 | 0.00828 | 4.62 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1989.4 | 0 | 0.01461 | 4.80 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1990.2 | 0 | 0.02666 | 8.79 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1990.9 | 0 | 0.01370 | 4.52 |
| | $R^2$ | 0.9989 | | | | |
| | AIC | -10.753 | | | | |
| | SBIC | -10.586 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0156B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0083B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0146B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0267B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0137B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ \{[1-(-0.261)B^1]\} A_t / \{[1-(0.930)B^1-(-0.384)B^3-(0.287)B^4]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.74862 | 7.02 |
| | AR2 | | | 4 | 0.29748 | 1.89 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1987 4/4 | 0 | -0.01121 | -4.57 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1989 3/4 | 0 | -0.03436 | -3.31 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1991 4/4 | 0 | -0.02426 | -2.29 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.06069 | -5.10 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.05789 | -4.91 |
| | $R^2$ | 0.9856 | | | | |
| | AIC | -8.4931 | | | | |
| | SBIC | -8.2305 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[-0.0112B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0344B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0243B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0607B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0579B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ A_t / \{[1-(0.749)B^1][1-(0.297)B^4]\}$ | | | | |

<예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 94.417 | 93.534 | 95.299 |
| 2000.8 | 94.385 | 92.467 | 96.303 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 94.492(94.785) | 91.368(92.169) | 97.616(97.400) |
| 2000.10 | 94.462 | 90.243 | 98.682 |
| 2000.11 | 94.292 | 89.045 | 99.540 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 94.098(93.660) | 87.885(88.391) | 100.31(98.929) |

## ■ 전국의 매매가격지수(아파트)의 단기전망

### <추정결과>

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.91745 | 28.51 |
| | AR2 | | | 3 | -0.51123 | -7.28 |
| | **개입변수**(X1) | single pulse | 1988.8 | 0 | 0.01091 | 4.68 |
| | **개입변수**(X2) | single step | 1989.4 | 0 | 0.02553 | 6.35 |
| | **개입변수**(X3) | single pulse | 1990.2 | 0 | 0.01011 | 4.35 |
| | **개입변수**(X4) | single step | 1991.4 | 0 | 0.02468 | 6.13 |
| | **개입변수**(X5) | single pulse | 1991.10 | 0 | 0.00716 | 3.08 |
| | $R^2$ | 0.9989 | | | | |
| | AIC | -10.144 | | | | |
| | SBIC | -10.014 | | | | |
| | **방정식** | $[1-B]Y_t = \{[0.0109B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0255B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0101B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0247B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0072B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ A_t \ / \ \{[1-(0.917)B^1][1-(-0.511)B^3]\}$ | | | | |

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.80173 | 9.42 |
| | **개입변수**(X1) | seasonal pulse | 1987 4/4 | 0 | -0.01455 | -5.72 |
| | **개입변수**(X2) | single pulse | 1988 4/4 | 0 | -0.02583 | -2.94 |
| | **개입변수**(X3) | single step | 1989 3/4 | 0 | -0.04931 | -3.38 |
| | **개입변수**(X4) | single pulse | 1997 4/4 | 0 | 0.03546 | 3.87 |
| | **개입변수**(X5) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.05301 | -3.49 |
| | $R^2$ | 0.9903 | | | | |
| | AIC | -7.8729 | | | | |
| | SBIC | -7.6559 | | | | |
| | **방정식** | $[1-B]Y_t = \{[-0.0146B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0258B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0493B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0355B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0530B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ A_t \ / \ \{[1-(0.802)B^1]\}$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 103.40 | 102.19 | 104.60 |
| 2000.8 | 103.59 | 100.99 | 106.19 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 103.77(103.24) | 99.558(99.633) | 107.99(106.85) |
| 2000.10 | 103.85 | 98.287 | 109.41 |
| 2000.11 | 103.82 | 97.016 | 110.63 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 103.79(101.66) | 95.803(94.224) | 111.78(109.09) |

## ■ 전국의 전세가격지수(종합)의 단기전망

<추정결과>

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 12 | 0.47629 | 5.98 |
| | AR2 | | | 1 | 0.53134 | 5.16 |
| | MA1 | | | 1 | -0.49760 | -4.60 |
| | MA1 | | | 2 | -0.41029 | -4.34 |
| | MA2 | | | 6 | -0.32402 | -3.77 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.01334 | 3.63 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990.2 | 0 | 0.06380 | 16.55 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1990.11 | 0 | 0.0090 | 4.25 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998.4 | 0 | -0.01070 | -2.89 |
| | $R^2$ | 0.9988 | | | | |
| | AIC | -10.158 | | | | |
| | SBIC | -9.9849 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0133B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0638B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.009B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0107B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[1-(-0.498)B^1-(-0.410)B^2][1-(-0.324)B^6]\}A_t / \{[1-(0.476)B^{12}][1-(-0.531)B^1]\}$ | | | | |

