

GARCH(1, 1) 모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 대한 연구

A Study on the Macroeconomic Dynamic Model of National Apartment Chonse Price
by Using GARCH(1,1) Model

성 주 한* · 윤 영 식**

Sung, Joo Han · Yoon, Young Sik

目 次

- I. 서 론
- II. 선행연구의 검토 및 차별성
 - 1. 선행연구의 검토
 - 2. 선행연구와의 차별성
- III. 자료 특성 및 기초분석
 - 1. 자 료
 - 2. 자료의 기초통계량
- IV. 실증연구
 - 1. 단위근 검정
 - 2. 이분산 검정
 - 3. GARCH(1, 1) 모형 및 분석결과
- V. 결 론
 - 1. 연구의 요약
 - 2. 시사점
 - 3. 연구의 한계 및 향후 연구과제

<abstract>

<참고문헌>

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

The purpose of this study is to investigate the macroeconomic dynamic model of national apartment chonse price by using the macroeconomic variable and the real estate variable by using the GARCH(1, 1) model.

(2) RESEARCH METHOD

This study employed the GARCH(1, 1) Model to achieve the major objectives of this study.

* 주 저 자 : 강남대학교 부동산학과 강사, 전국대학교 대학원 부동산학박사, didier09@hananet.net

** 교신저자 : 아주대학교 공공정책대학원 부동산전공 부교수, 전국대학교 대학원 부동산학박사, pmc021@ajou.ac.kr

▷ 접수일(2014년 4월 12일), 수정일(1차: 2014년 5월 19일, 2차: 2014년 5월 20일), 게재확정일(2014년 5월 20일)

(3) RESEARCH FINDINGS

It also finds national apartment chonsei price change rate was correlated with macroeconomic and real estate variables, functioned as an indicator to reflect market fundamentals in the years before the Global Crisis of 2008. But, no the relationship was found in the years after the Crisis and doesn't work anymore as a barometer of market conditions.

2. RESULTS

As a result, the return of corporate bond(negative(-) effect), inflation(negative(-) effect) and the growth rate of real GDP(positive(+) effect), the leading difference of the first quarter, had an effect on the Chonsei price. And the rate of change in the stock price and the rate of unemployment(negative(-) effect), the rate of change in the selling price of nationwide apartment housing(positive(+) effect) had an effect on the Chonsei price. And it was found that the rate of change in the permitted area of residential building had an effect on the Chonsei price. It also finds national apartment chonsei price change rate was correlated with macroeconomic and real estate variables, functioned as an indicator to reflect market fundamentals in the years before the Global Crisis of 2008. But, no the relationship was found in the years after the Crisis and doesn't work anymore as a barometer of market conditions.

3. KEY WORDS

- Chonsei Price, macroeconomic variable, real estate variable, macroeconomic dynamic model, GARCH(1, 1) model
-
-

국문초록

본 연구는 거시경제변수와 부동산변수를 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형을 분석하기 위해 GARCH(1, 1) 모형을 적용하여 분석하였다. 분석 결과, 1분기 선행시차인 실질 GDP 성장률(정(+))의 영향과 회사채수익률(부(-))의 영향, 소비자물가상승률(부(-))의 영향이 영향을 주었고, 동차에서 추가변화율(부(-))의 영향과 실업률(부(-))의 영향, 전국 아파트 매매가격 변화율(정(+))의 영향이 영향을 주었으며, 12분기 선행시차인 주거용 건축허가면적 변화율(부(-))의 영향이 영향을 준 것으로 나타났다. 또한 시기별 비교를 통해 금융위기 이전에는 전국 전세가격 변화율이 거시경제변수와 부동산변수가 관련을 맺고 있는 것을 볼 때, 펀더멘탈(fundamental)을 반영하는 지표로서 이용할 수 있지만, 금융위기 이후에는 펀더멘탈의 기능을 기대할 수 없는 것으로 예전의 시장과는 매우 다른 양상을 보여주는 것으로 나타났다.

핵심어 : 전세가격, 거시경제변수, 부동산변수, 거시적 동태모형, 일반화된 자기회귀 조건부 이분산 모형

I. 서론

본 연구에서는 주택부문이 일반경제에서 차지하는 비중을 생각할 때 최근의 전세가격의 상승을 초래하는 원인에 대한 이론적이고 실증적인 분석은 전세시장의 안정, 나아가서는 경제의 안정과 성장을 위해 필수적인 요소가 된다. 특히, 전세가격은 전세시장의 전반적인 상황을 대표적으로 나타내 주는 지표로 전세가격의 변화는 여러 가지 요인에 의해 영향을 받으며, 이러한 전세가격의 변동은 다양한 요인들의 복합적인 변화를 소비자에게 전달하는 신호 역할을 한다. 전세시장이 효율적으로 운용되지 않을 경우 전세가격의 변화는 시장상황을 정확히 반영하지 못하게 되고 전세가격에 의존하여 의사결정을 내리는 소비자, 기업 및 정부는 각각 잘못된 의사결정을 하게 되며 이런 요인들이 다시 주택시장의 교란요인으로 작용하여 자원배분을 왜곡시키고 더 큰 부작용을 초래하게 된다(임승직·김은혜, 1998).

또한 시장의 급격한 환경 변화에 따른 부동산의 주기적인 불안은 경제·사회 전반에 걸쳐 많은 부작용을 야기하고 있다. 이는 시장 자체의 수급불안과 함께 부동산시장 변동을 미리 예측하고 효율적인 대책을 마련하지 못한 정부정책 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(손경환·강미나, 2003).

본 연구는 공간을 전국으로 보고 거시경

제변수와 부동산변수를 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형을 살펴보는 데 목적이 있다. 특히, 여기서는 미시적인 측면이 아닌 거시적인 측면을 통해 어떤 요인들이 전국 아파트 전세가격 변화율에 영향을 미치는지 살펴보고, 구조적인 변화를 일으킨 시기별로 구분하여 이에 대한 영향력을 살펴보고자 한다. 결국, 거시적인 정책과 부동산시장분석을 통해서 전세가격에 대한 문제를 해결할 수 있다는 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구의 검토 및 차별성

1. 선행연구의 검토

전세가격의 거시적 동태모형 즉, 거시경제변수와 부동산변수가 전세가격에 미치는 영향에 대한 선행연구는 서승환(1994), 남상호·김현아·이선희·박소현(1996), 임승직·김은혜(1998), 김갑성·서승환(1999), 남정현·이상경·정창무(2001), 서울특별시(2002), 김용순(2002), 손정식·김관영·김용순(2002), 김용순·이석재(2002), 김희주·김갑성·이현(2003), 손경환·강미나(2003), 차문중(2004), 장병기·심성훈(2004), 김경환·이한식(2004), 이근영(2004), 권주안·김윤중·김경환·이한식(2005), 한국은행(황상필·윤석현·최영일)(2005), 권주안·김윤중·김경환·이한식(2006), 류지수(2007), 이성원·김동중(2012)의 연구들이다. 다음 <표 1>은 전세가격의 거시적 동태모형의 선행연구들에 대한 주제, 연구자, 변수, 방법론, 결과를 정리한 것이다.

따라서 전세가격의 거시적 동태모형 즉, 거시경제변수와 부동산변수가 전세가격에 미치는 영향에 대한 선행연구는 각각의 거시경제변수와 부동산변수가 전세가격에 미치는 영향의 연구결과를 통해 살펴보는 것이 적합할 것이라 생각된다.

