

미분양주택량 결정요인에 관한 실증분석

An Empirical Analysis on the Determinants of Unsold Housing Stocks

전 해 정*

HaeJung Chun

目 次

- | | |
|------------------------|------------|
| I. 서 론 | III. 실증분석 |
| 1. 연구의 배경 및 목적 | IV. 결 론 |
| 2. 미분양주택의 문제점과 추이 | <abstract> |
| II. 선행연구 및 미분양주택량 결정모형 | <참고문헌> |
| 1. 선행연구 | |
| 2. 미분양주택량 결정모형 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

The Fisher-DiPasquale-Wheaton(FDW) model was used for determining the unsold housing stocks. This study made an empirical analysis of the dynamic relationship of monthly unsold housing stocks, housing prices, construction cost, mortgage and mortgage rate in South Korea from October 2003 to May 2012 by using time series analysis.

(2) RESEARCH METHOD

In this study, research method was through time series analysis (VECM).

(3) RESEARCH FINDINGS

There was a long run equilibrium relationship between the variables, Vector Error Correction Model(VECM) was used to conduct an impulse response analysis and a variance decomposition analysis.

* 주 저 자 : 중앙대학교 도시·부동산연구소 연구위원, 도시및지역계획학(부동산)박사, wooyang02@hanmail.net

▷ 접수일(2013년 5월 26일), 수정일(1차: 2013년 7월 26일, 2차: 2013년 7월 30일, 3차: 2014년 1월 1일), 게재확정일(2014년 2월 10일)

In empirically analysis, the unsold housing Stocks in shock, the unsold housing stocks greatest positive (+) reaction, mortgage impact the unsold housing stocks is negative (-) of the reaction was. Mortgage rates and construction cost impact the unsold housing stocks is positive(+).

2. RESULTS

We confirmed that thoretical models and empirical results were the same and the unsold housing stocks were affected by macroeconomic variables.

3. KEY WORDS

- Unsold Housing Stocks, The Fisher-DiPasquale-Wheaton(FDW) Model, Vector Error Correctin Model, Cointegration Test, Impulse Response Analysis
- 미분양주택량, 주택시장균형이론, 벡터오차수정모형, 공적분 검정, 충격반응분석

1. 서 론

1. 연구의 배경 및 목적

미분양주택은 주택건설업자가 사업계획 승인을 득한 후, '주택공급에 관한 규칙(제 7,8조)'에 따라 입주자 공고를 하고 분양한 이후 분양계약이 체결되지 않은 세대와 입주자 모집공고 대상이 아닌 20세대 미만의 주택이 분양후 계약되지 않은 세대를 총칭한다.

주택시장적 관점에서 미분양주택의 발생은 주택수요와 공급의 시기적 불균형을 의미한다. 주택특성상 토지구입에서 준공에 이르기까지 3-5년이 소요되기 때문에 일반 제품과 달리 적기에 수급균형을 유지하기가 매우 어렵다. 따라서 미분양주택이 발생할 가능성은 늘 상존한다. 미분양주택의 물량규모는 주택시장의 호,불황을 예고하는 주요한 신호이며 주택구매자들의 선호를 반영하는 시장의 지표로 활용된다. 즉, 미분양주택량은 주택공급자는 주택공급시기를 주택수요자는 매입시기를 결정하는 중요한 의사결정의 지표이다.

2013년 1월 23일 국민은행 부동산 통계에 따르면 2012년 서울 아파트값은 4.5% 떨어져 외환위기 여파가 미친 1998년(14.6%) 이후 최대 하락폭을 기록하였다. 서울·경기·인천등 수도권 아파트값도 2012년 한해 3.9% 떨어져 2000년 이후 가장 많이 빠졌다. 주택거래도 끊겼다. 국토해양부에 따르면 2012년 전국 주택거래량은 73만여건으로 거래량을 집계하기 시작한 2006년 이후 7년 만에 최저치를 보였다. 특히 2012년 수도권 주택거래량은 27만여건으로 전년보다 27.1% 줄었다. 거래부진으로 미분양아파트도 다시 쌓이고 있다. 수도권 미분양은 2012년 11월 말 기준으로 3만 4000여 가구로 2001년 집계를 시작한 이후 최대치다. 수도권 신도시는 미입주 사태로 흥역을 치르고 있다. 금융감독원에 따르면 2012년 11월 기준 집단대출 연체율은 1.83%로 전년 동기대비 0.49% 급증했다. 건설사와 계약자간 분쟁으로 중도금 대출이자를 내지 않고 입주를 미루는 단지가 늘었다는 것이다. 이에 전문가들은 수도권 주택시장은 금융위기 이후 집값 하락, 거래급감,

