

부동산시장 동향 및 전망체계 구축
A Study on the Trend and Prospect
in the Real Estate Market

●
손경환 · 강미나



연구진

연구책임 손경환 연구위원

연구반 강미나 책임연구원

외부연구진 박형수 조세연구원 연구위원

연구심의위원 김용웅 부원장 (주심)

김재영 선임연구원

윤주현 선임연구원

정희남 연구위원

김근용 연구위원

서승환 연세대학교 교수

윤승원 건설교통부 서기관

연구협의(자문)위원 지규현 국민경제연구소 전문연구원

이용만 한성대학교 교수

발 간 사

금년은 어느 때보다도 국민들이나 정책입안자에게 부동산시장의 방향에 대한 관심이 지대했던 해였다. 주택가격의 폭등은 내집마련의 꿈을 멀어지게 하고 집이 없는 서민들의 박탈감을 가중시켰다. 또한 시중자금이 생산자금융화하지 못하고 부동산시장에만 몰리면서 경제회복을 지연시키는 원인으로도 지목되고 있다. 이처럼 부동산시장의 불안은 경제·사회 전반에 걸쳐 많은 부작용을 야기한다.

10.29주택시장안정종합대책이 발표된 이후 시장이 안정세로 돌아서고 있으나, 향후 부동산시장의 가격에는 여전히 불투명한 측면이 남아 있는 것이 사실이다. 부동산시장에서 주기적인 불안양상이 반복된 것은 시장 자체의 수급문제와 더불어 시장변동에 대한 예측과 효율적인 대책 마련이 적시에 이루어지지 못했다는 데서 원인을 찾을 수 있다.

부동산시장의 안정을 위해서는 시장동향의 정확한 파악과 신뢰성 있는 전망을 바탕으로 하는 정책타이밍의 판단이 필수적이다. 이에 따라 시장에 대한 정확한 분석과 시의적절한 대응책을 펼칠 수 있는 정책수단의 확보가 매우 중요한 과제로 대두되고 있다. 이러한 상황에 효과적으로 대처하기 위해 국토연구원에서는 부동산시장 분석팀을 구성해 시장상황을 분석하고, 이를 바탕으로 적시에 정책적 조언을 하는 역할을 하고자 노력하고 있다. 이 연구는 이런 노력의 일환으로 객관적인 방법으로 부동산시장을 분석해 부동산시장 전망의 정확성을 높이는 목적을 가지고 추진되었다.

특히 부동산시장의 경우 경기순환적인 요인 외에도 정책과 같은 외생적 요인에 의해 큰 영향을 받으므로 단일모형에 의한 예측에는 상당한 오류가 발생할 소지가 있다. 흔히 사용되는 시계열모형에 의한 예측은 외생적 충격의 효과를 반영하는데 한계가 있으며, 구조모형 역시 예측의 신속성 등에서 문제를 내포한다. 따라서 이 연구는 여러 모형을 종합적으로 분석해 예측하는 시스템을 마련하고자 했으며, 분석기법에 있어서도 발전된 기법을 적용한 결과를 비교분석해 전망모형을 발전시키고자 노력했다. 이를 통해 예측의 정확성을 제고하고 정책마련이 적시에 이루어 질 수 있도록 예측정보를 제공할 수 있을 것이다. 이러한 노력이 기반이 되어 이 연구가 부동산시장의 안정과 국가경제에 일조할 수 있기를 희망한다.

끝으로 바쁜 업무중에도 연구를 성실하게 수행해준 손경환 연구위원과 강미나 책임연구원, 외부연구진으로 참여한 조세연구원의 박형수 연구위원의 노고에 감사하는 바이다.

2003년 12월

국토연구원장 이 규 방

서 문

지난 몇 년 동안 서울 강남지역의 재건축아파트를 선두로 주택가격의 폭등세가 재연·확산되고, 이에 따라 가격안정을 위한 정부의 대책이 쏟아져 나왔다. 이러한 대책은 공급확대와 수요억제의 두 가지 원칙 하에서 추진되고 있다. 세계 강화, 투기억제, 주택자금대출의 축소, 재건축아파트 소형주택건설의무화 확대 및 조합원 명의변경 금지 등의 수요억제를 위한 정책수단이 강구되었고, 공급확대를 위해서는 장기공공임대주택 150만가구 공급, 신도시 추가개발 같은 정책수단이 추진되었다. 또한 주택거래신고제를 비롯한 부동산공개념을 도입해 주택가격을 반드시 안정시키겠다는 정부의 의지가 강력하게 표명되고 있다.

이처럼 다양한 대책에도 불구하고 부동산시장의 불안이 지속된데는 근본적인 수급불안과 함께 시장상황을 정확히 파악하지 못한 판단의 오류, 정책시점 판단의 타이밍 실기 등이 중요한 원인의 하나로 지목되고 있다.

일반적으로 부동산관련정책이나 시장대책의 효과가 나타나기에는 상당한 시간이 소요된다. 따라서 시장에서 관찰되는 현상을 바탕으로 수립된 정책은 정책의 타이밍을 놓친 경우가 많으며, 이러한 문제에 적절하게 대처하고 정책이 효율적으로 추진되기 위해서는 우선 신뢰성 있는 예측정보가 우선 되어야 한다. 또한 경제구조가 복잡해지고 부동산시장이 금융 등 여타부문과 밀접한 연관성을 가지면서 시장에 대한 종합적인 분석과 이를 통한 정확한 진단과 예측의 필요성이 더욱 높아지고 있다.

이 연구는 구조모형과 시계열모형을 종합해 효율적인 부동산시장동향의 분석과 전망을 위한 시스템을 구축하려는 목적을 가진다. 이를 위해 시계열모형과 구조모형을 결합해 전망하는 체계를 구축하는 한편, 기존 연구에서 검토되었던 방법인 VAR 이외에도 베이지언 VAR, 구조적 VAR, 외생적 VAR의 방법을 검토해 전망모형의 정확성을 진일보시키고자 노력했다. 특히 이 연구에서는 부동산 시장을 각 예측시점별로 초단기, 단기, 중기로 나누어 각 시점별 예측결과의 상호유기적 관계를 구축했다. 이는 자료의 부재로 인한 정책실기를 해소하고 전망의 정확성을 제고하는데 많은 도움을 줄 수 있을 것이다.

이와 함께 부동산시장의 전망에서 예측오류를 발생시키는 문제의 하나인 외부 충격의 영향을 전망체계 내에서 반영하는 방안을 강구했다. 부동산시장은 경제적 요인뿐 아니라 시장대책 같은 외생적 요인에 의해서도 많은 영향을 받는다. 이 연구에서 구축한 전망체계에서는 이런 영향들을 가능한한 모형 내에서 설명할 수 있도록 다양한 방법의 도입을 시도해 보았다. 부동산시장의 분석은 계량모형으로만 설명될 수 없는 부분이 있는 것이 사실이지만, 분석결과의 신뢰성을 제고하기 위해서는 분석방법에 대한 지속적인 관심과 연구가 필요하다.

부동산시장의 전망은 향후에도 지속적인 관심을 가지고 발전되어야 할 중요한 과제다. 이 연구에서는 이러한 중요성을 충분히 인식하고 전망체계의 개선을 위해 노력했으나, 앞으로도 지속적으로 보완·발전될 부분이 많을 것이다. 이러한 한계는 차후의 과제로 미루고 많은 조언과 질책을 기대한다.

이 연구를 무사히 마칠 수 있기까지에는 많은 분들의 도움이 컸다. 먼저 연구반으로서 연구활동을 충실하게 수행한 강미나 책임연구원, 조세연구원 박형수 연구위원, 그외에도 자료정리를 도와준 김민철 책임연구원, 박천규 연구원에게도 감사의 말씀을 전한다.

2003년 12월

손경환 연구위원

요 약

제 1 장 서 론

이 연구의 목적은 부동산시장의 동향을 정확하게 파악하고, 전망의 예측력을 제고할 수 있는 전망체계를 구축하는데 있다.

이를 위해 국토연구원 등에서 수행했던 부동산시장에 관한 연구결과를 종합·정리하고, 부동산시장 전망이나 경기분석, 경제예측에 관련된 각종 이론 및 연구결과에 분석을 시도했다. 이러한 이론적 배경을 바탕으로 각종 예측모형을 개발했으며, 자문회의 및 연구협의회를 통해 추정모형의 타당성을 검토했다.

부동산시장 동향의 분석과 전망을 위한 시스템은 다음과 같이 구성했다. 먼저 모형에 의해 예측치를 구하고, 이를 시장동향조사 등에 의해 조정하는 한편, 부동산시장팀에서 예측결과의 신뢰성을 검토하는 과정을 거쳐 최종적인 예측치를 산출하게 된다.

제 2 장 부동산시장 전망체계의 이론적 배경

기존의 부동산시장 전망에서는 다양한 기법에 의해 시장을 종합적으로 예측하는 시스템의 부재로 예측력이 미흡한 편이다.

부동산시장의 변동은 시장 자체의 경기순환적 요인보다는 관련정책, 경제구

조, 금융시장 등 외부적인 충격에 의해 예측상의 문제가 지속적으로 발생한다. 따라서 하나의 모형이나 기법에 의존하는 것은 예측오차가 높아질 우려가 있다. 이 연구에서는 여러 예측기법의 장단점을 고려하면서 자료이용시점 등을 감안한 체계적인 전망체계를 구축하고, 이를 바탕으로 예측결과를 종합적으로 판단하는 시스템을 만들었다. 특히 대규모 모형을 지양하고, 자료의 이용가능성·신속성 등을 감안한 전망시스템을 구축해 모형의 실용성을 제고했다. 또한 개개 전망방법의 예측력 및 유지관리비용을 감안해 다양한 모형을 개발하고, 이를 적절하게 선택·조합하는 전망체계를 구축했다.

이러한 방법으로 구축한 부동산시장 전망체계의 특징은 다음과 같다.

첫째, 여러 예측기법의 결과를 종합적으로 판단하는 전망체계를 구축했다는 점에서 특정한 방법이나 모형에만 의존할 때 발생하기 쉬운 예측의 오류를 상당 부분 줄일 수 있을 것이다.

둘째, 자료생성시점별로 월단위 예측과 분기단위 예측을 단계적으로 수행하는 한편, 월단위 예측치를 분기단위 예측의 자료로 사용하는 절차를 거치도록 만들었다. 이는 자료 생성주기의 차이 및 발표시점 지연에 따른 예측의 시의성 상실을 최소화하는 효과를 얻을 뿐 아니라, 외생적 충격의 영향을 어느정도 모형에서 반영할 수 있으며, 특히 자의적인 가정치를 사용하는데 따른 오차를 줄이는데 기여할 수 있을 것이다.

셋째, 전망체계의 예측력을 제고하는 방안으로 일반적인 구조모형이나 VAR 기법 이외에 베이지안 VAR기법, 변수의 외생화기법 같은 다양한 예측모형을 사용했다는 점이다.

제 3 장 부동산시장 전망체계의 구축

부동산시장 전망체계의 분석대상은 주택시장 및 토지시장이다. 지역별로는 전국의 주택시장과 토지시장을 분석하는 한편, 부동산시장에서 강하게 나타나고

있는 지역별 차별화현상을 감안해 서울 부동산시장을 별도로 분석하는 체계를 갖추었다. 주택시장에서는 유형별로 아파트, 연립주택, 단독주택의 가격 및 전세 값과 함께 주택공급의 분석을 시도하며, 토지시장은 지가 및 토지거래 등을 주요 분석대상으로 고려했다. 이와 함께 부동산시장과 거시경제의 관계에 대한 분석도 가능하도록 구성되었다.

특히 이 연구에서는 경제구조 및 부동산시장의 환경변화 등을 감안해 전망시계, 이용자료의 확보시점 및 추정기법을 달리하는 초단기 예측모형, 단기 예측모형, 중기 예측모형을 각각 개발하고, 이를 종합적으로 활용하는 전망시스템을 구축해 예측력을 제고하고자 노력했다.

제 4 장 모형의 설정 및 추정

모형의 분석기간은 통계자료의 이용가능성과 시장구조의 안정성 유지라는 두 가지 측면을 검토해 1991년 1/4분기에서 2003년 2/4분기이며, 분기모형은 50분기, 월 모형에서는 153월에 걸친 시계열 통계자료를 사용했다.

초단기 예측모형은 부동산시장의 월별전망과 함께 분기전망시점에서 발표되지 않은 자료의 잠정치를 구하기 위한 모형이며, 예측대상은 단기 예측모형에 필요한 주택가격, 지가 등을 포함하고 있다. 초단기 예측모형의 구축은 주택가격, 전세값, 지가, 국민총생산, 금리 등의 5개 변수를 대상으로 월자료를 이용한 ARIMA, VAR 등의 시계열기법 등의 일차적인 결과를 구한 다음, 모형의 안정성이나 예측력 등을 검토해 최종적인 모형을 확정했다.

단기 예측을 위한 구조모형은 최종수요, 금융, 부동산, 물가의 4개 부문으로 구성되며, 19개 행태방정식 및 4개의 정의식을 포함한다. 특히 모형에 포함된 외생 변수의 수를 8개로 축소 조정해 모형의 시의적절한 예측기능을 강화했다. 이때 단기 구조모형에 포함된 주요 외생변수의 장래변동은 별도의 부속모형을 통해 예측하는 방법을 시도해 보았다.

최종수요 부문은 국민총생산의 구성항목인 소비, 투자, 재화·용역의 수출입으로 구성했으며, 6개의 행태방정식과 2개의 항등식을 포함한다. 소비는 가계소비 및 민간비영리단체소비, 정부소비로 구성되며, 이 모형에서 정부소비는 외생적으로 처리했다. 금융 부문은 통화수요, 금리 등의 3개 행태방정식으로 구성했다. 부동산시장 부문은 주택시장 및 토지시장으로 구성했으며, 아파트, 연립주택, 단독주택에 대한 매매가격 및 전세값, 지가, 토지거래의 8개의 행태방정식과 주택가격, 전세값의 2개 항등식을 포함했다. 한편 물가 부문은 소비자물가, 생산자물가, GNP디플레이터 등 3개의 행태방정식으로 구했다.

부동산시장 전망체계의 단기 구조모형은 연립방정식체계로 되어 있지만, 추정 방법은 통계적 문제점이나 모형의 실용성 등을 감안해 개개 단일방정식에 대해 통상최소자승법(OLS)을 사용했다. 추정결과에서 보는데로 대부분의 방정식에서 설명변수의 부호 및 통계적 유의성 등은 이론적 배경에서 크게 벗어나지 않는 것으로 나타났다. 추정결과의 안정성 검정은 자승평방근오차를 이용해 파악했으며, 주거용건설투자, 토지거래 같은 정책적 요인에 의해 영향을 받는 변수를 제외하고는 대체로 안정성을 확보하고 있다.

단기 VAR모형의 작성은 대부분의 예측모형에서 사용하고 있는 일반 VAR모형 이외에 베이지언 VAR모형, 구조적 VAR모형 등을 이용해서 부동산시장 전망체계의 예측력을 제고하는 방안을 모색했다.

단기 예측을 위해 추정한 일반 VAR모형의 3가지 대안에 관한 예측오차를 계산한 결과, 계절조정된 데이터를 전분기차분해 회사채수익률-명목GDP-전세값지수-지가지수-주택가격지수로 구성되며 계절더미를 포함하는 5변수 VAR모형(시차 2)의 전망오차(RMSPE)가 가장 작아 적합한 모형으로 판단되었다.

베이지언 VAR모형은 계절조정된 전분기차분 자료를 이용해 회사채수익률(R)-명목GDP(Y)-전세값지수(HR)-지가지수(LP)-주택가격지수(HP)의 5변수 모형을 추정하고, 이를 단순 VAR모형에 비교해 예측력의 개선 여부를 검토했다. 베이지언 VAR모형으로 선정된 $g(\ell)=2.0$ $f(i, j)=0.2$ 인 모형의 전망오차는 일반

VAR모형에 비해 적은 것으로 나타났다.

한편 금리, 국민총생산 같은 거시지표의 변동이 부동산시장에 미치는 영향 및 부동산관련변수간의 상호동태적인 파급관계를 분석하기 위한 도구로써 유용하게 사용되고 있는 구조적 VAR모형을 작성해 보았다. 계절조정된 데이터를 전분기차분한 자료를 가지고 5변수로 구성된 구조적 VAR모형을 추정하고, 충격반응 분석 및 예측오차의 분산분해분석을 시도한 결과는 다음과 같다. 전세값지수의 변동은 지가지수, 자기자신, 금리에 의해, 주택가격지수는 소득, 금리, 지가지수에 의해 좌우되는 것으로 나타났다. 한편 지가지수는 주택가격지수, 금리, 소득 등에 의해 좌우되었다.

중기 예측모형의 작성은 부동산의 수급을 결정하는 기본요인을 설명변수로 하는 주택가격, 전세값 및 지가의 방정식을 추정하고, 부동산시장의 중기적 변동추세를 예측하는 방법을 적용했다, 여기서 사용된 자료는 1986~2002년의 17개년에 걸친 자료이며, 연간자료와 시도별 자료를 결합(pooling)하는 방법으로 모형을 추정했다.

중기 예측모형에서 사용한 인구, 소득, 주택투자 변수 등은 장래치에 대한 자료 확보가 용이하다는 장점을 가진다. 추정결과에서 보듯이 추정된 방정식의 설명력은 대체로 높게 나타났으며, 추정치의 통계적 유의도는 별 문제가 없었다. 따라서 한국 부동산시장이 장기적으로는 인구, 소득 같은 기본적 요인에 의해 영향을 받는다는 것으로 해석할 수 있다.

한편 부동산시장의 전망에서 많이 사용되고 있는 동향조사는 시장참여자의 주관적 판단이나 시장상황에 대한 응답자료를 근거로 향후 시장 변화를 예측하는 방법이다. 여기서는 국민은행 주택거래동향조사의 정확성 및 전망체계의 활용가능성을 검토하기 위해 서울 및 전국 매매시장의 매수/매도우위를 표준점수화하고, 이를 아파트가격 변동률과 비교해 정리한 결과, 매수/매도의 표준점수와 아파트가격 변동은 어느정도 유사한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 이 자료는 향후 시계열이 충분히 축적되면 전망체계에서 적극 활용할 수 있을 것이다.

제 5 장 결론 및 정책건의

부동산시장 전망체계를 이용해 2003년 4/4분기의 주택가격, 전세값을 예측한 결과는 다음과 같다.

먼저 단기 구조모형으로 예측한 전국 주택가격지수는 100.96(2003.6=100 기준)으로 나타났으며, 전국 전세값지수는 103.13으로 추계되었다. 한편 단기 VAR모형을 가지고 추계한 전국 주택가격·전세값지수는 각각 103.49, 100.84로 나타났다. 단기 구조모형의 예측치와 단기 VAR모형의 예측치를 평균한 값은 전국 주택가격지수가 102.2, 전국 전세값지수는 102.0으로 구해졌다. 이렇게 조정된 예측치를 바탕으로 서울의 주택가격, 서울 아파트가격 등의 예측결과를 수정하면 최종적인 서울 주택시장의 가격 변동을 예측할 수 있다.

부동산시장 전망체계는 시장의 변동에 관한 사전예측수단을 확보하는 것을 목적으로 하고 있다. 이 연구는 부동산시장의 단기 및 중기 전망을 통해 예측치를 도출하여 시의적절한 시장안정대책 마련을 위한 판단의 근거를 제공한다는 의의를 가진다. 향후 부동산시장의 관리에서 이러한 연구결과를 적극 활용할 필요가 있다.

부동산시장은 시장 내적인 요인과 함께 정책 변경 같은 외부의 충격에서 크게 영향을 받는다. 투기억제대책이나 공급규제 같은 계량적으로 나타내기 어려운 외부충격이 발생할 경우 전망의 오류를 초래할 수밖에 없으며, 이는 부동산시장의 전망작업에서 직면하는 가장 큰 애로점이다. 부동산시장 전망체계에서는 이런 문제를 최소화하기 위한 절차를 거치고 있지만, 오류를 충분히 해결하기는 어려운 것이 사실이다.

보다 효과적인 시장전망체계를 구축하기 위해서는 모형의 개선작업이 꾸준히 추진되어야 할 것이다. 특히 시장 외적인 충격을 전망에 반영하는 기법의 개발이나 시장조사자료를 적극 활용할 수 있는 연구가 필요하다. 또한 예측의 정확성을 제고할 수 있도록 부동산시장에 관련된 다양한 연구들의 수행이 요구된다.

차 례

발 간 사	i
서 문	iii
요 약	v

제 1 장 서 론

1. 연구의 배경	1
2. 연구목적	2
3. 연구방법	2

제 2 장 부동산시장 전망체계의 이론적 배경

1. 부동산시장의 주요 연구결과	5
2. 선행연구의 정리 및 시사점	6
3. 전망체계의 성격	8

제 3 장 부동산시장 전망체계 구축

1. 부동산시장의 분석방법 및 대상	13
2. 전망체계의 기본틀	15
3. 부동산시장의 전망절차	18

제 4 장 모형의 설정 및 추정

1. 통계자료의 수집·정리	23
2. 초단기 예측모형	26
3. 단기 예측모형 : 구조모형	39
4. 단기 예측모형 : VAR모형	62
5. 중기 예측모형	92
6. 시장동향조사자료의 활용	95

제 5 장 결론 및 정책건의

1. 부동산시장 동향 및 전망체계의 활용	99
2. 정책건의	102

참고문헌	105
SUMMARY	109
부록	113

표 차례

<표 3-1> 부동산시장 전망체계의 주요 분석대상	14
<표 4-1> 주요 통계자료의 내용	25
<표 4-2> 원계열 자료의 ADF 단위근 검정결과	27
<표 4-3> 전월대비변동률 시계열자료의 ADF 단위근 검정결과	27
<표 4-4> 전월대비변동률 시계열자료로 추정된 ARMA 모형과 RMSE 계산결과	28
<표 4-5> 월별자료를 이용한 VAR모형의 추정결과	32
<표 4-6> 월별 VAR모형에 의한 예측결과	38
<표 4-7> 단기 구조모형의 주요 외생변수	39
<표 4-8> 주요 부동산관련변수의 지승평방근오차	59
<표 4-9> 부동산시장 구조모형의 변수 일람표	60
<표 4-10> 주요 부동산관련변수의 지승평방근오차	61
<표 4-11> 부동산지표간의 그랜저 인과관계	63
<표 4-12> 토지가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계	64
<표 4-13> 주택가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계	65
<표 4-14> 전세가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계	66
<표 4-15> 회사채수익률-명목GDP-주택전세지수-지가지수-주택매매지수 모형의 적정시차	68
<표 4-16> 계절조정후 전분기차분한 자료를 이용한 최종 VAR모형의 추정결과	69

<표 4-17> 회사채수익률-명목GDP-주택전세지수 모형의 적정시차	70
<표 4-18> 회사채수익률-명목GDP-지가지수 모형의 적정시차	70
<표 4-19> 회사채수익률-명목GDP-지가지수-주택매매지수 모형의 추정결과	71
<표 4-20> 회사채수익률-명목GDP-주택전세지수 모형의 추정결과	72
<표 4-21> 회사채수익률-명목GDP-주택전세지수-주택매매지수 모형의 추정결과	73
<표 4-22> 회사채수익률-명목GDP-지가지수 모형의 추정결과	74
<표 4-23> 대안별 예측오차(RMSPE)의 비교	76
<표 4-24> $g(l)=2.0$ 인 경우의 변수별/전망시계별 RMSPE	79
<표 4-25> 베이지언 VAR과 단순 VAR의 RMSPE 비교	80
<표 4-26> 향후 1년간의 부동산가격에 대한 전망결과 (전국)	81
<표 4-27> 내생 VAR모형의 추정결과	83
<표 4-28> 외생 VAR모형의 추정결과	84
<표 4-29> VAR모형에 의한 부동산가격 전망결과	85
<표 4-30> 외생모형에 의한 향후 부동산가격 전망결과	85
<표 4-31> 부동산가격의 분산분해 결과	91
<표 4-32> 주택가격의 중기 예측모형 추정결과	93
<표 4-33> 전세값의 중기 예측모형 추정결과	94
<표 4-34> 지가의 중기 예측모형 추정결과	94
<표 4-35> 매매시장 동향조사 및 가격변동률 비교	96
<표 4-36> 임대시장 동향조사 및 가격변동률 비교	97
<표 5-1> VAR모형을 이용한 주택시장 예측결과	100
<표 5-2> 2003년 4/4분기 부동산시장 예측	100
<부표 1> 수준변수 모형의 적정시차	133
<부표 2> 요한센 공적분검정을 위한 검정식의 4가지 형태	133
<부표 3> 5변수 VAR모형에 대한 공적분검정 및 적정모형 선정결과	134
<부표 4> 최종적인 VEC모형의 공적분 검정 및 추정결과	134

그림 차례

<그림 3-1> 모형별 전망시계	17
<그림 3-2> 부동산시장 전망체계	20
<그림 4-1> 단기 구조모형의 흐름도	42
<그림 5-1> 콜금리 2%p 인상시 부동산 시장 파급효과	102
<부도 1> 전국 주택매매지수 실제치와 예측치	113
<부도 2> 전국 아파트매매지수 실제치와 예측치	113
<부도 3> 전국 연립매매지수 실제치와 예측치	114
<부도 4> 전국 단독매매지수 실제치와 예측치	114
<부도 5> 서울 주택매매지수 실제치와 예측치	115
<부도 6> 서울 아파트매매지수 실제치와 예측치	115
<부도 7> 서울 연립매매지수 실제치와 예측치	116
<부도 8> 서울 단독매매지수 실제치와 예측치	116
<부도 9> 전국 주택전세지수 실제치와 예측치	117
<부도 10> 전국 아파트전세지수 실제치와 예측치	117
<부도 11> 전국 연립전세지수 실제치와 예측치	118
<부도 12> 전국 단독전세지수 실제치와 예측치	118
<부도 13> 서울 주택전세지수 실제치와 예측치	119

<부도 14> 서울 아파트전세지수 실제치와 예측치	119
<부도 15> 서울 연립전세지수 실제치와 예측치	120
<부도 16> 서울 단독전세지수 실제치와 예측치	120
<부도 17> 단기구조모형을 이용한 전국 아파트매매지수의 실제치와 예측치	121
<부도 18> 단기구조모형을 이용한 전국 아파트전세지수의 실제치와 예측치	121
<부도 19> 단기구조모형을 위한 전국 연립매매지수의 실제치와 예측치	122
<부도 20> 단기구조모형을 이용한 전국 연립전세지수의 실제치와 예측치	122
<부도 21> 단기구조모형을 이용한 전국 단독매매지수의 실제치와 예측치	123
<부도 22> 단기구조모형을 이용한 전국 단독전세지수의 실제치와 예측치	123
<부도 23> 단기구조모형을 이용한 주거용 건설투자의 실제치와 예측치	124
<부도 24> 단기구조모형을 이용한 지가의 실제치와 예측치	124
<부도 25> 단기구조모형을 이용한 토지거래의 실제치와 예측치	125
<부도 26> 2001년 1/4~2003년 1/4 기간에 대한 전망오차 비교	126
<부도 27> 2002년 1/4~2003년 1/4 기간에 대한 전망오차 비교	127
<부도 28> 향후 1년간의 부동산가격에 대한 전망 결과	129

CHAPTER 1

서론

1. 연구의 배경

시장의 급격한 환경 변화에 따른 부동산시장의 주기적인 불안은 경제·사회 전반에 걸쳐 많은 부작용을 야기하고 있다. 이는 시장 자체의 수급불안과 함께 부동산 시장 변동을 미리 예측하고 효율적인 대책을 마련하지 못한 정책의 부재에 기인한 측면도 강하다.

부동산관련정책이나 시장대책이 목적인 바의 효과가 나타나는 데는 상당한 시간이 소요되는 것이 일반적이다. 따라서 시장에서 나타나는 동향을 바탕으로 수립된 정책은 대개 정책타이밍의 실기로 충분한 시장효과를 얻기 어려운 경우가 많다. 이런 점에서 정책을 효율적으로 추진하려면 신뢰성 있는 예측정보의 확보가 필수적이다. 더욱이 경제구조가 복잡해지고 부동산시장이 금융 등의 여타부문과 밀접한 연관성을 가지면서 시장에 대한 정확한 진단과 예측의 필요성은 더욱 높아지고 있다.

이런 상황에 효과적으로 대처하기 위해서는 부동산시장의 동향을 분석하고 향후 변화를 전망해, 사전적인 시장조절대책을 추진할 수 있는 체계적인 시스템의 구축이 뒷받침되어야 한다.

2. 연구목적

이 연구의 목적은 부동산시장의 동향을 정확하게 파악하고, 전망의 예측력을 제고할 수 있는 전망체계를 구축하는데 있다.

이를 위해 이 연구에서는 국토연구원에서 수행한 주택시장 경기동향 및 단기 전망 연구, 토지시장의 구조 변화 및 전망 연구, VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 연구, 부동산시장 구조모형 연구 등 부동산시장의 분석 및 전망에 관한 연구결과를 종합·정리하고, 부동산시장에 관한 각종 연구결과를 분석해 효율적인 시장동향 분석 및 전망을 위한 시스템을 구축했다.

3. 연구방법

먼저 계량기법을 활용한 예측시스템에 관한 각종 이론을 정리하는 한편, 한국은행, KDI 등의 경기전망 예측시스템을 분석하고 부동산시장 동향 및 전망체계에 관련된 연구의 활용 가능성을 검토했다.

선행연구의 분석결과, 모형의 예측력을 강화하기 위해서는 단일모형만으로는 한계가 있으며, 다양한 모형이나 전망기법을 효율적으로 결합하는 것이 필수적이라는 판단을 얻을 수 있었다. 따라서 이 연구에서는 부동산시장 구조모형(국토연구원, 2002)의 방정식과 외생변수를 축소하고, 표본기간 연장의 신축성을 확보해 예측기능을 강화하는 방향으로 모형의 개편을 시도했다. 또한 각종 VAR모형의 예측적합성을 검정하고, 최신 기법 및 설명변수의 조정을 통해 예측력을 제고하는 절차를 거쳤다. 이와 함께 모형의 예측력을 제고하기 위한 노력으로 국민은행 등의 부동산시장 동향에 관한 BSI조사 같은 횡단면자료(橫斷面資料)의 활용 가능성도 검토해 보았다.

이 연구에서는 이러한 과정을 거쳐 각종 분석기법의 장단점을 감안한 종합예측시스템을 개발하고 축차적인 전망체계를 구축했다.

이러한 작업에 있어서 VAR모형의 추정은 외부전문가의 협조를 받았으며, 다양한 분석기법을 이용한 각종 전망방법의 예측력을 상호비교하기 위한 사전적·사후적 검정을 실시했다. 또한 추정된 결과의 타당성 및 예측력에 대한 자문 및 연구협의회를 거쳐 최종적인 전망체계를 구축했다.

다른 경제 전망과 마찬가지로 부동산시장의 전망에서도 일차적인 전망치를 조정하는 작업이 필요하다. 이를 위해 국토연구원 내에 부동산시장의 동향분석팀을 운영하는 한편, 계량모형에 의한 전망결과 및 해당분야 전문가의 의견을 상호 보완하는 체계를 구축했다. 이는 모형에서 나타나기 쉬운 전망의 오류를 줄이고, 외생적 충격의 영향을 반영하는데 크게 기여할 수 있을 것이다.

CHAPTER 2

부동산시장 전망체계의 이론적 배경

1. 부동산시장의 주요 연구결과

부동산시장에 관한 선행연구는 분석목적에 따라 다양한 방법을 사용하고 있지만 대부분의 거시모형에서는 부동산부문의 일부를 포함하는 구조모형을 작성하거나, 소규모의 부동산시장모형을 작성하는 형식을 취하고 있다. 또한 시계열기법을 사용하는 방법은 가격 등 몇몇 주요변수를 가지고 변수의 흐름이나 상호관계를 파악해 시장을 분석하고 있다.

이러한 접근방법은 대개 사용변수의 제약으로 부동산이 거시경제에 미치는 효과를 제대로 반영하지 못하며, 시장효과를 충분히 파악하기 어렵다는 문제점을 내포한다. 게다가 부동산시장이 경제구조에서 차지하는 비중이 축소 반영되기 때문에 정책효과가 왜곡되는 부작용을 초래할 가능성이 있다.

또한 기존의 부동산시장 전망은 모형의 예측력이 미흡한 편이며, 부동산정책의 시장효과를 극대화하지 못하거나 부작용을 초래하고 있다. 이는 다양한 기법 및 모형에 의해 시장을 종합적으로 예측하는 시스템의 부재에 기인한다. 부동산시장의 변동은 시장 자체의 경기순환적 요인(景氣循環的 要因)보다는 관련정책,

경제구조, 금융시장 등 외부적인 충격에 의해 예측상의 문제가 지속적으로 발생하는 성향을 보이고 있다. 또한 부동산시장의 동향 및 전망에 사용하는 구조모형, 시계열기법 등은 각각 장단점이 있으며, 모형의 성격이나 전망시계(time horizon)에 따라 예측결과가 달리 나타나는 경우가 많다. 따라서 하나의 모형이나 예측기법에 주로 의존하는 것은 예측오차가 높아질 우려가 있다.

이런 측면에서 전망시계(展望視界) 및 자료의 이용 가능한 시점을 고려해 다양한 예측기법을 체계적으로 종합할 수 있는 전망시스템의 구축이 필요하다.

2. 선행연구의 정리 및 시사점

1) 주요 선행연구의 사례

부동산시장의 동향분석이나 전망과 관련된 주요한 연구는 다음과 같이 정리할 수 있다.

한국개발연구원(2000)의 거시경제모형에 부동산가격을 포함한 계량모형이며, 부동산가격의 장기적·구조적 결정요인과 단기변동요인을 분석했다. 허세림(1992)은 토지를 일반적인 자본에서 분리해 별도의 토지시장을 포함한 거시모형을 개발하고, 합리적 기대형성이론을 바탕으로 통화정책의 파급효과를 분석했다. 이 연구에서는 지가변동의 불안정성이 물가 및 실물부문의 불안정을 초래하는 것으로 나타났다. 윤주현(2002)은 토지·주택 및 부동산시장과 관계를 가지는 경제변수를 중심으로 토지, 주택시장을 통합한 VAR모형을 개발해 단기전망에 이용하며, 부동산자산 구성에 관한 분석을 시도했다. 금리, GDP 등 경제변수의 충격이 부동산시장에 미치는 영향을 분석하고, 시장참여자의 자산선택에 대한 의사결정과정을 파악했다.

김재영, 김민철(2002)은 경제의 구조적 변화를 반영하는 헤밀턴 국면전환모형을 기초로 기준건설경기예에 의해 모형을 식별하고, 건설경기예측모형을 선정.

건설경기의 구조적 불황요인을 파악해 중장기적인 건설산업 발전을 위한 효율적인 정책방향을 제시했다. 박헌주, 정희남(2000)은 시장의 구조전환점 검정, 지가와 일반경제변수의 동·후행성 감정, 인과관계 검정을 통해 토지시장의 구조변화를 분석하고, ARIMA 및 VAR모형을 이용해 토지시장 단기예측모형을 개발했다. 그리고 이용만(1997)은 VAR기법을 바탕으로 작성한 지가결정모형을 가지고 지가가 지대에 미치는 영향을 검정했다. 또한 모수제약 검정을 통해 토지시장에서 거품의 존재 여부 검정을 시도했다.

2) 선행연구의 시사점

부동산시장에 관한 연구는 분석목적이나 자료성격에 따라 다양한 방법을 사용하고 있지만 대개의 경우 거시경제모형에다 지가 등 부동산부문을 부분적으로 포함하거나, 일부 부동산시장만을 대상으로 하는 소규모모형으로 작성되어 시행되고 있다.

부동산시장의 일부변수를 포함한 거시모형에서는 부동산이 내생화된 변수로 처리되는 반면, 경제변수를 설명하는 역할이 상당부분 무시되기 때문에 부동산 시장이나 정책의 경제적 효과는 정확하게 반영하기 어렵다는 한계를 가진다. 이런 접근방법은 부동산과 거시경제의 상호 피드백작용을 제대로 보여주지 못하는 제약을 가지는 경우가 흔히 나타난다. 또한 많은 방정식을 모형에 포함하고 있기 때문에 예측작업이 번거롭고 시의성이 떨어진다는 문제가 있다.

또한 구조방정식이나 VAR기법 등을 이용해 소규모로 작성한 모형의 경우 예측작업의 편의성은 있지만, 사용변수의 제약으로 부동산시장의 효과를 충분히 파악하기 어렵다는 한계를 내포한다. 그 결과 부동산시장이 경제에서 차지하는 비중이 축소되어 반영되거나 정책의 중장기적인 효과가 왜곡되는 문제점 등이 제기되고 있다.

3. 전망체계의 성격

1) 선행연구와의 차별성

경제전망의 방법은 개별지표나 경기지수 등을 이용하는 방법, BSI 같은 설문 조사에 의한 방법, 계량모형을 이용하는 방법 등이 있다. 기존의 부동산시장 전망에 관한 연구는 대개 하나의 단일모형(구조모형, ARIMA 또는 VAR모형 등)을 이용해 시장 변동을 예측하거나, 또는 BSI 조사결과를 가지고 시장을 전망하고 있다.