〈표 1〉 전세가격의 거시적 동태모형의 선행연구

주 제	연구자	변 수	방법론	결 과
한국부동산시장의 거시계량 분석	서승환(1994) ¹⁾	지가, 종합주가지수	회귀모형 (OLS)	지가(시차 1분기부터 3분기까지 부(-), 시차 4분기부터 5 분기까지 정(+), 2분기, 4분기, 5분기가 유의함), 종합주가지수(시차 1분기부터 6분기까지 정(+), 시차 1분기부터 5 분기까지 유의함)
CERIK 건설경제 예측모형	남상호·김현아·이선희·박소현(1996) ²⁾	GDP, 건설공사비지수, 주택매매가격	연립방정식 모형	GDP(정(+)), 건설공사비지수(부(-)), 주택매매가격(정(+))
주택가격 변동요인 분석연구	임승직·김은혜(1998) ³⁾	GDP, 주택매매가격, 민간소비지출	회귀모형(OLS)	GDP(정(+)), 주택매매가격(정(+)), 민간소비지출(정(+))
부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석	김갑성·서승환(1999) ⁴⁾	실질 GDP성장률, 주가변화율	VAR모형	실질 GDP성장률(정(+)), 주가변화율(정(+))
수도권 주택시장 분석에 관한 연구	남정현·이상경·정창무(2001) ⁵⁾	매매가격, GDP, 소비자물가, 환율, 산업생산성, 주택재고량, 생산자물가	연립방정식 모형	아파트 매매가격(정(+)), 1분기전 GDP(정(+)), 1분기전 소비자물가(부(-)), 1분기전 대미물 환율(부(-)), 1분기전 산업생산성(정(+)), 당기의 주택재고량(부(-)), 당기의 생산자물가 (부(-))
전·월세 가격변화 예측모델개발구축 및 임대주택 임대료 산정을 위한 연구	서울특별시(2002) ⁶⁾	매매가격, 산업생산지수, 신규아파트 공급동수, 회사채수익률	회귀모형, VAR모형	회귀분석 결과 1개월 이전의 전세가격(정(+)), 동차의 매매가격(정(+)), 산업생산지수는 동차 및 1개월에서 4개월 까지 시차를(정(+)), 신규아파트 공급동수(부(-)), 회사채 수익률(부(-)). VAR모형의 충격반응분석 결과 산업생산지 수와 매매가격은 거의 모든 기간에 정(+)의 영향을 주면서 수렴하였고, 신규아파트 공급동수와 회사채수익률은 부(-)의 영향을 주면서 수렴하는 것으로 나타났다.
부동산가격 예측모형 개발 연구	김용순(2002) ⁷⁾	회사채수익률, 주택전세 가격, 실업률, 소비자물가상승률, 실질GDP 성장률	VAR모형	1분기전의 회사채수익률(부(-)), 1분기전의 주택전세가격 (정(+)), 동차의 실업률(부(-)), 소비자물가상승률(부(-)), 실질GDP 성장률(정(+)), 주택전세가격(정(+))
주택시장 여건변화에 따른 주택경기 예측모형 개발	김용순·이석재(2002) ⁸⁾	회사채수익률, 주택전세 가격, 소비자물가상승률, 실질GDP 성장률, 주택 매매가격	VAR모형	1분기전의 회사채수익률(부(-)), 1분기전의 실질 GDP 성장률(정(+)), 1분기 전의 주택전세가격(정(+)), 회사채수익률(부(-)), 소비자물가상승률(부(-)), 실질GDP 성장률(정 (+)), 주택전세가격(정(+)), 주택매매가격은 (부(-))
부동산시장 동향 및 전망체계 구축	손경환·강미나(2003) ⁹⁾	GDP, 금리	VAR모형	1분기전 GDP(정(+)), 1분기전 금리(부(-))
부동산 경기예측 모형 개발	김희주·김갑성·이현(2003) ¹⁰⁾	소비자물가상승률, 회사채수익률, 지가지수변화율, 주가지수변화율, 주 거용 토지거래량, 민간 소비지출 변화율, GDP 환가지수 변화율	연립방정식 모형	1분기전부터 3분기전까지 소비자물가상승률(부(-)), 회사채 수익률은 1분기전의 회사채수익률(정(+)), 2분기전의 회사 채수익률(부(-)), 6분기전 지가지수 변화율(부(-)), 1분기전 부터 2분기전까지 주가지수 변화율(정(+)), 1분기전의 주거 용 토지거래량(정(+)), 1분기전의 민간소비지출 변화율(정 (+)), 1분기전부터 2분기전까지 GDP환가지수 변화율(정(+))
주택시장 분석과 정책과제 연구	차문중(2004) ¹¹⁾	GDP, 회사채수익률, 토 지가격, 기대상승률, 주택 전세가격, 주택매매가격	VECM모형	전국과 강남 주택전세가격 VEC모형 충격반응분석 결과 주 택전세가격(정(+)), GDP(정(+)), 회사채수익률(부(-)), 토지 가격(부(-)), 주택매매가격(부(-)), 기대상승률(부(-))의 영 향, 강북 주택전세가격 VEC모형 충격반응분석 결과 주택 전세가격(정(+)), GDP(정(+)), 기대상승률(정(+)), 회사채수 익률(부(-)), 토지가격(부(-)), 주택매매가격(부(-))의 영향

1) 서승환, 한국부동산시장의 거시계량분석, 홍문사, 1994, pp.133~137.

2) 남상호·김현아·이선희·박소현, CERIK 건설경제 예측모형 개발, 건설산업연구원, 1996, p.64.

3) 임승직·김은혜, 주택가격 변동요인 분석연구, 대한주택공사 주택연구소, 1998, pp.51~57.

4) 김갑성·서승환, 부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석, 삼성경제연구소, 1999, pp.41~60.

5) 남정현·이상경·정창무, "수도권 주택시장 분석에 관한 연구-자산·자본시장 개념을 적용하여-", 대한국토·도시계획학회 2001 추계 학술발표회 발표논문, 대한국토·도시계획학회, 2001, pp.1021~1033.

6) 서울특별시, 전·월세 가격변화 예측모델개발구축 및 임대주택 임대료 산정을 위한 연구, 2002, pp.428~433.

7) 김용순, "경제·사회환경 변화에 따른 부동산가격 예측모형 개발연구", 한양대학교 대학원 경제학과 박사학위논문, 2002, pp.55~126.

8) 김용순·이석재, 주택시장 여건변화에 따른 주택경기 예측모형개발, 대한주택공사 주택도시연구원, 2002, pp.1~143

9) 손경환·강미나, 부동산시장 동향 및 전망체계 구축, 국토연구원, 2003, pp.1~137.

10) 김희주·김갑성·이현, "부동산 경기예측 모형 개발 및 2003년 하반기 추정", 대한국토·도시계획학회 2003 정기학술대회, 대한국 토·도시계획학회, 2003, pp.1023~1031

11) 차문중 편, 주택시장 분석과 정책과제 연구, 한국개발연구원(KDI), 2004, pp.85~148.