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | MA1 | | | 1 | -0.41146 | -2.87 |
| | MA1 | | | 2 | -0.26782 | -1.79 |
| | 상수 | | | | 0.01412 | 5.03 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1987 4/4 | 0 | -0.02051 | -8.98 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.08822 | 6.91 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.10818 | -8.60 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.11692 | -9.52 |
| | $R^2$ | 0.9962 | | | | |
| | AIC | -8.6312 | | | | |
| | SBIC | -8.3803 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0141 + \{[-0.0205B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0882B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[-0.1082B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.1169B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[1-(-0.411)B^1-(-0.268)B^2]\} A_t$ | | | | |

<예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 110.52 | 109.33 | 111.70 |
| 2000.8 | 111.68 | 109.01 | 114.36 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 113.12(111.85) | 108.68(109.38) | 117.55(114.33) |
| 2000.10 | 113.77 | 107.70 | 119.83 |
| 2000.11 | 113.68 | 106.15 | 121.21 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 113.53(110.89) | 104.69(106.61) | 122.37(115.17) |

## ■ 전국의 전세가격지수(아파트)의 단기전망

### <추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 12 | 0.33492 | 3.64 |
| | AR2 | | | 1 | 0.49422 | 5.22 |
| | MA1 | | | 1 | -0.70712 | -8.54 |
| | MA1 | | | 2 | -0.61588 | -7.69 |
| | MA2 | | | 6 | -0.29854 | -3.15 |
| | MA3 | | | 24 | -0.36873 | -3.73 |
| | 개입변수(X1) | single pulse | 1987.9 | 0 | 0.00869 | 3.96 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1990.2 | 0 | 0.02700 | 12.35 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1990.11 | 0 | 0.01722 | 7.79 |
| | 개입변수(X4) | single pulse | 1991.7 | 0 | 0.00738 | 3.38 |
| | $R^2$ | 0.9989 | | | | |
| | AIC | -9.7312 | | | | |
| | SBIC | -9.5390 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0087B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0270B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.0172B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0074B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[1-(-0.707)B^1-(-0.616)B^2][1-(-0.298)B^6][1-(-0.369)B^{24}]\}A_t \ / \ \{[1-(0.335)B^{12}][1-(0.494)B^1]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | MA1 | | | 1 | -0.37127 | -2.63 |
| | MA1 | | | 2 | -0.33455 | -2.07 |
| | 상수 | | | | 0.01779 | 5.26 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1986 4/4 | 0 | -0.02422 | -8.47 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.07431 | 4.94 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.14238 | -9.74 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.14431 | -9.89 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1999 1/4 | 0 | 0.05205 | 3.68 |
| | $R^2$ | 0.9967 | | | | |
| | AIC | -8.2751 | | | | |
| | SBIC | -7.9884 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0178 + \{[-0.0242B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0743B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[-0.1424B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.1443B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[0.0521B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.371)B^1-(-0.335)B^2]\}A_t$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 123.22 | 121.76 | 124.68 |
| 2000.8 | 124.60 | 121.07 | 128.13 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 126.13(125.89) | 120.02(122.95) | 132.23(128.82) |
| 2000.10 | 127.03 | 118.57 | 135.49 |
| 2000.11 | 127.23 | 116.69 | 137.77 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 127.64(124.79) | 115.26(119.82) | 140.02(129.77) |