이들 방법은 각기 제약이 있기 때문에 하나의 방법에 의존하기보다는 다양한 방법을 종합하는 것이 예측의 정확도를 제고하는데 도움을 줄 수 있다.¹⁾ 특히 부동산시장의 경우 경기순환적인 요인과 함께 정부정책 같은 외생적 요인에 의해 큰 영향을 받는다는 점에서 단일모형에 의한 예측에는 상당한 오류가 나타날 수밖에 없다. 시계열모형은 외생적 충격의 효과를 제대로 반영하지 못하며, 구조모형에서는 자료의 신속한 확보가 어려운데다 일부 변수는 미래시점의 불확실한 가정치를 사용하는 문제점을 가지고 있다.

이러한 외생적 요인에 의한 예측오차를 최소화하기 위해서는 모형성격 및 전망시계에 따른 예측력 변화를 감안하면서 여러 예측모형의 결과를 종합적으로 판단하는 것이 바람직하다. 따라서 이 연구에서는 여러 예측기법의 장단점을 고려하면서 자료이용시점 등을 감안한 체계적인 전망체계를 구축하고, 이를 바탕으로 예측결과를 종합적으로 판단하는 시스템을 만들었다.

이러한 방법으로 구축한 부동산시장 전망체계는 다음과 같은 몇 가지 장점을 기대할 수 있다.

1) 다양한 예측방법을 가지고 종합적으로 시장의 변동을 판단하는 기법은 예측담당자의 경험에 의한 주관적 판단기법과 예측치들의 적절한 가중평균을 사용하는 기법을 들 수 있다. 그런데 현실적으로 예측치의 가중평균을 이용하는 기법은 적절한 가중치의 산출기준을 어떤 식으로 정할지에 어려움이 따른다.

첫째, 특정한 방법이나 모형에만 의존할 때 발생하기 쉬운 예측의 오류를 줄이는데 기여할 것이다. 예를 들어 VAR기법 등의 경우 모형에 포함되지 않은 변수의 충격을 제대로 반영하기 어려우며, BSI조사 등은 조사대상자의 집단적 심리에 좌우된다는 점에서 예측의 정확성은 낮을 수밖에 없다.

둘째, 자료생성의 시점별로 월단위 예측과 분기단위 예측을 수행하는 한편, 월단위 예측치를 분기단위 예측의 자료로 사용하는 절차를 거치기 때문에 자료 생성주기의 차이 및 발표시점 지연에 따른 예측의 시의성 상실을 최소화하는 효과를 얻을 수 있을 뿐 아니라, 자의적인 가정치를 사용하는데 따른 오차를 상당한 줄일 수 있다는 장점을 가진다. 예를 들어 분기자료를 이용하는 모형에 의해 시장을 전망하는 경우, 당분기의 자료를 확보하지 못한 상태에서 다음 분기의 시장동향을 전망하기 때문에 예측오차가 발생한다.

셋째, 전망체계의 예측력을 제고하는 방안으로 일반적인 VAR기법 이외에 베이저안 VAR기법, 변수의 외생화기법 등을 사용하는 단기 예측모형의 검토를 시도했다. 분석결과 사전확률을 설정해주는 베이저안 VAR기법을 사용한 모형은 일반 VAR모형에 비해서 주택가격 전망의 예측력이 일부 개선되는 효과를 가져오는 것으로 나타났다.

2) 전망체계의 성격

일반적으로 단기전망은 시계열모형, 중장기전망에는 구조모형의 예측력이 높은 것으로 알려져 있다.

대개의 경우 구조모형에서는 변수간의 과급경로 등을 정확하게 설정하기 위해 규모가 지나치게 확대되는 경향이 있어 예측기능으로 사용하는데는 많은 시간과 비용이 소요된다. 또한 예기치 않은 오차가 발생할 경우 오차조정항(誤差調整項)을 모형에 포함시켜 결과를 수정해야 하며, 이에 따라 예측작업이 복잡해지는 문제를 야기한다.

한편 시계열모형은 구조가 비교적 간단하며 예기치 않은 오차를 모형 자체에서 흡수할 수 있어 예측작업이 용이하다. 그렇지만 경제이론적인 배경이 취약한 데다 모형에 포함되지 않은 변수로 인해 발생하는 외생적 충격을 충분히 반영하지 못한다는 문제를 가지고 있다. 따라서 실제 전망작업에서는 양자의 장단점을 고려해 전망을 시도하는 것이 효과적이다.

부동산시장 전망체계에서는 많은 방정식을 포함하는 대규모 모형을 지양하고, 자료의 이용가능성·신속성 등을 감안한 다양한 전망기법을 활용하는 전망시스템을 구축해 모형의 실용성을 제고했다. 대규모 방정식으로 구성된 거시구조모형은 광범위한 변수 사용에 따른 신속성 결여, 경제지표간의 상충성(相衝性) 등으로 예측기능이 취약하기 때문이다.

특히 이 연구에서는 개개 전망방법의 예측력 및 유지관리비용을 감안해 다양한 모형을 개발하고, 이를 적절하게 선택·조합하는 전망체계를 구축했다. 다양한 분석기법을 사용한 예측결과에 대해서 전문가의 경험을 바탕으로 종합적으로 판단하는 방법은 예측의 오류를 최소화하는데 기여할 수 있을 것이다.²⁾

한편 부동산시장의 수급동향을 파악하기 위한 설문조사의 활용에는 시장전망 등에 별도로 사용하는 방법과 시계열자료와 횡단면자료의 통합(pooling)기법에 의해 설문조사 결과를 모형에 직접 포함시키는 방법이 있다. 시계열통계가 충분히 축적되어 있으면 이들 조사자료를 이용할 수 있지만, 아직까지 이러한 자료의 축적은 미흡한 실정이다.³⁾

이 연구에서는 BSI조사 등 설문조사에서 얻은 결과를 모형에 의해 추계한 전망치를 보완하는 보조자료로 활용하는 방안을 검토했으며, 이를 위해 국민은행의 도시주택시장동향조사에서 매월 발표하는 매매시장의 매도·매수 동향 및 임

2) 외국의 경우 구조모형과 VAR모형에 의해 최초 전망치를 추정한 다음, 각종 전제조건에 대한 관련전문가의 토의를 거쳐 산출된 전망치를 수정보완하는 작업을 수행하고 있다.

3) 2002년 4월과 8월에 실시한 국토연구원의 부동산전문가, 주택업체 등을 대상으로 향후 수도권외의 아파트가격을 전망한 결과에서 보는 것처럼 부동산관련분야 종사자의 시장 변동에 대한 예측력은 그다지 높지 않았다. 이는 2002년 중반에 주택가격이 예상외로 급등한 것을 감안해도 예측력은 낮은 편이라고 할 수 있다.

대시장의 전세수급을 조사한 자료의 예측력 등의 검정을 시도했다. 시장동향조사의 신뢰성과 예측력이 충분히 검정되고 모형 추정에 필요한 시계열자료가 축적되는 경우, 이를 부동산시장 전망을 위한 모형체계 내에 포함시켜 모형의 예측력을 제고할 수 있을 것이다.

3 CHAPTER

부동산시장 전망체계의 구축

1. 부동산시장의 분석방법 및 대상

1) 분석방법

부동산시장의 분석 및 전망은 직접지표를 사용하는 방법과 간접지표에 의해 시장상황을 파악하는 방법으로 나눌 수 있다.

직접지표에는 거래의 수급을 보여주는 가격지표와 투자·생산활동으로 나타나는 투자지표가 이용되고 있으며, 이는 시장에서 실제로 발생하는 현상을 바탕으로 시장을 파악하는 방법이다. 직접지표는 수치를 구체적으로 보여주기 때문에 시장상황을 정확하게 파악할 수 있다는 장점을 가진다. 그렇지만 시장의 향후 변화를 예측하는 데 복잡한 계량기법이 필요하며, 시장의 흐름을 단편적인 지표에 의해 판단할 가능성이 있다는 한계점이 있다.

간접지표로는 BSI조사에 의한 시장참여주체의 행태조사, 다양한 거시지표를 가지고 지수를 개발하는 방법 등을 들 수 있다. 행태조사는 부동산시장이 가격기대 같은 심리에 의해 영향을 받는다는 점에서 많이 사용되고 있다. 국민은행의 주택시장동향조사에 포함된 매매수급동향, 전세수급동향 등을 대표적인 사례로

들 수 있다.4) 한편 통계청에서 작성하는 경기종합지수 같은 성격의 부동산경기 지수는 시장상황을 종합적으로 보여주지만, 대표성을 가진 지표의 발굴이나 지수개발이 어렵다는 문제를 가지고 있다.5)

이 연구에서 수행한 부동산시장 전망체계에서는 경제·사회지표를 바탕으로 구조모형, 시계열기법 등을 가지고 계량모형을 구축해서 시장상황을 파악하고 예측기능을 수행하고 있다. 이와 함께 국민은행의 주택시장동향조사 같은 간접지표를 보조수단으로 활용하는 방안을 검토해 보았다.

2) 부동산시장 전망의 분석대상

이 연구에서 부동산시장 전망체계의 분석대상은 주택시장 및 토지시장이며, 여타 부동산은 통계자료의 결핍으로 전망체계에 포함하지 않았다.

<표 3-1> 부동산시장 전망체계의 주요 분석대상

분석방법	구조모형	시계열 모형
주택시장	전국 주택매매가격지수 (아파트, 연립주택, 단독주택)	전국/서울 주택매매가격지수 전국/서울 아파트가격지수
	전국 전세가격지수 (아파트, 연립주택, 단독주택)	전국/서울 전세가격지수 전국/서울 아파트전세가격지수
	주거용 건설투자	
토지시장	전국 지가지수	전국/서울 지가지수
	전국 토지거래	

지역별로는 전국 주택, 토지시장과 함께 서울 부동산시장을 별도로 분석했다. 주택시장에서는 주택유형별로 아파트, 연립주택, 단독주택의 매매가격 및 전세 가격지수와 함께 주택공급에 대한 분석을 시도했으며, 토지시장은 지가지수 및

4) 국민은행에서는 2000년부터 부동산중개업소를 대상으로 주택시장의 수급동향조사를 실시하고 있다.

5) 국토연구원에서는 건설경기에 영향을 미치는 다양한 지표를 가지고 건설경기종합지수를 개발한 바 있다.

토지거래 등을 주요 분석대상으로 고려했다.

2. 전망체계의 기본틀

경제구조 및 부동산시장의 환경변화 등을 감안해 전망시계(展望視界), 이용자료의 확보시점 및 추정기법을 달리하는 4~5개의 예측모형을 개발하고, 이를 종합적으로 활용하는 전망시스템을 구축했다. 이처럼 각 전망시계별로 적절한 모형을 구축하고, 이들간의 유기적 연결과 상호보완작업을 통해 전망시스템의 예측력을 강화할 수 있을 것이다.

1) 초단기 예측모형 : KRIHS-Am, KRIHS-Vm

예측모형에 의한 전망에서 직면하는 문제점의 하나는 필요한 각종 자료에 대한 시의적절한 시계열통계를 전망시점에 확보할 수 없다는 점이다.

예를 들어 t 시점(3/4분기)의 통계가 $t+1$ 시점(4/4분기)에 발표되는 경우 $t+1$ 시점의 전망작업에서 t 시점 자료이용이 불가능하며, 이는 전망의 정확도를 저하하는 원인으로 작용한다. 초단기 예측모형의 목적은 전망시점에서 신속한 자료의 확보가 곤란한 시계열통계의 잠정치(잠정치)를 구하고, 이를 단기 예측모형의 전망에 필요한 자료로 활용하는데 있다. 구체적인 예로 설명하면 주택가격의 경우 t 시점(3/4분기) 자료는 t_8 (8월)까지의 통계를 가지고 시계열분석 등을 이용해 t_9 (9월)의 추계치를 구한 다음, 이를 t_7 (7월)과 t_8 (8월)에 더해 t 시점의 잠정치를 구할 수 있을 것이다.

초단기 예측모형은 경제이론보다는 자료의 신속한 이용가능성, 부동산시장 및 경제현상을 바탕으로 예측기법을 개발하는 것이 효과적이다. 따라서 동행성, 선행성을 가진 지표를 대상으로 ARIMA, VAR 같은 시계열분석기법 및 회귀분석의 축약형 방정식(reduced form)을 사용할 수 있다. 여기서는 ARIMA, VAR의 기법을

적용해 초단기 예측모형을 작성했다.

초단기 예측모형의 주요 추계대상에는 주택가격, 전세값, 지가, 토지거래 등을 포함한다.

2) 단기 예측모형 : KRIHS-Sq, KRIHS-Vq

단기예측에서는 분기자료를 이용한 소규모 구조모형(KRIHS-Sq) 및 VAR모형(KRIHS-Vq)을 구축해서 부동산시장의 분기별 전망을 시도했다.

소규모 구조모형은 케인지안 체계에 기반을 두면서 통화론적 접근방법을 가미해 구축했으며, VAR모형은 일반 VAR기법과 함께 베이지안 VAR(Bayesian VAR), 외생 벡터자기회귀, 구조적 VAR(Structure VAR) 등 통계이론기법을 적용했다.

수준변수를 이용하는 구조모형에서는 새로운 자료를 추가할 때마다 모든 시계열을 다시 계절조정 해야 하는 제약이 있다. 이를 감안해서 이 연구에서 추진하는 구조모형은 변동율 자료를 이용한 모형으로 개발했으며, VAR모형은 계절조정한 차분 자료 및 변동율 자료를 이용했다.

분기별 단기예측은 이런 과정을 거쳐 작성한 구조모형 및 VAR모형의 추계결과를 함께 판단해서 결정한다. 이와 함께, VAR모형은 지역통계의 부족 때문에 구조모형으로는 전망작업이 곤란한 지역별 부동산가격 변동을 예측하기 위한 방법으로 주로 활용할 수 있다.⁶⁾

3) 중기 예측모형 : KRIHS-Sy

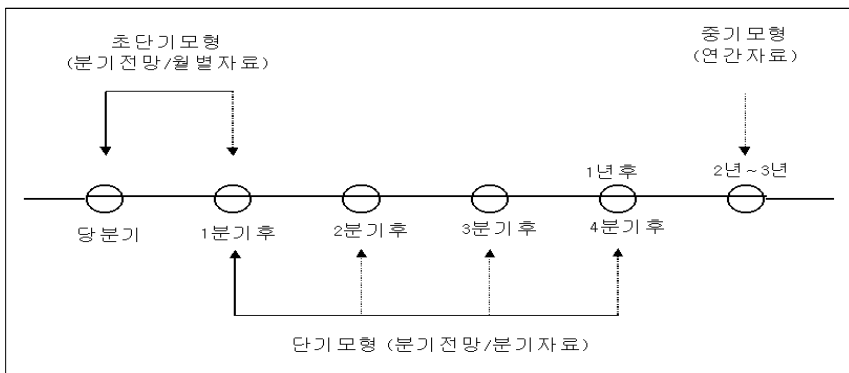
중기 예측모형은 인가와 같은 부동산시장의 수급을 결정하는 요인들의 연간자료를 이용해서 구축했다.

6) 부동산시장의 지역 구분은 서울, 수도권, 지방 등으로 나누는 것이 합리적이다. 그렇지만 주택가격 및 전세값의 수도권 통계자료가 90년대 말부터 작성·발표되고 있어서, 이번 연구에서는 전국과 서울을 대상으로 모형을 개발했다.

일반적으로 구조모형을 작성하는 경우 모형의 설명력을 제고하기 위해서는 부동산변수에 영향을 미치는 다양한 경제사회적 지표가 대부분 포함되어야 한다. 그러나 이런 방식으로 만든 중기 예측모형은 예측에 필요한 일부 설명변수의 장래치를 자의적으로 가정하고, 이를 바탕으로 추정작업을 한다는 점에서 예측오류가 커질 수밖에 없다.

따라서 여기서는 인구, 소득, 주택투자와 같은 기본요인들을 설명변수로 하는 주택가격, 전세값 및 지가의 방정식을 추정하고, 이를 바탕으로 부동산시장의 가격에 대한 중기적 변동추세를 예측하는 방법을 사용했다. 이러한 방법은 예측의 설명변수로 사용하는 장래치에 대한 자료 확보가 용이하고, 이들의 장기적인 변동이 비교적 안정적인 추세를 보인다는 점에서 예측결과의 안정성을 확보할 수 있다는 장점을 가진다.

초단기 예측모형과 단기 및 중기모형을 이용하는 예측에 있어서 각각의 전망시계는 <그림 3-1>과 같이 구분할 수 있다. 먼저 초단기 예측모형에서 월별 예측치를 추정하고, 이를 바탕으로 당분기의 잠정추정치를 계산한다. 단기 예측모형에서는 이러한 당분기의 잠정치들 사용해서 분기별 전망을 시도한다. 또한 이렇게 구한 분기 전망치는 중기 예측모형의 연간전망을 위한 자료로도 활용할 수 있다.



<그림 3-1> 모형별 전망시계

3. 부동산시장의 전망절차

1) 월자료의 분기화

시장 전망에서 직면하는 당분기자료의 결손문제는 월별자료가 있다면 초단기 예측모형에 의해 해결할 수 있다. 그렇지만 월별자료가 없는 경우 당분기자료를 생성하는 별도의 방안이 필요하다.

분기자료만 확보가능한 시계열의 경우 $t-1$ 기까지의 통계를 가지고 t 기의 잠정치(잠정치를 구할 수도 있으나, 이렇게 추계된 잠정치에는 오차가 포함되므로 $t+1$ 기의 예측에 오류를 초래할 가능성이 높아진다.)⁷⁾ 이런 오류를 최소화하기 위해서는 이용가능한 월별자료를 활용할 필요가 있다.

월별자료가 없는 경우 $t-1$ 까지의 분기자료를 가지고 축약형 방정식으로 t 기의 잠정치를 구하며, 이때 월별자료 이용이 가능한 설명변수는 월별지표의 분기화를 통해 t 기 잠정치의 추계결과를 개선한다. 월별지표의 분기지표 전환방법은 다음과 같고, 여기에서 $t+i$ ($i=4,3, \dots, 3,4$)는 분기자료, t_j ($j=1,2, \dots, 12$)는 월자료를 나타낸다. 이때 월 단위지표의 분기화에 있어서 해당분기 중에 정책변화 등 외부충격이 발생한 경우, 이를 감안해서 분기자료를 생성하는 것이 효과적이다.

- 변동율 자료를 사용하는 경우 당해 기간의 t_1, t_2 월 자료의 전년동기대비변동율을 가지고 t_3 월의 잠정치를 계산해 분기지표로 전환
- 수준변수(level variables)의 분기화는 계절성을 고려해 조정하며, 이때 월별지표에 영향을 미치는 일수 또는 이상변동 등을 감안

7) 지가의 경우 매 분기마다 자료가 발표되고, 전분기(2/4분기)의 자료는 당분기(7월 말)에 발표되므로 전망의 시도시점(6월 말)과는 1개월 가량의 시차가 있다.

2) 외부충격 등에 의한 예측오차의 수정

(1) 정책 변화 또는 외생적 충격의 반영

모형 자체에서 반영하기 어려운 외부요인으로 인해 예측에 교란요인이 발생할 경우, 정책이나 외생적 요인의 변동이 단기 및 중기예측모형 자체에 미치는 충격을 검토해 모형을 수정보완하는 작업이 필요하다.

KRIHS-Sq 등의 모형에서는 외생적 충격이 발생한 시점에 더미(dummy)변수를 포함시켜 모형의 왜곡을 최소화했다. 특히 외환위기와 같은 교란요인을 모형에서 반영하지 않는 경우 변수간의 관계가 왜곡되는 심각한 문제를 초래할 것이다.⁸⁾

(2) 예측오차의 최소화

외생적 충격이 시장에 미치는 영향은 시간이 지나면서 점차 명확해지고, 대개 1개월 정도 이후에는 이런 영향을 반영하는 통계자료의 이용이 가능하다. 따라서 월별자료를 이용하는 초단기모형에 의해 충격의 단기적인 과급효과를 파악하고, 이를 이용해서 단기모형으로 예측결과를 조정할 수 있을 것이다.

예를 들어 t+1기(2003년 4/4분기) 전망에 있어서 t_0 시점에 발표된 9.5시장안정 대책의 충격효과는 다음과 같은 절차를 거쳐 조정한다.

충격발생 이전시점인 t_8 (2003.8)까지의 자료를 가지고 초단기예측모형에 의해 t_9 (2003.9)의 예측치를 추계

추계결과인 t_9 (2003.9)를 실제값 t_9 가와 비교해 외생적 충격의 효과를 계측

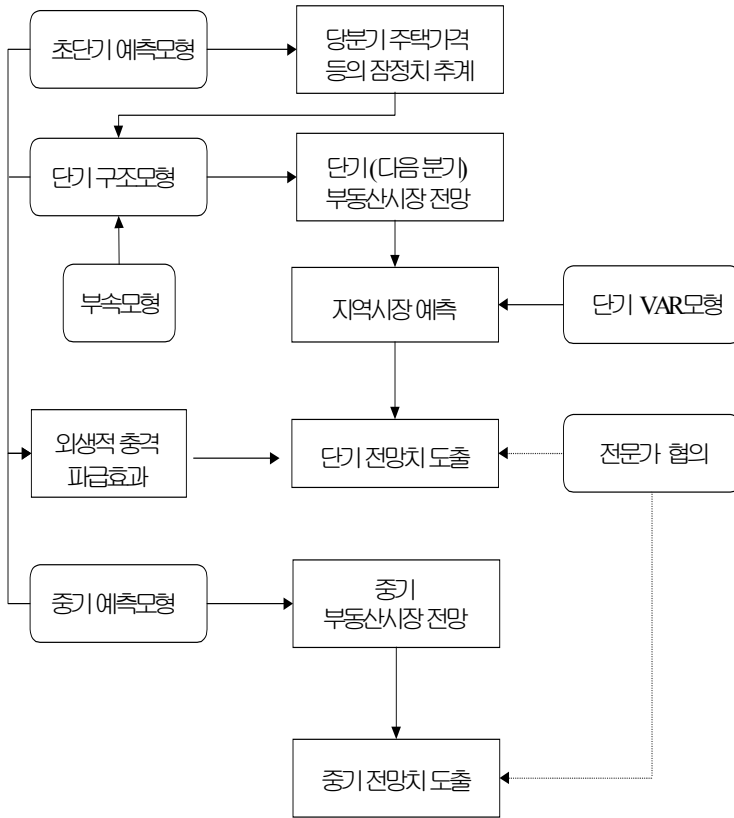
충격의 효과를 반영해 단기 예측모형에 의한 t+1기의 예측치를 조정

8) 예를 들어 외환위기 당시에 나타났던 일시적 물가급등, 전세값 폭락현상을 모형에서 정확하게 반영하지 못할 경우 물가변수가 전세값에 강한 부(負)의 영향을 주는 것으로 잘못 해석할 우려가 있다.

3) 부동산시장의 전망절차

부동산시장의 전망과정은 <그림 3-2>와 같은 절차를 통해 추진하는 단계적인 전망시스템을 구한다.

1단계에서는 초단기 예측모형에 의해서 지가, 주택가격, 전세값 같은 주요한 변수들의 월단위 예측치를 추정하고, 이를 가지고 단기 예측모형의 추계작업에 필요한 t기(당분기)의 잠정치(추계)를 계산했다.



<그림 3-2> 부동산시장 전망체계

여기서 구한 잠정치를 이용해 2단계로 소규모 구조모형에 의해 전국 단위의 t+1기(다음 분기)의 예측을 시도하는 한편, VAR모형에서 구한 예측치를 감안해 전망결과를 수정보완한다. VAR모형으로 추정된 t+1기의 지역별 부동산가격 예측치는 전국 단위의 예측치를 기준으로 조정된 후 전망결과를 확정한다. 한편 중기 예측모형은 향후 몇년간의 예측에 사용할 수 있다. 이때 모형에 의해 도출된 예측결과는 전문가협의 등에서 검토한 다음 예측치를 확정하게 된다.

부동산시장의 전망에서 여러 단계의 과정을 거치는 것은 하나의 모형에 의존할 때 발생하는 예측오류의 최소화뿐 아니라, 예측의 시의성을 확보하고 이용가능한 자료의 지연에 따른 정보손실이 예측의 정확도를 떨어뜨리는 문제를 방지하려는 목적을 가진다.

예를 들어 2003년 4/4분기 부동산시장 전망작업의 구체적인 절차는 다음과 같은 과정을 통해 수행할 수 있다. 이때 전망작업의 시점은 2003년 9월이며, 주택가격 등의 9월치가 아직 발표되지 않은 상태이다.

- 1단계 : 초단기 예측모형을 이용해 주택가격 등의 9월 예측치를 구하고, 이를 이용해 주택가격 등의 3/4분기 잠정치를 추계하는 한편, 9.5대책의 시장영향을 개략적으로 파악
- 2단계 : 앞에서 구한 3/4분기 자료의 잠정치를 가지고 단기 구조모형 및 VAR모형에 의해 4/4분기의 부동산시장 동향을 예측하고, 이렇게 추계된 예측치를 9.5대책의 영향을 감안해 조정
 - 9.5대책의 영향은 주간단위로 발표되는 가격자료(국민은행)를 이용하거나, 전문가의견조사를 통해 판단
 - 단기 구조모형의 예측작업에 필요한 외생변수는 부속모형에서 추계
- 4/4분기 중에 발표된 10.29대책의 영향은 대책발표 이후 빠른 시일 내에 수정전망치를 추계

CHAPTER 4

모형의 설정 및 추정

1. 통계자료의 수집·정리

모형의 분석기간은 통계자료의 이용가능성과 시장구조의 안정성 유지라는 두 가지 측면을 검토해서 정했다. 대상기간은 1991년 1/4분기에서 2003년 2/4분기이며, 분기모형은 50분기, 월모형은 153월에 걸친 시계열 통계자료를 사용했다.

또한 부동산시장에서 1991년을 전후해서 발생한 구조적 전환에 따른 충격이 모형에 미치는 오류를 최소화하고, 추정결과의 불안정성을 완화하기 위해 90년대 이후의 자료를 사용하는 것을 원칙으로 정했다. 이는 시장의 구조적 전환에 관한 연구(국토연구원, 2002)에서 주택가격 및 지가의 경우 1991년을 전후해 구조전환이 나타난 것으로 판단하고 있기 때문이다.⁹⁾

부동산시장 모형에서 사용한 주요 통계자료는 다음과 같다. 먼저 국민총생산을 구성하는 가계소비, 정부소비 및 설비투자, 건설투자, 재고투자 등은 한국은행의 국민소득계정 자료를 정리해서 사용했다.

실질금리는 3년만기 금리를 소비자물가 또는 GNP디플레이터로 나누어서 구

9) 박현주·정희남 외(2000)는 1991년 2/4분기 또는 3/4분기에 토지시장이 구조적 전환을 겪은 것으로 보며, 김갑성·서승환(1999)은 1994년에 부동산시장이 구조전환을 겪었으며 1991년에도 구조전환이 나타났을 가능성을 제기했다.

했으며, 예금금리는 1~2년 만기의 은행 정기예금금리의 평균값을 사용했다. 주택가격의 설명변수인 CD유통수익률은 주택자금대출 기준으로 사용되는 91일 만기의 CD를 기준으로 정리했다.

통화지표의 경우 대부분의 연구에서 총통화(M2)를 많이 사용하고 있으나, 1996년 신탁제도 개편 등으로 인해 총통화의 유용성과 신뢰도는 크게 낮아진 것으로 판단되고 있다. 이런 점을 감안해서 여기서는 한국은행에서 새로 개발한 NM2, M3 등을 검토하고, 이들 지표 중에서 추세변동의 안정성이 높은 총유동성(M3)을 모형에서 사용했다. 통화변수의 선정은 통화지표와 거시경제 사이의 안정적인 관계에 달려 있으며, 광의의 지표인 M3는 금융권이나 금융기관간에 발생하는 자금이동의 영향을 거의 받지 않는다.

주택자금대출에 대한 자료에는 한국은행 「가계신용통계」와 국민은행 「주택금융통계」가 있다. 그러나 국민은행 「주택금융통계」에는 사실상 주택자금으로 사용되고 있는 “주택담보대출”이 포함되지 않고 있기 때문에 이 모형에서는 주택자금대출의 대응변수로 한국은행의 “가계대출”자료를 이용했다.¹⁰⁾ 1999년 이후 가계대출은 급속히 증가했으며, 상당부분이 주택구입 또는 전세자금으로 사용되었다.

주택가격 및 전세값은 국민은행에서 매월 발표하는 「도시주택가격동향조사」의 “주택매매가격지수” 및 “주택전세가격지수”를 이용했다. 이때 주택가격 및 전세값의 변동추세는 주택유형에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 지가의 경우 한국토지공사의 「지가동향」에서 분기별로 발표하는 지가지수를 이용했으며, 토지거래는 건설교통부·한국토지공사의 “분기별 토지거래통계”를 이용했다.

그리고 소비자물가, 생산자물가, 수입물가, GDP디플레이터 및 임금 등에 관한 자료는 통계청 또는 한국은행 등에서 주기적으로 발표하고 있는 공식통계자료를 이용했다.

10) 최근 들어 한국은행에서는 금융기관의 주택담보대출을 주택자금으로 포함하는 통계를 작성해 발표하고 있다.

<표 4-1> 주요 통계자료의 내용

변 수 명	발표주기	생산기관	단 위
가계대출	1개월	한국은행	10억원
가계소비	3개월	한국은행	
가처분소득	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
건설투자	3개월	통계청	GNP계정, 10억원, 95년 불변
건설투자(구축물)	3개월	통계청	GNP계정, 10억원, 95년 불변
건설투자(비주거용)	3개월	통계청	GNP계정, 10억원, 95년 불변
건설투자(주거용)	3개월	통계청	GNP계정, 10억원, 95년 불변
건축허가	1개월	건설교통부	GNP계정, 10억원, 95년 불변
국민총생산	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95 불변
금리	1개월	한국은행	기간평균, %
농림어업 국민총생산	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
단독주택매매가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
단독주택전세가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
민간비영리단체소비지출	3개월	한국은행	10억원, 말잔
비농림어업 국민총생산	3개월	한국은행	10억원, 불변
비농림어업 임금	1개월	통계청	1995 = 100
비농림어업 취업지수	1개월	통계청	천명
비주식금융자산	1개월	한국은행	10억원, 말잔
생산자물가지수	1개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95 불변
설비투자	3개월	한국은행	천원
소비자물가지수	1개월	통계청	1995 = 100
수입물가	1개월	통계청	1995 = 100
실업률	1개월	한국은행	%
아파트매매가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
아파트전세가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
연립주택매매가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
연립주택전세가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
재고투자	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
전세가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
정기예금금리(1-2년)	1개월	한국은행	연, %
정부소비지출	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
제조업가동률	1개월	한국은행	%
주가지수	1개월	증권거래소	1980.1 = 100
주택매매가격지수	1개월	국민은행	1995.12 = 100
주택자금대출	1개월	한국은행	10억원
지가지수	3개월	토지공사	2000. IV = 100
총고정자본형성	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
총유동성	1개월	한국은행	10억원, 말잔
콜금리	1개월	한국은행	%
토지개량	3개월	한국은행	GNP계정, 10억원, 95년 불변
토지거래	3개월	토지공사	천 필지
CD유통수익률	1개월	한국은행	%
GDP디플레이터	1개월	통계청	1995.12 = 100

2. 초단기 예측모형

1) 초단기 예측모형의 설정

초단기 예측모형은 부동산시장의 월별전망과 함께 분기전망시점에서 발표되지 않은 자료의 잠정치율 구하기 위한 모형이며, 예측대상에는 단기 예측모형에 필요한 주택가격, 지가 등을 포함하고 있다.

초단기 예측모형의 구축은 월자료를 이용한 ARIMA, VAR 등의 시계열기법 등의 일차적인 결과를 구한 다음, 모형의 안정성이나 예측력 등을 검토해 최종적인 모형을 확정했다.

2) ARIMA기법에 의한 추정

(1) 모형의 추정

ARIMA의 시계열분석은 한 변수의 값이 시간이 경과에 따라 변화하는 내용을 대상으로 삼고 있으며, 대개의 경우 최소한 50개 이상의 관측치가 있어야 만족할 만한 분석이 가능하다는 제약을 가진다.¹¹⁾ 시계열자료의 확률과정에서 결합확률 분포와 조건부확률함수가 시간에 대해 불변인 특성을 가질 경우, 이를 안정적 과정이라고 한다. 이는 차분을 통해서 안정적인지 여부를 판별할 수 있으며, MA 또는 AR의 특성을 동시에 지니고 있는 과정을 발견할 수 있다.

이처럼 차분을 통해 안정적인 시계열을 얻은 차수를 d , AR order를 p , MA의 order를 q 라고 할 때, 이러한 MA 또는 AR과정의 차수를 변경하거나 서로 결합시킴으로써 다양한 시계열모형의 창출이 가능하다.

여기서는 월자료를 이용해 전국 및 서울의 주택가격과 전세값의 당분기 잠정치를 추계하는 모형을 개발했다. 시계열모형의 추정기법으로는 단일변량에 의한

11) 시계열 분석에서 단순하면서도 추가정보없이도 예측이 가능하다는 장점으로 손쉽게 이용되고 있으며, 단변량 모형으로 시계열자료가 확률적 과정에 의해 생성되고 있다는 가정에 기초를 두고 있다.

ARIMA모형을 적용하였다. 통계자료는 1991년 1월~2003년 3월의 147개 관찰치를 사용했다.

먼저 원계열 및 전월대비 차분한 자료의 단위근 검정결과는 <표 4-2> 및 <표 4-3>와 같이 나타났다.

<표 4-2> 원계열 자료의 ADF 단위근 검정결과

변수	수준	차분	변수	수준	차분
전국주택매매	-1.1018	-3.1497*	전국주택전세	-0.5700	-3.0162**
전국아파트매매	-1.9263	-3.1497*	전국아파트전세	-0.2378	-3.6399***
전국연립매매	-1.6067	-5.7663***	전국연립전세	-0.9118	-3.8256***
전국단독매매	-1.9263	-3.1497*	전국단독전세	-2.3872	-3.8993***
서울주택매매	-1.1875	-3.2250*	서울주택전세	-3.0112	-4.0687***
서울아파트매매	-1.4240	-3.3488*	서울아파트전세	-0.8759	-3.5851***
서울연립매매	-0.7248	-6.2896***	서울연립전세	-1.1080	-3.7458***
서울단독매매	0.4396	-5.6219***	서울단독전세	-1.8907	-3.3624**

<표 4-3> 전월대비변동률 시계열자료의 ADF 단위근 검정결과

변수	수준	차분	변수	수준	차분
전국주택매매	-3.0162**	-10.4376***	전국주택전세	-4.2552***	-7.5135***
전국아파트매매	-3.1595*	-10.9596***	전국아파트전세	-3.5984***	-7.8916***
전국연립매매	-5.7530***	-10.6199***	전국연립전세	-3.8420**	-14.0645***
전국단독매매	-3.1595*	-10.9596***	전국단독전세	-3.8541**	-12.1487***
서울주택매매	-3.2311*	-11.2773***	서울주택전세	-4.1352***	-7.5933***
서울아파트매매	-3.3573*	-11.6817***	서울아파트전세	-3.5120**	-4.5815***
서울연립매매	-6.2580***	-10.8394***	서울연립전세	-3.7587**	-6.0785***
서울단독매매	-5.6117***	-9.9463***	서울단독전세	-3.2765**	-12.1723***

***는 1% 유의수준에서 기각되는 경우임

**는 5% 유의수준에서 기각되는 경우임

*는 10% 유의수준에서 기각되는 경우임

여기서 보는 것처럼 자연대수를 취한 월자료 주택매매지수와 주택전세지수에 대한 안정성 검정결과는 불안정하게 나타났으나, 1차 차분한 결과는 안정적이다. 따라서 부동산시장 전망체계에서는 전월대비변동율로 변환한 자료를 사용했다.

이러한 과정을 거쳐 구한 주택매매지수와 주택전세지수에 대하여 자기상관과 편자기상관의 검사를 통해 가능한 ARMA 모형을 도출했다. 이때 ARMA 모형의 선정은 SIC, R^2 , RMSPE와 설명변수로 사용된 AR과 MA의 t값을 근거로 선정했으며, 선정된 모형은 <표 4-4>에 정리되어 있다.

(2) 예측력 검정

여기서 나타난 바와 같이 주택매매지수와 주택전세지수의 ARMA 모형에서 RMSPE는 비교적 양호했으나, 일부 변수의 경우 모형의 설명력이 낮아 개선작업이 필요하다. 특히 전국 및 서울의 아파트매매가격과 전세값의 오차가 높은 것은 단기전망의 오류를 초래한다는 점에서 예측력 개선작업이 수반되어야 할 것이다.