미분양증가, 미입주사태등 4중고로 위기를 겪고 있으며 정부의 단발적인 대책이 이어지면 서 주택시장의 신뢰가 무너진 상황이다.

문제는 수도권 주택시장의 침체가 수도권에만 국한하지 않고 전국적인 현상으로 나타날 수 있다는 데에 있다. 지방의 주택시장도 분위기가 꺾이고 있어 자칫 일본처럼 장기 침체에 빠질 가능성도 보이고 있다. 이에 위협수위에 다다른 주택시장 정상화를 위해 새 정부에서 적극적인 주택활성화 정책을 수립·집행할 필요가 있다. 특히 수도권 중대형 미분양을 처분할 수 있는 획기적인 대책이 필요하다. 2012년 11월 기준 수도권 미분양 아파트 중 59%인 2만여가구가 전용 85m² 중대형아파트이다. 특히 준공후 미분양(1만5천여가구)의 78%(1만2천여가구)도 중대형이다.

그동안 미분양주택에 대한 학문적인 연구는 미분양 주택에 대한 통계자료 구축의 한계점과 주택시장에서 미분양주택에 대한 이론적 연구와 검증이 이루어지지 못한 점으로 인해 활성화 되지 못한 실정이다. 이에 본 연구는 미분양주택결정요인에 대한 이론적 연구와 체계적이고 과학적인 실증분석을 통해 미분양주택결정요인을 이론적·실증적으로 파악하고자 한다.

본 연구는 자산시장과 공간시장으로 구분하여 부동산시장을 설명하는 Fisher-DiPasquale-Wheaton(FDW)의 주택시장균형이론을 이용해 미분양주택량 결정모형을 도출해 시계열 분석방법론을 이용하여 미분양주택시장에 영향을 주는 요인들을 실증분석하고자 한다. 이론모형을 통해 도출된 변수인 아파트매매가격, 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 건설공사비, 아파트미분양량의 인과관계를 그랜저 인과관계 검정(granger causality test)을 통해 실증분석한다. 공적분 검정(cointegration test) 결과 모든 모형에서 변수들간의 장기균형관계가 있음을 확인후에 벡터오차수정모형(vector error correction model:VECM)을 구성하

였다. 이후 충격반응분석(impulse response analysis)과 분산분해분석(variance decomposition analysis)를 통해 각 변수의 동학적인 영향력과 설명력을 실증분석 하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 미분양주택과 관련된 선행연구 및 미분양주택량 결정모형에 대한 이론적 고찰을 하고 제3절에서는 실증분석으로 이론모형에서 도출한 변수들의 단위근 검정, 그랜저 인과관계 검정과 충격반응분석, 분산분해분석 각 변수들 간의 동학적(dynamic) 상관관계에 대해 밝히고 마지막 4절에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