## ■ 광역시의 매매가격지수(종합)의 단기전망

### <추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.86698 | 20.08 |
| | MA1 | | | 3 | 0.24961 | 2.96 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.02418 | 6.97 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990.2 | 0 | 0.03233 | 9.33 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990.9 | 0 | 0.02012 | 5.82 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1991.4 | 0 | 0.01828 | 5.27 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.3 | 0 | -0.01705 | -4.93 |
| | $R^2$ | 0.9989 | | | | |
| | AIC | -10.672 | | | | |
| | SBIC | -10.543 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0242B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0323B^0][1-B]X2_{t-0}\}$ $+ \{[0.0201B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0183B^0][1-B]X4_{t-0}\}$ $+ \{[-0.0171B^0][1-B]X5_{t-0}\}$ $+ \{[1-(0.250)B^3]\}A_t \;/\; \{[1-(0.867)B^1]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.82226 | 10.23 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1988 4/4 | 0 | -0.04236 | -4.08 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1989 2/4 | 0 | 0.02321 | 3.85 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.03656 | 3.52 |
| | 개입변수(X4) | seasonal pulse | 1992 1/4 | 0 | 0.00735 | 3.48 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.03105 | -2.85 |
| | $R^2$ | 0.9909 | | | | |
| | AIC | -8.5193 | | | | |
| | SBIC | -8.3023 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[-0.0424B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0232B^0][1-B]X2_{t-0}\}$ $+ \{[0.0366B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0074B^0][1-B]X4_{t-0}\}$ $+ \{[-0.0311B^0][1-B]X5_{t-0}\} + A_t \;/\; \{[1-(0.822)B^1]\}$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 90.452 | 89.527 | 91.376 |
| 2000.8 | 90.197 | 88.239 | 92.155 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 90.051(91.076) | 86.937(88.455) | 93.164(93.696) |
| 2000.10 | 89.924 | 85.742 | 94.107 |
| 2000.11 | 89.815 | 84.600 | 95.029 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 89.720(91.302) | 83.497(85.855) | 95.942(96.750) |

## ■ 광역시의 매매가격지수(아파트)의 단기전망

**<추정결과>**

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.85977 | 19.95 |
| | AR2 | | | 3 | -0.18985 | -2.24 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.02737 | 5.55 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1988.8 | 0 | 0.01861 | 3.73 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990.2 | 0 | 0.02350 | 4.76 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1990.9 | 0 | 0.01918 | 3.88 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1991.4 | 0 | 0.02387 | 4.78 |
| | $R^2$ | 0.9988 | | | | |
| | AIC | -9.9902 | | | | |
| | SBIC | -9.8606 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0274B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0186B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0235B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0192B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0239B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ A_t / \{[1-(0.860)B^1][1-(-0.190)B^3]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 4 | -0.58798 | -4.89 |
| | 개입변수(X1) | single pulse | 1988 4/4 | 0 | -0.05470 | -8.58 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1989 2/4 | 0 | 0.05229 | 8.19 |
| | 개입변수(X3) | seasonal pulse | 1992 1/4 | 0 | 0.00938 | 5.43 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.02473 | -2.11 |
| | $R^2$ | 0.9860 | | | | |
| | AIC | -7.9988 | | | | |
| | SBIC | -7.8112 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[-0.0547B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0523B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0094B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0247B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ A_t / \{[1-(0.588)B^4]\}$ | | | | |

**<예측치>**

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 97.734 | 96.436 | 99.032 |
| 2000.8 | 97.554 | 94.813 | 100.30 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 97.457(96.176) | 93.110(99.607) | 101.80(103.04) |
| 2000.10 | 97.375 | 91.499 | 103.25 |
| 2000.11 | 97.295 | 89.924 | 104.67 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 97.215(94.542) | 88.377(102.21) | 106.05(109.89) |

## ■ 광역시의 전세가격지수(종합)의 단기전망

<추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.53827 | 5.29 |
| | MA1 | | | 1 | -0.34090 | -3.19 |
| | MA1 | | | 2 | -0.40181 | -4.32 |
| | MA2 | | | 12 | -0.42410 | -5.02 |
| | MA3 | | | 6 | -0.23186 | -2.70 |
| | MA4 | | | 24 | -0.24767 | -2.56 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.02314 | 6.76 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1988.7 | 0 | -0.01105 | -5.18 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990.2 | 0 | 0.06785 | 19.18 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1996.3 | 0 | 0.01172 | 3.41 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.3 | 0 | -0.01832 | -5.20 |
| | $R^2$ | 0.9993 | | | | |
| | AIC | -10.458 | | | | |
| | SBIC | -10.257 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0231B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0111B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0679B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0117B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0183B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.341)B^1-(-0.402)B^2]$<br>$[1-(-0.424)B^{12}][1-(-0.232)B^6][1-(-0.248)B^{24}]\}A_t \;/\; \{[1-(0.538)B^1]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.47919 | 3.77 |
| | 상수 | | | | 0.00664 | 2.76 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1987 4/4 | 0 | -0.00957 | -4.11 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.06432 | 5.15 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.08261 | -6.09 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.07941 | -6.06 |
| | 개입변수(X5) | seasonal pulse | 1998 4/4 | 0 | -0.01395 | -2.48 |
| | $R^2$ | 0.9951 | | | | |
| | AIC | -8.5249 | | | | |
| | SBIC | -8.2717 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0066 + \{[-0.0096B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0643B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0826B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0794B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0140B^0][1-B]X5_{t-0}\} + A_t \;/\; \{[1-(0.479)B^1]\}$ | | | | |