선정된 모형을 근거로 통계자료가 발표된 2003년 4월~7월의 예측치를 구하고, 이를 실제치와 비교함으로써 추정된 모형의 예측력을 살펴보았으며, 이는 <부록 1>의 <부도 1~16>에 정리되어 있다.

<표 4-4> 전월대비변동률 시계열자료로 추정한 ARMA 모형과 RMSPE 계산결과

변수	ARMA	RMSPE	변수	ARMA	RMSPE
전국주택매매	(1,2)	0.1316	전국주택전세	(3,2)	0.0872
전국아파트매매	(1,1)	0.1929	전국아파트전세	(2,2)	0.2183
전국연립매매	(2,2)	0.1274	전국연립전세	(3,2)	0.1179
전국단독매매	(1,1)	0.1929	전국단독전세	(3,2)	0.0672
서울주택매매	(2,2)	0.1411	서울주택전세	(2,3)	0.1646
서울아파트매매	(1,1)	0.2379	서울아파트전세	(3,6)	0.1930
서울연립매매	(1,0)	0.1109	서울연립전세	(3,2)	0.1815
서울단독매매	(2,1)	0.1472	서울단독전세	(1,1)	0.1614

3) VAR(Vector Autoregressive model)기법¹²⁾에 의한 추정

(1) 모형의 추정

초단기 예측의 경우 시계열의 추세·순환요인은 비교적 안정적인 반면, 계절·불규칙요인은 변동이 심하기 때문에 ARIMA기법과 함께 VAR(Vector Autoregressive model)기법모형을 작성하는 방법을 검토했다.

VAR모형은 작성자의 선택적 주관을 가급적 배제하여 일반화된 유형의 모형으로 작성되며,¹³⁾ 계절 불규칙요인으로 인한 오류를 줄일 수 있다. 특히 모형 내에 포함되는 변수가 많지 않아 실제 예측을 수행하는데 비용과 시간을 절약할 수 있을 것이다.

VAR모형의 문제점은 추정이나 분석결과가 모형에 포함된 변수에 의해 좌우되며, 사용변수가 작아 변수의 선정에 따라 민감한 변화를 보인다. 또한 이론적 근거보다는 자료가 내재하는 정보를 이용하도록 설정되어 정책효과분석에 제약을 받는다. 초단기 예측을 위한 VAR모형은 주택가격, 전세값, 지가, 주거용건설투자 등의 부동산관련변수와 국민총생산, 금리의 5~6개의 변수로 구성되었다.

월단위 VAR모형은 부동산 부문의 대표적 변수인 주택매매가격지수, 주택전세지수, 지가지수와 함께 거시경제변수인 GDP의 대용변수로서 경기동행지수, 명목금리(3년만기 금리)를 변수로 사용하였다. 명목 GDP에 대한 월자료가 생성되지 않기 때문에 경기동행지수를 대리변수로 사용했으며, 지가지수 역시 월자료가 생성되지 않는다는 문제점이 있으나 지가는 변동이 심하지 않으므로 매월 동일한 상승률을 가정하고 분기자료를 월자료로 전환해 사용했다.

전년동월대비변동률과 전월대비변동률의 두가지 형태의 데이터로 변형을 했

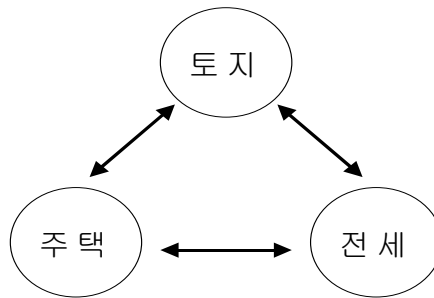
12) 이 모형은 회귀분석과 시계열분석방법이 결합된 형태로서 전통적인 자기회귀이동평균(ARMA)모형을 다변수모형으로 확장시킨 성격을 가진다. VAR모형은 OLS에 의해 손쉽게 추정될 수 있고 모형의 예측력이 뛰어나 널리 사용되고 있다.

13) 즉 모형 내의 각 변수는 자신의 시차변수와 모든 여타 변수의 시차변수들을 동시에 설명변수로 삼으므로 내생변수와 외생변수간의 구분이 필요하지 않고 특정계수를 ‘영’이라고 하는 가정 또한 불필요하다. 다만 모형 내에 포함시킬 변수들을 선정하는 것이 요구된다.

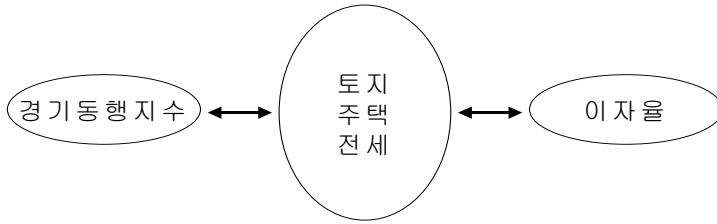
으며, 전년동월대비변동률의 경우 이들 변수들을 자연대수로 전환한 후 전년 동월대비변동률의 형태로 변형시켜서 사용했다. 특히 1991년 1월~ 2003년 9월까지의 데이터를 이용해 단위근 검정을 한 결과 명목금리를 제외한 모든 변수가 단위근이 있는 것으로 나타났고, 이들 자료를 1차 차분한 경우에는 안정적인 시계열로 나타났다.

전월대비 변동률 데이터의 경우에는 자연대수를 취하고 CENSUS X-12를 이용해 계절조정을 한 후 이를 전월대비 상승률 자료로 전환했다. 단위근 검정결과는 1차 차분한 결과에서 안정적인 시계열로 나타났다.

그랜저 인과관계를 분석한 결과는 다음과 같다. 부동산 변수들인 지가지수-주택매매가격지수-전세지수간에 상호 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타나며, 시차를 1로 주었을 경우에 상호 인과관계가 강하고 시차가 늘어남에 따라 인과의 정도가 약해지는 것으로 나타났다.



한편 거시변수들과 이들 부동산 변수들인 지가지수-주택매매지수-전세지수와의 관계는 상호 그랜저 인과하는 관계가 시차가 1일때 강하게 나타나고, 시차가 커질 수록 점점 인과관계가 약해지는 것으로 나타났다.



변수는 단기VAR과 마찬가지로 가장 기본이 되는 변수인 (경기동행지수-주택 전세지수-주택매매가격지수)에 금리와 지가지수를 한 단계씩 추가해 모형을 시도했다. 한편 AIC와 SC의 추정결과에 따라 적정시차는 2로 나타났다.

이러한 과정을 거쳐 전년동월대비변동률 및 전월대비변동률의 월별자료를 이용한 VAR 추정결과는 <표 4-5>에 수록되어 있다. 이 모형은 초단기예측을 위한 것이므로 변수들간의 장기적인 관계는 크게 고려하지 않았다.

(2) 예측력 검증

주택매매가격지수와 전세지수를 3개월 전망한 자료를 실제치와 비교한 결과는 <표 4-6>에 정리되어 있다.

여기서 보는 것처럼 전세지수보다 주택매매가격지수의 전망오차가 전년 동월 대비변동률 모형에 있어서 작게 나타나고, 주택매매가격지수와 전세지수의 경우 특히 VAR 1(경기동행지수-전세지수-주택매매가격지수)가 가장 전망오차가 작은 것으로 추정되었다.

VAR 1(경기동행지수-전세지수-주택매매가격지수)

VAR 2(경기동행지수-전세지수-주택매매가격지수-이자율)

VAR 3(경기동행지수-전세지수-주택매매가격지수-이자율-지가지수)

전월대비변동률 자료로 구축한 모형의 경우에는 주택매매지수보다 전세지수가 오히려 더 작은 전망오차를 갖는 것으로 나타났다. 특히 VAR 2-2의 전망오차가 작은 것으로 나타났다.

<표 4-5> 월별자료를 이용한 VAR모형의 추정결과

<Model 1-1> 전년 동월대비 변동율을 이용한 모형 1

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수
경기선행지수(-1)	1.680926 (27.8175)	0.469575 (3.6774)	0.171218 (2.42053)
경기선행지수(-2)	-0.71808 (-11.2456)	-0.400401 (-2.96737)	-0.184017 (-2.46183)
주택전세지수(-1)	0.054029 (1.18019)	1.444363 (14.9304)	-0.031835 (-0.59405)
주택전세지수(-2)	-0.059513 (-1.40358)	-0.482962 (-5.39020)	0.049952 (1.00639)
주택매매지수(-1)	0.045743 (0.63238)	0.070001 (0.45796)	1.715087 (20.2551)
주택매매지수(-2)	-0.039773 (-0.56062)	-0.107962 (-0.72013)	-0.752101 (-9.05614)
C	0.049935 (2.87312)	-0.037326 (-1.01632)	0.002377 (0.11683)
R-squared	0.986191	0.981827	0.992191
Adj. R-squared	0.985623	0.98108	0.99187
Sum sq. resids	2.3402	10.45012	3.206802
S.E. equation	0.126605	0.267537	0.148204
Log likelihood	102.6878	-11.78498	78.58744
Akaike AIC	-1.250821	0.245555	-0.935784
Schwarz SC	-1.112174	0.384203	-0.797136
Mean dependent	1.228813	1.082749	0.341517
S.D. dependent	1.055897	1.945003	1.643678
Determinant Residual Covariance		9.76E-06	
Log Likelihood		231.2851	
Akaike Information Criteria		-2.748825	
Schwarz Criteria		-2.332882	

주 : ()은 t-통계량

<Model 1-2> 전년 동월대비 변동율을 이용한 모형 2

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수	금리
경기선행지수(-1)	1.667535 (27.3681)	0.395888 (3.14997)	0.127226 (1.83747)	0.000826 (0.00164)
경기선행지수(-2)	-0.6962 (-10.6520)	-0.29231 (-2.16822)	-0.11824 (-1.59195)	0.364309 (0.67583)
주택전세지수(-1)	0.056263 (0.04562) (1.2332)	1.424158 (0.09411) (15.1332)	-0.04061 (0.05185) (-0.78332)	-0.47131 (0.37629) (-1.25252)
주택전세지수(-2)	-0.0656 (-1.55352)	-0.4828 (-5.54269)	0.046642 (0.97194)	0.311824 (0.89529)
주택매매지수(-1)	0.029054 (0.38885)	-0.07385 (-0.47917)	1.634463 (19.25)	0.884854 (1.43589)
주택매매지수(-2)	-0.02282 (-0.31333)	0.022094 (0.14704)	-0.67818 (-8.19258)	-0.81893 (-1.36307)
금리(-1)	-0.01876 (-1.87937)	-0.00692 (-0.33609)	-0.01387 (-1.22242)	1.100033 (13.3616)
금리(-2)	0.015632 (1.53115)	-0.01587 (-0.75338)	0.000827 (0.07125)	-0.13576 (-1.61228)
C	0.079329 (1.96513)	0.216841 (2.60412)	0.144777 (3.15595)	0.053628 (0.16107)
R-squared	0.986578	0.98317	0.992847	0.942223
Adj. R-squared	0.985832	0.982235	0.99245	0.939013
Sum sq. resids	2.274571	9.677683	2.937307	154.7251
S.E. equation	0.125681	0.259241	0.142821	1.036571
Log likelihood	104.8639	-5.91051	85.30268	-217.955
Akaike AIC	-1.25312	0.194909	-0.99742	2.966736
Schwarz SC	-1.07486	0.37317	-0.81916	3.144997
Mean dependent	1.228813	1.082749	0.341517	11.82
S.D. dependent	1.055897	1.945003	1.643678	4.197417
Determinant Residual Covariance		8.58E-06		
Log Likelihood		24.08585		
Akaike Information Criteria		0.15574		
Schwarz Criteria		0.868785		

주 : ()은 t-통계량

<Model 1-3> 전년 동월대비 변동율을 이용한 모형 3

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수	금리	지가지수
경기선행지수(-1)	1.645581 (25.8344)	0.495681 (3.86914)	0.157861 (2.18686)	-0.09987 (-0.19011)	0.019584 (0.45832)
경기선행지수(-2)	-0.68327 (-10.3005)	-0.353 (-2.64584)	-0.13572 (-1.80532)	0.413338 (0.75558)	0.010661 (0.23957)
주택전세지수(-1)	0.058944 (1.20569)	1.381548 (14.0508)	-0.03575 (-0.64530)	-0.61827 (-1.53352)	0.115618 (3.52536)
주택전세지수(-2)	-0.06667 (-1.50021)	-0.45417 (-5.08157)	0.041395 (0.82198)	0.431555 (1.1776)	-0.12106 (-4.06084)
주택매매지수(-1)	0.005886 (0.0708)	0.089146 (0.53319)	1.650489 (17.5195)	1.080486 (1.57607)	0.06142 (1.10137)
주택매매지수(-2)	-0.00162 (-0.01886)	-0.15004 (-0.87099)	-0.68637 (-7.07109)	-1.118 (-1.58278)	-0.01459 (-0.25397)
금리(-1)	-0.01959 (-1.95436)	-0.00308 (-0.15255)	-0.01273 (-1.12059)	1.09661 (13.2662)	-0.01054 (-1.56797)
금리(-2)	0.01733 (1.65273)	-0.0271 (-1.28499)	-0.00055 (-0.04630)	-0.14636 (-1.69251)	0.013554 (1.92687)
지가지수(-1)	0.095191 (1.01577)	-0.36041 (-1.91221)	-0.15328 (-1.44324)	0.815026 (1.0546)	1.499293 (23.8488)
지가지수(-2)	-0.09512 (-1.11178)	0.389441 (2.26325)	0.144873 (1.4942)	-0.66101 (-0.93687)	-0.55043 (-9.59041)
C	0.080316 (1.59845)	0.264043 (2.6128)	0.128789 (2.26174)	0.328689 (0.79323)	-0.07856 (-2.33078)
R-squared	0.986716	0.984164	0.99296	0.94283	0.997031
Adj. R-squared	0.985781	0.983049	0.992464	0.938804	0.996822
Sum sq. resid	2.251145	9.106182	2.891145	153.1003	1.013088
S.E. equation	0.125909	0.253235	0.142689	1.03835	0.084466
Log likelihood	105.6558	-1.25404	86.51448	-217.148	166.7362
Akaike AIC	-1.23733	0.160183	-0.98712	2.982323	-2.03577
Schwarz SC	-1.01946	0.378058	-0.76924	3.200198	-1.81789
Mean dependent	1.228813	1.082749	0.341517	11.82	0.228739
S.D. dependent	1.055897	1.945003	1.643678	4.197417	1.498308
Determinant Residual Covariance		4.77E-08			
Log Likelihood		204.1572			
Akaike Information Criteria		-1.94977			
Schwarz Criteria		-0.86039			

주 : ()은 t-통계량

<Model 2-1> 전월대비 변동율을 이용한 모형 1

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수
경기선행지수(-1)	0.63689 (7.74845)	0.353499 (2.82939)	0.048481 (0.55156)
경기선행지수(-2)	0.132639 (1.48105)	0.309799 (2.27579)	0.200231 (2.09072)
주택전세지수(-1)	0.004265 (0.06026)	0.699957 (6.50667)	0.023818 (0.3147)
주택전세지수(-2)	-0.0066 (-0.10069)	-0.17627 (-1.76891)	-0.11862 (-1.69196)
주택매매지수(-1)	-0.08298 (-0.77390)	0.258056 (1.58332)	0.857121 (7.47499)
주택매매지수(-2)	0.098872 (0.94447)	-0.25045 (-1.57396)	-0.04692 (-0.41909)
C	0.02197 (2.236)	-0.02352 (-1.57459)	-0.01273 (-1.21135)
R-squared	0.549373	0.714857	0.69729
Adj. R-squared	0.530854	0.703139	0.68485
Sum sq. resids	1.321216	3.052573	1.51092
S.E. equation	0.095128	0.144596	0.101729
Log likelihood	146.4216	82.35807	136.1579
Akaike AIC	-1.82251	-0.98507	-1.68834
Schwarz SC	-1.68386	-0.84643	-1.54969
Mean dependent	0.097709	0.08444	0.021046
S.D. dependent	0.138885	0.265387	0.181211
Determinant Residual Covariance		8.68E-07	
Log Likelihood		416.3948	
Akaike Information Criteria		-5.16856	
Schwarz Criteria		-4.75262	

주 : ()은 t-통계량

<Model 2-2> 전월대비 변동율을 이용한 모형 2

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수	금리
경기선행지수(-1)	0.606627 (7.70816)	0.308426 (2.48337)	0.000776 (0.00917)	-0.19733 (-0.21348)
경기선행지수(-2)	0.142367 (1.67578)	0.323664 (2.41414)	0.214864 (2.35352)	0.651172 (0.65257)
주택전세지수(-1)	0.04889 (0.71948)	0.709817 (6.6192)	0.030448 (0.41697)	0.22926 (0.28724)
주택전세지수(-2)	-0.03006 (-0.48113)	-0.17551 (-1.78034)	-0.11541 (-1.71924)	-0.23889 (-0.32558)
주택매매지수(-1)	-0.15625 (-1.49350)	0.158974 (0.96287)	0.752927 (6.69698)	-0.16588 (-0.13499)
주택매매지수(-2)	0.15753 (1.56038)	-0.26784 (-1.68115)	-0.07237 (-0.66702)	0.793184 (0.6689)
금리(-1)	-0.03011 (-4.24252)	-0.01005 (-0.89740)	-0.0083 (-1.08815)	1.128175 (13.5321)
금리(-2)	0.028062 (3.83223)	0.001431 (0.12383)	-0.0012 (-0.15237)	-0.14844 (-1.72583)
C	0.0446 (1.53087)	0.083749 (1.82159)	0.105749 (3.37777)	0.107642 (0.31457)
R-squared	0.600705	0.727651	0.72914	0.939689
Adj. R-squared	0.578522	0.71252	0.714093	0.936338
Sum sq. resids	1.170712	2.915615	1.351944	161.5132
S.E. equation	0.090166	0.142293	0.096894	1.059065
Log likelihood	155.6736	85.86974	144.6628	-221.24
Akaike AIC	-1.9173	-1.00483	-1.77337	3.009673
Schwarz SC	-1.73904	-0.82657	-1.59511	3.187934
Mean dependent	0.097709	0.08444	0.021046	11.82
S.D. dependent	0.138885	0.265387	0.181211	4.197417
Determinant Residual Covariance		7.01E-07		
Log Likelihood		215.6871		
Akaike Information Criteria		-2.34885		
Schwarz Criteria		-1.63581		

주 : ()은 t-통계량

<Model 2-3> 전월대비 변동율을 이용한 모형 3

	경기선행지수	주택전세지수	주택매매지수	금리	지가지수
경기선행지수(-1)	0.598305 (7.5179)	0.334387 (2.65993)	0.008228 (0.09553)	-0.24934 (-0.26665)	-0.01814 (-0.31337)
경기선행지수(-2)	0.170227 (1.96476)	0.293056 (2.14132)	0.2037 (2.1725)	0.369411 (0.36288)	0.098546 (1.56348)
주택전세지수(-1)	0.031708 (0.46086)	0.725399 (6.67454)	0.036527 (0.49057)	0.429713 (0.53155)	0.048336 (0.9657)
주택전세지수(-2)	-0.02821 (-0.45033)	-0.16971 (-1.71503)	-0.11423 (-1.68499)	-0.32089 (-0.43594)	0.003269 (0.07172)
주택매매지수(-1)	-0.15986 (-1.51712)	0.182227 (1.09482)	0.759095 (6.65681)	-0.28559 (-0.23067)	0.068239 (0.8902)
주택매매지수(-2)	0.184987 (1.77246)	-0.27274 (-1.65434)	-0.07718 (-0.68333)	0.310846 (0.25348)	0.108 (1.42243)
금리(-1)	-0.02882 (-4.00574)	-0.01031 (-0.90737)	-0.00853 (-1.09585)	1.105795 (13.0786)	-0.00617 (-1.17766)
금리(-2)	0.027318 (3.72712)	0.001967 (0.16988)	-0.00097 (-0.12227)	-0.13864 (-1.60981)	0.008689 (1.62957)
지가지수(-1)	0.105553 (0.90851)	-0.25845 (-1.40827)	-0.07718 (-0.61385)	0.086278 (0.0632)	0.673987 (7.97416)
지가지수(-2)	-0.15859 (-1.49162)	0.242205 (1.44217)	0.080194 (0.69697)	1.0535 (0.84331)	0.022379 (0.28933)
C	0.03778 (1.21729)	0.078469 (1.6006)	0.105355 (3.13673)	0.280046 (0.76795)	-0.04559 (-2.01913)
R-squared	0.60765	0.731879	0.730075	0.940695	0.810758
Adj. R-squared	0.580019	0.712997	0.711066	0.936519	0.797431
Sum sq. resids	1.150351	2.870352	1.347279	158.8172	0.608815
S.E. equation	0.090006	0.142175	0.097406	1.057559	0.065478
Log likelihood	157.0158	87.06665	144.9273	-219.952	205.6933
Akaike AIC	-1.9087	-0.99434	-1.75068	3.018984	-2.54501
Schwarz SC	-1.69083	-0.77646	-1.53281	3.236858	-2.32714
Mean dependent	0.097709	0.08444	0.021046	11.82	0.00882
S.D. dependent	0.138885	0.265387	0.181211	4.197417	0.145483
Determinant Residual Covariance		2.45E-09			
Log Likelihood		431.2992			
Akaike Information Criteria		-4.91894			
Schwarz Criteria		-3.82957			

주 : ()은 t-통계량

<표 4-6> 월별 VAR모형에 의한 예측결과

<표 4-6-1> 전년 동월대비 변동률 자료 전망

전년 동월대비 변동률	VAR 1-1 모형 예측	VAR 1-2 모형 예측	VAR 1-3 모형 예측	실제치
주택매매 7월	2.2309	0.9913	2.2556	2.0908
8월	2.1400	0.9921	2.2199	1.7846
9월	2.0011	0.9921	2.1548	1.4308
RMSPE	0.2601	0.4350	0.3275	

전년 동월대비 변동률	VAR 1-1 모형 예측	VAR 1-2 모형 예측	VAR 1-3 모형 예측	실제치
전세 7월	0.2189	0.3146	0.3146	0.1462
8월	0.1095	0.3252	0.3252	-0.0951
9월	0.0139	0.3101	0.31011	-0.2701
RMSPE	1.4117	2.9140	2.9140	

<표 4-6-2> 전월대비 변동률 자료 전망 모형

전월대비 변동률	VAR 2-1 모형 예측	VAR 2-2 모형 예측	VAR 2-3 모형 예측	실제치
주택매매 7월	-0.1628	-0.1823	-0.0688	-0.0450
8월	-0.1266	-0.1754	-0.0688	0.0151
9월	-0.1045	-0.1791	-0.0688	-0.0842
RMSPE	5.6198	7.5136	3.2215	

전월대비 변동률	VAR 2-1 모형 예측	VAR 2-2 모형 예측	VAR 2-3 모형 예측	실제치
전세 7월	0.1186	-0.0501	0.1109	-0.0782
8월	0.0829	-0.0106	0.1109	-0.1582
9월	0.0649	0.0281	0.1109	-0.1104
RMSPE	1.9299	0.9151	2.0621	

3. 단기 예측모형 : 구조모형

1) 단기 구조모형의 설정

대개의 경우 구조모형은 많은 외생변수를 포함하므로 정확한 예측기능에는 한계가 있으며, 예측의 시의성 및 기동성을 확보하기 위해서는 방정식과 외생변수의 수를 최소화하는 한편, 표본기간 연장의 신축성을 가질 필요가 있다.

이 연구에서 작성한 단기 예측을 위한 구조모형은 최종수요, 금융, 부동산, 물가의 4개 부문으로 구성되며, 19개 행태방정식 및 4개 정의식을 포함하고 있다. 특히 외생변수의 수를 8개로 축소 조정해서 이전 모형에 비해 시의적절한 예측기능이 크게 강화되었다.¹⁴⁾ 단기 구조모형에 포함된 주요 외생변수는 <표 4-7>과 같으며, 이들 외생변수의 변동은 별도의 부속모형을 통해 예측했다.

<표 4-7> 단기 구조모형의 주요 외생변수

외생변수	자료발표기간	단 위
주택미분양 UNSEL	월	호
정부소비지출 GC	분기	10억원, 2000년 불변
재고투자 II	분기	10억원, 2000년 불변
정기예금금리 TDR	월	%
콜금리 CR	월	%
임금 WAGE	월	천원
수입물가 MPI	월	2000 = 100

단기 구조모형의 추정에서는 전년동분기대비변동을 자료를 이용했다. 이는 대

14) 단기 구조모형은 2002년 국토연구원에서 개발한 모형을 예측기능에 적합하도록 개선하는 과정을 거쳐서 작성했다. 2002년 모형은 4개 부문, 23개 행태방정식 및 7개의 정의식으로 구성되어 있다. 이 모형은 18개의 비교적 많은 외생변수를 포함하고 있고, 자료수집의 시의성이 떨어지는 변수도 포함되어 있어서 예측기능을 강화하는 방향으로 모형을 수정했다.

부분의 경우 수준변수(level variable)는 계절성을 가지는데다 시계열에 일정한 추세가 존재하는 경우에는 추정된 모형의 결과에서 허구적 회귀(spurious regression)의 문제가 발생하기 때문이다. 변동률 자료는 시계열 추세로 인한 불안정성을 완화할 뿐 아니라 계절성을 제거하는 효과도 얻을 수 있으며, 계절조정 같은 복잡한 과정을 거치지 않기 때문에 신속성과 모형운용의 편리성이라는 장점을 가진다.¹⁵⁾

단기 구조모형의 1차적인 설정은 경제이론을 바탕으로 수립한 관련변수의 교차상관관계를 분석한 다음, 밀접한 관계를 가진 변수들의 블록을 구성해 모형의 구조적 관계를 설정했다. 이는 추정식에 대한 설명변수의 영향은 중장기에 걸쳐 나타나는 경우가 많으며, 이를 모형의 설정에서 정확하게 반영하지 않는 경우 추정치에 편이(bias)가 발생하거나 과급효과가 과소 추정되는 문제가 발생하기 때문이다.

부동산시장 부문의 주택가격, 지가와 주요 변수간의 교차상관관계를 구한 결과는 다음과 같이 나타났다. 주택가격은 주택의 지대 성격을 가지는 전세값과 높은 상관관계가 있으며, 지가와도 어느 정도 관계가 있는 것으로 나타난다. 또한 주택가격은 가계소비, 주거용 건설투자, 토지거래 등과도 대체로 높은 상관관계를 보여준다. 한편 토지시장의 경우 지가는 1~2분기의 시차를 가지고 토지거래와 상관관계를 보여주며, 토지거래는 주택가격과 상당히 밀접한 관계를 보이고 있다.

경제이론을 바탕으로 특정 독립변수와 이를 설명하는 변수로 구성된 개개 방정식의 정식화는 인과관계 분석에 의한 보완조정이 필요하다. 여기서는 그랜저-심스 인과관계 분석에 의해 방정식을 구성하는 변수간의 상호연관관계 및 동·후행성을 검정했다.

변수간의 인과관계는 단기, 장기에 따라 차이가 있으므로 인과관계 설정은 개

15) 전년동기대비 변동률의 자료를 이용하면 변수의 안정성을 높일 수 있으나, 수준변수가 포함된 정보나 변수의 장기적 성격을 일부 상실할 가능성이 있다.

개 방정식에서 다르게 정할 필요가 있다. 이는 상당수의 변수가 일방적인 인과관계보다는 피드백(feed back)을 통해 장기적으로 상호영향을 미치는데 기인했다고 판단되기 때문이다.¹⁶⁾

주요 변수들의 그랜저-심스 검정 결과 주택가격과 금리, 지가와 금리, 주택가격과 지가 같은 주요 변수들은 양방향의 인과관계를 보여주고 있다. 일부 변수들 간의 그랜저 인과관계는 경제이론과는 달리 불명확한 경우가 나타났으며, 이는 추정기간에 포함된 외환위기의 충격이 경제흐름을 일시 왜곡시킨데 기인했을 것이다.

(1) 최종수요 부문

최종수요는 국민총생산의 구성항목인 소비, 투자, 재화·용역의 수출입으로 구성했으며, 6개의 행태방정식과 2개의 항등식을 포함한다. 소비는 가계소비 및 민간비영리단체소비, 정부소비로 구성되며, 이 모형에서 정부소비는 외생적으로 처리했다.

가계소비의 행태방정식은 항상소득가설(permanent income hypothesis)과 평생소득가설(life cycle income hypothesis)을 기본으로 정식화하였다. 소비의 설명변수로는 항상소득과 함께 주택가격 변수를 행태방정식에 포함하는 한편, 평생소득가설에 따라 부채의 결정요인인 실질금리를 설명변수에 추가했다. 실물자산의 대응변수로 주택자산을 사용한 것은 주택금융 확대로 주택의 유동성이 높아진데다, 1990년대 들어 지가 변동은 경제현상과 괴리를 보이면서 소비를 제대로 설명하지 못하고 있기 때문이다.¹⁷⁾

16) 예를 들어 주택가격과 전세값은 지대라는 측면에서 보면 전세값이 주택가격을 결정하는 요인이다. 그렇지만 임대사업을 투자활동으로 간주하는 경우 주택가격이 전세값의 투입·생산비용이므로 주택가격에 의해 전세값이 결정될 수도 있을 것이다.

17) 거시계량모형의 부동산변수로는 흔히 지가가 사용되고 있지만, 한국은행 등의 모형에서 지가의 설명력 하락을 이유로 부동산변수를 제외하는 경향도 나타난다. 그러나 최근 부동산시장에서는 아파트 같은 수익성상품이 중심이 되고 있으며, 이는 경제현상에서도 여전히 중요한 위치를 차지하고 있다.

금리가 가계의 소비에 미치는 영향은 대체효과(substitute effect)와 소득효과(income effect)의 상대적인 크기에 의해 좌우되며, 이는 개인의 시간선호(time preference)에 따라 다르게 나타난다. 일반적으로 금리가 하락하면 미래소비의 지불가격이 상승하므로 현재 시점의 소비가 증가하는 반면, 금융자산을 가진 가계의 소비는 위축되는 경향을 보인다.

투자는 고정자본투자와 재고투자로 구성되며, 고정자본투자인 총고정자본형성에는 설비투자 및 건설투자를 포함한다.

설비투자의 설명변수로는 자금조달비용의 대응변수인 주가 및 지가, 자금이용가능성의 대응지표인 통화량, 투자결정요인인 실질금리 등을 사용했으며, 신축적 가속도이론(flexible accelerator model)을 반영하기 위해 시차변수(時差變數)를 포함했다¹⁸⁾. 신축적 가속도이론에 따르면 투자에는 시간이 소요되므로 균형자본량과 실제 자본량은 일정기간 동안 차이(gap)가 발생하므로, 이를 반영하기 위해 시차변수를 모형에 포함했다.

건설투자는 주거용·비주거용·건축물 건설투자로 세분해 각각 방정식을 추정하는 다음에 이를 모두 합하는 항등식으로 구하는 방식을 채택한다. 주거용 건설투자의 설명변수는 주택공급 결정요인인 주택가격을 기본으로 하며, 주택미분양율과 생산요소인 주택자금대출을 설명변수로 사용했다. 비주거용 건설투자의 행태방정식은 비농림어업 국민총생산과 실질금리, 주가를 설명변수로 사용했으며, 건축물 건설투자는 정부재정지출의 영향을 많이 받는다는 점을 감안해 정부소비지출과 통화량을 설명변수로 사용한다. 시설투자 역시 설비투자와 마찬가지로 부분조정의 성격을 반영하기 위해 시차변수를 방정식에 포함했다.

통상 국민총생산(GDP)은 소비, 총고정자본형성, 재고투자, 수출입 등의 구성항목을 합치는 방식으로 구하지만, 이 모형에서는 외생변수의 수를 줄이기 위해 국민총생산을 별도의 방정식으로 추정했다. 최종수요 부문에서는 부동산시장이

18) 토빈(Tobin)의 q 이론은 시장에서 결정되는 주가는 기업의 투자계획에 대한 평가를 반영하며, q 가 높을수록 자본투자가 증가한다. 이 이론은 투자활동에 대해 금리가 설명하지 못하는 부분을 반영해 주기 때문에 금리와 함께 투자의 설명변수로 사용한다.

거시경제의 영향을 받는 동시에 소비 및 투자의 설명변수에 포함되어 국민총생산을 결정하는 중요한 요인의 하나로 처리되었다. 따라서 주택금융의 공급, 대출금리 조절 및 시장의 수급관리 같은 부동산정책에 의해 거시경제활동에 대한 경조절기능의 파악이 가능하다.

○ 모형의 정식화

가계소비 = 항상소득(+), 주택가격(+), 실질금리(+,-)

설비투자 = 통화량(+), 실질금리(-), 증가(+), 지가(-), 시차변수(+)

주거용건설투자 = 주택가격(+), 주택미분양율(-), 주택자금대출(+), 시차변수(+)

비주거용 건설투자 = 비농림어업 국민총생산(+), 실질금리(-), 증가(+), 시차변수(+)

구축물 투자 = 정부소비(+), 통화량(+), 시차변수(+)

건설투자 = 주거용 건설투자(+), 비주거용 건설투자(+), 구축물투자(+)

총고정자본형성 = 설비투자(+), 건설투자(+)

(2) 금융 부문

금융 부문은 통화수요, 금리 등의 3개 행태방정식으로 구성했다.

이 모형은 부동산시장 공간-자산이론을 바탕으로 각종 자산의 투자행태와 상호관계에 중점을 두는 점을 감안해 금융 부문은 자산선택이론에 기초한 자금순환모형(資金循環模型)의 성격을 가지도록 모형을 구축했다.¹⁹⁾ 자금순환모형에서는 가계 등 경제주체의 예금, 채권, 주식, 부동산 같은 자산선택과정을 통해 자금수급 및 상호대체관계에 있는 자산들의 수익률이 결정된다. 따라서 각 자산수익률의 행태방정식에는 다른 대체자산의 가격 또는 수익률을 가능한한 설명변수로 포함한다.

19) 자금순환모형은 Tobin, Markowitz 등에 의해 이론적 체계가 발전되었다. 이 모형은 경제주체의 자산수급과 자산수익률이 자산의 선택과정에서 결정되므로 금융기관의 신용과 채권시장의 완전대체관계 가정으로 인한 은행지준모형의 제약을 완화할 수 있다.

통화수요의 방정식은 대표적 통화지표인 총유동성(M3)을 설명변수로 설정했으며, 통화공급은 외생적으로 처리했다. 통화의 수급은 정부 등의 본원통화공급과 통화수요에 의해 통화승수(通貨乘數)가 결정되면서 균형이 이루어진다. 총유동성의 행태방정식에는 재고이론의 화폐수요를 반영하는 국민총생산과 함께 주거, 주택가격 및 금리를 설명변수로 사용한다.

금리 방정식의 정식화는 기본적으로 자금의 수급에 의해 결정되면서 콜금리 같은 정책변수의 영향을 받도록 구성했다. 금리는 금융과 실물을 연결하는 핵심적인 매개역할을 하며, 금리의 파급효과는 정책금리 변경과 시중금리의 변동이라는 두가지 경로를 통해 소비, 투자를 자극하고 국민총생산에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

장기금리의 대표적 지표인 금리의 방정식은 기업자금수요를 나타내는 총고정자본형성을 설명변수로 하고, 시장금리에 영향을 미치는 정기에금금리, 콜금리 및 시차변수같은 변수를 설명변수로 추가했다.²⁰⁾

단기금리로는 대부분 금융기관에서 주택자금대출금리의 기준으로 사용되는 3개월 CD유통수익률을 사용해 모형화하였다. CD유통수익률은 시중금리를 반영하는 금리와 함께 정책변수인 콜금리를 설명변수로 구성했다.

○ 모형의 정식화

$$\text{총유동성(M3)} = \text{국민총생산(+), 회사채수익률(-), 주거(+), 주택가격(+), 시차변수(+)}$$

$$\text{금리} = \text{총고정자본형성(+), 정기에금금리(+), 콜금리(+), 시차변수(+)}$$

$$\text{CD유통수익률} = \text{회사채수익률(+), 콜금리(+)}$$

20) 장기금리의 대표적 지표로는 국공채수익률이 안정성 측면에서 유용하게 사용되고 있지만, 부동산시장 모형에서는 금리가 부동산시장 부문의 가계대출금리에 중요한 역할을 하는 CD유통수익률과 보다 밀접한 관계를 보인다고 판단해 금리를 장기금리를 반영하는 지표로 사용했다.

(3) 부동산시장 부문

부동산시장 부문은 주택시장 및 토지시장으로 구성했으며, 아파트, 연립주택, 단독주택에 대한 매매가격 및 전세값, 지가, 토지거래의 8개의 행태방정식과 주택가격, 전세값의 2개 항등식을 포함했다.

주택시장의 매매가격과 전세값은 아파트와 연립주택, 단독주택으로 나누어 각각 추정된 다음, 이를 합산해서 매매가격 및 전세값을 산출하는 방식을 선택했다. 이는 주택수요의 결정요인인 소득, 금리 등이 아파트와 여타주택에 미치는 영향에 상당한 차이가 있으며, 아파트 비중이 증가하고 주거 선호나 투자의사결정에서 아파트의 중요성이 높아졌다는 점을 감안했기 때문이다.