주 제	연구자	변 수	방법론	결 과
주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구	장병기·심성훈(2004) ¹²⁾	금리	오차수정 모형(ECM)	전국전세가격과 서울전세가격, 광역시전세가격에 대해서 구조변화이전에는 금리가 영향을 미치지 못했고, 구조변화이후에는 금리가 영향을 미쳤고, 부(-)의 영향. 반면 중소도시 전세가격에 대해서 구조변화이전 이후 모두 금리가 영향을 미쳤고, 구조변화이전에는 정(+)의 영향, 구조변화이후에는 부(-)의 영향.
주택경기 예측모형 연구 I	김경환·이한식(2004) ¹³⁾	전세가격변화율, 매매가격변화율, 실질 GDP 성장률, 소비자물가상승률, 회사채수익률, 지가변동률	ADL모형 VAR모형	ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율(정(+)), 동차의 매매가격변화율(정(+)), 4분기 차분의 실질 GDP 성장률(정(+)), 동차의 소비자물가상승률(정(+)), 1분기전의 회사채수익률(부(-))의 영향. VAR모형의 추정결과에서는 1분기전의 지가변동률(정(+)), 1분기전의 전세가격변화율(정(+)), 1분기전의 회사채수익률(부(-))의 영향.
금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향	이근영(2004) ¹⁴⁾	M2, 콜금리, 소비자물가지수, 종합주가지수, 매매가격, 전세가격, 산업생산지수	VAR모형	VAR모형의 충격반응분석 결과 M2(부(-)), 콜금리(부(-)), 소비자물가지수(부(-)), 종합주가지수(정(+)), 매매가격(정(+)), 전세가격(정(+)), 산업생산지수(정(+))
주택경기 예측모형 연구 II	권주안·김윤중·김경환·이한식(2005) ¹⁵⁾	전세가격변화율, 매매가격변화율, 실질 GDP 성장률, 소비자물가상승률, 회사채수익률, 지가변동률	ADL모형 VAR모형	ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율(정(+)), 동차의 매매가격변화율(정(+)), 4분기 차분의 실질 GDP 성장률(정(+)), 동차의 소비자물가상승률(정(+)), 1분기전의 회사채수익률(부(-)), VAR모형의 추정결과에서는 1분기전의 지가변동률(정(+)), 1분기전의 전세가격변화율(정(+)), 1분기전의 회사채수익률(부(-))의 영향.
한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축	한국은행(황상필·윤석현·최영일)(2005) ¹⁶⁾	주택전세가격, 취업자수, 가계주택자산, 회사채수익률	연립방정식 모형	연립방정식 결과 1분기전의 주택전세가격(정(+)) 1분기전의 취업자수(정(+)), 동차의 가계주택자산(정(+)), 동차의 회사채수익률(부(-))의 영향.
주택경기 예측모형 연구 III	권주안·김윤중·김경환·이한식(2006) ¹⁷⁾	전세가격변화율, 매매가격변화율, 실질 GDP 성장률, 소비자물가상승률, 회사채수익률	ADL모형	ADL 모형을 추정한 결과 1분기전의 전세가격변화율(정(+)), 동차의 매매가격변화율(정(+)), 1분기전의 실질 GDP 성장률(정(+)), 동차의 소비자물가상승률(정(+)), 1분기전의 회사채수익률(부(-))의 영향.
주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구	류지수(2007) ¹⁸⁾	주택매매가격, 종합주가지수, 건축허가면적, 콜금리	연립방정식 모형	연립방정식 결과 동차의 주택매매가격(정(+)), 4분기전의 종합주가지수(정(+)), 4분기전의 건축허가면적(부(-)), 동차의 콜금리(부(-))의 영향.
부동산시장 예측모형 개발에 관한 연구	이성원·김동중(2012) ¹⁹⁾	매매가격, 토지가격, 전세가격, 회사채수익률, 주거용 토지거래	ADL모형	ADL모형의 추정결과 전국 아파트 전세가격에 영향을 미치는 변수들은 1993년 이후 모형에는 매매가격 2기전 값(정(+)), 토지가격 동기값(정(+)), 전세가격 동기값(정(+)), 회사채수익률 동기값(부(-)), 주거용 토지거래 동기값(정(+))이 유의하였고, 2000년 이후 모형에는 매매가격 1기전 값(정(+)), 토지가격 동기값(정(+)), 전세가격 동기값(정(+)), 주거용 토지거래 동기값(정(+))이 유의하였다. 또한 서울 아파트 전세가격에 영향을 미치는 변수들은 1993년 이후 모형에는 매매가격 2기전 값(정(+)), 토지가격 동기값(정(+)), 전세가격 동기값(정(+)), 회사채수익률(부(-)), 주거용 토지거래(정(+))가 유의하였고, 2000년 이후 모형에는 토지가격 동기값(정(+)), 전세가격 동기값(정(+)), 주거용 토지거래 동기값(정(+))이 유의하였다.

12) 장병기·심성훈, "주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구 : 구조변화를 고려하며", 국토연구, 국토연구원, 2004, 통권 제 41권, pp.83~100.

13) 김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 I, 주택산업연구원, 2004, pp.1~76.

14) 이근영, "금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향", 경제학연구, 한국경제학회, 2004, 제52집 제4호, pp.5~36.

15) 권주안·김윤중·김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 II, 주택산업연구원, 2005, pp.1~112.

16) 황상필·문소상·윤석현·최영일, "한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축", 한국은행 조사통계월보, 한국은행, 2005, 제59권, pp.23~91.

17) 권주안·김윤중·김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 III, 주택산업연구원, 2006, pp.1~104.

18) 류지수, "주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구", 응용경제, 한국응용경제학회, 2007, 제9권 제1호, pp.199~217.

19) 이성원·김동중, "부동산시장 예측모형 개발에 관한 연구", 한국부동산연구원, 2012, pp.96~103.

2. 선행연구와의 차별

GARCH(1, 1)모형을 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 대한 연구는 선행연구와 차별성이 있다.

첫째, 방법론(Methodology)에서 GARCH(1, 1) 모형을 사용하였는데, 이 모형은 변동성 모형으로 동분산을 가정하는 회귀분석(OLS, 연립방정식, VAR모형 등)과는 달리 이분산인 경우에 적용되는 모형이다. 전세가격의 영향요인에 대한 기존 선행논문들은 동분산을 가정하는 연구를 한데 반해, 본 논문은 이분산의 연구를 전세가격의 동태적 모형에 도입했다는 데 큰 의의가 있다고 하겠다.

둘째, 다른 연구와는 달리 거시경제변수와 부동산변수를 동차와 1분기(단, 주거용 건축허가면적 변화율 12분기)의 시차를 두어 전세가격의 변화를 살펴보는 것은 시차에 따른 반응을 살펴보는 것은 큰 의미가 있다고 하겠다. 이유는 거시경제변수가 변화한다고 전세시장에 바로 영향을 미치지 않고 어느 정도의 시차가 존재하기 때문이다. 특히, 시차에 따라서 영향을 미치는 부호가 달라질 수 있다는 것도 다른 연구와는 다른 모습을 보여주고 있다. 변수 중에서 주거용 건축허가면적 변화율은 동차인 경우 주거용 건물 투자의 증가를 초래하며 국민소득을 증가시켜 주택에 대한 수요를 유발시켜 긍정적인 영향을 주는데 반해, 입주물량이 현실화되는 기간이 보통 2년에서 3년이기 때문에, 12분기 시차를 적용 후에는 부정적인 영향을 주는 시차에 따른 부호에 큰 차이가 존재하게 된다.

Ⅲ. 자료특성 및 기초분석

1. 자 료

전국 아파트 전세가격의 거시적인 동태모

형에 대한 분석으로 1987년 1분기부터 2013년 2분기까지의 106개의 시계열 자료를 부동산변수와 거시경제변수로 나누었고, 부동산변수로는 부동산가격 지표(전국 아파트 매매가격, 전국 아파트 전세가격), 토지가격 지표(전국 지가변동률), 부동산공급량 지표(주거용 건축허가면적)로 구성하였고, 거시경제변수로는 금리지표(회사채수익률), 물가지표(소비자물가지수), 경제성장률 지표(실질 GDP 성장률), 주가지표(주가지수), 실업률 지표(실업률) 등 8개 지표 9개 변수로 구성되어 있으며, 거시경제변수들은 한국은행 자료를 이용하였고 부동산변수는 국민은행과 LH공사, 국토교통부에서 발표하는 자료를 이용하였다.

분석에 이용하기 위한 데이터를 수익률(변화율) 자료로 만들어 사용하는데, 지가변동률과 금리지표(회사채수익률), 실업률 지표(실업률), 경제성장률 지표(실질 GDP 성장률)는 그 자체가 수익률(변화율)을 의미하기 때문에 X12-ARIMA를 통한 계절조정과 로그차분 변환을 할 필요가 없지만, 이 4개의 지표를 제외한 모든 변수에 X12-ARIMA를 통한 계절조정을 하여 계절성을 제거하고, 로그를 취하고 차분(로그차분 변환)을 적용하여 수익률(변화율)로 변환하여 수준변수(level variable)로 하여 분석하였다.