<예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 104.85 | 103.83 | 105.86 |
| 2000.8 | 105.36 | 103.21 | 107.52 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 106.05(102.96) | 102.52(105.57) | 109.59(108.17) |
| 2000.10 | 106.60 | 101.78 | 111.41 |
| 2000.11 | 106.72 | 100.75 | 112.69 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 106.78(99.376) | 99.722(104.03) | 113.78(108.68) |

## ■ 광역시의 전세가격지수(아파트)의 단기전망

<추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | MA1 | | | 1 | -0.92654 | -12.06 |
| | MA1 | | | 2 | -0.74731 | -8.63 |
| | MA1 | | | 3 | -0.27217 | -3.47 |
| | MA2 | | | 12 | -0.28320 | -3.42 |
| | 상수 | | | | 0.00397 | 1.98 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1987.9 | 0 | 0.02441 | 4.86 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1988.7 | 0 | -0.01026 | -3.50 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990.2 | 0 | 0.03638 | 7.13 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1996.3 | 0 | 0.01570 | 3.15 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.3 | 0 | -0.01989 | -3.89 |
| | $R^2$ | 0.9989 | | | | |
| | AIC | -9.7585 | | | | |
| | SBIC | -9.5762 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0040 + \{[0.0244B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0103B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0364B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[0.0157B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0199B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ \{[1-(-0.927)B^1-(-0.747)B^2-(-0.272)B^3][1-(-0.283)B^{12}]\}A_t$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | MA1 | | | 1 | -0.84095 | -7.74 |
| | 상수 | | | | 0.01609 | 4.86 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1987 4/4 | 0 | -0.01585 | -15.85 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1989 2/4 | 0 | 0.03641 | 7.42 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.11474 | -7.56 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.10071 | -6.69 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1999 1/4 | 0 | 0.05842 | 5.76 |
| | $R^2$ | 0.9961 | | | | |
| | AIC | -8.4413 | | | | |
| | SBIC | -8.1904 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0161 + \{[-0.0159B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0364B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.1147B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.1007B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.0584B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.841)B^1]\} A_{tt}$ | | | | |

<예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 115.31 | 113.86 | 116.76 |
| 2000.8 | 115.44 | 112.29 | 118.58 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 116.25(115.52) | 111.26(112.80) | 121.24(118.24) |
| 2000.10 | 117.19 | 110.63 | 123.76 |
| 2000.11 | 117.56 | 109.72 | 125.39 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 117.93(115.54) | 109.01(109.85) | 126.85(121.24) |

## ■ 서울시의 매매가격지수(종합)의 단기전망

### <추정결과>

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 12 | 0.47892 | 6.51 |
| | MA1 | | | 1 | -0.85320 | -10.52 |
| | MA1 | | | 2 | -0.59899 | -6.30 |
| | MA1 | | | 3 | -0.24456 | -3.03 |
| | 개입변수(X1) | single pulse | 1988.8 | 0 | 0.01036 | 3.92 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1990.2 | 0 | 0.02018 | 7.53 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990.9 | 0 | 0.01997 | 4.32 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1991.11 | 0 | -0.01635 | -3.41 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.4 | 0 | -0.01547 | -3.19 |
| | $R^2$ | 0.9970 | | | | |
| | AIC | -9.9167 | | | | |
| | SBIC | -9.7444 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0104B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0202B^0][1-B]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[0.012B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0164B^0][1-B]X4_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0155B^0][1-B]X5_{t-0}\}$<br>$+ \{[1-(-0.853)B^1-(-0.599)B^2-(-0.245)B^3]\}A_t \ / \ \{[1-(0.479)B^{12}]\}$ | | | | |