부동산 부문을 구성하는 개개 행태방정식은 부동산시장의 이론적인 배경인 공간-자산시장이론 및 재고-공급조정모형을 바탕으로 정식화했다.

공간-자산시장이론에서 소득 등 경제·사회요인의 변화는 수요 변동을 가져와 지대(임대료) 변동을 초래하며, 지대를 금리에 의해 할인하면 부동산의 가치, 즉 가격이 결정된다.²¹⁾ 가격의 변동은 재고-공급조정모형을 통해 공급 변동을 초래하며, 이는 다시 부동산의 지대에 영향을 미친다. 한편 공간-자산시장이론에서는 부동산가격이 소득 같은 경제적 요인뿐 아니라 금리수준, 금융시장의 흐름 등에 의해서도 크게 영향을 받으므로 금리는 부동산가격에 관련된 방정식에서 중요하게 다루어진다.

이 모형에 있어서 부동산시장 부문 특징은 공간-자산시장이론에 의해 지대와 자산가치가 밀접한 관계를 유지하면서 수급을 통해 가격이 결정되는 시스템을 가지는 한편, 부동산과 다른 대체투자수단의 상대적 수익률 및 기대심리에 의해서도 부동산가격이 영향을 받도록 구성되어 있다는 점이다. 주택시장의 수급 메카니즘은 경제사회적 요인에 따른 주거수요가 공간시장의 임대료를 결정하고, 임대료에 의한 주택 가치평가에 따라 자산시장에서 주택가격이 형성된다. 주택

21) 부동산시장의 공간-자산이론은 D. DiPasquale and W. Wheaton, *Urban Economics and Real Estate Markets*, 1996 참조.

가격 변동은 수급에 영향을 미쳐 재고를 변동시키며 재고변동은 다시 공간시장에서 임대료를 결정한다.

아파트, 연립주택, 단독주택의 전세값 행태방정식의 설명변수에는 지대결정요인인 향상소득 및 재고의 변동요인인 주거용건설투자 실적을 사용했으며, 실질금리와 시차변수를 설명변수로 추가했다. 가구의 주거소비는 주거비 지출능력인 소득에 달려 있으며, 공간-자산시장에서 주거용 건설투자를 통한 주택재고의 변동이 피드백 과정을 거쳐 주택의 지대인 전세값에 다시 영향을 미친다.

실질금리를 설명변수에 포함한 것은 주거서비스 수요가 가계소비의 중요한 항목이며, 주택임대사업의 결정요인으로 작용하기 때문이다. 한편 전세값은 가구의 주거서비스 수요라는 점에서 일정한 추세를 유지하는 성격이 강하므로 시차변수를 방정식에 추가했다.

주택가격 방정식은 지대가 자산가치를 결정하는 공간-자산시장이론 및 주택시장의 메카니즘을 보여주는 재고-공급조정모형에 기초를 두고 있다. 주택가격의 설명변수로는 지대인 전세값, 자금이용가능성의 대응변수인 가계대출, 자금대출 비용을 나타내는 CD유통수익률을 포함하며,²²⁾ 투지수요가 존재하는 주택시장의 특징에 따라 가격기대를 설명변수로 포함했다. 여기서 가격기대변수는 적응적기대이론(適應的期待理論)을 바탕으로 전기의 가격을 사용했다.²³⁾ 부동산시장처럼 투자성격이 강하고 가격변동 추세가 관성적인 움직임을 보이는 시장에서는 적응적기대가 합리적기대(合理的期待)보다 설득력을 가지는 것으로 알려져 있기 때문이다. 한편 재고-공급조정모형에서 주택가격의 결정요인인 주택공급과 가구의 소득은 전세값 변수를 통해 주택가격에 영향을 미치는 형식으로 구성했다.

22) CD유통수익률을 주택자금대출금리의 대응변수로 사용한 것은 은행을 비롯한 금융기관에서 취급하는 주택자금대출의 상당부분이 CD유통수익률(91일)에 따라 결정되는 내부기준금리를 기준으로 하는 변동금리형태로 대출하는 현실을 반영하기 위해서다. 대표적인 주택금융기관인 국민은행의 경우 총 주택자금대출의 60% 가량이 3개월 변동금리를 적용하는 단기대출로 구성되어 있다.

23) 가격기대변수로 전기의 가격을 사용한 것은 $t-1$ 가격이 t 기의 가격에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다기 때문이다. 실제로 $t-n(n=1,2,3,\dots)$ 기의 가격이 t 기의 가격에 미치는 영향을 분석한 결과, 가격기대변수로 $t-1$ 기의 가격만을 사용하는 것이 가장 효과적이었다.

이런 과정을 거쳐 아파트, 연립주택, 단독주택에 대해 추계한 전세값 및 주택 가격의 방정식은 재고비율의 가중치를 감안한 각각의 항등식에 의해 전체 주택의 전세값과 주택가격을 나타내도록 구성했다. 주택시장을 구성하는 요소인 주택공급, 즉 주거용건물투자의 행태방정식은 최종수요 부문의 투자활동에 포함했다.

토지시장의 경우는 경제·사회적 요인에 의한 토지수요의 변동이 거래에 영향을 미치고, 거래 변동이 지가에 영향을 미치는 과정을 통해 지가 방정식과 토지 거래 방정식을 정식화했다. 공간-자산시장이론에서는 토지의 지대가 지가를 결정하지만 지대에 관한 신뢰할만한 자료가 없다는 점을 감안해 여기서는 수요가 토지거래에 영향을 주고, 거래 변동이 다시 토지가격에 영향을 미치는 파급경로를 설정했다.

토지거래의 설명변수는 토지수요를 반영하는 요인인 건설투자 및 주택가격을 포함한다. 주택가격을 대용지표로 사용한 것은 부동산의 가격동향을 총괄하는 지표에 관한 통계자료가 없는데다, 주거용 토지가 전체 토지거래의 80% 이상을 차지하므로 어느 정도 대표성을 가지기 때문이다.

지가 행태방정식의 설명변수에는 토지거래와 함께 토지수요를 통해 지대를 결정하는 요인인 국민총생산을 사용했다. 또한 토지의 대체투자자산으로 간주되는 주식 및 회사채에 대한 투자결정관계를 보여주는 금리, 그리고 가격기대변수 등을 포함했다. 가격기대는 시차변수가 가장 잘 반영한다고 판단되므로 시차변수를 사용했다.

부동산부문을 구성하는 전세값, 주택가격, 지가의 상호관계를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 외부요인에 의해 결정되는 전세값 변동이 주택가격에 영향을 미치고, 주택가격 변동은 주택공급을 통해 전세값과 지가에 영향을 미치는 한편, 주택가격 및 지가의 변동은 소비, 투자 등을 통해 전세값의 결정요인인 소득에 다시 영향을 주는 형식으로 구성되어 있다.

○ 모형의 정식화

아파트전세값 = 소득(+), 주거용 건설투자(-), 실질금리(-), 시차변수(+)
연립주택전세값 = 소득(+), 주거용 건설투자(-), 실질금리(-), 시차변수(+)
단독주택전세값 = 소득(+), 주거용 건설투자(-), 실질금리(-), 시차변수(+)
전세값 = 아파트전세값 + 연립주택전세값 + 단독주택전세값
아파트가격 = 아파트전세값(+), 가계대출(+), CD수익률(-), 시차변수(+)
연립주택가격 = 연립주택전세값(+), 가계대출(+), CD수익률(-), 시차변수(+)
단독주택가격 = 단독주택전세값(+), 가계대출(+), CD수익률(-), 시차변수(+)
주택가격 = 아파트가격 + 연립주택가격 + 단독주택가격
지가 = 국민총생산(+), 토지거래(+), 실질금리(-), 시차변수(+)
토지거래 = 건설투자(+), 주택가격(+)

(4) 물가 부문

물가 부문은 소비자물가, 생산자물가, GNP디플레이터 등 3개의 행태방정식으로 구성했다.

특히 부동산시장 전망체계를 만들기 위한 구조모형의 물가 부문에는 부동산가격을 물가를 결정하는 중요한 요인으로 취급할 필요가 있다. 이를 위해 물가결정 이론과 함께 부동산을 비롯한 자산시장의 변동이 물가에 미치는 과급효과를 파악하기 위해 주택가격, 전세값, 지가변수 등이 행태방정식의 설명변수로 채택했다.²⁴⁾

자산가격 변동이 물가에 미치는 과급경로는 수요, 생산비용 및 기대심리를 통해 이루어진다. 수요경로는 자산가격의 상승이 소비 및 투자수요를 유발하고 물가압력으로 작용하며, 이는 부(富)의 효과, 토빈의 q효과, 성장신호효과, 대차대

24) 자산가격의 물가에 대한 과급효과를 분석한 실증연구에 따르면 주식의 영향은 낮은 반면 부동산, 특히 주택가격 변동은 물가에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. (Cecchetti, S. C., H. Genberg, J. Lipsky and S. Wadhvani, Asset Prices and Central Bank Policy, Geneva Reports on the World Economy No. 2, Centre for Economic Policy Research. London, 2000)

조표효과 등을 통해 나타난다.

생산비용경로는 부동산 같은 자산가격의 상승이 생산원가를 높게 만들고, 임금인상을 유발해 생산비용이 증가하는 효과를 의미한다. 자산가격의 변동은 경제주체의 기대심리를 자극해 임금계약, 상품가격 결정, 장래소비를 위한 수요 등의 변화를 초래해 물가에 영향을 미친다.

GDP디플레이터는 가격결정이론인 마크업(mark-up)가설을 원용해 비용요인인 수입물가와 임금, 수요요인인 통화량을 가지고 추정하며, 단기적 설명변수로 소비자물가, 물가변동의 연속성을 감안한 시차변수가 포함된다.

소비자물가의 설명변수로는 통화공급이 중장기적으로 물가를 상승시킨다는 통화주의이론에 근거한 총통화, 가계소비의 결정요인인 소득, 수입물가 등으로 구성되어 있으며, 부동산시장이 소비자물가에 미치는 영향을 파악하기 위해 주택가격을 설명변수로 추가했다.

생산자물가는 단위노동비용인 임금과 함께 기업의 비용요인인 수입물가와 금융비용을 나타내는 실질금리 등을 설명변수로 사용했다.

○ 모형의 정식화

소비자물가 = 소득(+), 통화량(+), 수입물가(+), 주택가격(+), 시차변수(+)

생산자물가 = 임금(+), 수입물가(+), 실질금리(+), 시차변수(+)

GDP디플레이터 = 소비자물가(+), 수입물가(+), 임금(+), 통화량(+), 시차변수(+)

2) 추정결과

부동산시장 전망체계를 구성하는 구조모형은 연립방정식체계로 구성되어 있지만, 추정결과의 통계적 문제점이나 모형의 실용성 등을 감안해 개개 단일방정식에 대해 통상최소자승법(OLS)을 사용했다.

통상최소자승법의 추정에서는 모형 전체의 안정성을 우선적으로 고려했으며,

시차변수를 방정식에 포함해 자기상관(自己相關) 문제의 수정을 시도했다. 또한 모형 전체의 안정성을 저하시키는 원인인 부동산시장의 외생적 충격이나 경제의 일시적인 왜곡현상은 더미변수 등을 활용해 추정결과의 오류를 가능한한 최소화했다. 한편 변수의 설명력이 분석기간에 따라 상이하게 나타나는 일부 변수에는 추정결과의 왜곡을 최소화하기 위해서 기울기 더미변수(slope dummy)를 사용했다.

추정결과에서 보는 것과 같이 모형을 구성하는 대부분의 방정식에서 설명변수의 부호 및 통계적 유의성 등은 이론적 배경에서 크게 벗어나지 않는 것으로 나타났다. 여기서는 설명변수에 관한 추정계수의 t값과 함께 추정된 방정식의 수정 결정계수(adj. R^2), 표준오차, F통계량, DW(Durbin-Watson)통계량 등을 살펴보았다.²⁵⁾

여기서 보는 것처럼 모형을 구성하는 방정식들이 모두 통계적 검정을 만족하는 것은 아니며, 자기상관 문제 등 개선의 여지는 부분적으로 남아 있다. 그렇지만 구조모형의 목적이 단기 예측을 위한 것이라는 점을 감안할 때 이러한 문제는 예측치에 큰 영향을 미치지 않는 것이다.

25) 모수의 추정치가 이론적으로 바람직한 성질을 가지려면 개개 행태방정식의 실제치와 추정치에 의한 잔차항(residuals)이 통계적으로 동분산성(同分散性)을 유지하면서 잔차항 간의 독립성(independently and identically distributed)이 충족되어야 한다.

○ 최종수요 부문

가계소비

$$\begin{aligned}
 CP = & 1.0205 \text{ INCOME} + 0.0869 \text{ HPRICE} - 0.3409 \text{ RC/CPI} \\
 & (10.3986) \quad (1.2148) \quad (-1.7836) \\
 & - 8.8901 \text{ CPdum} - 2.7444 \text{ t dum} + 1.9311 \\
 & (-3.3617) \quad (-1.6930) \quad (1.5364) \\
 R^2: & 0.8620 \quad \text{adj. } R^2: 0.8460 \quad \text{D.W.: 1.1902}
 \end{aligned}$$

설비투자

$$\begin{aligned}
 \text{IME} = & 0.9194 \text{ mov2M3/GDEF*SDUM}(-1) - 0.5665 \text{ mov2RC/CPI}(-2) \\
 & (2.5211) \quad (-1.0996) \\
 & + 0.1513 \text{ mov2SPI}(-1) - 0.2948 \text{ LP}(-2) + 0.5415 \text{ IMElag} \\
 & (4.5092) \quad (-1.7133) \quad (8.5812) \\
 & - 17.6795 \text{ IME dum} - 8.9292 \text{ t dum} - 2.7521 \\
 & (-5.0775) \quad (-2.1590) \quad (-0.4386) \\
 R^2: & 0.9300 \quad \text{adj. } R^2: 0.9174 \quad \text{D.W.: 1.6802}
 \end{aligned}$$

주거용건설투자

$$\begin{aligned}
 \text{ICH} = & 0.1595 \text{ HPRICE} + 0.0990 \text{ mov2HFIN/GDEF}(-3) - 0.0191 \text{ UNSEL}(-2) \\
 & (0.8146) \quad (0.7061) \quad (-0.5602) \\
 & + 0.7308 \text{ ICH lag} + 0.5704 \\
 & (6.2372) \quad (0.1671) \\
 R^2: & 0.7523 \quad \text{adj. } R^2: 0.7240 \quad \text{D.W.: 1.4671}
 \end{aligned}$$

비주거용 건설투자

$$\begin{aligned} \text{ICNH} = & 0.5221 \text{ mov2NAGDP}(-1) - 1.5438 \text{ RC/CPI}(-3) + 0.0730 \text{ ICNHlag} \\ & (1.6824) \qquad \qquad \qquad (-3.2636) \qquad \qquad \qquad (2.6498) \\ & + 0.6944 \text{ SPI}(-3) + 22.5281 \text{ ICNH dum} + 7.1141 \\ & (10.4736) \qquad \qquad (5.0353) \qquad \qquad \qquad (1.7152) \\ R^2: & 0.8672 \qquad \qquad \text{adj. } R^2: 0.8510 \qquad \qquad \text{D.W.: 1.8584} \end{aligned}$$

건축물투자

$$\begin{aligned} \text{IRI} = & 0.7870 \text{ GC/GDEF} + 0.6615 \text{ M3/GDEF}(-1) + 0.3873 \text{ IRI lag} \\ & (1.9980) \qquad \qquad \qquad (1.3081) \qquad \qquad \qquad (3.2630) \\ & + 30.8444 \text{ IRI dum} - 8.8176 \\ & (4.7105) \qquad \qquad \qquad (-1.5628) \\ R^2: & 0.6433 \qquad \qquad \text{adj. } R^2: 0.6109 \qquad \qquad \text{D.W.: 1.8119} \end{aligned}$$

○ 금융부문

총유동성

$$\begin{aligned} \text{M3/GDEF} = & 0.2115 \text{ NAGDP} - 0.2978 \text{ RC/CPI} - 0.0227 \text{ SPI}(-2) \\ & (2.1764) \qquad \qquad \qquad (-2.0142) \qquad \qquad \qquad (-2.5527) \\ & - 0.1585 \text{ HPRICE}(-1) + 0.5391 \text{ M3/GDEF lag} + 1.7169 \text{ M3/GDEF dum} \\ & (-2.9759) \qquad \qquad \qquad (4.1559) \qquad \qquad \qquad (1.8762) \\ & + 5.4591 \\ & (3.7669) \\ R^2: & 0.7236 \qquad \qquad \text{adj. } R^2: 0.6832 \qquad \qquad \text{D.W.: 1.5389} \end{aligned}$$

회사채수익률

$$\begin{aligned} \text{RC/CPI} = & 0.0559 \text{ IFR} + 0.2511 \text{ TDR/CPI} + 0.4723 \text{ CR/CPI lag} \\ & (4.1581) \quad (3.7717) \quad (8.1495) \\ & + 0.3382 \text{ RC/CPI} - 1.7426 \text{ KIDEA dum} \\ & (4.5850) \quad (-1.6813) \\ & - 2.0150 \text{ RC/CPI dum} + 0.9521 \\ & (-3.0770) \quad (2.3873) \end{aligned}$$

R²: 0.9139 adj. R²: 0.9016 D.W.: 1.3312

CD유통수익률

$$\begin{aligned} \text{CD/CPI} = & 0.6206 \text{ CR/CPI} + 0.5193 \text{ mov2 RC/CPI} - 1.5623 \text{ CD/CPI dum} - 0.5760 \\ & (14.1845) \quad (8.5760) \quad (-2.5283) \quad (-2.0261) \end{aligned}$$

R²: 0.9715 adj. R²: 0.9696 D.W.: 1.4792

○ 부동산시장 부문

아파트 전세값

$$\begin{aligned} \text{ARENT} = & 0.9280 \text{ INCOME} - 0.1145 \text{ mov2ICH(-1)} - 1.5923 \text{ RC/CPI(-1)} \\ & (5.4634) \quad (-2.5024) \quad (-5.9679) \\ & + 0.5341 \text{ ARENT lag} + 4.7247 \text{ RENT dum} + 9.3323 \\ & (6.6903) \quad (2.2064) \quad (4.8632) \end{aligned}$$

R²: 0.8817 adj. R²: 0.8676 D.W.: 1.0863

연립주택 전세값

$$\begin{aligned} RRENT = & 0.7105 \text{ INCOME} - 0.1009 \text{ mov2 ICH}(-1) - 0.9864 \text{ RC/CPI}(-1) \\ & (7.9532) \quad (-3.7694) \quad (-6.5808) \\ & + 0.6293 \text{ RRENT lag} + 4.9348 \text{ RENT dum} + 4.7027 \\ & (12.0271) \quad (3.8970) \quad (4.3311) \\ R^2: & 0.9369 \quad \text{adj. } R^2: 0.9294 \quad \text{D.W.}: 1.4433 \end{aligned}$$

단독주택 전세값

$$\begin{aligned} DRENT = & 0.4471 \text{ INCOME} - 0.0505 \text{ mov2 ICH}(-1) - 0.6768 \text{ RC/CPI}(-1) \\ & (7.7177) \quad (-2.4206) \quad (-6.0730) \\ & + 0.7355 \text{ DRENT lag} + 3.4102 \text{ RENT dum} + 2.7848 \\ & (15.2095) \quad (3.7230) \quad (3.4875) \\ R^2: & 0.9433 \quad \text{adj. } R^2: 0.9366 \quad \text{D.W.}: 1.7964 \end{aligned}$$

아파트가격

$$\begin{aligned} AHPRICE = & 0.1146 \text{ mov2 ARENT}(0) + 0.0500 \text{ HLOAN/CPI} - 0.7291 \text{ CD/CPI}(-2) \\ & (1.7548) \quad (2.2456) \quad (-3.3340) \\ & + 0.5282 \text{ AHPRICE lag} + 4.0616 \\ & (7.8900) \quad (2.0343) \\ R^2: & 0.8989 \quad \text{adj. } R^2: 0.8895 \quad \text{D.W.}: 1.2399 \end{aligned}$$

연립주택가격

$$\begin{aligned} RHPRICE = & 0.0650 \text{ mov2 RRENT}(0) + 0.0321 \text{ HLOAN/CPI} - 0.3676 \text{ CD/CPI}(-2) \\ & (1.5717) \quad (2.5004) \quad (-2.9864) \\ & + 0.6166 \text{ RHPRICE lag} + 1.1573 \\ & (10.9359) \quad (1.0438) \\ R^2: & 0.9154 \quad \text{adj. } R^2: 0.9075 \quad \text{D.W.}: 1.0914 \end{aligned}$$

단독주택가격

$$\begin{aligned} \text{DHPRICE} = & 0.1012 \text{ mov2 DRENT}(0) + 0.0132 \text{ HLOAN/CPI} - 0.2932 \text{ CD/CPI}(-2) \\ & (2.3008) \qquad \qquad \qquad (1.4659) \qquad \qquad \qquad (-3.4571) \\ & + 0.6431 \text{ DHPRICE lag} + 0.9566 \\ & (12.0696) \qquad \qquad \qquad (1.2513) \end{aligned}$$

R²: 0.9266 adj. R²: 0.9198 D.W.: 0.9913

지가

$$\begin{aligned} \text{LP} = & 0.3011 \text{ NAGDP} + 0.0205 \text{ LT} - 0.3608 \text{ RC/CPI}(-2) + 0.8881 \text{ LP lag} \\ & (4.7786) \qquad \qquad (1.1707) \qquad (-2.5727) \qquad \qquad (17.0527) \\ & + 5.2793 \text{ LP dum} + 0.2836 \\ & (2.5095) \qquad \qquad (0.2423) \end{aligned}$$

R²: 0.8875 adj. R²: 0.8730 D.W.: 1.6279

토지거래

$$\begin{aligned} \text{LT} = & 0.3193 \text{ ICH} + 1.7101 \text{ HPRICE} + 41.5933 \text{ LT dum1} + 18.9721 \text{ LT dum2} \\ & (1.7639) \qquad (5.5118) \qquad \qquad (7.3870) \qquad \qquad (2.7704) \\ & + 2.7005 \\ & (1.3401) \end{aligned}$$

R²: 0.7321 adj. R²: 0.7060 D.W.: 1.2309

○ 물가 부문

소비자물가

$$\begin{aligned}
 \text{CPI} = & 0.0373 \text{ INCOME}(-3) + 0.0945 \text{ mov2 M3/GDEF*sdum}(-1) + 0.0754 \text{ MPI} \\
 & (1.4027) \qquad\qquad\qquad (3.0579) \qquad\qquad\qquad (7.3057) \\
 & + 0.0136 \text{ HPRICE}(-2) + 0.4984 \text{ CPI lag} + 0.1595 \\
 & (0.7676) \qquad\qquad\qquad (6.7621) \qquad\qquad\qquad (0.4026) \\
 R^2: & 0.8692 \qquad\qquad\qquad \text{adj. } R^2: 0.8529 \qquad\qquad\qquad \text{D.W.}: 1.5415
 \end{aligned}$$

생산자 물가

$$\begin{aligned}
 \text{PPI} = & 0.0878 \text{ WAGE} + 0.2032 \text{ MPI} + 0.0806 \text{ RC/CPI}(-1) \\
 & (2.3678) \qquad\qquad\qquad (12.0821) \qquad\qquad\qquad (1.0955) \\
 & + 0.5385 \text{ PPI lag} - 1.0481 \\
 & (10.9682) \qquad\qquad\qquad (-2.1707) \\
 R^2: & 0.9353 \qquad\qquad\qquad \text{adj. } R^2: 0.9294 \qquad\qquad\qquad \text{D.W.}: 1.1571
 \end{aligned}$$

GDP디플레이터

$$\begin{aligned}
 \text{GDEF} = & 0.2522 \text{ CPI} + 0.2000 \text{ WAGE}(-2) + 0.0801 \text{ MPI} \\
 & (1.1320) \qquad\qquad\qquad (4.2967) \qquad\qquad\qquad (2.9929) \\
 & + 0.2473 \text{ M3/GDEF*sdum} + 0.3135 \text{ GDEF lag} - 4.3480 \\
 & (2.7332) \qquad\qquad\qquad (2.3905) \qquad\qquad\qquad (-3.7995) \\
 R^2: & 0.8645 \qquad\qquad\qquad \text{adj. } R^2: 0.8484 \qquad\qquad\qquad \text{D.W.}: 1.0663
 \end{aligned}$$

○ 부속 모형

주택미분양

$$\text{UNSEL} = -0.3403 \text{ AR}(1) + 0.6066 \text{ AR}(2) - 0.1994 \text{ MA}(1) - 0.7825 \text{ MA}(2)$$

(-2.5640) (4.7955) (-1.7578) (-6.8854)

R²: 0.5528 adj. R²: 0.5166 D.W.: 1.9872

정부소비지출

$$\text{GC} = -0.6542 \text{ AR}(1) + 0.54386 \text{ MA}(1) - 0.6957 \text{ MA}(2) - 0.8063 \text{ MA}(3)$$

(-4.8636) (5.9599) (-9.0375) (-10.1781)

R²: 0.6459 adj. R²: 0.6105 D.W.: 2.3314

채고투자

$$\text{II} = 1.2244 \text{ AR}(1) - 0.4328 \text{ AR}(2) - 0.7083 \text{ MA}(1) + 5.0977$$

(5.6702) (-2.6927) (-3.4871) (2.2026)

R²: 0.5019 adj. R²: 0.4663 D.W.: 1.9785

정기예금금리

$$\text{TDR} = 1.2800 \text{ AR}(1) - 0.6196 \text{ AR}(2) - 0.7083 \text{ MA}(1) - 0.4168 \text{ MA}(1)$$

(8.8648) (-4.8055) (-3.4871) (-7.4100)

$$- 0.1162 \text{ MA}(2) + 0.8419 \text{ MA}(3) + 4.1538$$

(-1.8426) (13.5044) (6.4294)

R²: 0.7142 adj. R²: 0.6785 D.W.: 1.8400

콜금리

$$\begin{aligned}
 CR = & 1.0448 \text{ AR}(1) - 0.6342 \text{ AR}(2) + 0.2912 \text{ AR}(3) - 0.9865 \text{ MA}(1) - 0.2273 \\
 & (6.7605) \quad (-3.1469) \quad (1.8824) \quad (-26.3942) \quad (-3.3951) \\
 R^2: & \quad 0.3168 \quad \quad \quad \text{adj. } R^2: 0.2467 \quad \quad \quad \text{D.W.}: 2.0036
 \end{aligned}$$

임금

$$\begin{aligned}
 WAGE = & 1.2958 \text{ AR}(1) - 0.4308 \text{ AR}(2) - 0.4055 \text{ MA}(1) - 0.4168 \text{ MA}(1) \\
 & (8.7288) \quad (-2.8192) \quad (-5.1453) \quad (-7.4100) \\
 + & 0.1476 \text{ MA}(2) + 0.1375 \text{ MA}(3) - 0.8478 \text{ MA}(4) + 4.5754 \\
 & (2.0906) \quad (2.0678) \quad (-6.4967) \quad (7.7313) \\
 R^2: & \quad 0.8120 \quad \quad \quad \text{adj. } R^2: 0.7831 \quad \quad \quad \text{D.W.}: 1.9491
 \end{aligned}$$

수입물가

$$\begin{aligned}
 MPI = & 1.0444 \text{ AR}(1) - 0.2183 \text{ AR}(2) - 0.2201 \text{ MA}(1) - 0.7619 \text{ MA}(2) + 1.9058 \\
 & (6.0733) \quad (-1.2919) \quad (-1.5297) \quad (-5.3768) \quad (0.5015) \\
 R^2: & \quad 0.5756 \quad \quad \quad \text{adj. } R^2: 0.5342 \quad \quad \quad \text{D.W.}: 2.1041
 \end{aligned}$$

<표 4-8> 부동산시장 구조모형의 더미변수 일람표

변수	변수명	단위
CP dum	가계소비 더미변수	1998 1/4
CPI dum	소비자물가지수 더미변수	1996 3/4~1996 4/4
GDEF dum	부동산시장 구조변화 더미변수	1991 1/4~1997 3/4
ICNH dum	비주거용 건설투자 더미변수	1993 2/4~1993 3/4
IME dum	설비투자 더미변수	1997 3/4 ~1998 2/4
IRI dum	건축물투자 더미변수	1992 1/4
LT dum1	토지거래 더미변수	1996 1/4~1997 1/4
LT dum2	토지거래 더미변수	1998 3/4
RENT dum	전세값 더미변수	2003 1/4~2003 2/4
t dum	계절더미변수	2002 3/4~2003 2/4

<표 4-9> 부동산시장 구조모형의 변수 일람표

	변수명	단위
AHPRICE	아파트매매가격지수	1995.12 = 100
ARENT	아파트전세가격지수	1995.12 = 100
CD	CD유통수익률	%
CP	가계소비	GNP계정, 10억, 95년 불변
CPI	소비자물가지수	1995 = 100
CR	폴금리	%
DHPRICE	단독주택매매가격지수	1995.12 = 100
DRENT	단독주택전세가격지수	1995.12 = 100
GC	정부소비지출	GNP계정, 10억원, 95년 불변
GDEF	GDP디플레이터	1995.12 = 100
GDP	국민총생산	GNP계정, 10억원, 95 불변
HFIN	주택자금대출	10억원
HLOAN	가계대출	10억원
HPRICE	주택매매가격지수	1995.12 = 100
IC	건설투자	GNP계정, 10억원, 95년 불변
ICH	건설투자(주거용)	GNP계정, 10억원, 95년 불변
ICNH	건설투자(비주거용)	GNP계정, 10억원, 95년 불변
IFR	총고정자본형성	GNP계정, 10억원, 95년 불변
II	재고투자	GNP계정, 10억원, 95년 불변
IME	설비투자	천원
INCOME	가처분소득	GNP계정, 10억원, 95년 불변
IRI	건설투자(건축물)	GNP계정, 10억원, 95년 불변
LP	지가지수	2000. IV = 100
LT	토지거래	천 필지
M3	총유동성	10억원, 말잔
MPI	수입물가	1995 = 100
NAGDP	비농림어업 국민총생산	GNP계정, 10억원, 불변
PPI	생산자물가지수	GNP계정, 10억원, 95 불변
RC	회사채수익률	기간평균, %
RENT	전세가격지수	1995.12 = 100
RHPRICE	연립주택매매가격지수	1995.12 = 100
RRENT	연립주택전세가격지수	1995.12 = 100
SPI	주가지수	1980.1 = 100
TDR	정기예금금리(1-2년)	연, %
UNSEL	주택미분양	
WAGE	비농림 어업 임금	천원

2) 예측력 검증

단기 구조모형 추정결과의 안정성 검증은 자승평방근오차(RMSPE(%))를 이용해 파악했으며, <표 4-10>에서 보는 것처럼 부동산 부문의 경우 주거용건설투자, 토지거래 같은 정책적 요인에 의해 크게 영향을 받는 변수를 제외하고는 대체로 안정성을 확보한 것으로 나타났다. 다만 아파트의 경우 매매가격과 전세값의 RMSPE(%)가 비교적 높게 나타나 예측력의 제고를 위한 개선작업이 필요하다. 이는 아파트시장의 변동에 기인했다고 여겨진다.

한편 거시경제지표에서는 투자관련변수 및 금리변수의 안정성이 상대적으로 낮게 나타났다. 금리의 경우 최근의 급격한 금리하락으로 인해 예측력이 낮을 수 밖에 없었으며, 투자변수는 정책적 영향을 많이 받는 데다 설비투자의 패턴 변화 등이 안정성에 영향을 미쳤을 것이다.

<표 4-10> 주요 부동산관련변수의 자승평방근오차

변수	RMPSE(%)	변수	RMSPE(%)
아파트매매지수	2.85	가계소비	2.53
아파트전세지수	3.56	설비투자	7.88
연립매매지수	1.05	비주거용건설투자	7.65
연립전세지수	2.26	건축물투자	8.49
단독매매지수	0.86	총유동성	2.57
단독전세지수	1.65	금리	9.00
주거용 건설투자	5.03	CD유통수익률	5.61
지가	1.28	소비자물가	0.51
토지거래	11.12	생산자물가	1.19
		GDP디플레이터	1.69

$$\text{주 : RMSPE(\%)} = 100 \times \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=1}^h \left(\frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right)^2}$$

여기서 y_t 는 실제치, \hat{y}_t 는 예측치, h 는 예측기간.

이러한 방법으로 추정된 단기 구조모형의 예측력을 검증하기 위해 1991년 1/4분기~2002년 2/4분기의 통계를 가지고 모형을 추정한 다음, 추정식을 이용해 2002년 3/4분기 이후의 주택가격 등에 대한 예측치를 추계했으며, 이는 <부록 2>에서 정리되어 있다.

4. 단기 예측모형 : VAR모형

1) 단기 VAR모형의 설정

단기 VAR모형은 「VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 연구(2001년, 윤주현, 국토연구원)」에서 개발한 모형의 표본기간을 확장하고, 예측기능을 강화하는 과정을 거쳐 작성했다.

특히 이 연구에서는 대부분의 부동산시장 예측모형에서 사용하고 있는 일반적인 VAR모형 이외에 베이지언 VAR모형, 정책변수의 외생화 방법 및 구조적 VAR모형 등을 이용해서 부동산시장 전망체계의 예측력을 제고하는 방안을 모색했다.²⁶⁾

베이지언 VAR(Bayesian VAR)는 경제이론이나 기존의 실증연구 결과에 근거하여 선행적 주관(Bayesian prior)을 구체적으로 설정한 다음, 여기에 자료에서 나타난 객관적 정보를 조화시켜 최적예측을 도출하는 방법이다.

구조적 VAR (Structural VAR)의 사용은 적절한 변수의 선택이 핵심이며, 오차항의 공분산 중 주대각선 외의 항들이 ‘영’에 가깝지 않는 한 나열순서의 결정이 임의적일 수밖에 없다는 한계를 극복하기 위해 경제이론을 이용해 구조적 확률 오차항을 식별해내는 접근방법이다.

26) VAR모형은 이용가능한 시계열의 길이(관측치수)에 비해 추정할 계수의 수가 지나치게 많아 예측 자체의 정확도를 떨어뜨리는 결과를 초래할 수 있고, 설명변수간의 높은 상관관계가 나타날 공산이 크다는 문제가 있다.

2) 일반 VAR모형의 추정

(1) 변수 및 자료 형태의 선정

VAR모형은 부동산 부문을 대표하는 변수인 주택매매지수, 주택전세지수, 지가지수와 함께 부동산시장에 영향을 미치는 경제변수인 명목 GDP, 명목금리(3년만기 금리), 주거용건설투자로 구성했다.

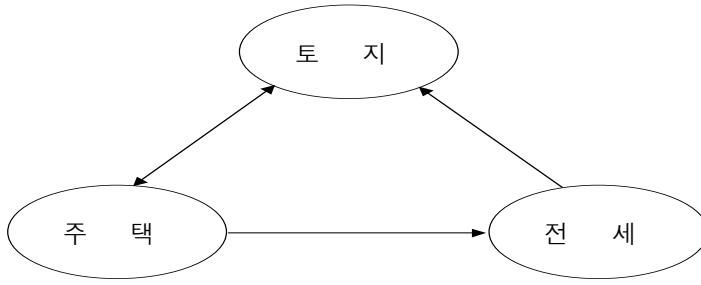
이때 명목금리 이외의 변수는 계절적 요인(계절더미sonal factor)을 포함하므로 명목금리를 제외한 모든 변수에 대해 ① 자연대수 전환 후 X-12-ARIMA법을 이용해 계절조정된 후 전분기차분한 값, ② 자연대수 전환 후 전년동기대비 차분한 값의 두 가지 형태의 자료를 이용했다.