2. 자료의 기초통계량

본 연구의 자료를 기반으로 계량적 분석을 하기 위해서는 먼저 자료의 정규분포 가정이 성립하여야함으로, 자료에 관한 기초통계량을 검정하여야한다. 또한 본 연구의 자료는 시계열적으로 집적된 자료로서, 시계열 자료의 평균, 분산, 자기상관함수는 시간의 흐름에 따라 일정하다는 가정인 시계열 자료의 정상성(stationary)을 확인하여야 한다.

왜도(skewness)에 대한 분석결과, 부동산변수의 경우 전국 아파트 전세가격 변화율과 주거용 건축허가면적 변화율의 경우 왼쪽

으로 긴꼬리이며, 전국 아파트 매매가격 변화율과 전국지가변동률은 오른쪽 긴꼬리를 갖게 되었다. 거시경제변수의 경우 실질 GDP 성장률과 주가변화율은 왼쪽으로 긴꼬리이며, 회사채수익률과 소비자물가상승률, 실업률은 오른쪽 긴꼬리를 갖게 되었다.

첨도(kurtosis)에 대한 분석결과, 부동산변수의 경우 모든 변수와 거시경제변수의 소비자물가상승률, 실질 GDP 성장률, 주가변화율, 실업률은 첨도가 3보다 큰 경우에 해당되기 때문에 첨예분포(leptokurtic)이지만, 거시경제변수의 회사채수익률만은 첨도가 3보다 작은 경우에 해당되기 때문에 평탄분포(platykurtic)이다.

Jarque-Bera 검정에 따라 부동산변수들과 거시경제변수들의 시계열자료를 분석한 결과, 모든 부동산변수와 거시경제변수가 Jarque-Bera 확률값이 정규분포한다는 귀무가설 ($= H_0$)을 기각하는 것으로 정규분포가 아니다(〈표 2〉, 〈표 3〉 참조).

IV. 실증연구

1. 단위근 검정

시계열 자료의 안정성을 검증하기 위하여 단위근검정 결과, 모든 원시계열 자료 중 회사채수익률(GCPR), 소비자물가상승률(GCPI), 실업률(GUNEMP)이 단위근을 가지고 있어 불안정한 시계열 자료로 나타났다. 따라서 불안정한 시계열자료를 안정화시키기 위해 1차 차분하여 단위근 검정을 시행하여야한다.

불안정한 원시계열을 차분한 회사채수익률(D_GCPR), 소비자물가상승률(D_GCPI), 실업률(D_GUNEMP)에 대해서 단위근 검정을 시행한 결과, ADF 통계량은 1% 유의수준 하에서의 임계치(Critical Value) 보다 큰 것으로 안정적으로 나타났다.

따라서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하여 거시경제변수와 부동산변수 모두가 단위근이 존재하지 않는 정상시계열 자료로 변환

〈표 2〉 부동산변수의 기초통계량

부동산변수		평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도	Jarque-Bera	Probability
전국아파트매매가격 변화율	GNAHP	1.431	2.860	-6.754	10.294	0.414	4.440	11.956	0.003
전국아파트전세가격 변화율	GNAJHP	1.862	2.975	-12.073	10.941	-1.308	11.059	311.099	0.000
전국지가변동률	GNLP	1.114	2.647	-9.490	14.830	1.170	11.204	315.429	0.000
주거용 건축허가면적 변화율	GCON	1.051	19.299	-59.191	49.391	-0.559	4.369	13.540	0.001

〈표 3〉 거시경제변수의 기초통계량

거시경제변수		평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도	Jarque-Bera	Probability
회사채수익률	GCPR	9.773	4.793	3.070	20.710	0.406	1.892	8.182	0.017
소비자물가상승률	GCPI	1.068	0.712	-0.444	4.598	1.457	7.929	142.072	0.000
실질 GDP 성장률	GRGDP	1.383	1.605	-7.000	6.800	-1.337	11.332	331.782	0.000
주가변화율	GSI	1.673	15.281	-58.520	49.494	-0.730	6.472	61.467	0.000
실업률	GUNEMP	3.351	1.216	1.900	8.500	1.967	7.738	164.317	0.000

되었다고 할 수 있다(〈표 4〉, 〈표 5〉 참조).

2. 이분산 검정

GARCH(1, 1) 모형의 모수(Parameter)의 최우추정치(MLE : maximum likelihood estimate)를 구하기 위하여 Berndt, Hall, Hall and Hausman(1974)이 제시한 BHHH 알고리즘에 기초한 대수우도함수(loglikelihood function)를 최대화하여 비선형 최적화 기법을 사용하였다. 모형의 이분산 검정을 위해서 White 이분산 검정을 하였다.

White 이분산 검정에서 White(1980)는 잔차의 분산이 대체로 독립변수의 값과 관

련되어 있다는 사실을 이용하여, 이분산성의 존재를 찾아낼 수 있는 방법을 제시하였다. White 검정은 잔차제곱을 독립변수 및 독립변수의 제곱에 대해 회귀분석하는 방법을 사용한다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \beta_2 x_{2,i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (1)$$

ε_i 의 분산이 $x_{2,i}$ 와 밀접한 관련을 갖고 있다고 생각된다면, OLS에 의해 $\hat{\varepsilon}_i$ 를 추정 한 다음, $\hat{\varepsilon}_i^2$ 을 $x_{2,i}$ 에 대해 회귀분석할 수 있다.

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 x_{2,i} + \nu_i \dots\dots\dots (2)$$

〈표 4〉 거시경제변수와 부동산변수의 ADF 단위근 검정 결과(수준변수)

변수명	설명	ADF검정통계량					
		상수항		상수항과 추세 있음		상수항 없음	
		통계량	적정시차	통계량	적정시차	통계량	적정시차
GNAHP	전국아파트매매가격 변화율	-5.085***	0	-5.208***	0	-4.464***	0
GNAJHP	전국아파트전세가격 변화율	-4.746***	0	-4.805***	0	-4.021***	0
GNLP	전국지가변동률	-4.151***	0	-4.591***	0	-3.809***	0
GC0N	건축허가면적 변화율	-12.755***	0	-12.741***	0	-12.769***	0
GCPR	회사채수익률	-0.993	2	-4.417***	1	-1.110	2
GCPI	소비자물가상승률	-4.209***	1	-8.276***	0	-1.795*	2
GRGDP	실질GDP 성장률	-8.030***	0	-8.727***	0	-5.468***	0
GSI	주가 변화율	-5.936***	3	-5.911***	3	-5.868***	3
GUNEMP	실업률	-2.405	5	-2.466	5	-0.568	5

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

〈표 5〉 거시경제변수와 부동산변수의 ADF 단위근 검정 결과(차분변수)

변수명	설명	ADF검정통계량					
		상수항		상수항과 추세 있음		상수항 없음	
		통계량	적정시차	통계량	적정시차	통계량	적정시차
D_GCPR	회사채수익률	-7.941***	1	-7.931***	1	-7.921***	1
D_GCPI	소비자물가상승률	-11.580***	1	-11.521***	1	-11.622***	1
D_GUNEMP	실업률	-5.723***	4	-5.700***	4	-5.753***	4

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

이 모형의 R^2 이 크면, 이것은 $\chi^2_{2,i}$ 와 관련된 잔차의 이분산성이 존재한다는 것을 의미한다. 이를 판단하기 위해 사용하는 White 검증통계량은 R^2 에 관찰치수를 곱한 값은 자유도를 가진 카이제곱분포를 갖는다.

$$LM = nR^2 \sim \chi^2 \dots\dots\dots (3)$$

White 이분산 검정에서 거시경제변수와 부동산변수를 이용한 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형을 위한 시계열분석에서 이분산성이 없다는 귀무가설을 기각하여 이분산성이 있는 것으로 나타났다(〈표 6〉 참조).