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | 상수 | | | | 1.0676 | 22.44 |
| | AR1 | | | 1 | 1.5657 | 14.74 |
| | AR1 | | | 2 | -0.67941 | -6.43 |
| | AR2 | | | 4 | 0.56838 | 4.38 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1988 4/4 | 0 | -0.01588 | -3.58 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1991 4/4 | 0 | -0.03846 | -3.17 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1992 2/4 | 0 | -0.02283 | -3.29 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.05095 | -4.10 |
| | 개입변수(X5) | single pulse | 1998 2/4 | 0 | -0.03181 | -4.41 |
| | $R^2$ | 0.9833 | | | | |
| | AIC | -8.1889 | | | | |
| | SBIC | -7.8512 | | | | |
| | 방정식 | $Y_t - 1.068 = \{[-0.0159B^0]X1_{t-0}\} + \{[-0.0385B^0]X2_{t-0}\}$<br>$+ \{[-0.0228B^0]X3_{t-0}\} + \{[-0.0509B^0]X4_{t-0}\} + \{[-0.0318B^0]X5_{t-0}\}$<br>$+ A_t \ / \ \{[1-(1.566)B^1-(-0.679)B^2][1-(0.568)B^4]\}$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 97.339 | 96.002 | 98.676 |
| 2000.8 | 97.988 | 95.173 | 100.80 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 98.501(98.491) | 94.179(95.470) | 102.82(101.51) |
| 2000.10 | 98.549 | 92.921 | 104.18 |
| 2000.11 | 98.453 | 91.769 | 105.14 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 98.549(97.410) | 90.954(91.797) | 106.14(103.02) |

## ■ 서울시의 매매가격지수(아파트)의 단기전망

### <추정결과>

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 12 | 0.24175 | 2.86 |
| | MA1 | | | 1 | -0.81341 | -11.60 |
| | MA1 | | | 2 | -0.58854 | -8.30 |
| | MA2 | | | 6 | -0.26034 | -3.00 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1989.4 | 0 | 0.03841 | 5.35 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990.4 | 0 | 0.03775 | 5.03 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1991.4 | 0 | 0.01637 | 3.95 |
| | 개입변수(X4) | single pulse | 1991.10 | 0 | 0.01795 | 4.31 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1997.1 | 0 | 0.01632 | 2.33 |
| | $R^2$ | 0.9967 | | | | |
| | AIC | -9.1660 | | | | |
| | SBIC | -8.9938 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0384B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0378B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.0164B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.018B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[0.0163B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.813)B^1-(-0.589)B^2][1-(-0.260)B^6]\}A_t \;/\; \{[1-(0.242)B^{12}]\}$ | | | | |

| | factor | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | 상수 | | | | 1.0379 | 16.39 |
| | AR1 | | | 1 | 1.4482 | 13.38 |
| | AR1 | | | 2 | -0.64658 | -5.76 |
| | AR2 | | | 4 | 0.60495 | 5.24 |
| | $R^2$ | 0.9561 | | | | |
| | AIC | -6.7595 | | | | |
| | SBIC | -6.6094 | | | | |
| | 방정식 | $[Y_t - 1.038][1-(1.448)B^1-(-0.647)B^2][1-(0.605)B^4] = A_t$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 109.53 | 107.59 | 111.47 |
| 2000.8 | 110.26 | 106.23 | 114.28 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 110.82(110.13) | 104.66(103.69) | 116.99(116.56) |
| 2000.10 | 110.78 | 103.04 | 118.51 |
| 2000.11 | 110.63 | 101.59 | 119.66 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 110.72(107.46) | 100.55(96.139) | 120.89(118.78) |

## ■ 서울시의 전세가격지수(종합)의 단기전망

### <추정결과>

| 월별자료이용 | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | AR1 | | | 6 | 0.49634 | 6.36 |
| | MA1 | | | 1 | -0.87061 | -10.95 |
| | MA1 | | | 2 | -0.45833 | -5.53 |
| | MA2 | | | 4 | 0.18766 | 2.11 |
| | MA3 | | | 24 | -0.19669 | -2.14 |
| | 개입변수(X1) | single step | 1990.1 | 0 | 0.02932 | 4.27 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990.2 | 0 | 0.10009 | 14.96 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1990.11 | 0 | 0.01948 | 6.28 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998.3 | 0 | -0.03531 | -5.22 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.4 | 0 | -0.05366 | -7.98 |
| | $R^2$ | 0.9981 | | | | |
| | AIC | -9.5459 | | | | |
| | SBIC | -9.3592 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0293B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.1001B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.0195B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0353B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[-0.0537B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.871)B^1-(-0.458)B^2][1-(0.188)B^4][1-(-0.197)B^{24}]\} A_t / \{[1-(0.496)B^6]\}$ | | | | |