이들 변수의 단위근을 검정한 결과 명목금리를 제외한 모든 변수가 수준변수에서는 단위근이 나타났으나 1차 차분한 경우에는 안정적인 시계열을 유지했다. 따라서 여기서는 전분기대비변동률 자료와 전년동기대비 변동률 자료를 가지고 각종 변수들 사이의 그랜저 인과관계를 분석했으며, 전분기대비변동률 자료의 결과는 다음의 <표 4-11>~<표 4-14>에 정리되어 있다.(단위근 검정결과와 전년동기대비 변동률 그랜저 인과관계 결과는 수록하지 않음)

<표 4-11> 부동산지표간의 그랜저 인과관계

(단위 : p값)

전분기대비상승률	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4	lag 5
주택가격→ 토지가격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
토지가격→ 주택가격	0.64	0.25	0.22	0.03	0.07
전세가격 →토지가격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
토지가격 →전세가격	0.25	0.77	0.54	0.17	0.23
전세가격 →주택가격	0.98	0.79	0.83	0.81	0.86
주택가격 →전세가격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

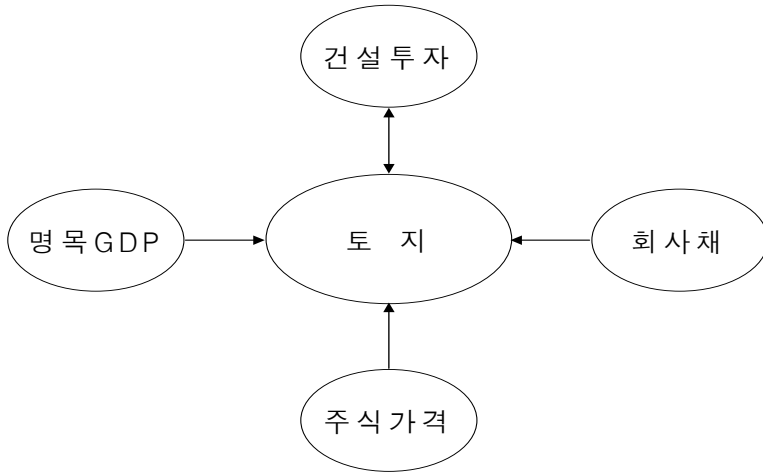


이들 변수의 그랜저 인과관계를 살펴보면 주택가격과 지가는 상호영향을 주고 받는 것으로 나타났다. 주택가격은 전세값에 영향을 미치는 반면 전세값은 주택가격에 별로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 전세값은 지가에 일방적인 영향을 미치고 있다. 이러한 결과는 주택가격이 주거서비스라는 기본가치에 의해 결정된다는 일반적인 이론과는 다른 결과이며, 이는 투자성격을 가진 수요에 의해 가격이 결정되는 한국 주택시장의 성격에 기인했을 것이다.

<표 4-12> 토지가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계

(단위 : p값)

전분기대비상승률	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4
건설투자 → 토지가격	0.63	0.54	0.69	0.07
토지가격 → 건설투자	0.00	0.01	0.01	0.04
명목GDP → 토지가격	0.11	0.08	0.14	0.10
토지가격 → 명목GDP	0.11	0.40	0.76	0.80
주식가격 → 토지가격	0.01	0.00	0.00	0.00
토지가격 → 주식가격	0.13	0.17	0.29	0.51
금리 → 토지가격	0.53	0.02	0.01	0.01
토지가격 → 금리	0.11	0.22	0.41	0.30



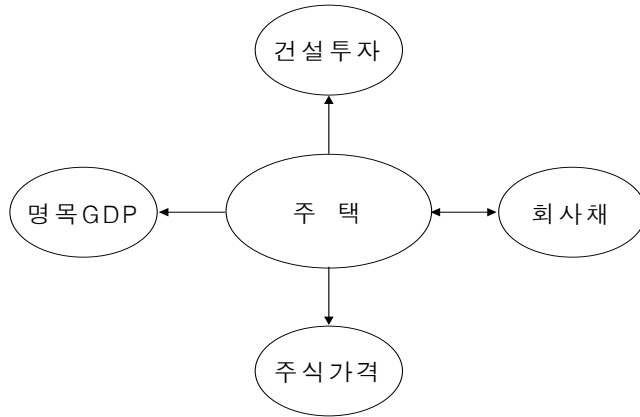
부동산변수와 거시경제지표 사이의 그랜저 인과관계를 분석한 결과는 다음의 <표 4-12>~<표 4-14>에 정리되어 있다.

예상한대로 주택가격은 건설투자에 많은 영향을 미치고 있으며, 건설투자는 주택가격에 장기적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 건설투자의 중요한 부분을 차지하는 주택공급이 증가하면 일정한 시간이 경과한 후에 주택가격이 하락한다는 점을 시사해준다.

<표 4-13> 주택가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계

(단위 : p값)

전분기대비상승률	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4
건설투자 → 주택가격	0.94	0.69	0.60	0.13
주택가격 → 건설투자	0.00	0.00	0.02	0.08
명목GDP → 주택가격	0.73	0.91	0.22	0.60
주택가격 → 명목GDP	0.08	0.16	0.16	0.13
주식가격 → 주택가격	0.16	0.17	0.12	0.42
주택가격 → 주식가격	0.39	0.00	0.01	0.02
금리 → 주택가격	0.00	0.00	0.00	0.00
주택가격 → 금리	0.02	0.09	0.10	0.22

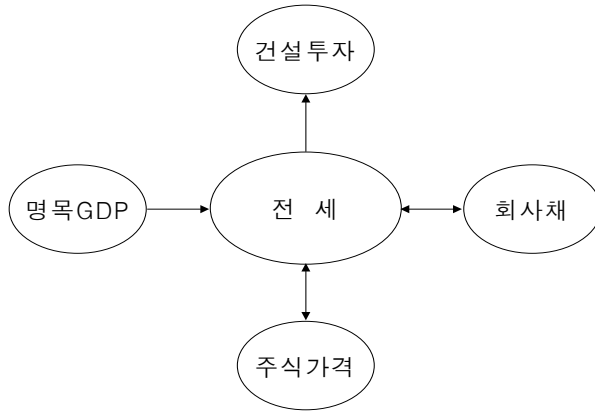


금리는 주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 최근의 금리하락이 주택가격 상승의 주요한 요인이라는 주장과 맥락을 같이 한다. 금리는 투자자산 간의 상대적 수익성 변동이라는 점에서 전세값에도 영향을 주고 있다. 즉 금리가 하락하면 임대수익을 얻으려는 주택투자가 증가하고, 이는 전세값을 상승시키게 될 것이다. 한편 명목GDP가 전세값에 영향을 미치는 것은 경제성장으로 소득이 상승하면 주거서비스에 대한 수요인 전세수요가 증가시킨다는 이론과 부합되는 결과라고 할 수 있다.

<표 4-14> 전세가격과 거시경제지표간의 그랜저 인과관계

(단위 : p값)

전분기대비상승률	lag 1	lag 2	lag 3	lag 4
건설투자 → 전세가격	0.46	0.78	0.74	0.33
전세가격 → 건설투자	0.04	0.05	0.09	0.15
명목GDP → 전세가격	0.01	0.01	0.03	0.01
전세가격 → 명목GDP	0.27	0.58	0.51	0.68
주식가격 → 전세가격	0.51	0.00	0.01	0.01
전세가격 → 주식가격	0.66	0.00	0.03	0.17
금리 → 전세가격	0.04	0.00	0.00	0.00
전세가격 → 금리	0.03	0.08	0.04	0.56



(2) 적정 시차 및 공적분 관계

VAR모형의 적정시차를 구하는 과정은 다음과 같다. 먼저 금리, 명목GDP, 주택매매지수, 주택전세지수, 지가지수, 주거용 건설투자의 6개 변수를 전부 또는 일부 포함하는 VAR모형 중에서 여러 가지 변수 조합에 대해 아카이케 정보기준(Akaike Information Criteria, AIC) 및 슈워츠 베이지안 정보기준(Schwartz Bayesian Criteria, SC)²⁷⁾의 값이 가장 작은 시차를 적정 시차로 선정하는 변수들의 조합을 선정했다. 이때 적정시차를 결정할 수 있는 모형 중에서 6개 변수를 가능한한 많이 포함하는 모형을 최종적인 VAR모형으로 선정할 수 있다.

그런데 시계열자료를 차분하면 원자료 변수들간의 장기적인 관계에 관한 정보가 유실될 가능성이 있다. 이러한 문제는 요한센 공적분 검정(Johansen's Cointegration Test) 방법으로 공적분 검정을 실시하고, 공적분 관계가 있는 경우 오차수정항을 포함하는 벡터오차수정모형(Vector Error-Correction Model, VEC모형)을 구축하는 방법으로 해결할 수 있다.

$$27) \quad AIC(P) = \ln |\widetilde{Q}_p| + \frac{2n^2P}{T}, \quad SC(P) = \ln |\widetilde{Q}_p| + \frac{n^2P(\ln T)}{T}$$

여기서 n^2P 는 추정해야 할 VAR모형의 회귀계수의 수, \widetilde{Q}_p 는 차수를 P로 할 경우의 오차항 벡터의 분산·공분산 행렬, T는 유효표본관측치의 수를 나타낸다.

(3) 계절조정된 후 전분기차분한 자료에 의한 추정

여기서는 금리(회사채수익률), 명목GDP, 지가지수, 주택매매지수로 구성된 VAR모형에서 출발해 변수를 하나씩 첨가하면서 적절한 모형을 찾아내는 절차를 거쳤다. 이때 계절조정을 한 후에 전분기차분한 자료를 이용한 VAR모형에는 X-12-ARIMA에 의해서도 완전히 조정되지 않는 계절요인을 제거하기 위해 계절더미를 포함시켰다.

<표 4-15>에서 보는 것처럼 금리, 명목GDP, 주택전세지수, 지가지수, 주택매매지수로 구성되는 5변수 VAR모형이 최종적으로 선정되었으며, SC에 따른 적정시차는 2로 나타난다.

<표 4-15> 금리-명목GDP-주택전세지수-지가지수-주택매매지수 모형의 적정시차

시차	1	2	3	4	5
AIC	-25.27455	-26.38671	-26.51606	-26.23759	-26.06051
SC	-23.74374	-23.98511	-23.22863	-22.04891	-20.95470
1991년 1/4~2003년 1/4로 표본기간을 제한할 경우					
AIC	-26.67827	-28.06829	-28.28785	-28.29726	-28.32243
SC	-24.94088	-25.36569	-24.62003	-23.66423	-22.72418

이러한 과정을 거쳐 계절조정후 전분기차분한 자료를 이용한 최종 VAR모형의 추정결과는 <표 4-16>에 정리되어 있다.

그런데 최종 선정된 5변수 VAR모형에 대해 2개의 시차를 갖는 공적분검정을 실시해 본 결과 검정식의 형태에 따라서 1개~4개의 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 모형의 예측력 강화라는 측면에서 별도로 VEC모형의 구축을 시도해 보았다.²⁸⁾

28) VEC모형의 추정결과는 <부록 6>에서 정리되어 있다.

<표 4-16> 계절조정후 전분기차분한 자료를 이용한 최종 VAR모형의 추정결과

	금리	D(GDP)	D(전세지수)	D(지가지수)	D(매매지수)
금리(-1)	1.182659 (-8.69562)	-0.392565 (-1.67382)	-1.465607 (-4.66932)	-0.262197 (-1.58442)	-0.86084 (-4.29460)
금리(-2)	-0.335434 (-2.44243)	0.57829 (-2.44183)	0.869755 (-2.74414)	0.241492 (-1.44516)	0.742533 (-3.6685)
D(GDP(-1))	0.112583 (-1.37745)	0.230177 (-1.63312)	0.774959 (-4.10841)	-0.199223 (-2.00328)	-0.032446 (-0.26935)
D(GDP(-2))	0.222396 (-2.35103)	0.092635 (-0.56788)	0.030442 (-0.13944)	0.374639 (-3.25495)	0.098074 (-0.70347)
D(전세지수(-1))	-0.027382 (-0.49059)	0.055562 (-0.57729)	-0.122186 (-0.94858)	0.197129 (-2.90277)	0.013005 (-0.1581)
D(전세지수(-2))	-0.058007 (-0.96628)	0.065049 (-0.62837)	0.144392 (-1.04222)	-0.308099 (-4.21808)	0.115315 (-1.30337)
D(지가지수(-1))	0.083023 (-0.84458)	-0.017544 (-0.10349)	0.326588 (-1.43958)	0.538463 (-4.50192)	-0.163042 (-1.12538)
D(지가지수(-2))	-0.031004 (-0.45193)	-0.043085 (-0.36420)	0.381929 (-2.41232)	0.148439 (-1.7783)	0.264757 (-2.61857)
D(매매지수(-1))	0.04869 (-0.52133)	0.180488 (-1.12067)	0.690394 (-3.20307)	0.478656 (-4.21209)	0.543306 (-3.94709)
D(매매지수(-2))	-0.006708 (-0.06236)	0.135646 (-0.73121)	-1.115939 (-4.49488)	0.044659 (-0.34119)	0.109958 (-0.69353)
계절더미1	0.008643 (-0.94278)	-0.008207 (-0.51915)	0.065733 (-3.10674)	0.001156 (-0.10363)	0.014669 (-1.08567)
계절더미2	0.008364 (-0.89735)	-0.014917 (-0.92809)	0.044584 (-2.07269)	0.003685 (-0.32491)	0.009403 (-0.68451)
계절더미3	0.008625 (-0.98126)	-0.009419 (-0.62144)	0.059945 (-2.95523)	-0.011553 (-1.08025)	0.009655 (-0.74538)
계절더미4	0.008911 (-0.98186)	-0.003503 (-0.22380)	0.068374 (-3.26431)	-0.000387 (-0.03504)	0.009611 (-0.71854)
R-squared	0.916017	0.348492	0.652144	0.869053	0.667886
Adj. R-squared	0.893271	0.172042	0.557933	0.833588	0.577939
Sum sq. resids	0.005946	0.01768	0.031667	0.008802	0.012914
S.E. equation	0.011129	0.019192	0.025685	0.013542	0.016403
F-statistic	40.27239	1.975019	6.922168	24.50463	7.425291
Log likelihood	198.8454	165.0619	146.9942	186.6824	174.7987
Akaike AIC	-5.962756	-4.872964	-4.290135	-5.5704	-5.187056
Schwarz SC	-5.482435	-4.392643	-3.809814	-5.09008	-4.706736
Mean dependent	0.119021	0.027581	0.017258	0.013548	0.009516
S.D. dependent	0.034067	0.021092	0.038631	0.033196	0.025248
Determinant Residual Covariance			2.50E-19		
Log Likelihood			887.988		
Akaike Information Criteria			-26.38671		
Schwarz Criteria			-23.98511		

(4) 전년동기 대비 차분한 자료에 의한 추정

계절조정후 전기대비차분 자료를 이용한 분석에서와 마찬가지로 금리, 명목 GDP, 지가지수, 주택매매지수를 포함하는 4변수 VAR모형에서 시작해서 적정모형을 선정하는 절차를 거쳤다. 이 모형에서는 외환위기 기간(1997년 4/4~1998년 3/4)에 대한 더미변수를 포함하고 있다.

이러한 과정을 거쳐 최종적으로 “금리-명목GDP-지가지수-주택매매지수” 모형(이하 증가율 VAR모형①) 또는 “금리-명목GDP-주택전세지수-주택매매지수” 모형(이하 증가율 VAR모형②)을 구축했다.²⁹⁾

여기서 전자의 경우 주택전세지수에 대해서는 시차가 3인 “금리-명목GDP-주택전세지수” 모형(이하 증가율 VAR모형①-1), 그리고 후자의 경우에는 지가지수에 대해서는 시차가 3인 “금리-명목GDP-지가지수” 모형(이하 증가율 VAR모형②-1)을 이용할 수 있다.

<표 4-17> 금리-명목GDP-주택전세지수 모형의 적정시차

LAG=	1	2	3	4
AIC	13.76911	13.62052	13.57503	13.63555
SC	14.27510	14.43695	14.70722	15.08894

<표 4-18> 금리-명목GDP-지가지수 모형의 적정시차

LAG=	1	2	3	4
AIC	13.12201	13.03727	12.90928	12.95903
SC	13.64560	13.88237	14.08160	14.46444

29) 주거용건설투자 변수를 추가한 모형에서는 적정시차를 찾을 수 없었고, 주거용 건설투자는 주택부문 VAR모형에 포함시키기 어려운 것으로 판단된다.

<표 4-19> 금리-명목GDP-지가지수-주택매매지수 모형의 추정결과

(증가율 VAR모형①)

	금리	GDP	지가지수	주택매매지수
금리(-1)	0.997708 (-6.55022)	-0.027336 (-0.06900)	0.441016 (-1.34874)	-0.564664 (-1.83556)
금리(-2)	-0.660524 (-3.24267)	-0.032388 (-0.06113)	-0.867081 (-1.98287)	0.506136 (-1.23029)
금리(-3)	0.497687 (-3.28478)	0.553885 (-1.4055)	0.631633 (-1.94194)	-0.311683 (-1.01857)
GDP(-1)	0.133905 (-2.27988)	0.817908 (-5.35402)	-0.188528 (-1.49524)	0.002318 (-0.01954)
GDP(-2)	0.055904 (-0.74737)	0.084009 (-0.43179)	0.337953 (-2.10459)	0.002002 (-0.01325)
GDP(-3)	-0.031266 (-0.56678)	-0.167152 (-1.16499)	-0.201667 (-1.70297)	-0.052663 (-0.47270)
지가지수(-1)	0.007037 (-0.10627)	0.022786 (-0.13229)	1.104817 (-7.77187)	-0.216682 (-1.62018)
지가지수(-2)	0.0309 (-0.31538)	-0.019331 (-0.07586)	-0.029286 (-0.13924)	0.349027 (-1.76386)
지가지수(-3)	-0.023335 (-0.36792)	-0.019122 (-0.11592)	-0.254758 (-1.87107)	0.036932 (-0.28832)
주택매매지수(-1)	0.162427 (-2.04513)	0.339537 (-1.64366)	0.486343 (-2.85252)	1.156243 (-7.20842)
주택매매지수(-2)	-0.144786 (-1.23843)	0.057805 (-0.1901)	-0.490178 (-1.95308)	-0.09875 (-0.41823)
주택매매지수(-3)	0.001682 (-0.02182)	-0.309865 (-1.54522)	0.230084 (-1.39016)	-0.338451 (-2.17359)
C	-0.362649 (-0.35670)	-3.547869 (-1.34168)	-1.882397 (-0.86249)	5.30592 (-2.5841)
IMF 더미	3.789981 (-4.1749)	-2.406998 (-1.01940)	-2.12433 (-1.09006)	-1.626194 (-0.88697)
R-squared	0.942196	0.859642	0.972168	0.950347
Adj. R-squared	0.925117	0.818173	0.963945	0.935677
Sum sq. resids	51.19863	346.3674	235.9477	208.8354
S.E. equation	1.078705	2.805706	2.315696	2.178591
F-statistic	55.16851	20.72955	118.224	64.78093
Log likelihood	-78.68126	-134.1231	-122.9903	-119.4504
Akaike AIC	3.195905	5.107693	4.723803	4.601739
Schwarz SC	3.693254	5.605041	5.221151	5.099087
Mean dependent	12.63483	11.5799	5.319181	3.589479
S.D. dependent	3.941959	6.579798	12.19545	8.589986
Determinant Residual Covariance		59.27589		
Log Likelihood		-447.5776		
Akaike Information Criteria		17.36475		
Schwarz Criteria		19.35414		

<표 4-20> 금리-명목GDP-주택전세지수 모형의 추정결과

(증가율 VAR모형①-1)

	금리	GDP	주택전세지수
금리(-1)	1.073317 (-7.71712)	0.146465 (-0.37934)	-0.685658 (-1.52496)
금리(-2)	-0.738673 (-3.88343)	-0.321868 (-0.60955)	0.894883 (-1.45531)
금리(-3)	0.50062 (-3.73815)	0.388627 (-1.04533)	-0.185002 (-0.42732)
GDP(-1)	0.122422 (-2.27691)	0.772359 (-5.17461)	0.019862 (-0.11427)
GDP(-2)	0.075393 (-1.11732)	0.051751 (-0.27627)	-0.137964 (-0.63247)
GDP(-3)	-0.060854 (-1.10108)	-0.044417 (-0.28950)	0.04931 (-0.27598)
주택전세지수(-1)	0.069057 (-1.52069)	0.169472 (-1.34432)	1.273158 (-8.67245)
주택전세지수(-2)	-0.080733 (-1.17379)	0.02724 (-0.14267)	-0.338209 (-1.52106)
주택전세지수(-3)	0.043592 (-1.02632)	-0.156422 (-1.32662)	-0.114962 (-0.83725)
C	-0.15898 (-0.22173)	-0.394213 (-0.19806)	2.075593 (-0.89547)
IMF 더미	3.311761 (-3.8151)	-2.558917 (-1.06188)	-4.641592 (-1.65401)
R-squared	0.934073	0.83082	0.892833
Adj. R-squared	0.921146	0.797648	0.87182
Sum sq. resids	59.04496	455.0319	617.0689
S.E. equation	1.075985	2.987004	3.478418
F-statistic	72.25827	25.04543	42.48916
Log likelihood	-86.4603	-149.7644	-159.2074
Akaike AIC	3.143881	5.185949	5.490562
Schwarz SC	3.521275	5.563344	5.867957
Mean dependent	12.70355	12.05381	8.0266
S.D. dependent	3.831729	6.640207	9.715627
Determinant Residual Covariance		54.4284	
Log Likelihood		-387.826	
Akaike Information Criteria		13.57503	
Schwarz Criteria		14.70722	

<표 4-21> 금리-명목GDP-주택전세지수-주택매매지수 모형의 추정결과

(증가율 VAR모형②)

	금리	GDP	주택전세지수	주택매매지수
금리(-1)	1.00598 (-6.9264)	-0.237644 (-0.62319)	-0.633421 (-1.31649)	-0.532903 (-1.54092)
금리(-2)	-0.661612 (-3.44214)	0.028459 (-0.05639)	0.698352 (-1.09675)	0.713596 (-1.55916)
금리(-3)	0.465807 (-3.50161)	0.335197 (-0.9597)	-0.224991 (-0.51055)	0.020772 (-0.06558)
GDP(-1)	0.104693 (-1.95995)	0.68816 (-4.90667)	0.011115 (-0.06281)	-0.005774 (-0.04539)
GDP(-2)	0.089685 (-1.34482)	0.136515 (-0.77965)	-0.155955 (-0.70592)	-0.104214 (-0.65628)
GDP(-3)	-0.026821 (-0.47234)	0.074043 (-0.49662)	0.122447 (-0.65092)	-0.058629 (-0.43361)
주택전세지수(-1)	0.013589 (-0.22778)	0.090344 (-0.57678)	1.135055 (-5.74329)	0.083922 (-0.59078)
주택전세지수(-2)	-0.048362 (-0.54550)	-0.050605 (-0.21740)	-0.044664 (-0.15207)	0.076221 (-0.36106)
주택전세지수(-3)	-0.003253 (-0.05366)	-0.239209 (-1.50290)	-0.375858 (-1.87160)	0.004156 (-0.02879)
주택매매지수(-1)	0.129762 (-1.54059)	0.23164 (-1.04743)	0.244632 (-0.87672)	1.251126 (-6.2381)
주택매매지수(-2)	-0.05312 (-0.38997)	0.284697 (-0.79602)	-0.581335 (-1.28827)	-0.329527 (-1.01596)
주택매매지수(-3)	-0.009732 (-0.11505)	-0.279053 (-1.25644)	0.47174 (-1.68342)	-0.110014 (-0.54619)
C	0.03025 (-0.03732)	-0.010518 (-0.00494)	4.27785 (-1.59307)	-1.074388 (-0.55664)
IMF 더미	3.505569 (-4.03854)	-1.348514 (-0.59169)	-4.626778 (-1.60899)	-1.942475 (-0.93980)
R-squared	0.941283	0.865213	0.89977	0.936712
Adj. R-squared	0.925381	0.828709	0.872625	0.919572
Sum sq. resids	52.58751	362.5266	577.1216	298.165
S.E. equation	1.046696	2.748206	3.467473	2.492343
F-statistic	59.19091	23.70142	33.14621	54.6491
Log likelihood	-82.86986	-142.7191	-157.1327	-136.6601
Akaike AIC	3.124834	5.055453	5.520408	4.860003
Schwarz SC	3.605155	5.535774	6.000729	5.340323
Mean dependent	12.70355	12.05381	8.0266	4.278929
S.D. dependent	3.831729	6.640207	9.715627	8.788261
Determinant Residual Covariance		82.55494		
Log Likelihood		-488.7141		
Akaike Information Criteria		17.57142		
Schwarz Criteria		19.49271		

<표 4-22> 금리-명목GDP-지가지수 모형의 추정결과

(증가율 VAR모형②-1)

	금리	GDP	지가지수
금리(-1)	0.987018	0.075436	0.265126
	-6.59303	-0.18741	-0.77633
금리(-2)	-0.730305	-0.334844	-0.902616
	(-3.62351)	(-0.61789)	(-1.96319)
금리(-3)	0.498572	0.442888	0.445063
	-3.42187	-1.13051	-1.33903
GDP(-1)	0.152414	0.92163	-0.121902
	-2.6492	-5.9579	(-0.92883)
GDP(-2)	0.059036	0.068475	0.362839
	-0.77814	-0.33567	-2.09648
GDP(-3)	-0.058197	-0.266939	-0.240325
	(-1.07535)	(-1.83444)	(-1.94661)
지가지수(-1)	0.03608	0.166421	1.213981
	-0.56849	-0.97524	-8.38501
지가지수(-2)	-0.038137	-0.235091	-0.176166
	(-0.40610)	(-0.93104)	(-0.82232)
지가지수(-3)	0.030503	0.108638	-0.07312
	-0.52306	-0.69285	(-0.54964)
C	0.743545	0.782454	2.619693
	-1.03843	-0.40642	-1.60383
IMF 더미	3.445282	-3.743383	-2.068305
	-3.88194	(-1.56868)	(-1.02158)
R-squared	0.936065	0.8341	0.965239
Adj. R-squared	0.922461	0.798802	0.957842
Sum sq. resids	56.6291	409.3983	294.6924
S.E. equation	1.097668	2.951373	2.504007
F-statistic	68.81185	23.63034	130.5072
Log likelihood	-81.60475	-138.9716	-129.4376
Akaike AIC	3.193267	5.171433	4.842676
Schwarz SC	3.584041	5.562207	5.23345
Mean dependent	12.63483	11.5799	5.319181
S.D. dependent	3.941959	6.579798	12.19545
Determinant Residual Covariance		25.99021	
Log Likelihood		-341.3692	
Akaike Information Criteria		12.90928	
Schwarz Criteria		14.0816	

(5) VAR모형의 최종 선정

이상의 분석결과, 부동산시장 전망체계에서 단기 예측을 위한 VAR모형으로 는 다음과 같은 3가지 모형이 타당한 것으로 나타났다.

첫번째 대안은 계절조정된 데이터를 전분기차분해 금리-명목GDP-주택전세지 수-지가지수-주택매매가격지수로 구성되며 계절더미를 포함하는 5변수 VAR모 형(시차 2)이며, 두번째 대안은 원계열 자료를 전년동기 차분한 모형으로 금리- 명목GDP-지가지수-주택매매가격지수로 구성되는 4변수 VAR모형(시차 3)과 금 리-명목GDP-주택전세지수의 3변수 VAR모형(시차 3)을 결합하는 방안이다. 마지 막 대안은 금리-명목GDP-주택전세지수-주택매매가격지수로 구성되는 4변수 VAR모형(시차 3)과 금리-명목GDP-지가지수의 3변수 VAR모형(시차 3)을 결합하 는 방안이다.

모형의 이들 3가지 대안 중에서 표본의 예측오차가 가장 작은 모형을 부동산 시장 전망체계의 단기 예측을 위한 VAR모형으로 선정했다.

여기서는 예측오차를 검증하기 위해 모형의 추정기간을 1987년 1/4~2000년 4/4로 제한하고 2001년 1/4~2003년 1/4의 9분기에 대해 전망치를 구하여 예측오 차를 서로 비교하고, 또한 2001~2002년의 부동산가격 급등을 감안해 모형의 추 정기간을 1987년 1/4~2001년 4/4로 하여 2002년 1/4~2003년 1/4의 5분기에 대해 전망치를 구해 예측오차를 비교했다.

각 대안의 예측오차를 계산한 결과는 <표 4-21>에 정리되어 있다. 여기서 보는 것처럼 주택매매가격지수와 지가지수의 경우 전망기간에 관계없이 대안 1(VAR) 의 전망오차(RMSPE)가 가장 작았으며, 주택전세지수의 경우에는 근소한 차이로 대안 2의 전망오차가 작은 것으로 나타났다. 따라서 주택, 토지 등 부동산관련변 수 모두를 기준으로 할 때 대안 1이 가장 적합한 모형인 것으로 판단할 수 있다.

<표 4-23> 대안별 예측오차(RMSPE)의 비교

(단위 : %)

	주택매매지수	주택전세지수	지가지수
(전망기간 : 2001년 1/4~2003년 1/4)			
대안 1	2.4866	3.8926	1.5096
대안 2	2.8979	2.4368	2.7200
대안 3	3.0519	4.7950	1.9338
(전망기간 : 2002년 1/4~2003년 1/4)			
대안 1	2.9273	5.2357	0.7361
대안 2	3.5387	3.3011	2.0517
대안 3	3.9698	6.1772	1.1349

주 : 굵은 글씨는 최소 RMSPE를 나타냄

한편 주택가격, 전세값, 지가 등의 2001년 1/4~2003년 1/4의 9분기 및 2002년 1/4~2003년 1/4의 5분기에 대해 전망오차를 실제로 추정된 결과는 <부록 3>에 정리되어 있다.

3) 베이지안 VAR모형의 추정

(1) 이론적 배경

여기서는 대규모 구조모형과 비교해 비용이 적게 들고 예측력에서도 크게 낮지 않는 것으로 알려진³⁰⁾ 베이지언 VAR모형을 이용한 단기 예측모형의 구축을 시도했다.

베이지언 VAR모형은 모형의 구조적 관계를 사전에 설정하지 않기 때문에 주관적 판단이 개입될 소지가 적고, 전망자에 따라 생길 수 있는 전망의 차이가 적다는 장점이 있다. 동태적 다변량 모형으로서 베이지언 VAR모형은 다수의 외생 변수에 대한 사전전제를 하지 않고서도 특정변수의 전망을 수행³¹⁾할 수 있다.

30) 미국의 경우 DRI, Chase, Wharton, Blue Chip Forecasts 등의 전망들과 비견할 만한 성과를 나타낸 것으로 분석되고 있다. 자세한 내용은 Litterman(1986), Zha(1998)등 참조

31) 이렇게 수행된 전망은 무조건부 전망(unconditional forecast)이라 한다. 자세한 내용은 Waggoner and

선형적 주관(베이저언 사전확률, Bayesian prior)을 이용해 추정계수에 사전적인 제약을 부과하는 베이저언 VAR모형은 시차변수에 대해 0의 제약을 부과하는 대신, 변수의 시차가 길수록 시차항계수의 사전분포가 평균이 0이고 표준편차가 작아지는 정규분포에 따른다는 개념에 기초한다. 사전확률분포 부여방식의 하나인 미네소타 사전확률(Minnesota prior)의 가정은 아래와 같다.

- ① VAR모형에서 각 방정식에 포함된 비확률적인 변수(the deterministic variable)에 대한 사전확률은 비정보적이므로 모두 추정해야 한다.
- ② 내생변수의 시차계수에 대한 사전분포는 서로 독립된 정규분포에 따른다.
- ③ 모든 계수의 사전분포에 대한 평균은 0. 단, 각 식에서 종속변수에 대한 첫 번째 시차계수의 평균은 특별히 다른 값을 주지 않는 한 1로 가정해 각 시계열 변수들이 random walk 가설을 따르는 것으로 간주한다.

이러한 3 가지 가정을 기초로 사전확률을 설정하기 위해 필요한 정보는 각 식에서 종속변수의 첫 번째 시차변수의 계수에 대한 사전분포의 평균 및 각 식에서 변수의 l 번째 시차에 대한 사전분포의 표준편차이다. 이러한 정보를 바탕으로 베이저언 VAR 모형을 추정할 수 있다.³²⁾

Zha(1990) 참조

32) 임의보행가설에 따라 자기자신의 첫 번째 시차계수의 사전평균을 1로 설정하므로 표준적인 사전확률은 다음과 같이 l 번째 시차에 대한 사전분포의 표준편차를 정해주는 문제이다.

$$S(i, j, l) = \frac{[\lambda g(l)f(i, j)] * S_i}{S_j}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, n,$$

$$l = 1, 2, \dots, p, \quad f(i, i) = g(l) = 1.0$$

- S_i 는 i 식에서 일변량 자귀회귀식의 표준오차이며, VAR모형에 포함되는 변수들 간의 규모(scale)가 서로 다른 것을 조정할 목적으로 S_i/S_j 를 곱해야 함. 한편, $\lambda g(l)f(i, j)$ 은 각 계수에 부여되는 사전확률에 대한 가중치를 의미하는데 베이저언 VAR모형에 사전확률을 부여하는 문제는 최종적으로 이 값을 결정하는 문제로 요약될 수 있다.
- λ 는 전체적인 가중치(overall tightness)로서 종속변수의 첫 번째 시차계수에 대한 표준편차를 의미한다. 일반적으로 0.1과 0.2사이의 값을 설정했다.

(2) 추정 및 최적모형의 선택

계절조정된 전분기차분 자료를 이용해 금리(R)-명목GDP(Y)-주택전세지수(HR)-지가지수(LP)-주택매매가격지수(HP)의 5변수 베이저언 VAR모형을 추정하고, 이를 단순 VAR모형에 비교해 예측력 개선 여부를 검토했다. 금리는 회사채 수익률을 사용했다.

베이저언 VAR모형의 추정에는 사전확률(prior)을 설정해야 한다. 여기서는 Minnesota prior를 이용하되 초월파라미터를 점차 변경시켜 예측오차가 최소화되는 최적 베이저언 VAR모형을 추적하는 과정을 시도했다.

전체 가중치인 λ 는 0.15로 고정시키는 한편, 시차가 길수록 중요도가 감소하는 속도를 관장하는 초월파라미터 $g(\ell)$ 는 0.5, 1.0, 2.0의 세 값중 하나로 설정하고, 자기 자신보다는 다른 변수의 중요도를 관장하는 초월파라미터인 $f(i, j)$ 의 값으로는 0.01, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 1.0의 11개 값 중에서 하나를 설정했다. 이는 33가지 베이저언 VAR모형의 예측오차를 서로 비교하면서 최적 베이저언 VAR모형을 찾아내는 작업이라고 할 수 있다.

이때 모든 베이저언 VAR모형의 추정식에는 계절더미가 포함되며 시차는 5로 설정하고,³³⁾ 모형의 추정기간을 1987년 1/4~2000년 4/4로 제한하고 2001년 1/4~2003년 1/4의 9분기에 대해 1분기앞, 2분기앞, 3분기앞, 4분기앞 전망치를 축차적으로 구분하면서 3변수의 RMSPE를 평균한 값을 비교하는 과정을 거쳤다.

· 다음으로 $g(\ell)$ 은 첫 번째 시차와 비교한 ℓ 번째 시차의 상대적 중요도로서 시차의 길이에 따른 사전분포의 표준편차 형태를 정했다.

· $f(i, j)$ 는 i 식에서 종속변수 i 와 비교한 다른 변수 j 의 상대적 중요도로 다음과 같다.

$$f(i, j) = 1.0, \text{ if } i = j \\ = w, \text{ otherwise}$$

· 이때 w 값의 결정에는 대칭적, 일반적, 주변핵심 사전확률 등 세 가지 방법이 있다.

33) 5변수 VAR모형의 최적 시차는 2였으나 베이저언 VAR모형은 특성상 시차를 다소 길게 설정한 후 2번째 시차부터는 평균을 0으로, 시차가 길어질수록 작은 값의 표준편차를 부여한다. 통상 계절적 영향을 줄이기 위해 1년을 초과하는 시차를 부여한다.

이들의 분석결과를 비교한 결과 <표 4-22>에서 보는 것처럼 33가지 베이지언 VAR모형 중에서 1분기 및 2분기 전망에는 $g(\ell)=2.0$ $f(i, j)=0.1$ 또는 0.2인 모형이 가장 적합하며, 3분기 및 4분기 전망에는 $g(\ell)=0.5$ $f(i, j)=1.0$ 인 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다.