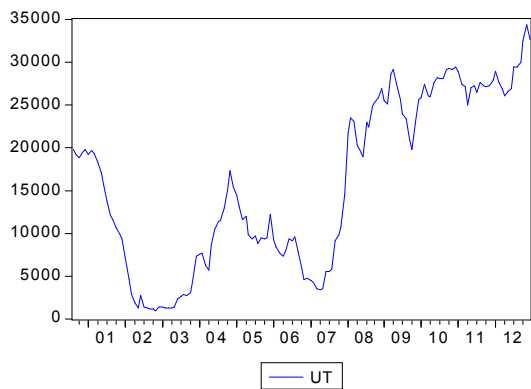
2. 미분양주택의 문제점과 추이

미분양주택은 주택의 특성상 어느정도 상존할 수밖에 없으나 미분양 물량이 많거나 기간이 장기화 되는 경우 국가경제와 국민의 주거안정에 부정적인 영향을 끼친다. 미분양주택의 발생에 따른 주택시장의 영향과 문제점은 첫째, 신규 미분양주택의 증가는 주택건설업체의 자금난과 경영난을 초래해 장기적으로는 주택공급을 악화시킨다. 즉, 미분양주택의 증가는 주택의 투자비 회수기간의 장기화로 채무구조를 악화시키고 이로 인해 건설업체는 결국 도산으로 이어지게 된다. 미분양주택의 장기화는 결국 주택건설 공급의 위축으로 이어지고 장기적으로 주택공급 감소로 인한 주택시장의 불안이 악화될 수 있다.

둘째, 미분양 증가와 장기화는 주택건설산업의 붕괴를 초래할 뿐 아니라 경제 전반에도 심각한 타격을 주며 내수 경기 침체도 일으킬 수 있다. 미분양 적체 현상이 장기화 될 경우 주택가격의 하락세로 이어질 수 있으며, 이는 부동산 시장 전반의 침체로 연결될 수 있다. 건설업체가 위축되어 공급이 감소되면 추후 주택가격 상승으로 이어질 가능성이 있다. 또한 주택건설산업은 노동집약적 산업으로 고용창출효과가 크고 산업연관효과와 생산

유발효과가 큰 산업이기 때문에 내수 경기 침체를 일으킬 가능성이 크다¹⁾.

미국의 서브프라임 모기지에서 시작된 2008년 글로벌 금융위기 이후에 전세계 주택 시장을 급격한 침체로 몰아넣었고 그 후유증으로 대규모 미분양사태가 발생하였다. 그러나 이러한 미분양에 대한 우려는 이미 2006년부터 제기되어 왔다. 2005년 이후 민간부문에 의한 경쟁적인 과잉공급 및 고분양가 등이 복합적으로 작용하여 미분양이 증가하기 시작하다가 금융위기를 거치면서 급속도로 증가하여 2008년 12월 16만 5천호를 기록하였다. 이는 역대 최고기록이던 1995년 15만 9471호를 능가하는 물량으로 총 미분양 관련 자금이 약 31-34조원에 달했다. 이후에도 수요억제 위주의 주택정책, 경기침체로 인한 소비심리 위축, 분양가상승으로 인한 수요위축과 주택보급률이 높은 지방에 분양물량 확대 및 분양가 상한제에 따른 일시적인 공급폭증 등으로 인해 수도권 미분양은 2012년 11월 말 기준으로 3만 4000여 가구로 2001년 집계를 시작한 이후 최대치다.



〈그림 1〉 수도권 미분양주택량

II. 선행연구 및 미분양주택량 결정모형

1. 선행연구

미분양주택에 대한 학문적인 연구는 미분양 주택에 대한 통계자료 구득의 한계점과 주택시장에서 미분양주택에 대한 이론적 연구와 검증이 이루어지지 못한 점으로 인해 많은 연구가 이루어지지 못했다. 이에 본 연구에서는 FDW모형의 주택시장균형이론을 이용해 미분양주택에 대해 이론적으로 살펴본 후 벡터자기회귀모형(vector auto regressive model: VAR)를 이용해 변수들간의 동학적 상관관계를 체계적으로 살펴보고자 한다.

정창무·김지순(2005)은 미분양 아파트가 주택시장에서 지니는 행태를 VECM을 이용하여 실증분석하였다. 분석결과 미분양 아파트가 주택공급업자의 입장에서는 주택공급시기를 조정하는 중요한 의사결정지표로, 주택투자자의 입장에서는 주택 매입시기를 판단하는 투자지표로 활용하고 있다고 하였다. 또한 금리나 환율 같은 거시경제지표들은 주택투자에 따른 기회비용의 변화라는 측면에서 미분양 아파트량을 변동시키며, 정부의 주택정책 역시 미분양 아파트량을 변화시킨다고 하였다²⁾.

김상기외(2010)는 주택매매가격, 전세가격과 미분양주택량의 관계를 VECM을 통해 실증분석하였다. 충격반응분석결과, 주택매매가격 충격에 대한 미분양주택 변동이 미분양주택의 충격에 대한 주택매매가격의 변동보다 월등히 크고 주택전세가격과 미분양주택 사이에는 변수의 충격에 서로 변동이 발생하지만 주택매매가격 충격에 의한 변동보다 훨씬 작다고 하였다³⁾.