3. GARCH(1, 1) 모형 및 분석결과

1) 방법론 적용 필요성

GARCH(1, 1) 모형은 변동성 모형으로서 회귀분석에서의 가정인 동분산이 아닌 이분산일 경우에 적용하는 모형이다. 이 모형을 적용하기 위해서는 오차에서의 이분산성(Heteroskedasticity)이 적절하게 조정될 수 있다면 더 효율적인 추정치가 획득될 수도 있다.

일반적으로 금융부문에서는 금리, 환율, 주가 등의 변동성(Volatility)을 측정할 경우 간략한 방법으로 이들의 분산(Variance) 또는

표준편차(Standard Deviation)를 사용하고 있다. 측정된 변동성은 시간의 흐름에 따라 변화하는 특징을 갖고 있는데 이를 계량모형화한 것 가운데 대표적인 모형이 GARCH(1, 1) 모형이다. 이런 점을 바탕으로 할 경우 거시경제변수와 부동산변수들을 통해 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형을 살펴보는 데 있어 이분산성을 지닌 GARCH(1, 1) 모형이 적절할 것이다.

2) 방법론의 개념

ARCH(p)모형을 실증분석에서 사용하는 경우, 모형의 적합도를 높이기 위해 긴 시차(lag)를 필요로 하는 경우가 종종 발생한다. 이런 경우 많은 모수의 추정이 요구되어, 최우추정과 같은 수치적 극대화방법을 이용하는 때때로 추정값이 수렴하지 않는 문제가 발생한다. 이러한 문제를 극복하기 위해 Bollerslev (1986)는 ARCH모형을 일반화하였다는 의미에서 일반화 ARCH(Generalized ARCH) 혹은 GARCH 과정이라 하는 모형을 제안하였다.

GARCH(1, 1) 모형은 ARCH구조에 조건부 분산의 시차를 추가시킨 모형으로 시차구조에 보다 탄력성을 줄 수 있는 장점을 갖고 있다. 일반적인 변동성의 지속성 여부를 확인하는 데 경험적으로 큰 지장이 없다

〈표 6〉 White 이분산 검정 결과

Heteroskedasticity Test: White			
구분	GARCH(1,1) 모형		
	모형1 거시경제모형	모형2 부동산모형	모형3 전체모형
F-statistic	4.605	5.590	2.569
Prob. F	0.000	0.000	0.002
Obs*R-squared	52.677***	34.127***	62.780**
Prob. Chi-Square	0.000	0.000	0.033
Scaled explained SS	1.857	2.011	8.357
Prob. Chi-Square	1.000	0.991	1.000

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

고 알려진 GARCH(p, q)모형을 이용하였다. GARCH(1, 1) 모형은 다음과 같이 표시된다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t \dots\dots\dots (4)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 \sigma_{t-1}^2 \dots\dots\dots (5)$$

여기서 Y_t 항은 평균방정식이며, $\beta_1 X_t$ 는 Y_t 에 대한 조건부 평균이다. e_t 는 오차항이며, Ω_{t-1} 은 t-1기까지의 정보집합이다. σ_t^2 항은 조건부 분산식으로 t-1기의 오차제곱 e_{t-1}^2 과 t-1기의 조건부 분산 σ_{t-1}^2 의 함수로 표현된다. 이때 $a_0 > 0$, $a_1 \geq 0$, $b_1 \geq 0$ 이다. GARCH(1, 1) 모형이 약안정성(weakly stationarity)을 갖기 위한 필요충분조건은 $a_1 + b_1 < 1$ 로서 $a_1 + b_1$ 값은 변동성이 얼마나 지속적인가 또는 현재의 변동성이 미래에 어떤 속도로 소멸되어 갈 것인가를 측정한다. 즉, $a_1 + b_1$ 값이 1에 가까울수록 현재의 높은 (또는 낮은) 변동성 충격이 장래에도 지속적임을 의미한다.

GARCH(1, 1) 모형은 변동성 모형으로서 회귀분석에서의 가정인 동분산이 아닌 이분산일 경우에 적용하는 모형이다. 이 모형을 적용하기 위해서는 오차에서의 이분산성(Heteroskedasticity)이 적절하게 조정될 수 있다면 더 효율적인 추정치가 획득될 수도 있다.

일반적으로 금융부문에서는 금리, 환율, 주가 등의 변동성(Volatility)을 측정할 경우 간략한 방법으로 이들의 분산(Varianc) 또는 표준편차(Standard Deviation)를 사용하고 있다. 측정된 변동성은 시간의 흐름에

따라 변화하는 특징을 갖고 있는데 이를 계량 모형화 한 것 가운데 대표적인 모형이 GARCH(1, 1) 모형이다. 이런 점을 바탕으로 할 경우 거시경제변수와 부동산변수들을 통해 전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형을 살펴보는 데 있어 이분산성을 지닌 GARCH(1, 1) 모형이 적절할 것이다.

3) 실증분석 결과

전국 아파트 전세가격의 거시적 동태모형의 GARCH(1, 1)을 살펴보기 위해서 모형 1 거시경제모형, 모형 2 부동산모형, 모형 3은 모형 1과 모형 2를 합친 전체모형으로 구성하여 분석하고자 한다.

3개의 모형으로 구분한 이유는 선행연구에는 구분하여 분석하지 않았으나, 거시경제변수와 부동산변수가 시차가 존재하기 때문에 구분하였다. 보통 부동산변수들끼리는 시차가 적게 나타난다.

특히, 모형 1과 모형 2를 합친 모형 3 전체모형은 거시경제변수와 부동산변수의 시차변수와 시차가 없는 변수를 합쳐 16개 변수로 구성되어 있으며 전국 아파트 전세가격 변화율에 얼마나 영향을 미치는 지를 살펴보고자 한다.

평균방정식에서 모형 3인 전체모형에서는 평균방정식을 통계적으로 유의한 거시경제변수들과 부동산변수들을 바탕으로 하여 선행연구들과 비교하여 설명하도록 하겠다.

경제성장률 지표인 실질 GDP 성장률은 본 연구에서 1분기 선행시차인 시차(-1)가 있는 경우의 실질 GDP 성장률은 5% 유의수준 하에서 유의한 것으로 긍정적(+)인 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 1분기 전의 실질 GDP 성장률의 증가는 전국 아파트 전세가격 변화율을 증가시킨다. 경제성장률을 대표하는 실질 GDP 성장률이 상승하면 전국 아파트 전세가격 변화율도 상승하는 것으로, 경기나 소득의 영향을 많이 받는 것으로 나타

났다. 본 연구는 실질 GDP 성장률이 아파트 전세가격에 긍정적(+)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다.

금리지표인 회사채수익률은 본 연구에서 1분기 선행시차인 시차(-1)가 있는 경우의 회사채수익률은 5% 유의수준 하에서 유의한 것으로 부정적(-)인 영향을 주었다. 즉, 1분기 전의 회사채수익률의 증가는 전국 아파트 전세가격 변화율을 하락시킨다. 채권수익률로 표시된 금리의 영향은 모든 지역에서 강하고 지속적이어서 2000년대 금리인하가 주택가격의 상승을 강하고 지속적으로 유도했다는 최근의 연구를 뒷받침하고 있다. 본 연구는 회사채수익률이 아파트 전세가격에 부정적(-)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다.