<표 4-24> $g(\ell)=2.0$ 인 경우의 변수별/전망시계별 RMSPE

(단위 : %)

$g(\ell)=$	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	2.0	최소값
$f(i,j)=$	0.001	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0		
1분기앞 전망에 대한 RMSPE													
HP	2.29	2.28	2.28	2.29	2.30	2.31	2.33	2.34	2.36	2.37	2.38	2.28	
HR	2.35	2.35	2.38	2.44	2.50	2.56	2.60	2.62	2.64	2.64	2.64	2.35	
LP	0.97	0.95	0.92	0.95	1.00	1.06	1.11	1.15	1.19	1.22	1.24	0.92	
2분기앞 전망에 대한 RMSPE													
HP	3.97	3.93	3.88	3.84	3.84	3.85	3.87	3.90	3.92	3.95	3.98	3.84	
HR	3.77	3.70	3.65	3.75	3.94	4.13	4.28	4.39	4.46	4.51	4.52	3.65	
LP	1.92	1.80	1.66	1.73	1.93	2.15	2.35	2.51	2.64	2.73	2.80	1.66	
3분기앞 전망에 대한 RMSPE													
HP	6.36	6.26	6.07	5.92	5.83	5.79	5.78	5.78	5.80	5.82	5.84	5.78	
HR	5.89	5.75	5.60	5.71	5.98	6.27	6.49	6.64	6.73	6.77	6.76	5.60	
LP	2.92	2.67	2.32	2.39	2.80	3.26	3.66	3.98	4.23	4.40	4.53	2.32	
4분기앞 전망에 대한 RMSPE													
HP	9.55	9.43	9.21	9.03	8.92	8.85	8.82	8.81	8.81	8.81	8.83	8.81	
HR	6.96	6.62	6.17	6.20	6.63	7.14	7.57	7.90	8.13	8.27	8.34	6.17	
LP	3.36	2.93	2.29	2.56	3.43	4.31	5.03	5.59	5.99	6.28	6.47	2.29	
1분기앞 전망에 대한 RMSPE													
단순평균	1.87	1.86	1.86	1.89	1.94	1.98	2.01	2.04	2.06	2.08	2.09	1.86	
가중평균	1.95	1.94	1.95	1.97	2.00	2.03	2.05	2.07	2.09	2.10	2.11	1.94	
2분기앞 전망에 대한 RMSPE													
단순평균	3.22	3.15	3.06	3.11	3.24	3.38	3.50	3.60	3.68	3.73	3.77	3.06	
가중평균	3.31	3.26	3.20	3.22	3.29	3.38	3.45	3.52	3.57	3.60	3.63	3.20	
3분기앞 전망에 대한 RMSPE													
단순평균	5.05	4.89	4.66	4.68	4.87	5.10	5.31	5.47	5.59	5.66	5.71	4.66	
가중평균	5.24	5.12	4.95	4.91	4.99	5.10	5.20	5.28	5.34	5.38	5.40	4.91	
4분기앞 전망에 대한 RMSPE													
단순평균	6.62	6.33	5.89	5.93	6.32	6.77	7.14	7.43	7.64	7.79	7.88	5.89	
가중평균	7.20	7.00	6.68	6.63	6.79	7.00	7.18	7.33	7.44	7.52	7.56	6.63	

주 : '최소값'은 $g(\ell)=2.0$ 인 11가지 경우에 대한 최소 RMSPE, 굵은 글씨는 33가지 모든 경우에 대한 최소 RMSPE를 나타냄. 단순평균은 세 변수의 RMSPE의 단순평균, 가중평균은 HP(주택 매매지수), HR(주택전세지수), LP(지가지수)에 50%, 30%, 20%의 가중치를 둔 평균임.

<표 4-25>에서 보듯이 베이지언 VAR모형의 전망오차는 일반 VAR모형에 비해 적은 것으로 나타났다. 특히 1분기앞 예측의 오차는 주택전세지수(HR)는 4.5%에서 2.4%로 크게 낮아졌고, 지가지수(LP)는 1.2%에서 0.9%로 낮아졌다.

<표 4-25> 베이지언 VAR과 단순 VAR의 RMSPE 비교

(단위 : %)

	베이지언 VAR모형	단순 VAR모형
decay=	2.0	
f(l,j)=	0.2	
1분기앞 전망에 대한 RMSPE		
주택매매지수	2.28	2.38
주택전세지수	2.38	4.48
지가지수	0.92	1.20
2분기앞 전망에 대한 RMSPE		
주택매매지수	3.88	3.53
주택전세지수	3.65	5.68
지가지수	1.66	2.68
3분기앞 전망에 대한 RMSPE		
주택매매지수	6.07	5.39
주택전세지수	5.60	4.31
지가지수	2.32	3.79
4분기앞 전망에 대한 RMSPE		
주택매매지수	9.21	8.02
주택전세지수	6.17	6.56
지가지수	2.29	5.10
1분기앞 전망에 대한 RMSPE		
단순평균	1.86	2.69
기중평균	1.95	2.65
2분기앞 전망에 대한 RMSPE		
단순평균	3.06	3.96
기중평균	3.20	3.74
3분기앞 전망에 대한 RMSPE		
단순평균	4.66	4.50
기중평균	4.95	4.37
4분기앞 전망에 대한 RMSPE		
단순평균	5.89	6.56
기중평균	6.68	6.48

주 : HP(주택매매지수), HR(주택전세지수), LP(지가지수)

(3) 베이저언 VAR모형의 부동산시장 예측결과

최종적인 베이저언 VAR모형으로 선정된 $g(\ell)=2.0$ $f(i, j)=0.2$ 인 모형(추정기간 1987년 1/4~2003년 1/4)을 가지고 2003년 말까지의 부동산가격 변동의 예측을 시도한 결과는 <표 4-26>에 정리되어 있다.

2003년 1/4분기까지의 통계자료를 이용했기 때문에 추정기간의 마지막 몇 분기 동안의 부동산가격 급등추세를 반영해 주택매매지수 및 지가지수가 비교적 높게 상승하는 것으로 예측되었다. 반면 주택전세지수의 경우에는 최근 몇 분기 동안의 안정세를 반영해 상당히 안정될 것으로 예측되고 있다.

<표 4-26> 향후 1년간의 부동산가격에 대한 전망결과 (전국)

(1995=100)

	주택매매지수(HP)	주택전세지수(HR)	지가지수(LP)
2002년 1/4	111.40	142.10	91.76
2002년 2/4	113.70	144.40	93.38
2002년 3/4	119.60	148.20	94.58
2002년 4/4	120.50	145.80	97.72
2003년 1/4	121.90	147.90	100.00
2003년 2/4	122.37	144.45	103.34
2003년 3/4	125.19	148.88	104.64
2003년 4/4	124.93	147.08	107.20

4) 외생 VAR모형의 추정

VAR모형에 사용된 변수 중 일부는 정책변수의 성격이 강하다. 특히 금리변수는 정부의 콜금리 조정에 많은 영향을 받는다는 점에서 내생적으로 처리하는 경우, 금리정책의 변경에 따른 영향을 전망에서 제대로 파악할 수 없다는 제약을 가진다.

이런 상황을 감안해 여기서는 금리, 국민총생산을 외생화하는 VAR모형의 작성을 시도했으며, 이를 외생모형으로 표현했다. 이 모형은 주택가격, 전세값, 지가를 내생변수에 포함하는 모형이다. 변수는 로그를 취하고 차분하여 사용했다. 일반 VAR모형과 마찬가지로 시차는 2를 적용했으며, 외생변수인 국민총생산의 예측치는 한국은행, 삼성경제연구소 등에서 발표한 자료를 이용했다.

VAR모형의 작성과 같은 절차를 거쳐 구한 외생모형의 추정결과는 <표 4-27>~<표 4-28>에 정리되어 있다. 이를 가지고 모형의 예측력을 비교한 결과 모든 변수를 내생적으로 처리한 모형이 예측력에서 상대적으로 우수한 것으로 판명되었다. 따라서 외생모형을 부동산시장의 예측작업에 사용하기에는 현실적으로 한계가 있는 것으로 판명되었다.

그렇지만 외생모형은 금리 같은 정책변수의 영향을 비교적 정확하게 반영할 수 있다는 점에서 정부당국이 정책으로 금리를 크게 변동시키는 경우에 유용한 예측모형으로 활용할 수도 있을 것이다.

금리의 경우 내생모형의 예측치에 의하면 2004년 1/4분기까지 지속적으로 하락하는 것으로 전망되고 있으나 최근 한국은행에서는 이자율을 낮추지 않을 것임을 밝힌 바 있어 향후 지속적으로 이자율이 낮아질 것이라는 기대는 현실성이 떨어진다. 또한 국내총생산 예측치는 최근 수정 발표되고 있는 전망치에 비해 작게 나타났다. 금리 전망치에 따라 주택가격 예측치가 민감하게 반영하고 있어 외생모형은 최근 추세에 대한 의존도가 높은 VAR기법의 약점을 완화할 수 있을 것이다.

<표 4-27> 내생 VAR모형의 추정결과

	매매지수	전세지수	지가지수	GDP	금리
매매지수(-1)	0.522691 [3.10627]	0.288004 [1.41834]	0.447903 [3.36029]	0.122499 [0.71859]	0.094371 [0.10351]
매매지수(-2)	0.18551 [1.04256]	-0.643849 [-2.99849]	0.064173 [0.45528]	-0.082551 [-0.45794]	0.623484 [0.64672]
전세지수(-1)	0.035725 [0.24939]	0.085742 [0.49601]	0.038517 [0.33944]	0.000301 [0.00208]	-0.319209 [-0.41128]
전세지수(-2)	0.138253 [1.10271]	0.396341 [2.61964]	-0.214622 [-2.16102]	0.084527 [0.66548]	0.02294 [0.03377]
지가지수(-1)	-0.25985 [-1.87049]	0.183405 [1.09404]	0.383181 [3.48206]	-0.012936 [-0.09191]	0.437942 [0.58185]
지가지수(-2)	0.304955 [2.54769]	0.206819 [1.43182]	0.258314 [2.72431]	-0.008754 [-0.07219]	-0.352072 [-0.54287]
GDP(-1)	0.124778 [0.76925]	0.734051 [3.75009]	-0.270444 [-2.10477]	0.305148 [1.85691]	1.127679 [1.28313]
GDP(-2)	-0.159612 [-0.90432]	-0.11283 [-0.52975]	0.70965 [5.07574]	0.049154 [0.27489]	1.6814 [1.75827]
금리(-1)	-0.077643 [-3.06962]	-0.111967 [-3.66825]	-0.029064 [-1.45055]	-0.059398 [-2.31795]	0.38283 [2.79346]
금리(-2)	-0.008231 [-0.28775]	-0.018924 [-0.54826]	-0.02131 [-0.94051]	0.020494 [0.70722]	-0.11518 [-0.74322]
C	-0.001835 [-0.53419]	-0.005018 [-1.21075]	-0.006295 [-2.31352]	0.006433 [1.84853]	-0.056483 [-3.03507]
R-squared	0.645126	0.652997	0.842498	0.25261	0.411678
Adj. R-squared	0.569621	0.579167	0.808987	0.093591	0.286503
Sum sq. resids	0.012251	0.01784	0.007687	0.012574	0.359631
S.E. equation	0.016145	0.019483	0.012789	0.016356	0.087474
F-statistic	8.544149	8.844569	25.1409	1.588554	3.288826
Log likelihood	163.1168	152.2174	176.6318	162.3624	65.11207
Akaike AIC	-5.245407	-4.869567	-5.711442	-5.219392	-1.865933
Schwarz SC	-4.854634	-4.478793	-5.320668	-4.828619	-1.47516
Mean dependent	0.007872	0.015003	0.009351	0.013742	-0.018052
S.D. dependent	0.02461	0.030033	0.029262	0.01718	0.103558
Determinant Residual Covariance				1.25E-17	
Log Likelihood (d.f. adjusted)				717.3042	
Akaike Information Criteria				-22.83807	
Schwarz Criteria				-20.88421	

주 : []는 t-검정통계량을 의미함

<표 4-28> 외생 VAR모형의 추정결과

	매매지수	전세지수	지가지수
매매지수(-1)	0.528312 [2.92376]	0.1556 [0.69872]	0.429645 [2.68911]
매매지수(-2)	0.211077 [1.09034]	-0.501058 [-2.10014]	0.019685 [0.11500]
전세지수(-1)	0.088515 [0.69220]	0.354639 [2.25028]	0.137889 [1.21952]
전세지수(-2)	0.025463 [0.19817]	0.167507 [1.05780]	-0.093686 [-0.82462]
지가지수(-1)	-0.247444 [-1.66464]	0.231957 [1.26616]	0.267521 [2.03539]
지가지수(-2)	0.224049 [1.86500]	0.052034 [0.35145]	0.300655 [2.83042]
C	-0.002444 [-0.72851]	-0.003938 [-0.95241]	-0.001365 [-0.46004]
GDP	0.181451 [1.24777]	0.760262 [4.24207]	0.081696 [0.63536]
금리	-0.029428 [-1.13067]	-0.019259 [-0.60042]	0.030528 [1.32656]
R-squared	0.554625	0.545763	0.753713
Adj. R-squared	0.48191	0.471602	0.713503
Sum sq. resids	0.015375	0.023353	0.012021
S.E. equation	0.017714	0.021831	0.015663
F-statistic	7.627442	7.359159	18.74436
Log likelihood	156.5293	144.4081	163.6671
Akaike AIC	-5.087217	-4.669246	-5.333348
Schwarz SC	-4.767493	-4.349522	-5.013624
Mean dependent	0.007872	0.015003	0.009351
S.D. dependent	0.02461	0.030033	0.029262
Determinant Residual Covariance			1.55E-11
Log Likelihood (d.f. adjusted)			474.83
Akaike Information Criteria			-15.44241
Schwarz Criteria			-14.48324

주 : []는 t-검정통계량을 의미함

실제로 모든 변수가 내생적으로 처리된 VAR모형의 예측결과와 금리, 국민총생산을 외생화한 외생모형의 예측결과는 <표 4-29> 및 <표 4-30>에 정리되어 있다. 여기서 보는 것처럼 외생모형이 내생모형에 비해 금리변경정책 등의 효과를 어느정도 개선해 주는 것을 알 수 있다.

일반 VAR모형의 2004년 1/4분기 주택가격 전망치는 108.5로 상승하는 것으로 나타났으나, 금리가 6.3%까지 상승할 것이라는 조건을 부여한 외생 VAR모형에서는 주택가격 전망치가 105.8로 낮게 나타났다. 이는 향후 금리가 상승할 가능성이 많다는 현실적인 견해를 반영한 결과다. 그렇지만 전반적인 개선효과를 뚜렷하게 기대하기는 어려웠다.

<표 4-29> 내생 VAR모형에 의한 부동산가격 전망결과

(1995=100)

	주택가격	전세가격	지가	국내총생산	이자율(%)
2003년 1/4	97.0	100.1	100.1	133,213	5.4
2003년 2/4	100.2	100.0	100.2	130,512	5.1
2003년 3/4	102.9	99.5	102.7	131,005	4.6
2003년 4/4	105.4	99.8	103.3	132,485	4.2
2004년 1/4	108.5	100.6	105.4	134,208	4.1

<표 4-30> 외생 VAR모형에 의한 향후 부동산가격 전망결과

(1995=100)

	주택가격	전세가격	지가	국내총생산	이자율
2003년 1/4	97.0	100.1	100.1	133,213	5.39
2003년 2/4	100.2	100.0	100.2	130,512	5.07
2003년 3/4	102.9	102.1	102.8	134,860	5.30
2003년 4/4	104.7	103.9	105.5	138,833	5.80
2004년 1/4	105.8	104.0	108.1	138,941	6.30

5) 구조적 VAR모형의 추정

(1) 이론적 배경

금리, 국민총생산 같은 거시지표의 변동이 부동산시장에 미치는 영향 및 부동산관련변수간의 상호동태적인 파급관계를 분석하기 위한 도구로서 유용하게 사용되고 있는 구조적 VAR모형을 구축했다.³⁴⁾

구조적 VAR모형이 가진 특성은 모형의 오차항을 구조적으로 해석하며 식별 제약의 일부가 오차항의 공분산행렬에 가해진다는 점을 들 수 있다.

이 모형은 경제변수를 움직이는 근본적인 원인인 독립된 외생적 교란요인들을 오차항으로 식별한다. 따라서 충격반응분석(impulse response analysis) 및 분산분해(variance decomposition)를 통해 각 내생변수들의 변동 중에서 이들 요인들이 기여한 부분의 상대적인 크기를 분석하는 것이 가능하다. 그렇지만 식별제약의 자의성에 대한 불신감에서 완전히 자유로울 수는 없다는 한계를 가지고 있다.

구조적 VAR모형의 내용은 다음과 같이 정리할 수 있다.

식(1)과 같이 일련의 구조방정식 체계에 의해 부동산가격의 움직임과 그 구조가 충분히 설명된다고 가정한다. 식(1)에서 $G(L)$ 은 시차연산자 L 의 함수들로 구성된 구조계수행렬 다항식이며, 경제변수들 사이의 동적관계(動的關係)를 나타낸다. 여기서 y_t 는 $n \times 1$ 벡터이며 e_t 는 $n \times 1$ 구조교란벡터이다. e_t 는 자기상관이 없는 구조교란항들로 구성되므로 이의 공분산행렬은 대각행렬, 즉 $\text{var}(e_t) = \Lambda$ 이며 이때 Λ 는 각 구조교란항의 분산으로 구성된 $n \times n$ 대각행렬이 된다. 이와 같이 각 구조교란항은 상호간 자기상관이 없는 것으로 가정한다.

$$G(L)y_t = e_t \quad (1)$$

이러한 구조형 모형은 일정한 제약조건 하에서 직접 추정할 수도 있으나, 복잡한 계산을 피하기 위해 다음과 같은 식 (2)의 축약형 모형으로부터 구조형 모형

34) 구조적 VAR모형은 부동산시장 전망체계의 개선과는 크게 관계가 없지만, 다른 변수의 충격들을 제거하고 순수한 반응만을 살펴볼 수 있다는 장점이 있다.

의 모수를 추정했다. 식(2)에서 $B(L)$ 은 상수항이 없는 시차연산자 L 의 함수로 구성된 VAR모형의 계수행렬 다항식이며, 오차항벡터의 공분산행렬은 $\text{var}(u_t)=\Sigma$ 을 의미한다.

$$y_t = B(L)y_t + u_t \quad (2)$$

축약형 모형에서 추정된 계수로부터 구조형 모형의 모수를 구하는 방법에는 출레스키 분해법³⁵⁾이 있으며, Blanchard and Watson(1986), Bernanke(1986), Sims(1986) 등이 제시한 방법이 있다. Blanchard and Watson 등은 당기 구조계수행렬에만 제약을 부여하지만 보다 현실적인 비축차형의 경제모형을 설정할 수 있는 구조적 VAR모형을 제시했다.

Blanchard and Watson(1986), Bernanke(1986), Sims(1986) 등이 제시한 당기구조계수행렬들에만 제약을 부여하는 경우에 구조형 모형을 추정하는 방법은 다음과 같다.

먼저 식(1)의 $G(L)$ 은 L^0 에 대한 구조형 모형의 당기 계수행렬(비특이행렬) G_0 와 당기 구조계수행렬 G_0 가 제외된 구조계수행렬 $G^0(L)$ 의 합으로 나타낼 수 있으므로 다음 식(3)을 얻을 수 있다.

$$G(L) = G_0 + G^0(L) \quad (3)$$

따라서 식(1)과 식(2)를 비교해 보면 구조형 모형과 축약형 모형의 계수행렬은 다음과 같은 관계를 가진다.

$$B(L) = -G_0^{-1}G^0(L) \quad (4)$$

또한 구조교란벡터와 축약형의 오차항벡터는 $e_t = G_0 u_t$ 의 관계가 있으므로 e_t 및 u_t 의 공분산행렬은 다음의 식(5)와 같은 관계가 성립된다.

$$\Sigma = G_0^{-1} \Lambda G_0^{-1} \quad (5)$$

결국 Σ 의 표본추정치(標本推定値)만을 통해 Λ 및 G_0 의 최우추정치

35) 당기(當期) 구조계수 행렬에 제약을 부여하는 접근법의 하나인 출레스키 분해법은 하방삼각행렬(下方三角行列)을 이용하여 축약형 모형의 오차항들을 직교(直交)화함으로써 모형을 식별하는 것이다(Sims, 1980). 그러나 이러한 모형식별법은 단지 축차형(recursive)의 경제구조 즉 Wold-causal chain을 상정하고 있으므로 비현실적일 수 있다.

(Maximum Likelihood Estimator)를 구할 수 있다. 그러나 식(5)의 연립방정식 체계에서 계수들을 식별하기 위해서는 제약식의 수가 충분하여 적어도 추정계수 수의 최대치가 Σ 의 계수의 수보다는 적어야 한다. 식(5)의 우항은 $n \times (n-1)$ 개의 자유파라미터를 보유하는 반면 Σ 은 $n \times (n+1)/2$ 개의 파라미터를 포함하기 때문에 최소한 $n \times (n+1)/2$ 개의 제약이 필요하다. G_0 의 대각원소를 1로 정규화 함으로써 모형 식별을 위해 G_0 에 $n \times (n-1)/2$ 개의 제약을 필요로 한다. 출레스키 분해법을 사용하는 VAR 모형은 G_0 를 下方三角行列로 가정하지만 구조적 VAR 모형에서는 경제이론에 근거하여 당기의 경제구조를 나타내는 G_0 에 몇가지 제약을 직접 부과하고 추정할 모수의 수를 식(5)의 분산-공분산행렬 Σ 의 추정계수의 수 이하로 줄임으로써 當期 구조계수행렬 G_0 및 구조교란벡터 e_t 를 구할 수 있다.

(2) 구조적 VAR모형 추정 및 최적모형의 선택

여기서는 계절조정된 데이터를 전분기차분한 자료를 가지고 금리(R)-명목 GDP(Y)-주택전세지수(HR)-지가지수(LP)-주택매매지수(HP)로 구성되어진 5변수 구조적 VAR모형을 추정하고, 충격반응분석 및 예측오차의 분산분해 분석을 시도했다.³⁶⁾ 금리는 앞에서와 마찬가지로 회사채수익률을 사용했다.

추정된 구조적 VAR모형 중에서 충격반응함수가 경제이론 및 부동산부문의 과거 행태에 비추어 가장 타당한 것으로 판단된 모형을 최종모형으로 선정하고, 동 모형에 의해 분산분해 분석을 실시했다. 추정기간은 1987년 1/4~2003년 1/4이며, 모든 구조적 VAR모형의 추정식에는 계절더미가 포함되었고 시차는 2를 적용했다.

이때 부동산시장이 거시경제에 미치는 영향보다 금리나 GDP 같은 거시지표가 부동산가격 등의 변수에 미치는 영향력이 크다고 판단해 ‘금리-명목GDP-부동산

36) 구조적 VAR모형을 추정하기 위해서는 당기 구조계수 행렬에 제약을 부여해 주어야 한다. 본 연구에서는 출레스키 분해법에 의해 G_0 를 하방삼각행렬로 가정한 일반 VAR모형을 추정하는 방법, 경제이론에 근거하여 당기의 경제구조를 나타내는 G_0 에 몇 가지 제약을 직접 부과하여 구조적 VAR모형을 추정하는 방법을 모두 시도해 보았다.

관련변수 3개의 순서³⁷⁾를 설정하는 한편, 주택전세지수, 지가지수, 주택매매지수 등에 대해서는 가능한 경우인 6가지 모형의 분석을 모두 시도해 보았다.

출레스키 분해법에 의한 추정결과는 변수의 순서를 어떻게 하느냐에 따라 달라지는데, 통상 당기에 있어 다른 변수들에게는 영향을 미치지만 자기 자신은 여타 변수로부터 영향을 덜 받는 순서대로 변수를 배열한다.

변수의 순서가 ‘금리(R) - 명목GDP(Y) - 주택전세지수(HR) - 지가지수(LP) - 주택매매지수(HP)’인 경우, G_0 은 다음과 같이 하삼각행렬(lower triangular matrix)의 형태를 띤다.

$$G_0 =$$

	R	Y	HR	LP	HP
R	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Y	a21	1.0	0.0	0.0	0.0
HR	a31	a32	1.0	0.0	0.0
LP	a41	a42	a43	1.0	0.0
HP	a51	a52	a53	a54	1.0

각각의 경우에 추정된 구조적 VAR모형에 의한 충격반응을 보면 금리 및 GDP의 (+)충격에 대해 부동산관련 변수들이 모두 적절하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 모든 경우에 있어 부동산과 관련된 3변수들은 서로 같은 방향으로 움직이려는 경향도 보인다.

한편 당기의 경제구조를 나타내는 G_0 에다 0의 제약을 직접 부과하려면 5변수 VAR모형에서 모두 10개의 ‘0 제약’이 필요하다. 예를 들면 다음과 같이 G_0 를 설정하면 부동산의 3변수들은 일반경제변수 R 및 Y에 당 기간에는 영향을 주지 못하지만 일반경제변수들로부터는 모두 영향을 받는다는 것을 의미한다.

$$G_0 =$$

	R	Y	HR	LP	HP
R	1.0	a12	0.0	0.0	0.0
Y	a21	1.0	0.0	0.0	0.0
HR	a31	a32	1.0	?(0.0)	?
LP	a41	a42	?	1.0	?
HP	a51	a52	?(0.0)	?	1.0

37) 금리(회사채수익률)이 GDP보다 앞에 오는 이유는 금융시장변수가 실물경제변수 보다 경기에 민감하고 선행한다고 보았기 때문이다.

모두 12개의 0제약(? 포함)을 부과하는 모형은 과다식별(over-identified)되는 문제점이 나타났다. 이를 해결하기 위해 ?로 표시한 부분 중에서 2개를 0이 아니며 부동산과 관련된 3변수 상호간에는 일부는 서로 영향을 주고받는 것으로 가정을 완화했으며, 이런 가정 하에서는 모두 6가지의 경우가 가능하다.³⁸⁾ 따라서 여기서는 과다식별된 경우 1가지와 적정식별된 경우 6가지 등 총 7가지의 경우에 대해 충격반응함수를 추계했다.

이렇게 추정된 구조적 VAR모형에 의한 충격반응을 보면 금리 및 GDP의 (+)충격에 대해 부동산관련 변수들이 모두 적절하게 반응하는 것으로 나타났다.³⁹⁾ 또한 모든 경우에 있어 부동산과 관련된 3변수들은 서로 같은 방향으로 움직이려는 경향도 보인다.

이때 충격반응분석의 결과를 토대로 가장 적절한 구조적 VAR모형으로 판단되는 모형으로 출레스키 분해법을 이용하고, 변수의 순서는 ② ‘금리(R)-명목 GDP(Y)-주택전세지수(HR)-주택매매가격지수(HP)-지가지수(LP)’인 모형을 선정했다.

이와 같은 과정을 거쳐 최종적으로 선정된 구조적 VAR모형을 가지고 실시한 예측오차의 분산분해 분석결과(4분기 전망오차 기준), <표 4-29>에 정리한 결과에서 보는 것처럼 주택전세지수의 변동은 지가지수(41%) 자기자신(25%) 금리(24%)에 의해, 주택매매가격지수는 소득(56%) 금리(17%) 지가지수(15%)에 의해, 지가지수는 주택매매가격지수(38%) 금리(19%) 소득(16%)에 의해 좌우되는 것으로 나타났다.

38) 6개의 ?중에서 부동산 관련 3변수간의 인과관계분석(제 I 장 4절 참조)에서 영향을 주지 않는 것으로 나타난 a34 및 a53은 항상 0제약을 부과했다.

39) 이번에도 (+)GDP 충격에 대해 부동산관련 변수중 한 변수는 거의 영향이 없는 것으로 나타나는 문제가 있었으나, 6가지의 모든 경우에 나타나는 문제로 이것을 기준으로 모형간에 우열을 가릴 수는 없었다.

<표 4-31> 부동산가격의 분산분해 결과

(주택전세지수 : HR)

Step	Std Error	R	HR	LP	Y	HP
1	0.022429	7.46	2.47	90.08	0.00	0.00
2	0.032029	9.52	32.35	48.08	8.54	1.52
3	0.036248	26.28	26.29	37.54	8.57	1.34
4	0.037692	24.36	25.18	40.91	8.25	1.30
5	0.038357	23.98	24.58	40.12	9.57	1.76
6	0.038777	23.89	24.77	39.30	9.64	2.41
7	0.038999	23.84	24.50	38.93	9.55	3.18
8	0.039160	23.64	24.51	38.64	9.53	3.68
9	0.039223	23.64	24.46	38.62	9.50	3.78
10	0.039263	23.59	24.41	38.54	9.68	3.77
11	0.039377	23.46	24.29	38.34	10.13	3.79
12	0.039489	23.32	24.21	38.15	10.48	3.84

(주택매매지수 : HP)

Step	Std Error	R	HR	LP	Y	HP
1	0.013288	0.79	0.08	20.24	78.89	0.00
2	0.018626	18.59	3.52	12.09	64.13	1.67
3	0.021454	19.94	6.32	12.17	58.59	2.99
4	0.024012	16.84	8.39	15.24	56.47	3.05
5	0.025409	15.52	8.99	16.66	56.07	2.77
6	0.025951	15.05	8.99	17.52	55.71	2.74
7	0.026306	14.65	8.75	18.24	55.37	2.99
8	0.026581	14.36	8.61	18.50	55.24	3.29
9	0.026779	14.17	8.52	18.56	55.30	3.45
10	0.026979	13.96	8.41	18.62	55.54	3.47
11	0.027204	13.76	8.27	18.63	55.91	3.43
12	0.027434	13.61	8.14	18.63	56.26	3.37

(지가지수 : LP)

Step	Std Error	R	HR	LP	Y	HP
1	0.011056	1.52	0.01	1.55	2.12	94.80
2	0.015767	0.83	1.10	25.08	6.11	66.87
3	0.020661	7.12	15.92	14.62	16.90	45.44
4	0.022618	19.00	14.33	12.42	16.13	38.12
5	0.025178	15.51	13.45	14.90	24.94	31.20
6	0.027743	13.10	12.35	14.06	34.35	26.14
7	0.028910	12.14	13.09	14.02	36.44	24.31
8	0.029996	11.75	12.29	15.31	38.06	22.60
9	0.030776	11.36	11.71	15.85	39.59	21.49
10	0.031245	11.12	11.46	16.20	40.34	20.89
11	0.031789	10.96	11.22	16.62	40.99	20.21
12	0.032332	10.82	10.96	16.87	41.81	19.54

5. 중기 예측모형

중기 예측모형은 부동산시장에 영향을 미치는 다양한 변수를 사용하는 구조모형으로 작성할 수 있다. 그렇지만 구조모형의 경우 예측에 필요한 설명변수의 장래치를 불확실한 가정에 의해 구하기 때문에 예측오차가 심하게 나타날 가능성이 높을 수밖에 없다.

따라서 이 연구에서는 인구 같은 부동산수급을 결정하는 기본요인을 설명변수로 하는 주택가격, 전세값 및 지가의 방정식을 추정하고, 부동산시장의 중기적 변동추세를 예측하는 방법을 적용했다. 중기 예측모형에서 사용한 인구, 소득, 주택투자 등은 장래치에 대한 자료 확보가 용이하다는 장점을 가진다.

인구자료는 통계청에서 시도별 장래인구추계치를 발표하고 있으며, 주택투자는 정부의 중장기 주택공급계획을 바탕으로 장래의 주택투자에 대한 자료를 구할 수 있다. 소득의 경우 한국경제의 잠재성장능력을 바탕으로 안정적인 추계가 가능하다.

주택가격, 전세값 및 지가방정식은 다음과 같이 설정했으며, 부동산수급의 지역간 차이, 외환위기 당시의 충격, 금리의 급격한 변동에 따른 영향을 반영하기 위해 일부 변수를 방정식에 추가했다.

$$\log(\text{주택가격}) = \beta_1 \log(\text{인구}) + \beta_2 \log(\text{1인당GRDP}) + \beta_3 \log(\text{주택공급})_{t-2} + \beta_4 \log(\text{금리}) + \text{지역더미} + \text{연도더미} + \text{시차변수}$$

$$\log(\text{전세값}) = \beta_1 \log(\text{인구}) + \beta_2 \log(\text{1인당GRDP}) + \beta_3 \log(\text{주택공급})_{t-2} + \beta_4 \log(\text{금리}) + \text{지역더미} + \text{연도더미} + \text{시차변수}$$

$$\log(\text{지가}) = \beta_1 \log(\text{인구}) + \beta_2 \log(\text{1인당GRDP}) + \beta_3 \log(\text{주택가격}) + \text{연도더미} + \text{시차변수}$$

모형의 추정기간은 1986년부터 2002년까지이며, 15개 지역(제주도 제외)의 연도 및 지역자료를 풀링한 255개 표본을 가지고 분석했다.

주택가격과 전세가격은 국민은행에서 발표하는 주택매매지수, 주택전세지수, 지가는 토지공사에서 발표하는 지가지수를 사용했다. 주택가격과 전세가격의 경우 도별자료가 없는 관계로 해당 도내의 시(市)들의 가격을 평균해서 도의 가격 자료로 사용했다. 인구자료는 통계청의 시도별 장래인구추계치를 사용했으며, 주택투자는 시도별 주택공급실적자료, 소득은 시도별 1인당 GRDP를 각각 사용했다.

한편 지역더미(수도권)와 연도더미(1998년)는 한국 부동산시장의 특수한 지역적, 시대적 상황을 고려하기 위해 도입되었다. 부동산시장에서 지역별 차별화현상이 지속되고 있으며, 1998년은 외환위기로 부동산시장이 충격을 받았던 시점이다. 금리는 2001년부터 부동산시장에 본격적으로 영향을 미치기 시작했다는 점을 감안해 슬로프 더미(Slope dummy)를 사용해 조정했다.

추정결과는 <표 4-32> ~ <표 4-34>에 정리되어 있다. 여기서 보는 것처럼 추정된 방정식의 설명력은 지가의 추정식을 제외하고 낮은 편이지만, 추정치의 통계적 유의도와 더빈-왓슨값(Durbin-Watson Statistic)에는 별 문제없다.

<표 4-32> 주택가격의 증기 예측모형 추정결과

구 분	통 계 량		
	추정계수	t값	p값
지역총인구	0.1477	0.6899	0.4910
1인당 GRDP	0.2378	3.4895	0.0006
주택공급	-0.0021	-2.8791	0.0044
금리	-0.0054	-0.7804	0.4360
연도더미	-0.0984	-4.7803	0.0000
지역더미	0.0181	1.1095	0.2684
시차변수	0.4849	8.7118	0.0000
수정 R ²	0.4185	Durbin-Watson	1.4447

<표 4-33> 전세값의 중기 예측모형 추정결과

구 분	통 계 량			
	독립변수	추정계수	t값	p값
지역총인구	0.1438	0.6081	0.5437	
1인당 GRDP	0.1820	2.4209	0.0163	
주택공급	0.0007	0.9058	0.3660	
금리	-0.0137	-1.7430	0.0827	
연도더미	-0.1865	-8.2030	0.0000	
지역더미	0.0103	0.5728	0.5674	
시차변수	0.2997	6.0021	0.0000	
수정 R ²	0.4796	Durbin-Watson	1.8011	

<표 4-34> 지가의 중기 예측모형 추정결과

구 분	통 계 량			
	독립변수	추정계수	t값	p값
지역총인구	0.0956	0.5261	0.5994	
1인당 GRDP	0.0771	1.5285	0.1279	
주택가격	0.5025	8.9127	0.0000	
연도더미	0.0228	1.5567	0.1211	
시차변수	0.4957	13.2530	0.0000	
상수	-0.0258	-5.8886	0.0000	
수정 R ²	0.7145	Durbin-Watson	1.8358	

다만 수도권과 지방으로 양분되어 있는 주택시장의 상황을 반영하기 위해 도입한 지역더미변수의 유의도가 기대보다는 낮은 것으로 나타났으며, 인구와 주택공급변수 역시 유의도가 낮은 편이다. 이는 한국 부동산시장이 장기적으로는 소득 변동에서 많은 영향을 받는다는 사실을 보여주는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

아파트가격에 대한 중기 예측모형의 추정결과를 가지고 서울 아파트가격의 중

장기 추세를 추정한 결과, 서울의 아파트가격은 부동산경기가 큰 호황이었던 1990년을 전후해서 추세를 위쪽으로 벗어난 바 있으며, 2003년 현재도 가격의 단기급등에 따라 추세에서 상향 이탈해 있다. 이는 최근의 아파트시장이 장기추세에서 벗어나 상당히 과열상태에 놓여 있다는 사실을 시사해 준다.

6. 시장동향조사자료의 활용

부동산시장을 전망하는 방법의 하나로 많이 사용되고 있는 설문조사는 주로 시장참여자의 주관적 판단이나 시장상황에 대한 응답자료를 근거로 향후 시장변화를 예측하는 방법이다.

현재 국민은행의 도시주택가격동향조사에서 주택거래동향을 조사하고 있으며, 일부 부동산정보업체 등에서 향후 가격변동예상 또는 정책효과에 관한 소비자의 반응을 조사하고 있다.

국민은행의 주택거래동향조사는 부동산중개업소를 대상으로 2000년부터 시작해 지금까지 약 15분기의 자료가 축적되어 있다. 매매시장의 경우 매수/매도우위의 상대적인 크기를 응답하며, 임대시장에 대해서는 전세공급물량의 충분·부족 정도를 응답하도록 구성되어 있다. 이 조사의 정확성 및 부동산시장 전망체계의 활용가능성을 검토하기 위해 서울 및 전국을 대상으로 매매시장의 매수/매도우위를 표준화한 점수를 구하고,⁴⁰⁾ 이를 아파트가격 변동률과 비교해 정리한 결과는 <표 4-35> 및 <표 4-36>와 같이 나타났다.

여기서 보는 것처럼 매매시장의 경우 매수/매도의 표준화점수와 아파트가격 변동은 어느정도 유사한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 국민은행의

40) 매도/매수우위의 점수화는 매수우위 2점, 비슷함 1점을 각각 부여했으며, 모든 응답자가 매수우위로 응답했을 경우 200점으로 환산된다. 이때 부동산중개업소가 매도우위로 응답하려는 경향이 있다는 것을 감안해 전체 응답점수의 평균값 및 표준편차를 가지고 표준화한 점수로 재산정했다. 따라서 표준화한 값은 0점을 기준으로 (+)이면 매수가 많은 호황국면, (-)이면 침체국면으로 간주할 수 있을 것이다.

주택거래동향조사자료는 시계열이 충분히 축적되면 부동산시장모형에 포함해 예측력을 개선하는데 도움을 줄 수 있을 것이다. 그렇지만 임대시장은 표준화점수와 전세값 변동의 추세가 차이를 보이고 있다. 이에 대해서는 추가적인 분석이 필요하다.