| 분기별자료이용 | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | AR1 | | | 1 | 0.27695 | 2.01 |
| | 상수 | | | | 0.01094 | 3.24 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1986 4/4 | 0 | -0.02993 | -8.94 |
| | 개입변수(X2) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.11448 | 5.81 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.14965 | -7.36 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 2/4 | 0 | -0.17191 | -8.69 |
| | $R^2$ | 0.9898 | | | | |
| | AIC | -7.7564 | | | | |
| | SBIC | -7.5394 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0109 + \{[-0.0299B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.1145B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[-0.1497B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.1719B^0][1-B]X4_{t-0}\} + A_t / \{[1-(0.277)B^1]\}$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 110.66 | 109.06 | 112.26 |
| 2000.8 | 112.90 | 109.52 | 116.29 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 114.56(111.12) | 109.53(107.26) | 119.59(114.97) |
| 2000.10 | 115.39 | 109.14 | 121.64 |
| 2000.11 | 115.68 | 108.55 | 122.81 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 115.94(109.28) | 108.15(103.03) | 123.74(115.53) |

## ■ 서울시의 전세가격지수(아파트)의 단기전망

### <추정결과>

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 월별자료이용 | AR1 | | | 12 | 0.43996 | 5.17 |
| | MA1 | | | 1 | -0.84251 | -13.63 |
| | MA1 | | | 2 | -0.69688 | -10.49 |
| | MA2 | | | 6 | -0.35403 | -3.90 |
| | 개입변수(X1) | single pulse | 1990.2 | 0 | 0.02964 | 6.98 |
| | 개입변수(X2) | single pulse | 1990.7 | 0 | 0.03360 | 7.47 |
| | 개입변수(X3) | single pulse | 1990.11 | 0 | 0.02994 | 6.74 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1991.8 | 0 | -0.03094 | -4.13 |
| | 개입변수(X5) | single step | 1998.4 | 0 | -0.02532 | -3.43 |
| | $R^2$ | 0.9975 | | | | |
| | AIC | -8.8781 | | | | |
| | SBIC | -8.7058 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = \{[0.0296B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[0.0336B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.0299B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.0309B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[-0.0253B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.843)B^1-(-0.697)B^2][1-(-0.354)B^6]\}A_t \ / \ \{[1-(0.440)B^{12}]\}$ | | | | |

| | 요인 | 유형 | 개입시점 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 분기별자료이용 | AR1 | | | 1 | 0.56693 | 3.64 |
| | MA1 | | | 2 | -0.43113 | -2.48 |
| | MA1 | | | 3 | 0.74217 | 8.67 |
| | 상수 | | | | 0.00736 | 2.38 |
| | 개입변수(X1) | seasonal pulse | 1986 4/4 | 0 | -0.03194 | -8.89 |
| | 개입변수(X2) | seasonal pulse | 1989 2/4 | 0 | -0.02106 | -4.47 |
| | 개입변수(X3) | single step | 1990 1/4 | 0 | 0.11473 | 7.32 |
| | 개입변수(X4) | single step | 1998 1/4 | 0 | -0.12314 | -10.68 |
| | 개입변수(X5) | single pulse | 1998 2/4 | 0 | -0.09294 | -12.18 |
| | $R^2$ | 0.9932 | | | | |
| | AIC | -7.5444 | | | | |
| | SBIC | -7.2189 | | | | |
| | 방정식 | $[1-B]Y_t = 0.0074 + \{[-0.0319B^0][1-B]X1_{t-0}\} + \{[-0.0211B^0][1-B]X2_{t-0}\} + \{[0.1147B^0][1-B]X3_{t-0}\} + \{[-0.12319B^0][1-B]X4_{t-0}\} + \{[-0.0929B^0][1-B]X5_{t-0}\} + \{[1-(-0.431)B^2-(0.742)B^3]\} A_t \ / \ \{[1-(0.567)B^1]\}$ | | | | |

### <예측치>

| 예측기간 | 최적예측 | 최적예측의 신뢰구간(신뢰도 95%) | |
|---|---|---|---|
| | | 하한값 | 상한값 |
| 2000.7 | 122.98 | 120.74 | 125.23 |
| 2000.8 | 124.84 | 120.14 | 129.54 |
| 2000.9 (2000 3/4) | 127.18(127.99) | 119.80(123.80) | 134.57(132.17) |
| 2000.10 | 127.78 | 118.46 | 137.11 |
| 2000.11 | 127.51 | 116.58 | 138.43 |
| 2000.12 (2000 4/4) | 127.13(125.35) | 114.81(117.57) | 139.45(133.14) |