물가지표인 소비자물가상승률은 본 연구에서 1분기 선행시차인 시차(-1)가 있는 경우의 소비자물가상승률은 5% 유의수준 하에서 유의한 것으로 부정적(-)인 영향을 주었다. 즉, 1분기 전의 소비자물가상승률의 증가는 전국 아파트 전세가격 변화율을 하락시킨다. 이것은 김경환·서승환(2011)에 의한 것처럼 IMF이후 한국은행의 물가정책이 통화운용에서 금리정책으로 변경한 것과 일맥상통한다고 볼 수 있다. 즉, 물가가 상승하면 물가를 하락시키기 위해 금융통화위원회를 통해 정책적으로 금리를 상승시켜 주택가격을 하락하게 만들었다. 본 연구는 소비자물가상승률이 아파트 전세가격에 부정적(-)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다.

주가지표인 주가변화율은 시차가 없는 동차인 경우의 주가변화율은 5% 유의수준 하에서 유의한 것으로 부정적(-)인 영향을 주었다. 즉, 주가변화율의 상승은 전국 아파트 전세가격 변화율을 하락시킨다. 서승환(1994)에 의하면 종합주가지수의 상승은 단기적으로 주택가격을 하락시키는 요인으로 작용하나 장기적으로 주택가격을 상승시키는 요인이 된다. 거의 대다수의 연구는 주가변화율이 상승하면 전국 아파트 전세가격 변화율을 상승시키는

것으로 나타났다. 본 연구는 주가변화율이 아파트 전세가격에 긍정적(+)인 영향을 줄 것이라는 기존의 대다수의 선행연구와 다른 부정적(-)인 영향을 주는 것으로 나타났다.

실업률 지표인 실업률은 시차가 없는 동차인 경우의 실업률은 5% 유의수준 하에서 유의한 것으로 부정적(-)인 영향을 주었다. 즉, 실업률이 상승했다는 것은 경기가 나빠지고 소득도 줄어들어 전국 아파트 전세가격을 하락시키는 것으로 나타났다. 본 연구는 실업률이 아파트 전세가격에 부정적(-)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다.

부동산가격 지표인 전국 아파트 매매가격 변화율은 시차가 없는 동차인 경우의 전국 아파트 매매가격 변화율이 1% 유의수준 하에서 유의한 것으로 긍정적(+)인 영향을 주었다. 즉, 시차가 없는 경우의 전국 아파트 매매가격 변화율이 상승할 경우 전국 아파트 전세가격 변화율도 상승한다는 것이다. 본 연구는 아파트 매매가격 변화율이 아파트 전세가격 변화율에 긍정적(+)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다. 하지만 아파트 매매가격 변화율이 아파트 전세가격 변화율에 부정적(-)인 영향을 줄 것이라는 차문중(2004)의 연구의 결과와는 다른 것으로 나타났다.

부동산 공급량 지표인 주거용 건축허가면적 변화율은 12분기 선행시차인 시차(-12)가 있는 경우의 주거용 건축허가면적 변화율은 1% 유의수준 하에서 유의한 것으로 부정적(-)인 영향을 주었다. 즉, 12분기(3년) 전에 주거용 건축허가면적 변화율이 상승할 경우 전국 아파트 전세가격 변화율은 하락하였다. 실질적으로 주거용 건축허가면적 변화율이 상승한다고 할 경우 직접적인 입주물량이 아니기 때문에 단기적으로 투자수요의 증가를 통해 주택가격은 상승할 수 있지만, 아파트에 대한 입주물량이 현실화되는 기간이 보통 2년에서 3년이기 때문에, 그 이후에는 실질적인 공급이 증가하므로 아파트 전세가격 변화율이 하락되어

진다고 볼 수 있다. 본 연구는 주거용 건축허가 면적 변화율이 아파트 전세가격 변화율에 부정적(-)인 영향을 줄 것이라는 기존의 선행연구와 같은 것으로 나타났다. 즉, 공급이 입주할 시기에는 전세가격이 하락하였다는 것이다.

분산방정식에서 $a_1(\text{RESID}(-1)^2)$ 은 과거 오차항의 제곱으로 불확실한 지표인 ARCH 효과로서 현재의 변동성 충격이 다음 기의 변동성에 미치는 영향을 측정한 것으로 0.546이라는 변동성은 시장의 움직임에 민감하게 반응함을 의미하는 것이다.

$b_1(\text{GARCH}(-1))$ 는 과거 1시차 분산변동성으로 전기 값의 지표로 이용되는 것으로, 0.422라는 값은 1% 유의수준에서 유의한 것으로 전기 값에 매우 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

모형의 견고성을 확인하기 위하여 $a_1 + b_1(\text{RESID}(-1)^2 + \text{GARCH}(-1))$ 은 GARCH 효과인 변동성 지속에 대한 지표로서 변동성이 얼마나 지속적인가, 현재의 변동성이 미래에 어떤 속도로 소멸될 것인가를 측정한 것으로, 이 값이 1에 가까울수록 현재의 높은 변동성이 유사한 수준에서 장래에도 지속될 가능성이 높다는 것을 의미하는데, $a_1 + b_1$ 의 값이 0.968로 1보다 작아서 견고성은 높다고 볼 수 있으며, 전국 아파트 전세가격 변화율에 거시경제변수와 부동산변수들의 충격은 일정기간 동안 지속적으로 영향을 미치며 그 효과가 느린 속도로 사라짐을 의미한다(<표 7> 참조).

전체기간을 1987년 1사분기부터 2013년 2사분기라고 할 경우, 첫 번째 시기는 IMF이전으로 1987년 1사분기부터 1997년

<표 7> GARCH(1, 1) 모형의 비교

구분			GARCH(1, 1) 모형					
			모형 1 거시경제모형		모형 2 부동산모형		모형 3 전체모형	
			coefficient	Z-Statistic	coefficient	Z-Statistic	coefficient	Z-Statistic
거시경제 변수	Constance	C	0.389	1.485			0.290	1.085
	실질 GDP 성장률	GRGDP	0.598	7.030***			0.264	1.812*
		GRGDP(-1)	0.34	3.348***			0.303	2.446**
	회사채 수익률	D_GCPR	0.198	1.032			-0.108	-0.708
		D_GCPR(-1)	-0.525	-4.206***			-0.301	-1.971**
	소비자물가 상승률	D_GCPI	-0.504	-2.336**			-0.153	-0.581
		D_GCPI(-1)	-0.539	-2.421**			-0.609	-2.288**
	주가 변화율	GSI	0.002	0.274			-0.023	-2.181**
		GSI(-1)	-0.003	-0.286			0.009	0.819
	실업률	D_GUNEMP	-0.512	-1.972**			-0.313	-2.326**
D_GUNEMP(-1)		-0.589	-3.243***			-0.284	-0.896	
부동산 변수	Constance	C			1.309	8.764		
	전국 지가변동률	GNLP			-0.096	-0.891	0.037	0.153
		GNLP(-1)			-0.229	-1.744*	-0.203	-1.102
	전국 아파트 매매가격 변화율	GNAHP			0.398	5.259***	0.349	4.239***
		GNAHP(-1)			0.047	0.576	0.019	0.227
	건축허가면적 변화율	GCON			0.010	1.988**	0.011	1.887*
		GCON(-12)			-0.006	-0.819	-0.02	-3.222***
Variance Equation								
C			0.800	2.378	0.196	1.631	0.188	0.81
RESID(-1)^2			1.059	3.841***	1.295	6.016***	0.546	2.303**
GARCH(-1)			0.011	0.2	0.197	2.624***	0.422	2.770***
R-squared			0.489		0.337		0.700	
Adjusted R-squared			0.433		0.290		0.636	
Log likelihood			-197.495		-170.419		-149.293	
Durbin-Watson stat			1.078		0.644		0.727	

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

4사분기까지이고, 두 번째 시기는 IMF 이후부터 금융위기 이전까지로 1998년 1사분기부터 2008년 3사분기까지이며, 마지막 시기는 금융위기 이후부터 현재까지로 2008년 4사분기부터 2013년 2사분기까지를 구분하여 앞에서 살펴본 전체기간과 구조적인 변화의 시기별 비교를 하도록 하였다. 이렇게 전체기간을 3개의 시기로 구분하여 살펴보는 이유는 전체기간이 현재의 현실을 설명할 수 있는가의 비판이 있을 수 있기 때문이다.