1) 장세웅, "미분양아파트 발생요인 분석에 관한 연구", 한양대학교 박사학위논문, 2011, p.7.
 2) 정창무·김지순, "주택시장에서의 미분양 아파트의 역할에 대한 실증분석", 국토계획, 대한국토도시계획학회지, 2005, 40(2), pp.81-91.
 3) 김상기·이상효·김제준, "주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석", 대한건축학회 논문집, 대한건축학회, 2010, 26(1), pp.279-286.

장세웅(2011)은 미분양 아파트 발생요인에 관한 연구를 주택매매가격, 건설비용, 주택대출금을 변수로 선정해 VECM으로 실증분석하였다. 분석결과, 미분양아파트량 자체가 미분양아파트 발생에 미치는 영향 및 주택매매가격이 미분양아파트 발생에 미치는 영향이 상당히 높다고 하였다. 또한 미분양아파트 발생을 완화시키기 위해서는 공급측면에 대한 지원 정책보다 수요자들의 구매를 활성화시킬 수 있는 정책이 더 효과적일 것이라고 하였다⁴⁾.

박재룡·유정석(2010)은 실질GDP, 금리, 주택가격과 미분양주택의 변화를 회귀분석을 통해 실증분석하였다. 분석결과, 실질소득 1%증가하면 미분양주택은 0.35% 감소하고 금리가 1% 상승할 경우 미분양주택은 0.13% 증가한다고 하였다. 미분양주택의 정책방향은 점진적이고 자연스럽게 해소되도록 유도해야 한다고 하였다⁵⁾.

김주영·신우진(2011)은 다층성장모형을 활용하여 도시의 주택재고 대비 미분양 주택수를 결정하는 요인을 분석한 결과 분석기간 동안 미분양 주택은 지속적으로 증가하고 있으며 개별 도시의 주택가격 상승률이 낮을수록 미분양주택수는 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 수도권 도시의 미분양 주택이 지방 도시보다 높았으며, 도시의 경제적 측면에서는 제조업 중심의 도시가 서비스업 중심 도시보다 미분양이 많은 것으로 나타났다⁶⁾.

정재형(2002)는 미분양이 발생하게 된 배경과 원인, 문제점을 문헌연구와 설문문을 통해 분석하였다. 분석결과, 가장 효과적인 미분양 해소방안은 가격할인이나 현실적으로 어려운면이 있다고 하였다. 따라서 주택공급업

자는 무이자 용자, 납부조건 완화, 보조금 지급등을 통해 미분양을 해소하려 하고 있으며 이러한 효과는 소비자에게 가격인하의 효과를 간접적으로 주고 있다고 하였다⁷⁾.

권순주(2002)는 미분양주택의 특성을 파악하고 2단계 최소자승법을 이용하여 가격탄력성을 추정하여 주택의 수요증진과 상품차별화 전략을 연구하였다. 분석결과, 미분양률에 가장 큰 영향을 주는 요인은 주택가격인 것으로 나타났으며, 미분양률과 주택가격을 이용하여 추정한 주택수요함수에서는 주택가격이 낮을수록, 평형이 넓을수록, 업체의 시공능력이 높을수록 미분양률이 낮아진다고 하였다⁸⁾.

허재완·김은경(2009)은 문헌연구를 통해 90년대 이후 미분양을 크게 3개의 시기로 분류하여 각 시기별 특성과 미분양 발생배경을 비교 검토하였다. 분석결과, 미분양주택 발생은 지역별로 상이하게 나타나며 특히 주택보급률이 높은 비수도권 지역은 시간이 갈수록 강도가 높게 나타나고 중대형 및 민간부분에 의한 미분양이 증가한다고 하였다⁹⁾.