<표 4-35> 매매시장 동향조사 및 가격변동률 비교

주택매매시장									
연도	서울		전국		연도	서울		전국	
	동향 조사	가격 변동률	동향 조사	가격 변동률		동향 조사	가격 변동률	동향 조사	가격 변동률
2000. 1.	-0.6	0.5	-0.8	0.3	2001.12.	1.1	1.4	0.8	0.8
2000. 2.	-0.6	0.8	-1.0	0.4	2002. 1.	2.1	3.7	2.1	2.6
2000. 3.	-0.8	0.8	-1.0	0.4	2002. 2.	2.0	3.3	2.0	2.5
2000. 4.	-1.0	0.3	-1.1	0.1	2002. 3.	1.3	2.7	1.5	2.3
2000. 5.	-0.9	0.0	-1.2	-0.1	2002. 4.	0.3	1.2	0.4	1.0
2000. 6.	-0.8	0.0	-1.3	-0.3	2002. 5.	-0.1	0.9	0.0	0.6
2000. 7.	-0.8	0.4	-1.2	0.0	2002. 6.	0.3	0.6	0.2	0.4
2000. 8.	-0.9	0.4	-1.1	0.2	2002. 7.	1.2	2.0	0.8	1.0
2000. 9.	-0.9	0.6	-1.0	0.2	2002. 8.	1.9	2.6	1.5	1.7
2000.10.	-1.4	0.3	-1.4	0.1	2002. 9.	1.4	3.3	1.5	2.4
2000.11.	-1.5	-0.4	-1.5	-0.3	2002.10.	-0.4	0.4	0.1	0.5
2000.12.	-1.5	-0.7	-1.4	-0.6	2002.11.	-0.4	-0.2	-0.4	0.1
2001. 1.	-1.1	-0.1	-1.1	-0.1	2002.12.	-0.5	0.1	-0.4	0.2
2001. 2.	-0.5	0.6	-0.5	0.3	2003. 1.	-1.4	-0.7	-0.9	-0.1
2001. 3.	-0.3	0.6	-0.1	0.6	2003. 2.	-1.0	0.4	-0.6	0.5
2001. 4.	-0.1	0.7	0.1	0.6	2003. 3.	-0.7	0.7	-0.4	0.7
2001. 5.	0.4	1.1	0.5	0.7	2003. 4.	-0.1	1.3	0.0	0.9
2001. 6.	1.1	1.3	0.8	0.8	2003. 5.	1.1	1.6	1.1	1.6
2001. 7.	1.3	1.7	1.4	1.2	2003. 6.	-0.1	0.6	0.0	0.7
2001. 8.	1.5	2.6	1.6	1.9	2003. 7.	-0.1	0.5	0.0	0.2
2001. 9.	0.5	1.9	0.8	1.6	2003. 8.	0.4	0.7	0.4	0.4
2001.10.	-0.4	0.2	0.2	0.5	2003. 9.	0.6	1.5	0.7	0.8
2001.11.	0.1	0.3	0.1	0.4					

<표 4-36> 임대시장 동향조사 및 가격변동률 비교

주택전세시장									
연도	서울		전국		연도	서울		전국	
	동향 조사	가격 변동률	동향 조사	가격 변동률		동향 조사	가격 변동률	동향 조사	가격 변동률
2000. 1.	-0.5	1.5	-0.2	1.3	2001.12.	0.0	-0.1	0.0	0.3
2000. 2.	-0.9	3.8	-0.6	2.9	2002. 1.	-0.7	2.1	-0.7	2.1
2000. 3.	-0.9	2.9	-0.7	2.3	2002. 2.	-0.9	3.5	-1.0	2.8
2000. 4.	-0.9	1.7	-0.6	1.3	2002. 3.	-0.9	3.0	-1.0	2.2
2000. 5.	-0.6	0.2	0.0	0.1	2002. 4.	-0.7	1.8	-0.7	1.3
2000. 6.	-0.3	-0.1	0.2	-0.2	2002. 5.	-0.3	0.7	-0.2	0.3
2000. 7.	-0.6	0.5	-0.2	0.2	2002. 6.	-0.1	0.1	0.1	0.0
2000. 8.	-1.0	2.1	-0.8	1.4	2002. 7.	-0.2	0.9	0.0	0.3
2000. 9.	-1.0	2.1	-0.9	1.9	2002. 8.	-0.1	1.6	-0.3	1.0
2000.10.	-0.4	1.2	-0.4	1.1	2002. 9.	0.3	1.0	-0.1	1.2
2000.11.	0.9	-0.9	0.4	-0.3	2002.10.	1.3	-1.0	0.8	-0.1
2000.12.	1.1	-1.8	0.9	-1.1	2002.11.	1.7	-2.1	1.4	-0.9
2001. 1.	-0.3	0.4	-0.3	0.1	2002.12.	1.8	-1.1	1.6	-0.5
2001. 2.	-1.0	3.4	-1.2	2.4	2003. 1.	1.4	-0.6	1.6	-0.1
2001. 3.	-0.9	2.6	-1.2	2.4	2003. 2.	0.6	0.7	0.8	0.8
2001. 4.	-1.0	1.5	-1.2	1.3	2003. 3.	0.5	0.7	0.7	0.7
2001. 5.	-0.7	1.2	-0.9	1.0	2003. 4.	1.1	-0.1	1.5	0.1
2001. 6.	-0.8	1.1	-0.9	0.9	2003. 5.	1.7	-0.3	2.0	-0.2
2001. 7.	-0.9	1.7	-1.1	1.5	2003. 6.	2.0	-0.7	2.4	-0.6
2001. 8.	-1.0	2.8	-1.2	2.5	2003. 7.	2.0	-0.8	1.7	-0.5
2001. 9.	-1.0	2.7	-1.1	2.3	2003. 8.	1.6	-0.4	1.5	-0.2
2001.10.	-0.6	0.3	-0.8	0.8	2003. 9.	1.2	0.3	1.0	0.4
2001.11.	0.0	-0.4	-0.1	0.0					

CHAPTER 5

결론 및 정책건의

1. 부동산시장 동향 및 전망체계의 활용

1) 부동산 시장 전망

이 연구에서 구축한 부동산시장 전망체계는 예측오류의 축소, 예측의 시의성 제고와 함께 외생적인 충격을 예측에 어느 정도 반영할 수 있다는 강점을 기대할 수 있을 것이다. 부동산시장 전망체계를 이용해 2003년 9월 말에 2003년 4/4분기의 주택가격, 전세값 등을 예측하는 절차는 다음과 같이 요약할 수 있다.

먼저 초단기 예측모형으로 2003년 9월의 주택가격 등을 예측한 다음, 이를 이용해 3/4분기의 잠정치율 구했다. 다음 2003년 2/4분기까지의 실제치와 3/4분기의 잠정치 등을 이용해 단기 구조모형으로 예측한 4/4분기의 전국 매매주택지수는 100.96 (2003.6=100 기준)으로 나타났으며, 전국 전세지수는 103.13으로 추계되었다. 같은 절차를 거쳐 서울 주택가격·전세지수 및 서울 아파트가격·전세지수의 4/4분기 예측치를 각각 추계할 수 있다.

한편 단기 VAR모형에 3/4분기의 잠정치를 적용해 추계한 4/4분기의 전국 주택가격·전세지수는 각각 103.49, 100.84로 나타났다. 이를 요약한 결과는 <표 5-1>

에 정리되어 있다.41)

<표 5-1> VAR모형을 이용한 주택시장 예측결과

(2003.6=100)

	전국 매매주택지수	전국 전세지수	서울 매매주택지수	서울 전세지수	서울 아파트 가격지수	서울 아파트 전세지수
2003. 3/4	101.4	99.7	102.7	99.1	104.4	99.5
2003. 4/4	103.5	100.8	104.6	99.5	107.3	101.2

단기 구조모형의 예측치와 단기 VAR모형의 예측치를 평균한 값은 <표 5-2>에 서 보는 것처럼 전국 매매주택지수가 102.2, 전국 전세지수는 102.0으로 구해졌다.42) 이렇게 조정된 전국 예측치를 바탕으로 서울의 주택가격, 서울 아파트가격 등의 예측결과를 수정하면 최종적인 서울 주택시장의 가격 변동을 전망할 수 있다.

물론 이렇게 예측된 결과는 최종적으로 확정된 결과는 아니며, “9.5재건축아파트대책”이나 “10.29 주택시장안정종합대책”이 부동산시장에 미치는 영향을 반영하지 않았기 때문에 예측결과의 수정이 필요하다.

<표 5-2> 2003년 4/4분기 부동산시장 예측

(2003.6=100)

	전국 매매주택지수	전국 전세지수	서울 매매주택지수	서울 전세지수	서울 아파트 가격지수	서울 아파트 전세지수
지수	102.2	102.0	103.3	100.7	105.9	102.4
(변동률)	(0.8)	(1.2)	(0.6)	(1.2)	(1.4)	(2.9)

41) 연구과정에서 잠정적으로 부동산시장 예측시뮬레이션을 시도해본 값이며, 국토연구원의 공식적인 전망수치는 아니다.

42) 단기 구조모형과 단기 VAR모형의 예측결과를 종합적으로 판단하는 방법은 확립된 방법은 없으며, 통상적으로 양자의 평균치를 사용하거나 단기 구조모형의 예측치를 바탕으로 단기 VAR모형의 예측치를 조정하는 방법 등을 검토할 수 있다. 이러한 판단은 전문가의 경험을 가지고 결정할 수 있을 것이다.

여기서는 9.5대책의 파급효과를 추정하고, 이를 바탕으로 2003년 4/4분기의 당초 전망치를 수정하는 작업을 시도했다. 9.5대책은 9월 이후 주택가격, 전세값에 어느 정도 영향을 미쳤을 것이며, 9월의 가격통계는 10월 초에 발표된다. 이를 가지고 9.5대책의 영향을 파악할 수 있다.

초단기 예측모형으로 추정한 9월의 주택가격, 전세값은 각각 전월대비 1.1%, 0.9% 상승으로 나타났다. 그런데 9월의 실제 주택가격, 전세값은 0.8%와 0.3%가 상승한 것으로 조사되었다. 따라서 9.5대책의 파급효과는 미미한 것으로 볼 수 있으며, 10월 들어서도 주택가격은 상승세를 지속했다. 이런 점을 감안할 때 당초의 전망치를 수정할 필요성은 낮은 것으로 판단된다.

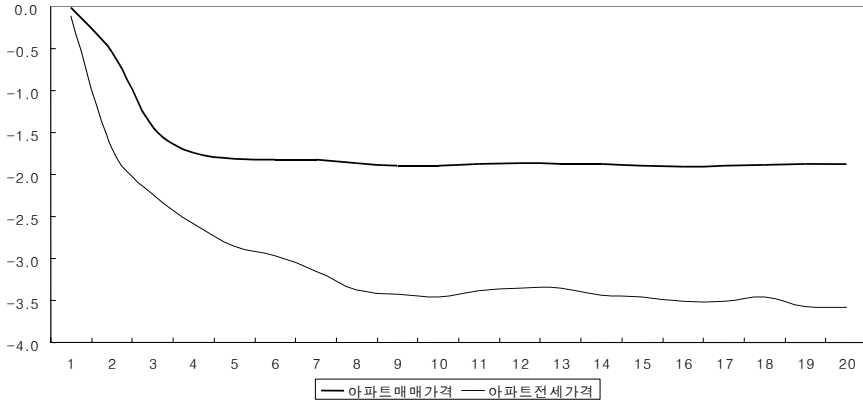
그러나 10.29대책은 부동산시장에 큰 영향을 미치고 있다. 10.29대책의 영향을 감안한 부동산시장 예측결과는 대책발표 후 1~2개월 정도가 경과하면 어느 정도 정확하게 얻을 수 있을 것이다. 2004년의 부동산시장 전망에서는 이런 부분이 반드시 반영되어야 할 것이다.

2) 경제정책의 시장파급효과

콜금리의 2%p 인상이 부동산시장에 미치는 파급효과는 <그림 5-1>과 같이 나타났다. <그림 5-1>에서 보는 것처럼 콜금리 2%p 인상은 아파트매매가격과 전세가격을 하락시키는 파급효과를 유발한다. 아파트매매가격은 금리인상 후 1분기부터 지속적으로 하락하기 시작하여 4분기에는 약 1.8% 하락한다. 아파트전세가격은 초기에는 하락효과가 미미하지만, 2분기부터 급격하게 하락하는 형태를 보이면서 6분기에는 약 2% 하락한다.

여기서 알 수 있듯이 아파트전세가격이 아파트매매가격보다 시기상의 차이는 있지만 민감하게 반응하는 현상을 보이고 있다. 금리 변동의 전세가격 파급효과가 상대적으로 높은 것은 저금리기조로 임대시장에서 월세전환이 활발하게 이루어지면서 금리하락이 전세값의 상승을 부추긴 데다, 금리가 상승하면 주택임대사업에 참여했던 자금이 임대시장에서 벗어나 은행 등으로 투자대상을 이동하기

때문으로 보인다.



<그림 5-1> 콜금리 2%p 인상시 부동산 시장 파급효과

금리인상의 부동산시장 파급효과는 최근 아파트가격 및 전세가격의 상승배경에 시중금리의 급격한 하락과 저금리기조가 자리잡고 있다는 사실을 보여준다. 1997년 상반기까지 12%대의 높은 수준에 머물렀던 콜금리나 CD유통수익률은 2003년에는 3%대로 크게 하락했다. 외환위기 이전보다 아파트가격이 30%가량 상승했다는 점을 감안하면 가격상승의 상당부분이 금리하락에 직접적인 원인이 있다는 판단이 가능하다.

2. 정책건의

이 연구에서 수행한 부동산시장 전망체계는 시장의 변동에 관한 사전예측수단을 확보하는 것을 목적으로 하고 있다.

부동산은 가격 변동의 관성이 강하며 단기적인 수급조절이 곤란하기 때문에 초기에 시장불안을 해소하지 못하면 많은 부작용을 초래한다. 따라서 시장 변동

에 사후적으로 대응하는 대책으로는 충분한 정책효과를 기대하기 어려우며, 사전예측수단을 확보해 선제적으로 시장에 대응하는 것이 매우 중요하다. 이런 점에서 이 연구는 부동산시장의 단기 및 중기 전망을 통해 시의적절한 시장안정대책 마련을 위한 판단 근거를 제공한다는 의의를 가진다.

부동산시장 전망체계에서는 각 분기 말에 다음 분기의 시장을 전망하고 각 연 말에는 다음 해의 시장을 전망하는 한편, 중기 전망을 통해 시장의 중장기적 변동추세를 판단할 수 있는 자료를 제공할 계획이다. 이는 시장동향의 판단 및 대책수립에 크게 기여할 것으로 기대된다. 또한 단기 구조모형을 통해 부동산정책 및 경제, 금융정책의 장·단기 효과분석을 통해 과급효과를 사전에 검증하고 부작용을 최소화하는 대책을 제시할 계획이며, 이는 효율적인 정책수립에 기여할 수 있을 것이다.

향후 부동산시장의 관리나 정책수립에서 이러한 결과를 적극 활용할 필요가 있으며, 이를 바탕으로 시장의 안정기반을 확보할 수 있을 것이다. 이와 함께 보다 효과적인 시장전망체계를 구축하기 위한 모형의 개선작업이 꾸준히 추진되어야 할 것이다.

특히 부동산시장은 시장 내적인 요인과 함께 정책 변경 같은 외부의 충격이나 기대심리에 의해 크게 영향을 받는다. 투기억제대책이나 공급규제 같은 계량적으로 나타내기 어려운 외부충격이 발생할 경우 전망의 오류를 초래할 수밖에 없으며, 기대심리는 가격의 변동성을 심하게 만드는 요인으로 작용한다. 이는 부동산시장의 전망작업에서 직면하는 가장 큰 애로점이다.

부동산시장 전망체계에서는 이런 문제를 최소화하기 위한 절차를 거치고 있지만, 예측의 오류를 충분히 해결하기는 어려운 것이 사실이다. 이는 부동산시장 전망체계가 가지는 한계라고 할 수 있을 것이다.

따라서 시장 외적인 충격을 전망체계에 반영하는 기법의 개발이나 기대심리를 파악하기 위한 시장조사(BSI)자료를 적극 활용할 수 있는 연구가 필요하다. 또한 예측의 정확성을 제고할 수 있도록 부동산시장에 관련된 다양한 연구들의

수행이 요구된다. 부동산시장예고지표의 개발, 부동산시장과 금융·자본시장의 관계 분석, 비가격 시장지표의 분석 같은 연구들은 부동산정책의 효과를 제고하고, 시장의 안정기반을 구축하는데 필수적인 과제라고 할 수 있다.

참고문헌

- 김갑성·서승환. 1999. 「부동산시장의 구조 변화에 대한 실증분석」. 삼성경제연구소 .
- 김관영. 1998.4. 주택시장의 경기변동에 관한 연구”. 『주택연구』.
- 김양우·이금희·장동구. 2000. “단기경제예측시스템”. 「한국경제의 계량경제모형」. 한국은행.
- 김재영·김민철. 2002. 「경제구조 변화를 고려한 건설경기 예측모형 개발 연구」. 국토연구원.
- 김중욱. 2002. 자산가격 변동의 인플레이션 선행성 분석. 한국은행.
- 박재룡·서승환 외. 1998. 「IMF 충격에 따른 자산디플레이션 현상과 대책」. 삼성경제연구소.
- 박철·박성규. 2002. 「부동산가격의 변동요인 분석과 전망 연구」. 한국감정평가연수원. 연구총서 2002-02.
- 박헌주·정희남 외. 2000. 「토지시장의 구조변화 및 전망연구」. 국토연구원.
- 서승환. 1994. 「한국 부동산시장의 거시계량분석」. 서울 : 홍문사.
- 손경환·김혜승. 1994. 「주택시장모형 연구」. 국토연구원.
- 손경환·김혜승. 2002. 「부동산시장 구조모형 연구」. 국토연구원.
- 손재영·김관영. “우리나라 부동산가격 추이의 특징과 전망”. 「국토계획」 33. 1. 1998.1.
- 윤주현. 2001. 「VAR모형 구축을 통한 토지·주택시장 전망연구」. 국토연구원.
- 윤주현·김혜승. 2000. 「주택시장 경기동향 및 단기전망 연구」. 국토연구원.

- 이병연·김창수 외. 2000. 「지가변동예고지표 개발을 위한 연구」. 건설교통부.
- 이용만. 2002. "시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대상승률 추정".
「부동산학연구」. 부동산분석학회.
- 이용만. 2000. "부동산경기 파악의 쟁점들". 「주택」. 주택공사
- 이용만. 1997. "토지의 용도 변경에 대한 기대와 거품 검증". 「경제학연구」 45(1).
한국경제학회.
- 이용만. 1995. 「한국의 지가결정에 관한 연구 : 지대와 지가, 그리고 합리적 거품」.
연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 한국개발연구원. 2000. 「부동산시장 전망 및 대응방안: 세계 등 정책변화의 효과분석을
중심으로」.
- 허세립. 1992. 「부동산시장이 존재하는 거시경제에서의 정책과급효과에 관한 연구,
통화정책을 중심으로」. 고려대학교 박사학위논문.
- 剗屋武昭. 1986. 「計量經濟分析の考え方法と實際」. 東洋經濟新聞社
- 小峰隆夫. 1989. 「株價・地價變動と日本經濟」
- 山本拓. 1988. 「經濟の時系列分析」. 創文社
- Bernanke, B. S. 1986. "Alternative Explanations of the Money-Income
Correlation". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25.
pp. 49-99.
- Blanchare, O. J. and M. W. Watson. 1986. "Are All Business Cycles Alike?".
R. J. Gordon(ed.), American Business Cycle. Chicago: University of Chicago
Press.
- Capoza, D.R., G.M. Schwann and K.E. Case. 1989. "The Asset Approach to
Pricing Urban Land: Empirical Evidence". *AREUEA Journal*. pp161-176.
- Case, B. and Quigley, J. M. Feb. 1991. "The dynamics of real estate price".
Review of Economics and statistics No. 1.

- Crone, Theodore M. and Michael P. McLaughlin. 1999. "A Bayesian VAR for Forecasting Model for the Philadelphia Metropolitan Area" . *FRB of Philadelphia Working Papers* 99-7.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton. 1996. *Urban Economics and Real Estate Markets*. Prentice Hall. Englewood Cliffs, NJ.
- Dombush, Rudiger and Stanley Fischer. 1990. *Macroeconomics Fifth edition*.
- Edelstein, R. H. and J. M. Paul. 1997. *Are Japanese Land Price Based on Expectation ?*. AREUEA-ASRES Joint Conference Maui.
- Englund, P. and Y.M. Ioannides. 1997. "House Price Dynamics: An International Empirical Perspective". *Journal of Housing Economics* Vol 6.
- Figlewski, S. and P. Wachtel. 1981. "The Formation of Inflationary Expectations" *Review of Economics and Statistics* 63.
- Harvey. Andrew C. 1990. *The Econometric Analysis of Time Series. Second edition*. Philip Allan.
- Harvey, Jack. 1996. *Urban Land Economics Fourth edition*. Macmillan.
- Ihlanfeldt, Keith and Thomas P. Boehm. 1987. "Government Intervention in the Housing Market: An Empirical Test of the Externalities Rationale". *Journal of Urban Economics* 22. pp276-290.
- Litterman, Robert B. 1986. "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience" . *Journal of Business and Economic Statistics* 4, pp25-38.
- Malpezzi, Stephan and Duncan Maclennan. Sept. 1994. "The Long Run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom". *mimeo*. The University of Wisconsin.
- McDonald, John F. 1996. *Fundamentals of Urban Economics*. Prentice Hall.
- Muth, Richard F. and Allen C. Goodman. 1989. *The Economics of Housing Markets*. Harwood Academic Publishers.

- Pearce, D. K. 1979. "Comparing Survey and Rational Measures of Expected Inflation". *Journal of Money, Credit and Banking* 11. pp447-456.
- Meen, G.P. 2001. *Modelling Spatial Housing Markets - Theory, Analysis and Policy*. Kluwer Academic Publishers.
- Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality" . *Econometrica* 48. pp1-48.
- Sims, C. A. 1986. "Are forecasting models usable for policy analysis?" . *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* Winter. pp2-16.
- Todd, Richard M. 1984. "Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression" . *Quarterly Review* fall. FRB of Minneapolis. pp18-29.
- Waggoner, Daniel and Tao A. Zha. 1998. "Conditional Forecasts in Dynamic Multivariate Models" . *FRB of Atlanta Working Paper*. pp98-22.
- Zha, Tao A. 1998. "A Dynamic Multivariate Models for Use in Formulating Policy" . *FRB of Atlanta Economic Review* 83 First Quarter. pp16-29.

SUMMARY

A Study on the Trend and Prospect in the Real estate Market

Kyoung-Hwan Sohn, Mina Kang

In this study, we built an efficient system for forecasting land and housing market. Even though the issues about the trend and forecasting of land and housing market have been focused and studied a lot, the previous studies have some limitation in the market estimate. It is because these studies were not provided with any comprehensive analysis, which includes every factor and uses various models, and because they could not reflect the fluctuation of the market. The purpose of this study improves the usefulness of forecasting the land and housing market in terms of affordability of data, timely fitness and a system that link several forecasting methods.

The system that we have set in this study has three remarkable characteristics. First, this system would reduce the forecasting errors that

were made only by using one or two methods or models. Second, the system improves affordability of data, by doing the forecasting of the monthly and quarterly data. Also it reduces error from using arbitrary data. Finally, it enhances estimating ability by various methods and models including structural models, ARIMA, VAR, Bayesian VAR, exogenous VAR, structural VAR and Business survey index about market trend.

We analyze the estate market of the country and Seoul in regional categories. Housing market includes apartments, and attached and detached dwellings. And the sale price and rent indices of each type of housing are considered. Land market is analyzed in terms of land value and land trades. A system is composed of a very short-term model, a short-term model, and a mid-term model. The data were collected quarterly from 1991 1/4 to 2003 3/4, along with 153 monthly data. The very short-term model purposes producing a monthly estimate and provisional quarterly data that are not reported at the estimating time. It is built by ARIMA and VARs. The short term model has a part of seemingly unrelated system, called by structural models which include 4 definition equations and 19 state equations in 4 categories such as total demand sector, financial market sector, real estate sector, and price sector. This model is estimated by OLS in equation by equation. The other part of the short-term model is VARs. By testing, Bayesian VAR improves the ability of forecasting of the normal VAR by using a quarterly differenced data. The variance decomposition of a structural VAR that gives information about the relative importance of the random innovations shows that the 56 percentage variance of housing sale price index is due to the income, and 17 percentage variance of that is due to the interest rate. The 41 percentage variance of housing rent price index is due to the land price index, and 24 percentage variance of that

is due to the interest rate. In the land price index the housing sale price index bring the 38 percentage variance and interest rate causes of 19 percentages of them.

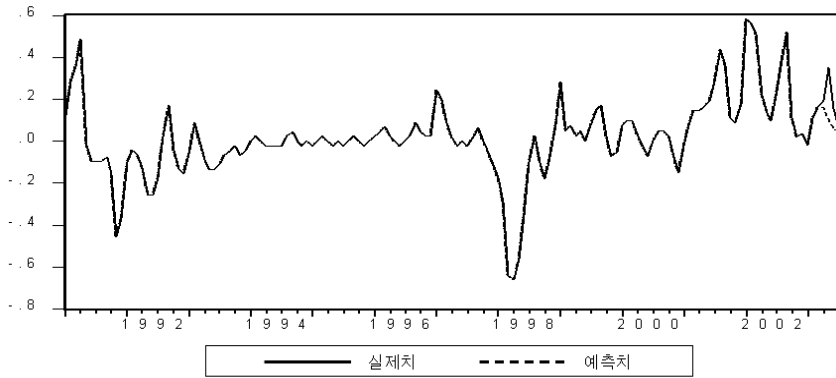
The mid-term model is a set of housing sale price, housing rent index, land price index, regional population, regional per capita income, housing supply and regional dummy. This model aims at analyzing the trend of price in estate market. Finally, we study out what the market participants expect from the market and what kind of relationship between expectation and movement of apartment price will be expected. From a survey of housing purchase and rent market, the ratio of buying and selling has similar movement with the apartment price.

We expect that this study will be useful in making a policy decision such as financial and monetary policy, and will be improved to get more efficient forecasting system in the future.