IMF이전과 IMF 이후부터 금융위기 이전은 실질 GDP성장률(+)과 소비자물가상승률(-), 주가변화율(-), 전국 아파트 매매가격 변화율(+)에 공통적으로 영향을 미치는 데 반해 금융위기 이후는 거시경제변수와 부동산변수가 아파트 전세가격 변화율에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 GARCH(1, 1) 모형에의 결과에서 금융위기 이전(IMF

이전도 포함)에는 전국 아파트 전세가격 변화율에 거시경제변수와 부동산변수가 영향을 주었지만, 금융위기 이후에는 이러한 거시경제변수와 부동산변수가 전혀 관련이 없다는 것이다. 금융위기 이전에는 전국 전세가격 변화율이 거시경제변수와 부동산변수가 관련을 맺고 있는 것을 볼 때, 펀더멘탈(fundamental)을 반영하는 지표로서 이용할 수 있지만, 금융위기 이후에는 전혀 그러한 기능을 기대할 수 없을 것이다(<표 8> 참조).

V. 결 론

1. 연구의 요약

거시경제변수와 부동산변수를 이용하여

<표 8> GARCH(1, 1) 모형의 시기별 비교

구분			GARCH(1, 1) 모형							
			전체기간 (1987년 1사분기 - 2013년 2사분기)		IMF이전 (1987년 1사분기 - 1997년 4사분기)		IMF이후-금융위기 이전 (1998년 1사분기 - 2008년 3사분기)		금융위기 이후 (2008년 4사분기 - 2013년 2사분기)	
			coefficient	Z-Statistic	coefficient	Z-Statistic	coefficient	Z-Statistic	coefficient	Z-Statistic
거시경제 변수	Constance	C	0.29	1.085	0.518	0.499	-0.149	-0.165	0.546	0.761
	실질 GDP 성장률	GRGDP	0.264	1.812*	0.812	2.160**	0.804	0.887	0.505	1.06
		GRGDP(-1)	0.303	2.446**	-0.311	-0.994	1.224	3.486***	-0.209	-0.286
	회사채 수익률	D_GCPR	-0.108	-0.708	-0.253	-0.886	1.013	1.668*	-1.100	-0.614
		D_GCPR(-1)	-0.301	-1.971**	-0.09	-0.543	0.222	0.284	0.541	0.466
	소비자물가 상승률	D_GCPI	-0.153	-0.581	0.207	0.707	-0.903	-0.878	0.403	0.204
		D_GCPI(-1)	-0.609	-2.288**	-1.088	-2.447**	-1.804	-2.394**	0.486	0.241
	주가 변화율	GSI	-0.023	-2.181**	-0.042	-2.181**	-0.074	-3.272***	-0.018	-0.226
		GSI(-1)	0.009	0.819	-0.011	-0.395	-0.041	-1.053	0.070	1.091
	실업률	D_GUNEMP	-0.313	-2.326**	-1.06	-2.475**	-0.621	-0.89	-0.304	-0.337
D_GUNEMP(-1)		-0.284	-0.896	0.476	1.554	0.012	0.018	-0.791	-0.576	
부동산 변수	전국 지가변동률	GNLP	0.037	0.153	0.707	2.186**	-0.832	-1.154	-0.898	-2.124**
		GNLP(-1)	-0.203	-1.102	-0.430	-1.825*	-0.679	-1.125	0.478	0.511
	전국 아파트 매매가격 변화율	GNAHP	0.349	4.239***	0.430	2.410**	0.585	3.919***	1.138	1.4
		GNAHP(-1)	0.019	0.227	-0.491	-2.017**	0.017	0.118	0.049	0.069
	건축허가면적 변화율	GCON	0.011	1.887*	-0.002	-0.208	0.022	1.341	-0.006	-0.22
		GCON(-12)	-0.02	-3.222***	-0.015	-0.992	-0.019	-0.97	-0.012	-0.275
Variance Equation										
C			0.188	0.810	0.224	0.456	0.178	0.730	0.107	0.531
RESID(-1) ²			0.546	2.303**	0.295	1.059	0.244	1.916	0.317	1.119
GARCH(-1)			0.422	2.770***	0.777	0.632	0.886	1.871	0.627	0.411
R-squared			0.700		0.624		0.847		0.921	
Adjusted R-squared			0.636		0.405		0.671		0.624	
Log likelihood			-149.293		-26.632		-27.581		-6.938	
Durbin-Watson stat			0.727		1.976		1.506		1.400	

*, **, *** : 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함.

전국 아파트 거시적 동태모형을 살펴보았는데, 모형 1인 거시경제모형과 모형 2인 부동산모형은 모형의 견고성이 떨어지는데 반해, 모형 3인 전체모형은 모형의 견고성이 높은 것으로 전국 아파트 전세가격 변화율은 거시경제변수와 부동산변수의 영향을 받는다는 것을 알 수 있었다.

모형 3 전체모형의 연구 분석결과에서 다음과 같이 몇 가지 결론들이 도출되었다. 1분기 선행시차인 시차(-1)에서 실질GDP 성장률(정(+))의 영향)과 회사채수익률(부(-)의 영향), 소비자물가상승률(부(-)의 영향)이 영향을 주었고, 동차에서 주가변화율(부(-)의 영향)과 실업률(부(-)의 영향), 전국 아파트 매매가격 변화율(정(+))의 영향)이 영향을 주었으며, 12분기 선행시차인 시차(-12)에서 주거용 건축허가면적 변화율(부(-)의 영향)이 영향을 준 것으로 나타났다.

또한 시기별 비교를 통해 금융위기 이전에는 전국 전세가격 변화율이 거시경제변수와 부동산변수가 관련을 맺고 있는 것을 볼 때, 펀더멘탈(fundamental)을 반영하는 지표로서 이용할 수 있지만, 금융위기 이후에는 펀더멘탈의 기능을 기대할 수 없는 것으로 예전의 시장과는 매우 다른 양상을 보여주는 것으로 나타났다.

2. 시사점

연구의 시사점은 다음과 같이 제시될 수 있다.

첫째, 선행연구들이 매매가격에 집중한 것과 달리, 본 연구인 아파트 전세가격의 거시적 동태모형에 관한 연구는 매매가격의 연구와는 달리 부진한 전세가격의 거시적 동태모형에 관한 연구에 대해 보다 체계적인 연구를 보여준다는 점에서 가치가 있을 뿐만 아니라, 전

세가격의 거시적 동태모형과 같은 시계열분석에 대한 실증적인 연구의 기초를 제공한다는 점에서 상당한 의의를 가질 것으로 생각된다.

둘째, 본 연구는 최근의 전세대란이라는 사회현상 속에서 거시적인 측면에서 문제를 해결하려는 시기적절한 논문이라 생각된다. 또한 본 연구를 통해서 정책 입안자들에게는 적절한 시기에 정책을 입안할 수 있도록 타이밍에 대한 신호(Signal)를 보내줄 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 타 논문과는 달리 전세가격의 거시적 동태모형이 이분산 검정을 통해 이분산 임을 확인하였고, GARCH 모형을 적용하여 기존 선행연구의 논문과는 차별성을 가지게 되었다.

3. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 위와 같은 연구결과에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 매매가격과는 달리 전세가격의 거시적 동태모형을 위한 연구에 대해서 선행연구가 부족하여 이러한 모형에 영향을 줄 수 있는 적절한 변수 군들을 제시하지 못했다는 점이다. 따라서 추후 연구에서는 적절한 변수들의 제시에 의한 연구 분석이 이루어져야 할 것이다.