2. 미분양주택량 결정모형

본 연구에서는 자산시장과 공간시장으로 구분하여 부동산시장을 설명하는 Fisher-DiPasquale-Wheaton(FDW)의 주택시장균형이론을 이용해 미분양주택량 결정모형을 도출하고자 한다. 상기이론은 재고의 수준에서 출발하여 부동산시장 임대료를 결정하고 이것이 자산시장에 의해 부동산 가격으로 전환된다. 이러한 자산가격은 거꾸로 새로운 건설을 창출하고 이것은 다시 부동산시장에서 결국 재고의 새로운 수준으로 산출하게 된다. 재고

4) 장세웅, "미분양아파트 발생요인 분석에 관한 연구", 한양대학교 석사학위논문, 2011, pp.1-118.

5) 박재룡·유정석, "미분양 주택의 적체완화를 위한 정책개선방안에 관한 연구", 부동산연구, 한국부동산연구원, 2010, 20(1), pp.263-280.

6) 김주영·신우진, "미분양 주택의 분포특성과 결정요인에 관한 연구", 지역연구, 한국지역학회, 2011, 27(1), pp.83-97.

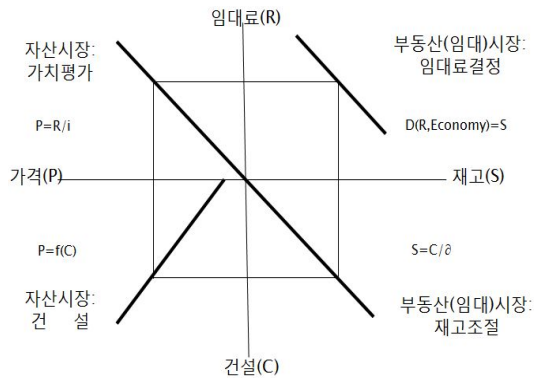
7) 정재형, "신규주택 미분양에 관한 연구 : 아파트 사례를 중심으로", 서울대학교 석사학위논문, 2000, pp.1-103.

8) 권순주, "미분양 주택자료를 이용한 주택수요의 가격탄력성 추정", 한양대학교 석사학위논문, 2002., pp.1-64.

9) 허재완·김은경, "미분양주택의 시기별 분포특성 및 발생배경 비교", 부동산연구, 한국부동산연구원, 2009, 19(2), pp.259-278.

수준의 처음과 끝이 동일한 경우 부동산과 자산시장의 결합시장은 균형에 이르게 된다. 만일 마지막 재고수준이 처음의 재고와 다를 경우 4가지 변수(임대료, 가격, 건설량, 재고량)는 완전한 균형상태가 되지 않는다.

만약 처음의 수치가 마지막 수치보다 크다면, 임대료, 가격, 건설량은 등식을 성립하기 위해 수치가 증가하며 반대의 경우도 마찬가지이다. 이렇게 새로운 장기균형을 만들게 된다.



〈그림 2〉 FDW 모형

미분양주택량 U 는 신규분양주택에 관련된 부분임에 따라 신규분양주택 수요량(DN_t)와 공급량(SN_t)으로 결정되어진다.

$$U_t = f(DN_t, SN_t) \dots\dots\dots \text{식(1)}$$

주택수요는 기본적으로 신규주택수요와 재고주택수요로 구분할 수 있다. 그러므로 주택수요자가 신규주택을 구입할지 재고주택을 구입할 지는 대출금 및 금리와 신규주택가격 및 재고주택가격을 비교하여 결정하게 된다.

주택수요는 이자율, 주택담보대출금, 부동산 투자리스크에 의해 변화가 발생한다. 이자율의 하락, 주택담보대출금 증액, 체감 부동산 투자 리스크 감소는 주택 투자에서의 요구수익을 낮출 것이다. 제2분면의 직선이 시

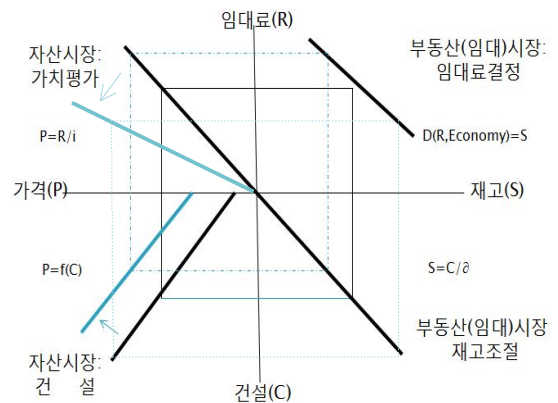
계반대방향으로 이동하여 결국 주택가격을 올리는 작용을 한다.