# <부록 4> 2001년 주택가격예측 모형의 추정결과

- 1986년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지의 자료를 이용하여 식별·추정된 모형 -

## 1. 전국 주택매매가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<통화량변화율(RM2002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0755 | 163.87 |
| AR1 | 4 | 0.52894 | 4.04 |
| MA1 | 1 | 0.30616 | 2.12 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.08][1-(0.529)B^4] = [1-(0.306)B]A_t$ | | |

<전국주거용건축허가변화율(RTHOGA02)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.7376 | 53.64 |
| AR1 | 1 | -0.40730 | -3.34 |
| AR1 | 3 | -0.25252 | -1.84 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.74][1-(-0.407)B-(-0.253)B^3] = A_t$ | | |

<전국매매가격지수변화율(RJMJ002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0736 | 93.68 |
| AR1 | 1 | 0.57201 | 4.84 |
| AR2 | 4 | 0.39199 | 2.92 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.07][1-(0.572)B][1-(0.392)B^4] = A_t$ | | |

### ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.1426 | -2.22 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 투입계열2 (전국주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0103 | 1.87 |
| | 순수지연 | 3 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0416 | -3.31 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.0788 | 144.31 |
| | AR1 | 1 | 0.5466 | 4.40 |
| | MA1 | 4 | -0.3306 | -2.28 |
| 산출계열 | 전국매매가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.108E+01)] =$$
$$\{ [(-.143E+00)B^0] \ [(X1_{t-0}) - (+.107E+01)] \}$$
$$+ \{ [(+.103E-01)B^0] \ [(X2_{t-3}) - (+.174E+01)] \}$$
$$+ \{ [(-.416E-01)B^0] \ [(X3_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$
$$+ \{ [1 - (-.331)B^4] \} A_t / \{ [1 - (+.547)B]^1 \}$$

## 2. 서울 주택매매가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<서울소비자물가지수변화율(RSCPI002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0154 | 536.47 |
| MA1 | 1 | -0.24628 | -1.86 |
| MA2 | 4 | -0.21235 | -1.57 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.02] = [1-(-0.246)B][1-(-0.212)B^4]A_t$ | | |

<서울주거용건축허가변화율(RSHOGA02)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.9294 | 8.59 |
| AR1 | 2 | 0.23996 | 1.80 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.93][1-(0.240)B^2] = A_t$ | | |

<서울매매가격지수변화율(RSMJ002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0913 | 73.11 |
| AR1 | 1 | 0.51103 | 4.16 |
| AR2 | 4 | 0.50383 | 4.03 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.09][1-(0.511)B][1-(0.504)B^4] = A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (서울소비자물가지수변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 1.1290 | 2.96 |
| | | 3 | 0.6715 | 1.92 |
| | 순수지연 | 2 | | |
| 투입계열2 (서울주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0096 | 3.50 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0806 | -5.10 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」모형 | 상수 | | 1.0947 | 147.11 |
| | AR1 | 1 | 0.3522 | 2.37 |
| | MA1 | 4 | -0.5476 | -4.04 |
| 산출계열 | 서울매매가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.109E+01)] =$$

$$\{ [(+.113E+01)B^0 - (+.671E+00)B^3] \; [(X1_{t-2}) - (+.102E+01)] \}$$

$$+ \{ [(+.960E-02)B^{0}] \ [(X2_{t-0}) - (+.194E+01)] \}$$

$$+ \{ [(-.806E-01)B^{0}] \ [(X3_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$

$$+ \{ [1 - (-.548)B^{4}] \} A_{t} / \{ [1 - (+.352)B^{1}] \}$$

## 3. 전국 주택전세가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<GDP변화율(RGDP002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| AR1 | 1 | 0.20558 | 1.49 |
| MA1 | 4 | 0.41980 | 3.20 |
| 방정식 | $[Y_t][1-B^4][1-(0.206)B] = [1-(0.420)B^4]A_t$ | | |

<통화량변화율(RM2002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0755 | 163.87 |
| AR1 | 4 | 0.52894 | 4.04 |
| MA1 | 1 | 0.30616 | 2.12 |
| 방정식 | $[Y_t-1.08][1-(0.529)B^4] = [1-(0.306)B]A_t$ | | |