둘째, 지역에 따라 주택시장(전세시장과 매매시장)이 다르게 나타나는데, 추후에는 지역별로 구분하여 연구가 이루어져야 할 것이다.

셋째, 미시적인 측면과 거시적인 측면을 함께 연구할 수 있어야 하는데, 동시에 연구할 수 있는 데이터 구축이 마련되지 않아 연구를 진행할 수 없었다. 추후 연구는 미시적인 측면과 거시적인 측면을 모두 고려할 수 있는 패널모형을 제시함으로써 본 연구에 대한 한계점을 해결할 수 있을 것이다.

參考文獻

- 강원철·김복순, 지가변동요인 분석 : IMF 체제와 지가변동을 중심으로, 감정평가연구원, 1997.
권주안·김윤중·김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 II, 주택산업연구원, 2005.
권주안·김윤중·김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 III, 주택산업연구원, 2006.
권주안·김윤중·황관석·김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 IV, 주택산업연구원, 2007.
김갑성·서승환, 부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석, 삼성경제연구소, 1999.
김경환, "부동산가격과 거시경제간의 상호관계", 한국은행 조사국 학술회의 '자산가격 변동에 대응한 통화정책 방향' 발표논문, 2003.

- 김경환·손재영, 부동산경제학, 건국대학교출판부, 2010.
- 김경환·서승환·유진방, 우리나라 부동산 가격과 물가에 관한 실증분석, 한국은행, 1991.
- 김경환·서승환, 도시경제 제4판, 홍문사, 2001.
- 김경환·이한식, 주택경기 예측모형 연구 I, 주택산업연구원, 2004.
- 김용순, "경제·사회환경 변화에 따른 부동산가격 예측모형 개발연구", 한양대학교 대학원 경제학과 박사학위논문, 2002.
- 김용순·이석재, 주택시장 여건변화에 따른 주택경기 예측모형개발, 대한주택공사 주택도시연구원, 2002.
- 김원중·성주한, "경로분석을 이용한 서울 외국인 임대주택의 임대료 결정모형에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제53집.
- 김은성·이상호·김재준, "CD금리 및 가산금리가 주택매매 및 전세지수에 미치는 영향 분석", 대한건축학회논문집 구조계, 대한건축학회, 2009, 제25권 제12호, pp.207~214.
- 김종호·정재호, "GARCH, EGARCH 모형을 이용한 주택가격 변동성에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2011, 제47집.
- 김준환, 건설경제론, 박영사, 2004.
- 김희주·김갑성·이현, "부동산 경기예측 모형 개발 및 2003년 하반기 추정", 대한국토·도시계획학회 2003 정기학술대회, 대한국토·도시계획학회, 2003.
- 남정현·이상경·정창무, "수도권 주택시장 분석에 관한 연구-자산·자본시장 개념을 적용하여-", 대한국토·도시계획학회 2001 추계학술발표회 발표논문, 대한국토·도시계획학회, 2001.
- 남상호, CERIK 건설경제 예측모형 개발, 한국건설산업연구원, 1996.
- 류지수, "주택가격 결정요인과 주택점유 선택에 관한 연구", 응용경제, 한국응용경제학회, 2007, 제9권 제1호.
- 서승환, 한국부동산시장의 거시계량분석, 홍문사, 1994.
- 서승환, IMF이후의 부동산 시장의 구조변화, 삼성경제연구원, 1999.
- 서울특별시, 전·월세 가격변화 예측모델개발구축 및 임대주택 임대료 산정을 위한 연구, 2002.
- 성주한, "아파트 전세가격에 관한 연구 - 미시적·공간적·거시적 접근을 중심으로-", 서울 : 건국대 대학원 박사학위논문, 2012.
- 성주한·오준석, "수도권 아파트 전세가격의 공간적 전이효과에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제52집.
- 성주한·오준석, "잠재성장모형을 이용한 금융위기 이전과 이후 서울 아파트 전세가격과 매매가격의 관계에 대한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제54집.
- 성주한·오준석, "자기회귀교차지연모형을 이용한 금융위기 이전과 이후 강남지역과 강남 이외의 지역 아파트 전세가격과 매매가격의 관계에 대한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제55집.
- 손경환, 주택시장 분석을 위한 거시경제모형 연구, 국토연구원, 1991.
- 손경환·김혜승, 주택시장모형연구, 국토개발연구원, 1994.
- 손경환·강미나, 부동산시장 동향 및 전망체계 구축, 국토연구원, 2003.
- 손경환·김혜승, 부동산시장 구조모형 연구, 국토연구원, 2002.
- 손창식·김관영·김용순, "부동산가격 예측모형에 관한 연구", 주택연구, 한국주택학회, 2003, 제11권 제1호.
- 윤주현, 전세시장 여건변화에 따른 대응방안, 국토연구원, 2000.
- 윤주현, 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구, 국토연구원, 2000.
- 윤주현, VAR모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구, 국토연구원, 2001.
- 윤주현·김혜승, 주택시장 경기동향 및 단기전망 연구, 국토연구원, 2000.
- 이근영, "금융자산가격이 주택가격에 미치는 영향", 경제학연구, 한국경제학회, 2004, 제52집 제4호.
- 이성원·김동중, "부동산시장 예측모형 개발에 관한 연구", 한국부동산연구원, 2012.
- 이영수, "한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석", 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2008, 제14집 제3호.
- 이영수, "주택가격과 전세가격 : VECM분석", 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2010, 제16집 제4호.
- 이흥재·박재식·송동진·임경원, 금융경제 시계열분석, 경문사, 2005.
- 임승직·김은혜, 주택가격 변동요인 분석연구, 대한주택공사 주택연구소, 1998.
- 임영인, "수도권 주택전세가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 제51집.
- 정규일, "자산 가격과 유동성 간의 관계 분석", 한국경제연구, 한국경제연구학회, 2006, 제17권.
- 정재호·박덕분, "주택금융수요와 거시경제변수간의 동태적 관계 연구", 부동산학보, 한국부동산학회, 2006, 제28집.
- 정희남·김창현, 거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향 분석, 국토연구원, 1997.
- 조 답, 금융계량분석, 청람, 2006.
- 조동철·성명기, "실질금리, 부동산가격과 통화정책", KDI 정책연구, 한국개발연구원, 2004, 제26권 제1호.
- 조동철·성명기, "저금리시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점", KDI 정책포럼, 한국개발연구원, 2003, 제166호.
- 차문중 편, 주택시장 분석과 정책과제 연구, 한국개발연구원(KDI), 2004.
- 황상필·문소상·윤석현·최영일, "한국은행 분기 거시계량경제모형의 재구축", 한국은행 조사통계월보, 한국은행, 2005, 제59권.
- Denise DiPasquale, William C. Wheaton, *Urban Economics and Real Estate Market*, Prentice Hall, 1996.
- Jack Johnston and John Dinardo, *Econometric Methods*, McGraw Hill, 1997.
- James D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- John F. McDonald and Daniel P. Mcmillen, *Urban Economics and Real Estate : Theory and Policy*, Blackwell Publishing, 2007.
- Walter Enders, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Son, Inc, 2004.
- Ruey S. Tsay, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Son, Inc, 2002.
- Geltner, David M. Norman G. *Commercial Real Estate Analysis and Investment*, South-Western, 2001.
- Lastrapes, W. D. "The Real Price of Housing and Money Supply Shock: Time series Evidenceand Theoretical Stimulations", *Journal of Housing Economics*, 2002, Vol. 11.
- N. Apergis and A. Rezitis, "Housing Prices and macroeconomic factors in Greece : Prospects within the EMU", *Applied Economics Letters*, 2003.