부 록

<부록 1> 초단기 예측모형의 예측력 검증

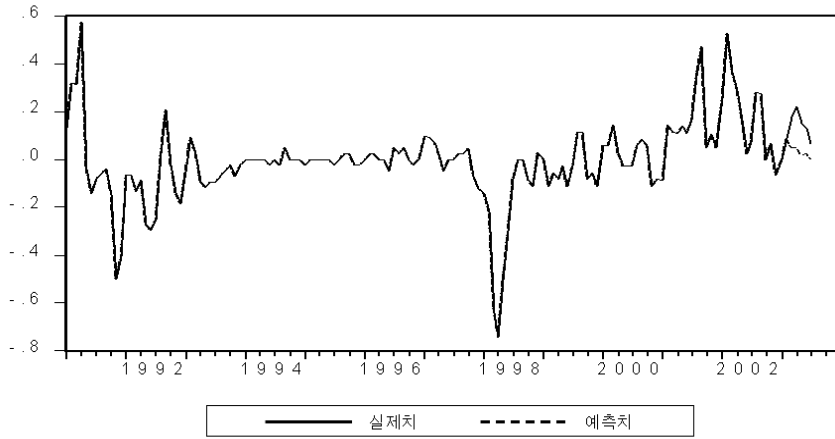
주요변수의 실제치와 예측치 검증결과



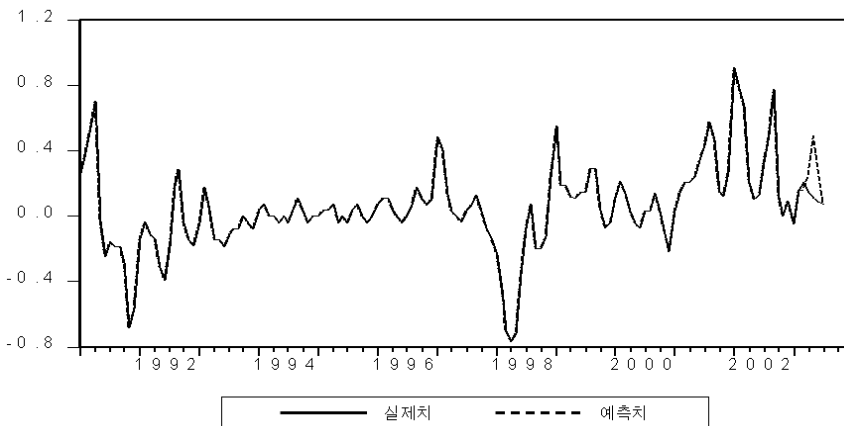
<부도 1> 전국 주택매매지수 실제치와 예측치



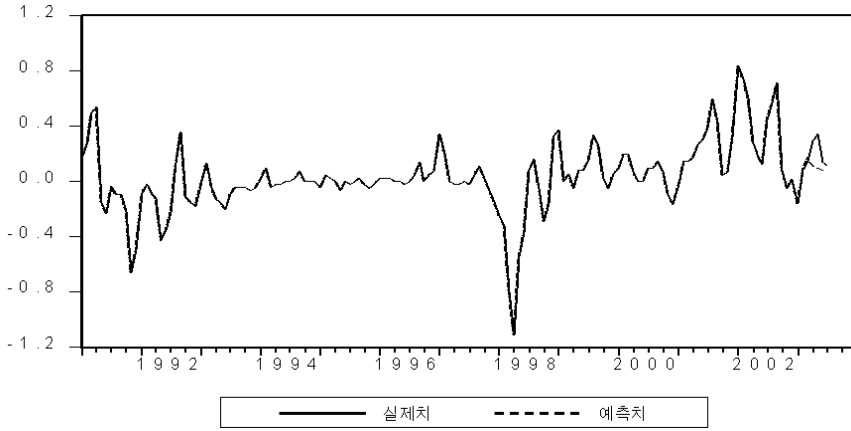
<부도 2> 전국 아파트매매지수 실제치와 예측치



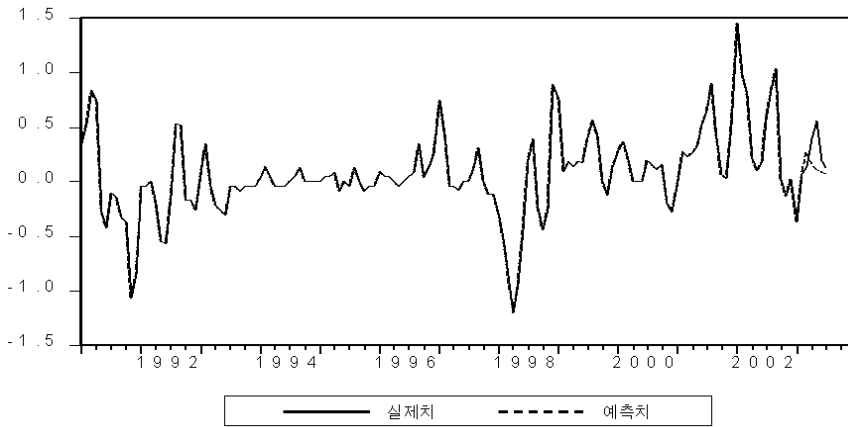
<부도 3> 전국 연립매매지수 실제치와 예측치



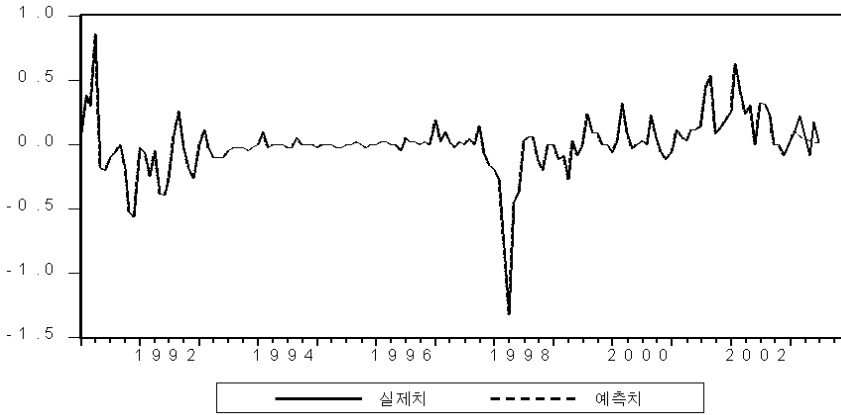
<부도 4> 전국 단독매매지수 실제치와 예측치



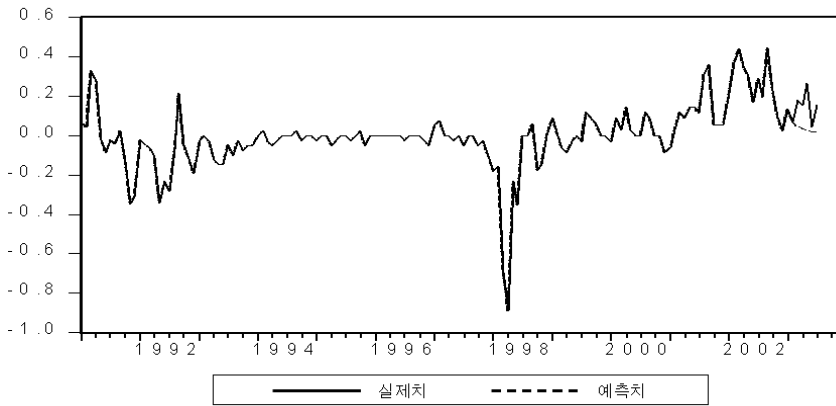
<부도 5> 서울 주택매매지수 실제치와 예측치



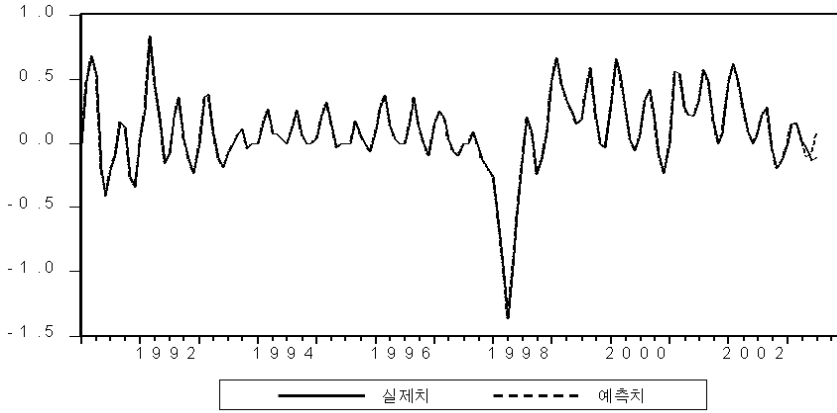
<부도 6> 서울 아파트매매지수 실제치와 예측치



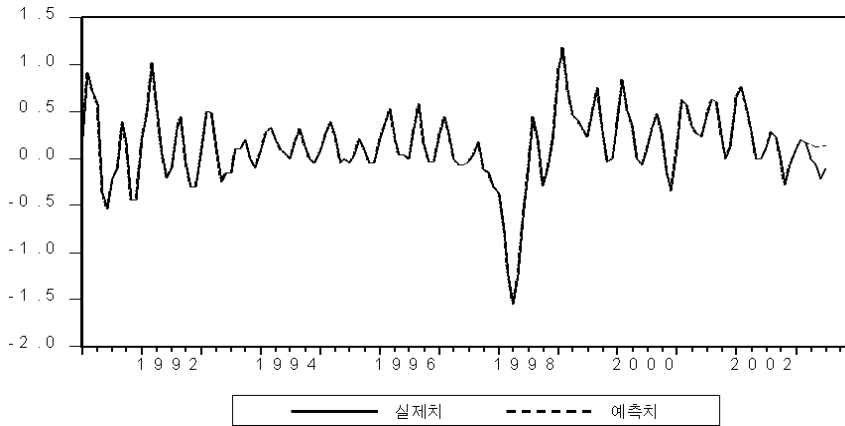
<부도 7> 서울 연립매매지수 실제치와 예측치



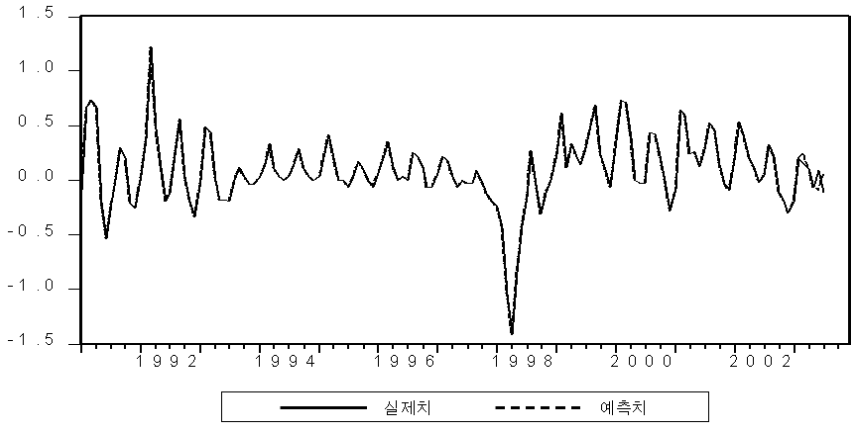
<부도 8> 서울 단독매매지수 실제치와 예측치



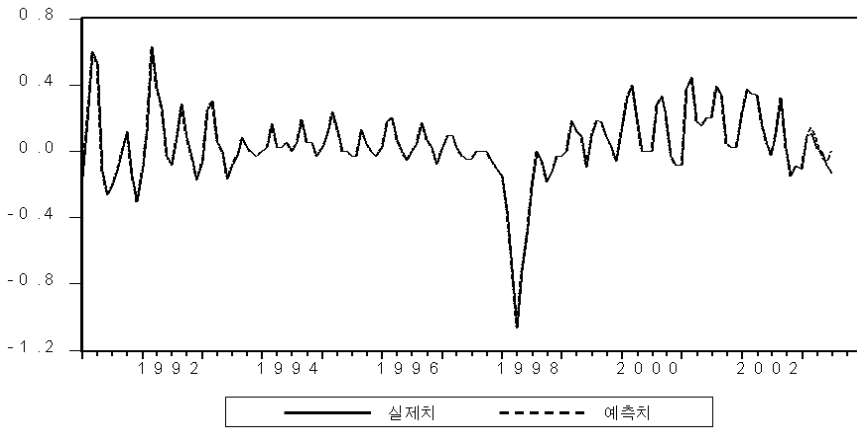
<부도 9> 전국 주택전세지수 실제치와 예측치



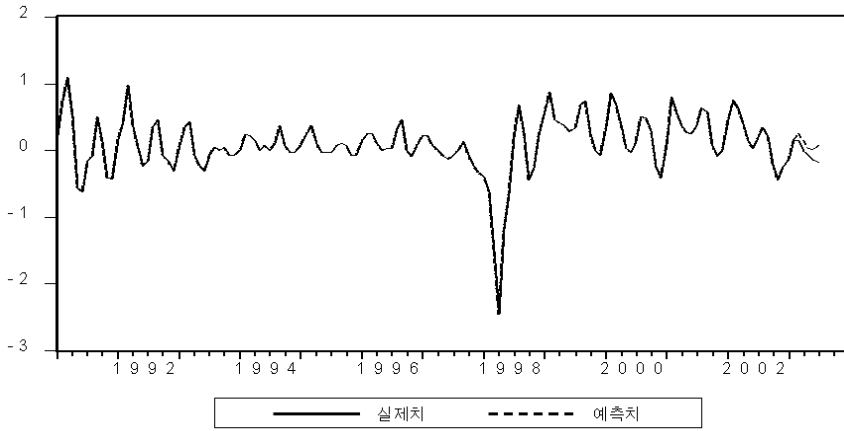
<부도 10> 전국 아파트전세지수 실제치와 예측치



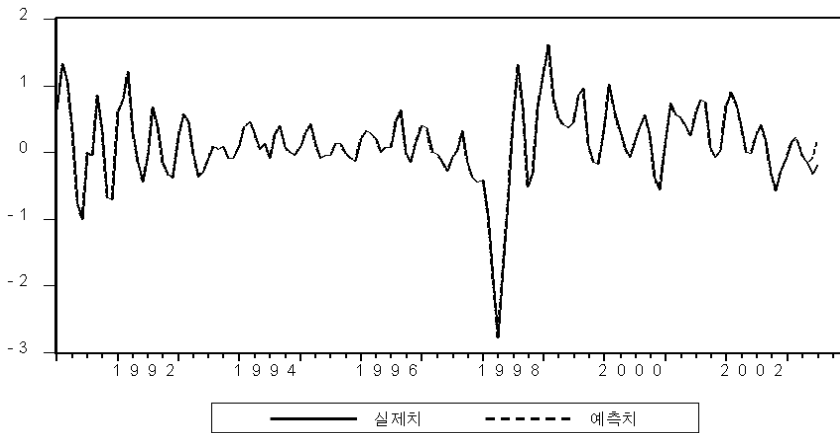
<부도 11> 전국 연립전세지수 실제치와 예측치



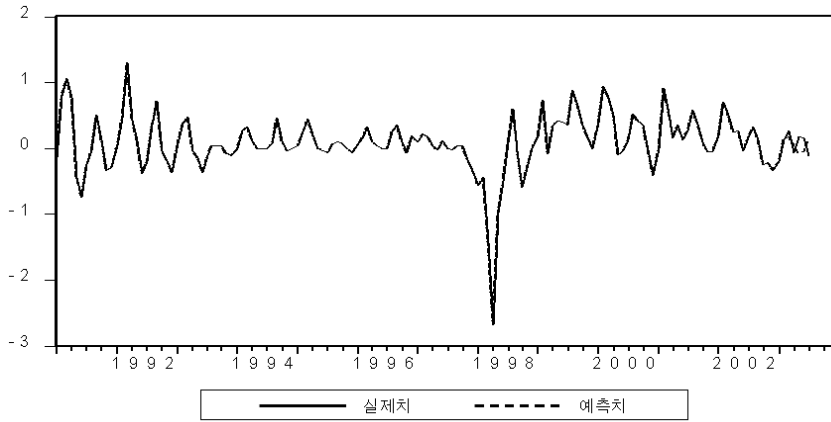
<부도 12> 전국 단독전세지수 실제치와 예측치



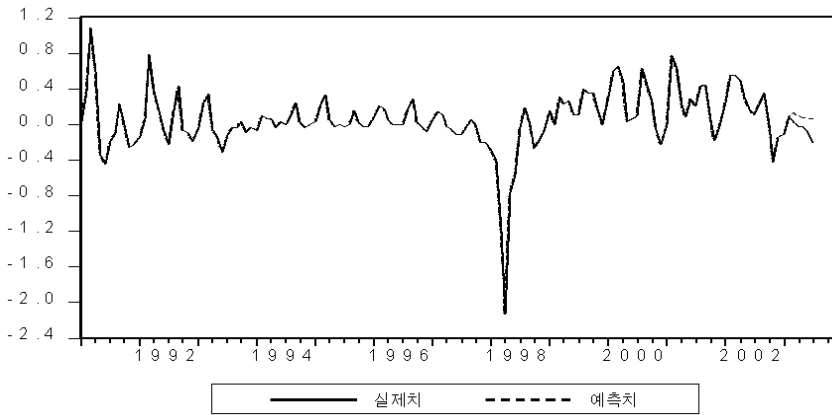
<부도 13> 서울 주택전세지수 실제치와 예측치



<부도 14> 서울 아파트전세지수 실제치와 예측치

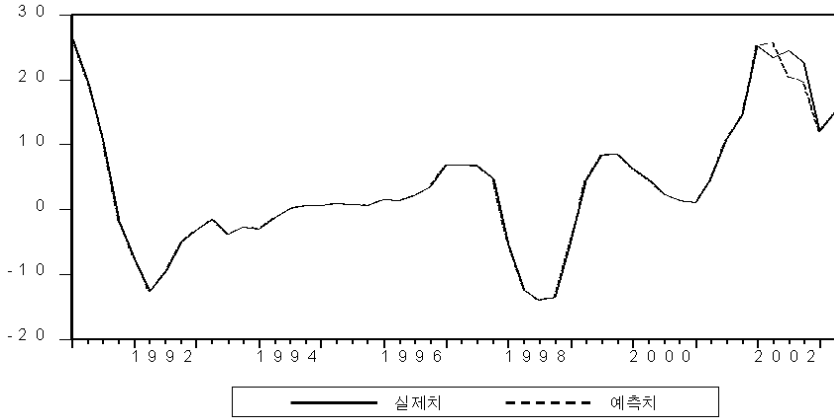


<부도 15> 서울 연립전세지수 실제치와 예측치

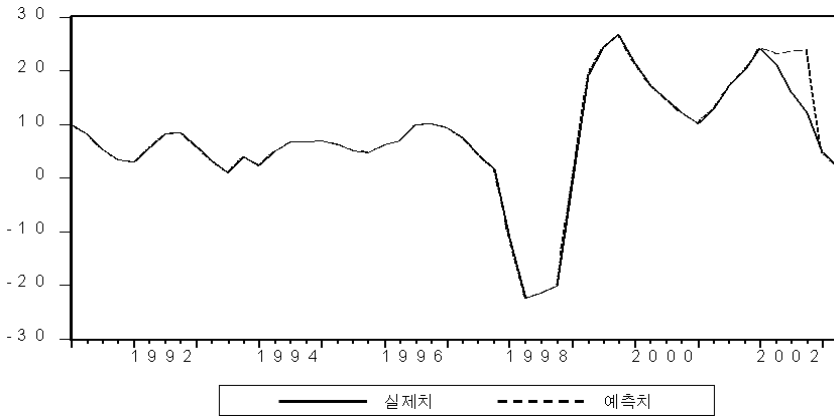


<부도 16> 서울 단독전세지수 실제치와 예측치

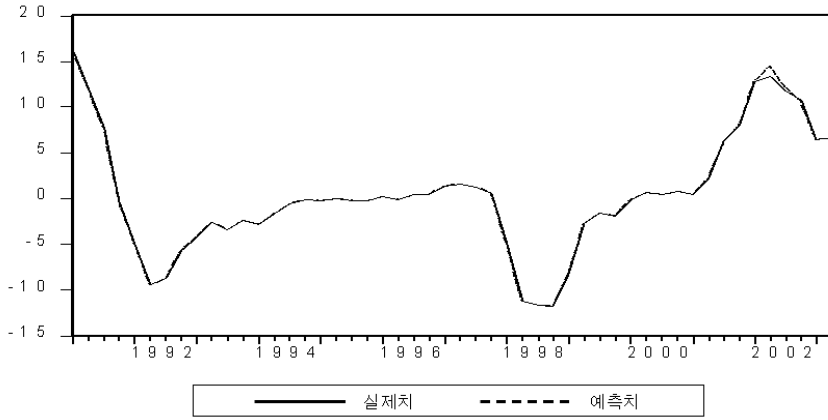
<부록 2> 단기 구조모형의 예측력 검증



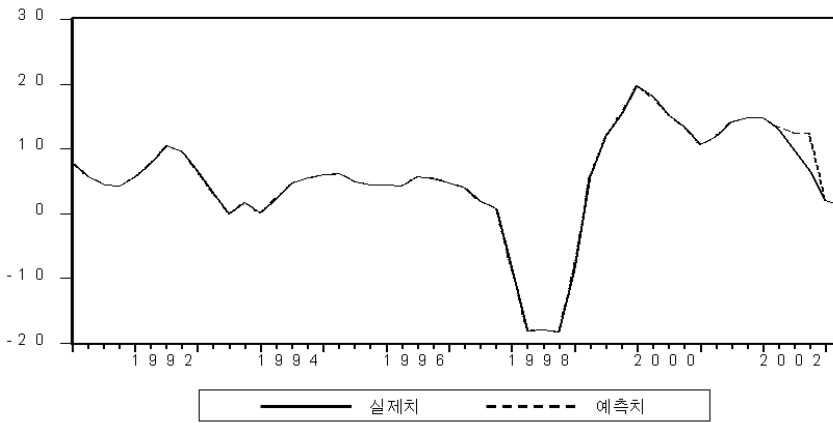
<부도 17> 단기구조모형을 이용한 전국 아파트매매지수의 실제치와 예측치



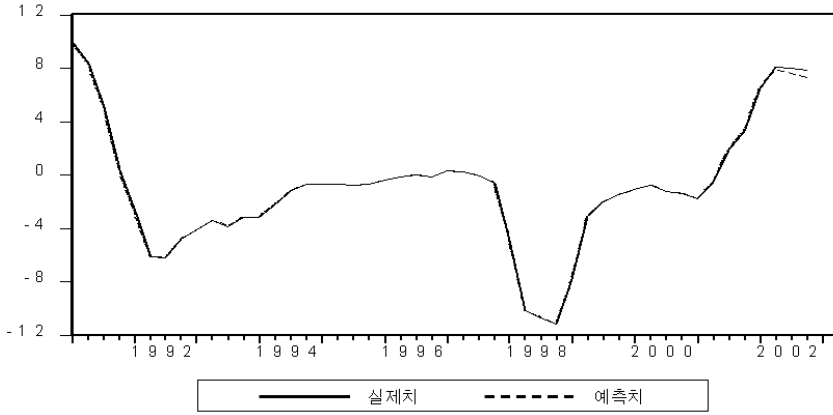
<부도 18> 단기구조모형을 이용한 전국 아파트전세지수의 실제치와 예측치



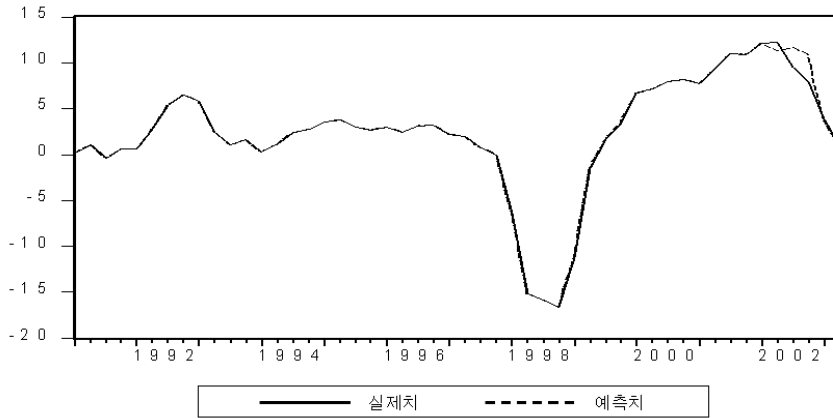
<부도 19> 단기구조모형을 이용한 전국 연립매매지수의 실제치와 예측치



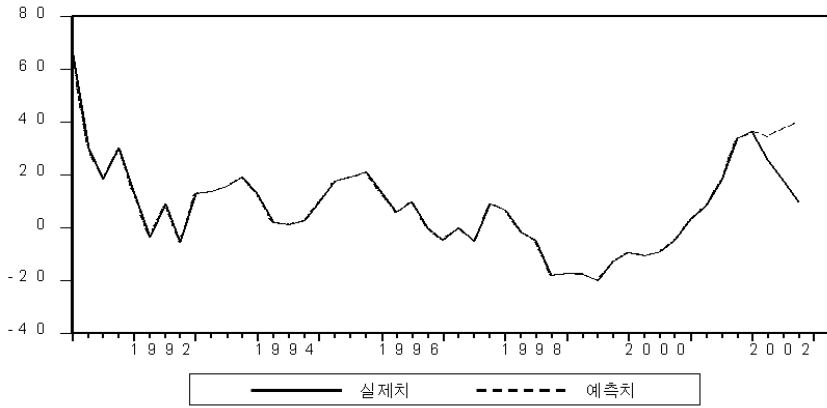
<부도 20> 단기구조모형을 이용한 전국 연립전세지수의 실제치와 예측치



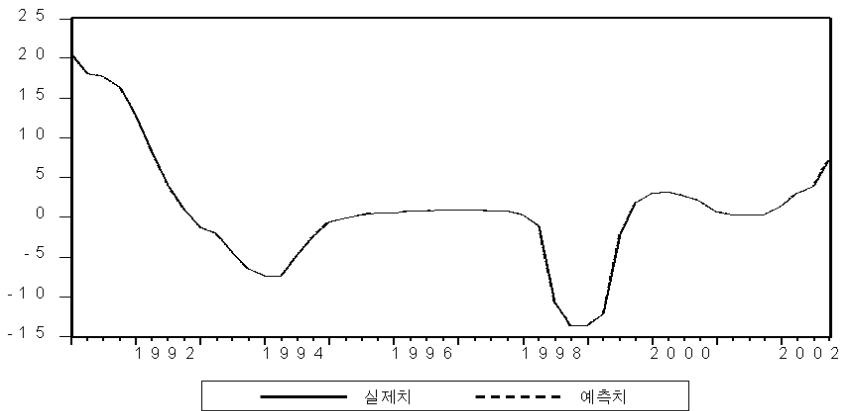
<부도 21> 단기구조모형을 이용한 전국 단독매매지수의 실제치와 예측치



<부도 22> 단기구조모형을 이용한 전국 단독전세지수의 실제치와 예측치



<부도 23> 단기구조모형을 이용한 주거용건설투자의 실제치와 예측치



<부도 24> 단기구조모형을 이용한 지가의 실제치와 예측치

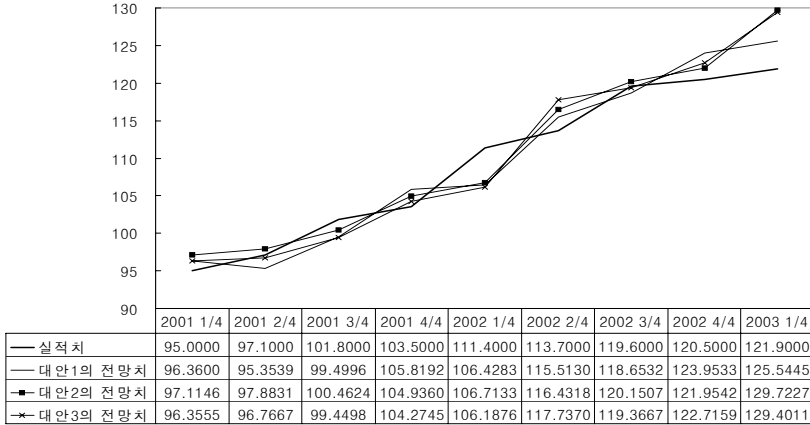


<부도 25> 단기구조모형을 이용한 토지거래의 실제치와 예측치

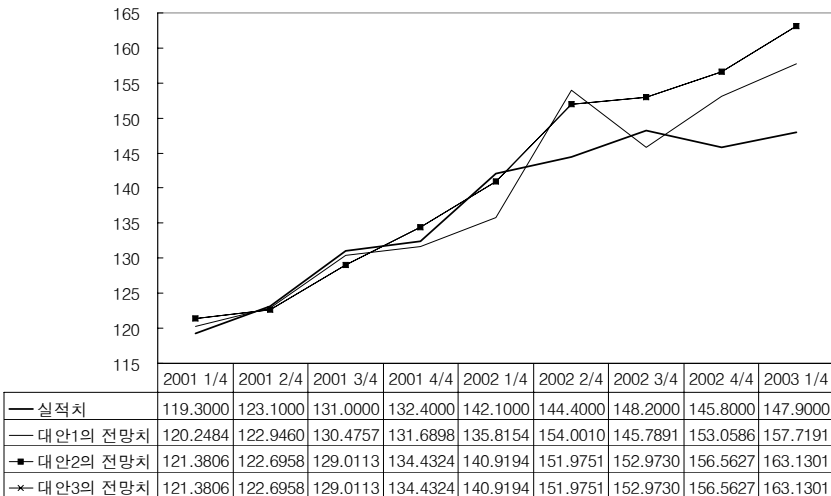
<부록 3> 일반 VAR모형의 단기 예측력 검증결과

<부도 26> 2001년 1/4~2003년 1/4 기간에 대한 전망오차 비교

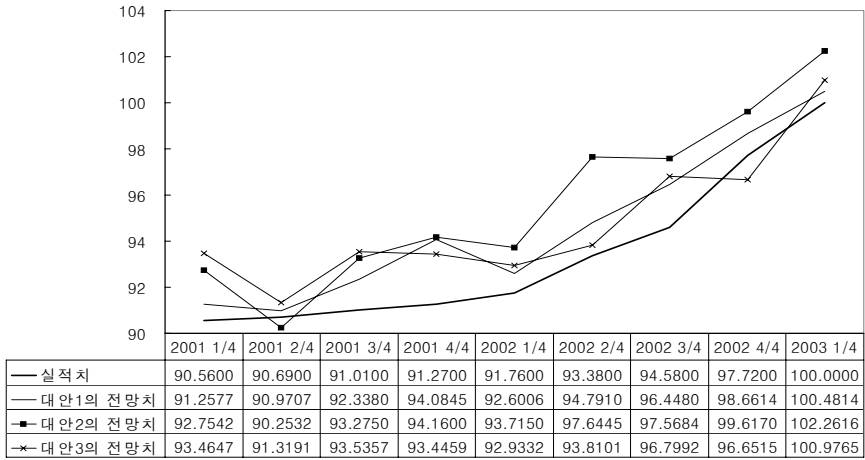
(주택매매지수)



(주택전세지수)

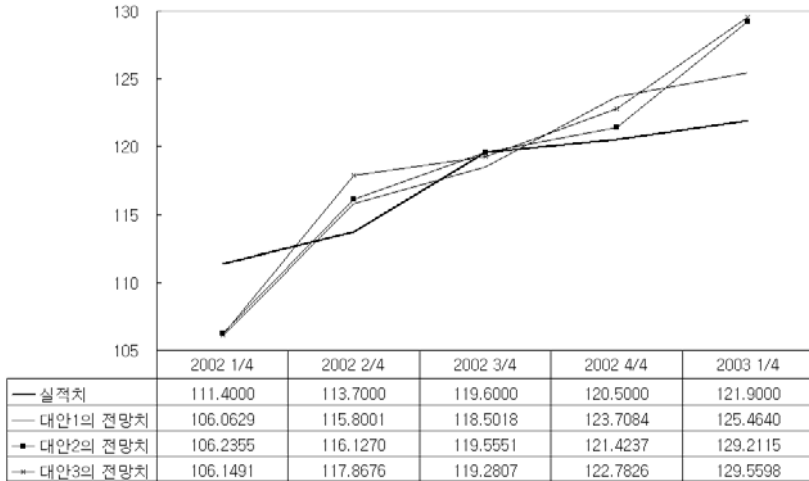


(지가지수)

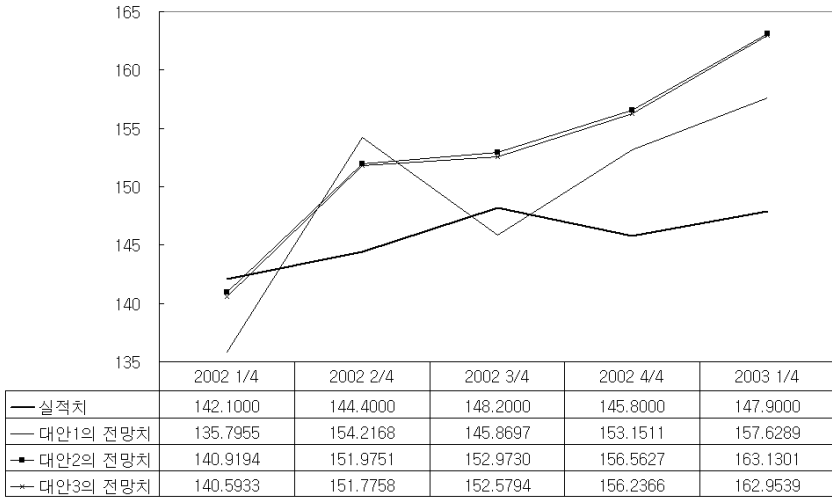


<부도 27> 2002년 1/4~2003년 1/4 기간에 대한 전망오차 비교

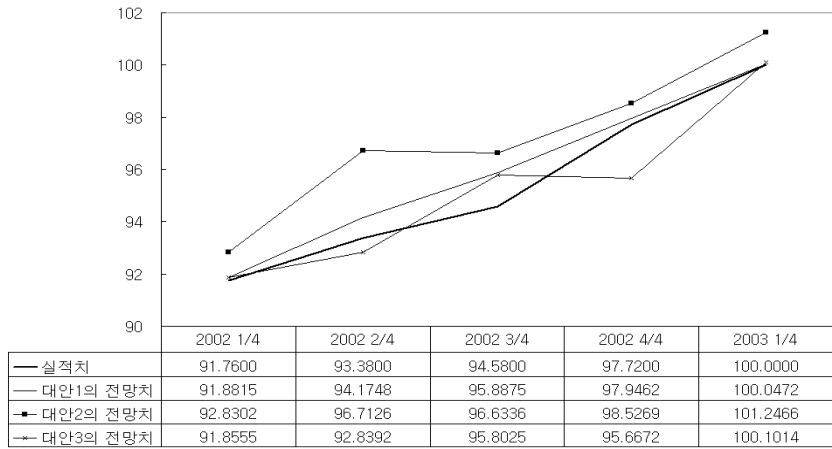
(주택매매지수)



(주택전세지수)



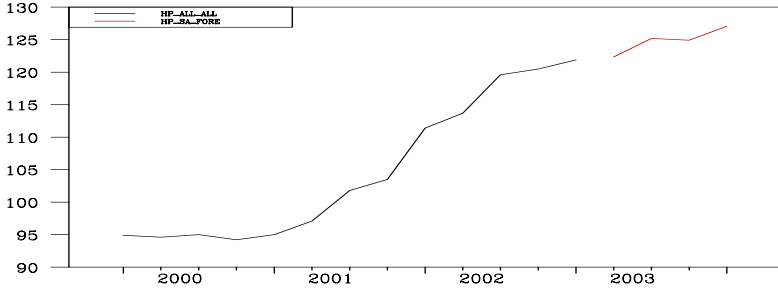
(지가지수)



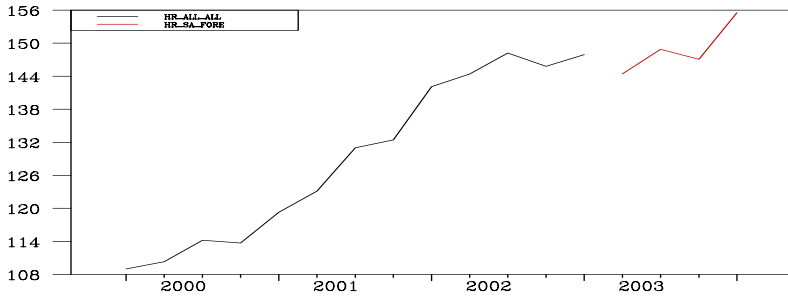
<부록 4> 베이지안 VAR모형의 단기 예측력 검증

<부도 28> 향후 1년간의 부동산가격에 대한 전망 결과

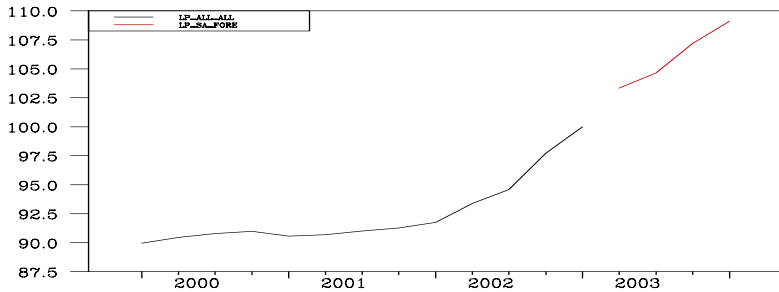
(주택매매지수)



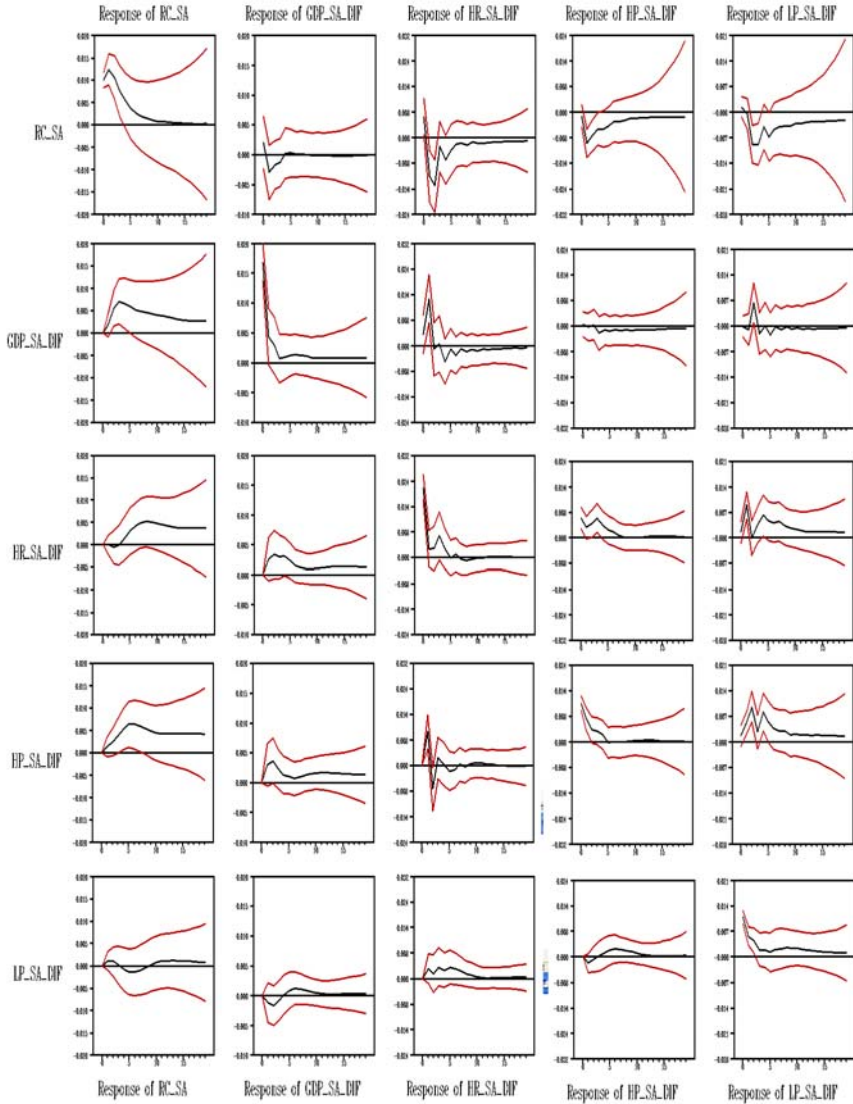
(주택전세지수)



(지가지수)



<부록 5> 구조적 VAR모형의 충격반응 추정결과 (R-Y+HR-LP)



주 : RC_SA(계절조정 금리), GDP_SA_DIF(계절조정 차분 GDP), HR_SA_DIF(계절조정 차분 주택 전세지수), HP_SA_DIF(계절조정 차분 주택매매지수), LP_SA_DIF(계절조정 차분 지가지수)

<부록 6> VEC모형의 추정결과

VAR모형에 대해 2개의 시차를 갖는 공적분검정을 실시해 본 결과 검정식의 형태에 따라 1개~4개의 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다.

<부표 1> 수준변수 모형의 적정시차

LAG=	1	2	3	4	5
AIC	-25.64780	-26.71536	-26.95239	-27.06575	-27.01349
SC	-24.12983	-24.33410	-23.69307	-22.91321	-21.95216

4가지의 공적분 검정 결과를 적절하게 감안한 VEC모형을 각각 설정한 후 AIC 기준 및 SC기준을 비교하여 최종적인 5변수 VEC모형으로 공적분식에 상수항 및 시간추세가 포함되는 모형(형태 4)을 선정했다.

<부표 2> 요한센 공적분검정을 위한 검정식의 4가지 형태

형태 1	VAR모형에 시간추세 제외	공적분식에 상수항이나 시간추세 제외
형태 2	VAR모형에 시간추세 제외	공적분식에 상수항만 포함
형태 3	VAR모형에 시간추세 포함	공적분식에 상수항 포함
형태 4	VAR모형에 시간추세 포함	공적분식에 상수항 및 시간추세 포함

<부표 3> 5변수 VAR모형에 대한 공적분검정 및 적정모형 선정 결과

	공적분식의 개수	AIC	SC
형태 1	4개	-26.46823	-22.69428
형태 2	4개	-26.37297	-22.63330
형태 3	3개	-26.56641	-23.13555
형태 4	1개	-26.64591	-23.86691

<부표 4> 최종적인 VEC모형의 공적분 검정 및 추정 결과

(요한센 공적분검정 결과)

Sample: 1986:1 2005:4				
Included observations: 62				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: 금리 GDP 주택전세지수 지가지수 주택매매지수				
Exogenous series: 계절더미1 계절더미2 계절더미3				
Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series				
Lags interval: 1 to 2				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.467158	97.16796	87.31	96.58	None **
0.28876	58.13706	62.99	70.05	At most 1
0.236104	37.01081	42.44	48.45	At most 2
0.211701	20.31277	25.32	30.45	At most 3
0.085838	5.564349	12.25	16.26	At most 4
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				

(VEC모형 추정 결과)

Error Correction:	D(금리)	D(GDP)	D(주택전세지수)	D(지가지수)	D(주택매매지수)
CointEq1	-0.035764 (-0.49810)	-0.47929 (-4.55982)	0.3068 (-1.82739)	-0.075333 (-0.88458)	0.235989 (-2.27511)
D(금리(-1))	0.406093 (-2.75484)	-0.045734 (-0.21192)	-1.004212 (-2.91338)	-0.081567 (-0.46651)	-0.951188 (-4.46656)
D(금리(-2))	-0.347541 (-1.88402)	0.180771 (-0.6694)	-1.505462 (-3.49018)	-0.28202 (-1.28896)	-0.293981 (-1.10315)
D(GDP(-1))	0.012354 (-0.11731)	-0.223781 (-1.45163)	0.839739 (-3.41038)	-0.31081 (-2.48848)	0.1656 (-1.08856)
D(GDP(-2))	0.139403 (-1.22203)	-0.26864 (-1.60863)	0.136445 (-0.51153)	0.321027 (-2.37264)	0.281397 (-1.70751)
D(주택전세지수(-1))	-0.013987 (-0.20247)	0.230059 (-2.2748)	-0.277891 (-1.72030)	0.199073 (-2.42953)	-0.091419 (-0.91601)
D(주택전세지수(-2))	0.031282 (-0.49338)	0.242707 (-2.61487)	0.266771 (-1.79942)	-0.246922 (-3.28348)	0.047705 (-0.52083)
D(지가지수(-1))	-0.067262 (-0.68190)	-0.254278 (-1.76090)	0.070134 (-0.30408)	0.445427 (-3.80722)	-0.07955 (-0.55824)
D(지가지수(-2))	0.006983 (-0.09716)	0.084999 (-0.80792)	0.442877 (-2.6355)	0.212037 (-2.48756)	0.231632 (-2.23107)
D(주택매매지수(-1))	0.055412 (-0.60819)	0.078157 (-0.58597)	0.763065 (-3.58175)	0.447605 (-4.142)	0.58203 (-4.42196)
D(주택매매지수(-2))	0.105788 (-1.04847)	0.101777 (-0.68904)	-0.732787 (-3.10599)	0.09208 (-0.76943)	0.158453 (-1.08707)
C	-0.006821 (-1.46094)	0.03552 (-5.1965)	-0.010432 (-0.95551)	-9.71E-05 (-0.01753)	-0.012797 (-1.89717)
계절더미1	0.001351 (-0.32092)	-0.000265 (-0.04296)	-0.000467 (-0.04744)	0.003381 (-0.67707)	0.003627 (-0.59628)
계절더미2	-6.08E-05 (-0.01460)	-0.006504 (-1.06623)	-0.026174 (-2.68647)	0.005115 (-1.03504)	-0.002436 (-0.40469)
계절더미3	0.000371 (-0.08554)	-0.002442 (-0.38437)	-0.009978 (-0.98327)	-0.010765 (-2.09128)	-0.001794 (-0.28621)
Adj. R-squared	0.246671	0.415376	0.555382	0.845071	0.602688
Sum sq. resids	0.005704	0.012224	0.031186	0.008024	0.011904
S.E. equation	0.011016	0.016127	0.025759	0.013066	0.015915
F-statistic	2.426707	4.095761	6.442604	24.76629	7.609416
Log likelihood	200.1327	176.5024	147.4685	189.5515	177.3247
Akaike AIC	-5.972023	-5.209753	-4.273176	-5.630693	-5.236281
Schwarz SC	-5.457394	-4.695124	-3.758547	-5.116064	-4.721652
Mean dependent	-0.001067	0.027581	0.017258	0.013548	0.009516
S.D. dependent	0.012692	0.021092	0.038631	0.033196	0.025248
Determinant Residual Covariance		1.35E-19			
Log Likelihood		907.0231			
Akaike Information Criteria		-26.64591			
Schwarz Criteria		-23.86691			

국토연 2003- 23 · 부동산시장 동향 및 전망체계 구축

글쓴이 · 손경환, 강미나 / 발행자 · 이규방 / 발행처 · 국토연구원
출판등록 · 제2-22호 / 인쇄 · 2003년 12월 26일 / 발행 · 2003년 12월 31일
주소 · 경기도 안양시 동안구 관양동 1591-6 (431-712)
전화 · 031-380-0426(출판팀) 031-380-0114(대표) / 팩스 · 031-380-0474
값 · 6,000원 / ISBN · 89-8182-257-3
<http://www.krihs.re.kr>

©2003, 국토연구원

* 이 연구보고서의 내용은 국토연구원의 자체 연구물로서
정부의 정책이나 견해와는 상관없습니다.