이에 따라 신규주택수요(DN_t)를 신규주택가격(PN_t), 재고주택가격(PS_t), 주택대출금(M_t), 주택대출금리(MR_t)의 관계로 나타낼 수 있다.

$$DN_t = f(PN_t, PS_t, M_t, MR_t) \dots\dots\dots \text{식(2)}$$

신규주택공급시 건설비용의 증가로 인해 수익성이 감소하면 제3사분면의 가격곡선이 왼쪽으로 이동하게 되고 새로운 조건에서 주택가격이 일정하려면 건설물량을 줄여야 한다. 그러므로 신규주택공급(SN_t)을 신규주택가격(PN_t)과 건설비용(C_t)의 관계로 나타낼 수 있다.

$$SN_t = f(PN_t, C_t) \dots\dots\dots \text{식(3)}$$



주: 1) 제2분면 이자율 인하 및 주택담보대출금 증액시
2) 제3분면 건설비용 상승시

〈그림 3〉 이자율 하락 및 건설비용 상승시 장기균형 변화

일반적으로 신규주택가격(N)의 경우는 주변의 재고주택가격(PS_t)를 기초로 하여 산정된다.

$$PN_t = f(PS_t) \dots\dots\dots \text{식(4)}$$

상기의 식을 정리하면 미분양주택량(U_t)는 재고주택가격(PS_t), 건설비용(C_t), 주택대출금(M_t), 주택대출금리(MR_t)의 함수로 아래와 같이 나타낼 수 있다. 즉, 식(5)는 FDW 모형 주택시장균형이론을 이용해 도출한 미분양주택량 결정모형이다.

$$W_t = f(PS_t, M_t, MR_t, C_t) \dots\dots\dots \text{식(5)}$$

Ⅲ. 실증분석

본 연구는 2003년 10월¹⁰⁾부터 2012년 5월까지의 월별자료를 이용하여 미분양주택량 결정모형에 대한 실증분석을 하였다. 미분양주택수(UT)는 전국 미분양아파트수 원자료를 사용하였고 주택매매가격(T)은 전국 아파트 매매가격지수를 주택건설공사비(CC)는 건설공사비지수(주택건축)를 사용하였다. 또한 주택담보대출금(M)은 주택담보대출금 원자료를 금리(MR)는 주택담보대출금리를 사용해 실증분석하였다.

〈표 1〉 자료설명

변수명	변수설명	출처	단위(기준)	기간
미분양주택량(UT)	전국미분양아파트수 원자료	통계청	호	2003.10 - 2012.5
주택매매가격(T)	전국아파트매매가격지수	국민은행	2011.6 = 100	
주택건설공사비(CC)	건설공사비지수(주택건축)	한국건설기술연구원	2005.5 = 100	
주택담보대출금(M)	주택담보대출금원자료	한국은행	십억원	
금리(MR)	주택담보대출금리	한국은행	연리%	

10) 한국은행에서 주택담보대출금 자료를 2003년 10월부터 제공하고 있다.

11) 로그차분을 하면 증가율의 근사치가 되기 때문에 일반적인 시계열 자료는 로그차분을 취하나 이차율인 주택담보대출금리는 단순차분을 하는 것이 바람직하다.

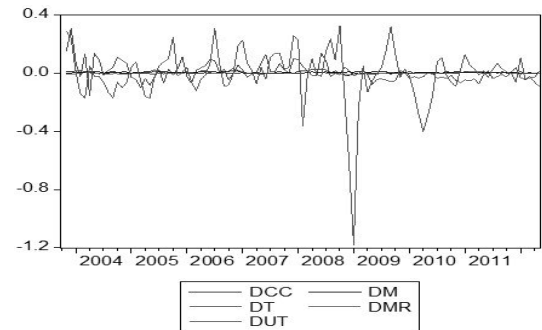
미분양주택량 결정모형을 분석하기 위한 사전단계로 각 시계열자료의 안정성(stationary) 여부를 우선 파악해야 한다. 각 시계열 자료들이 단위근을 가지고 있는지를 판단하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정법을 사용하여 시계열의 안정성을 확인하였다.