<전국주거용건축허가변화율(RTHOGA02)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.7376 | 53.64 |
| AR1 | 1 | -0.40730 | -3.34 |
| AR1 | 3 | -0.25252 | -1.84 |
| 방정식 | $[Y_t-1.74][1-(-0.407)B-(-0.253)B^3] = A_t$ | | |

### <전국전세가격지수변화율(RJJJ002)의 ARIMA모형 추정결과>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.1300 | 72.94 |
| AR1 | 1 | 0.40955 | 3.14 |
| AR2 | 4 | 0.47421 | 3.71 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.13][1-(0.410)B][1-(0.474)B^4] = A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (GDP변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.5295 | 3.65 |
| | | 3 | 0.3822 | 2.43 |
| | | 7 | 0.7631 | 3.96 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| | 차분요인 (order, degree) | (4, 1) | | |
| 투입계열2 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.2102 | 2.17 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열3 (전국주거용건축허가변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.0346 | 4.12 |
| | 순수지연 | 3 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0678 | -5.16 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.1297 | 308.20 |
| 산출계열 | 전도시전세가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.113E+01)] =$$

$$\{[(+.529E+00)B^0 - (+.382E+00)B^3 - (+.763E+00)B^7]\ [1-B^4]^1\ [(X1)_t - (+.000E+00)]\}_0$$

$$+ \{[(+.210E+00)B^0]\ [(X2_{t-1}) - (+.107E+01)]\}$$

$$+ \{ [(+.346E-01)B^{0}] [(X3_{t-3}) - (+.174E+01)] \}$$

$$+ \{ [(-.678E-01)B^{0}] [(X4_{t-0}) - (+.000E+00)] \} + A_{t}$$

## 4. 서울 주택전세가격 모형

### ■ 투입 및 산출 계열의 단변량 시계열모형

<**서울소비자물가지수변화율**(RSCPI002)**의** ARIMA**모형 추정결과**>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0154 | 536.47 |
| MA1 | 1 | -0.24628 | -1.86 |
| MA2 | 4 | -0.21235 | -1.57 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.02] = [1-(-0.246)B][1-(-0.212)B^4]A_t$ | | |

<**통화량변화율**(RM2002)**의** ARIMA**모형 추정결과**>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.0755 | 163.87 |
| AR1 | 4 | 0.52894 | 4.04 |
| MA1 | 1 | 0.30616 | 2.12 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.08][1-(0.529)B^4] = [1-(0.306)B]A_t$ | | |

<**서울전세가격지수변화율**(RSJJ002)**의** ARIMA**모형 추정결과**>

| 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|
| 상수 | | 1.1791 | 54.67 |
| AR1 | 2 | 0.24831 | 1.63 |
| AR2 | 4 | 0.46950 | 3.53 |
| MA1 | 1 | -0.28005 | -1.89 |
| 방정식 | $[Y_t - 1.18][1-(0.248)B^2][1-(0.469)B^4]=[1-(-0.280)B]A_t$ | | |

## ■ 최종모형의 추정결과

| | 요인 | 시차 | 추정치 | t-값 |
|---|---|---|---|---|
| 투입계열1 (서울소비자물가 지수변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -1.6652 | -3.08 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 투입계열2 (통화량변화율) | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | 0.4740 | 2.48 |
| | 순수지연 | 1 | | |
| 개입변수 | 분모요인 | - | - | - |
| | 분자요인 | 0 | -0.0739 | -4.05 |
| | 순수지연 | 0 | | |
| 「노이즈」 모형 | 상수 | | 1.1816 | 110.86 |
| | AR1 | 3 | -0.2913 | -1.87 |
| | AR2 | 4 | 0.6025 | 4.88 |
| 산출계열 | 서울전세가격지수변화율 | | | |
| 차분요인 | 없음 | | | |

$$[(Y_t) - (+.118E+01)] =$$

$$\{ [(-.167E+01)B^0] \; [(X1_{t-1}) - (+.102E+01)] \}$$

$$+ \; \{ [(+.474E+00)B^0] \; [(X2_{t-1}) - (+.107E+01)] \}$$

$$+ \; \{ [(-.739E-01)B^0] \; [(X3_{t-0}) - (+.000E+00)] \}$$

$$+ \; A_t \, / \, \{ [1 - (-.291)B^3] \; [1 - (+.603)B^4] \}$$