〈표 2〉의 단위근 검정결과, 원시계열은 단위근이 존재하는 불안정한(non stationary) 시계열로 나타나 1차 로그차분(log difference)¹¹⁾을 취한 결과 1% 유의수준이내에서 안정성을 확보할 수 있었다.

〈표 2〉 단위근 검정결과

구분	변수	ADF		PP	
		t값	P값	t값	P값
원시계열	UT	-1.57	0.48	-1.65	0.45
	CC	-0.19	0.93	-0.02	0.95
	M	-0.08	0.94	-0.10	0.94
	MR	-1.75	0.40	-1.11	0.70
	T	-0.30	0.91	0.22	0.97
차분시계열	DUT	-7.17***	0.00	-7.06***	0.00
	DCC	-5.51***	0.00	-5.73***	0.00
	DM	-5.88***	0.00	-5.88***	0.00
	DMR	-6.61***	0.00	-5.26***	0.00
	DT	-5.11***	0.00	-3.26**	0.01

주: 1) ***, ** 1%, 5% 유의수준에서 유의함.
2) 변수명 앞에 "D"는 차분을 의미함.



〈그림 4〉 변수 안정성

본 연구에서는 개별 시계열이 가지고 있는 단위근의 특성을 이용하면서 미분양주택량 결정모형을 분석하기 위하여 VAR 모형을 사용하였다. 우선 VAR 모형의 분석에 앞서 적정 시차(time lag)¹²⁾를 결정하여야 한다. 본 연구에서는 AIC(Akaike's Information Criterion) 기준으로 최소값을 가지는 2로 결정하였다.

〈표 3〉 적정시차 결정

정보 기준	시차1	시차2	시차3	시차4	시차5
AIC	-27.4676	-27.5923*	-27.2993	-27.0288	-27.2224
SC	-26.6955*	-26.1682	-25.2151	-24.2764	-23.7934

주: *는 적정시차임.

미분양주택 결정모형에서 각 변수들간의 인과관계는 그랜저 인과관계 검정을 이용하여 분석하였다.

Granger(1969)¹³⁾는 어떤 변수 Y를 예측하는 데 다른 변수 X를 추가할 경우, 변수 Y의 예측력이 통계적으로 향상되는 경우 "변수 X가 변수 Y의 원인이 된다"고 그랜저 인과관계를 정의 하였다. "X→Y"는 "X변수는 Y 변수에 대한 그랜저-인과관계를 가진다"는 의미로 VAR 모형에서 귀무가설(null hypothesis)이 기각된 경우를 의미한다.

박철(2002)¹⁴⁾은 변수 X가 Y의 원인이라고 판단되더라도 이는 X가 Y 어떤 일정한 관계를 가지며 선형임으로 Y예측에 있어서 X의 자료가 도움이 된다는 의미일 뿐이며, X가 Y의 충분조건이라거나 X를 조작함으로써 Y에 관하여 일정목표를 달성할 수 있거나

하는 의미를 갖는 것은 아니다. 따라서 검정 결과 어떤 인과관계가 포착되더라도 구체적인 인과관계의 경로가 밝혀지지 않고서는 정책적 자료로 사용하는데 신중해야 한다고 하였고 이용만·이상한(2004)¹⁵⁾은 시간상의 선후관계가 인과관계를 보여주는 것이 아니라고 하였고 충격반응분석과 같은 추가 분석이 요구된다고 하였다.

〈표 4〉의 그랜저 인과관계 검정결과, 주택담보대출금이 아파트매매가격에 1% 유의수준 이내에서 그랜저 인과관계가 있고 주택담보대출금리는 아파트매매가격에 5% 유의수준에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 미분양아파트수는 아파트매매가격에 10% 유의수준에서 그랜저 인과관계 하는 것으로 나타났다. 또한 주택담보대출금은 주택담보대출금리에 5% 유의수준에서 건축공사비는 주택담보대출금리에 10% 유의수준에서 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

그랜저 인과관계 검정결과와 경제논리에 입각하여 VAR 모형의 변수의 순서(ordering)¹⁶⁾을 아파트매매가격, 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 건축공사비순으로 설정하였다.

시계열이 단위근을 가질 경우에는 공적분 검정을 통해 변수들이 장기적인 균형관계를 갖고 있는지의 여부를 분석할 필요가 있다. 공적분 관계란 불안정 시계열이 선형결합했을 때 선형결합의 결과물이 안정적인 시계열일 경우를 말한다. 불안정한 시계열 변수들간에 공적분 관계가 존재함에도 불구하고 차분 시계열을 이용해 회귀분석을 하면 변수들간의 장기적인 균형관계를 포착하지 못하는 문제가

12) 박철(2007)은 VAR모형은 시차길이를 임의로 설정하게 되면 오차가 발생하기 때문에 연구의 신뢰성을 확보하기 위해 정보이론에 의한 적정시차를 검정해야 한다고 하였다.

13) Clive W. J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969, 37(3), pp.424-438.

14) 박철, "토지가격의 변동요인에 관한 연구: 서울지역토지가격을 중심으로", 서울시립대학교 박사논문, 2002, pp.1-101.

15) 이용만·이상한, "강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?", 국토계획, 대한국토도시계획학회, 2004, 39(1), pp.73-91.

16) VAR모형의 Cholesky분해법은 암묵적으로 하방삼각행렬(Lower Triangular Matrix)을 가정하고 있어 변수의 배열순서에 따라 분석결과가 달라진다. VAR모형에서는 변수의 배열순서는 그 외생성의 정도에 따른다.

〈표 4〉 그랜저 인과관계 검정결과

귀 무 가 설	F 값	P 값
DUT ⇒ DT	3.51*	0.06
DT ⇒ DUT	0.00	0.97
DUT ⇒ DM	2.25	0.11
DM ⇒ DUT	0.33	0.71
DUT ⇒ DMR	0.73	0.48
DMR ⇒ DUT	0.06	0.93
DUT ⇒ DCC	2.10	0.12
DCC ⇒ DUT	1.75	0.17
DM ⇒ DT	5.24***	0.00
DT ⇒ DM	0.04	0.95
DMR ⇒ DT	4.00**	0.02
DT ⇒ DMR	0.35	0.70
DCC ⇒ DT	0.11	0.89
DT ⇒ DCC	0.14	0.86
DMR ⇒ DM	1.12	0.32
DM ⇒ DMR	4.77**	0.01
DCC ⇒ DM	0.28	0.75
DM ⇒ DCC	0.09	0.91
DCC ⇒ DMR	2.87*	0.06
DMR ⇒ DCC	0.25	0.77

주: ***, **, * 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

발생한다. 이런 문제를 없애려면 차분시계열을 사용하여 회귀분석하되, 변수들간의 장기적인 균형관계를 보여주는 오차수정항을 설명변수에 포함시켜야한다. VECM이 공적분 이론에 근거해 불안정한 변수들 간에 공적분 관계가 존재할 경우 모형속에 오차수정항을 포함시킴으로써 변수들간의 장기적인 균형관계를 반영시킨 모형이다¹⁷⁾.

공적분 관계의 유무를 판단하기 위해 본 논문에서는 Johansen 검정방법을 사용하였다.

〈표 5〉의 공적분 검정결과, 미분양주택량 결정모형에서 변수들간에는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타나 VECM을 구성해 충격반응분석을 하였다.

〈표 5〉 공적분 검정결과

구 분	통계량	p 값
r=0	128.93***	0
r≤1	57.51**	0.02
r≤2	25.71	0.13
r≤3	5.04	0.80
r≤4	1.95	0.16

주: ***, ** 1%, 5% 유의수준에서 유의함.

미분양주택량 결정모형을 적정시차 2기의 장기균형식으로 나타내면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 UT = & 4.312CC - 2.603T + 0.24MR \\
 & (-1.012) (-4.562) (5.091) \dots \text{식(5)} \\
 & - 4.86M + z_t \\
 & (-1.587)
 \end{aligned}$$

z_t 는 안정적인 확률분포를 가진다. 미분양주택량은 주택건설공사비 변화에 대한 장기탄력성은 4.312이고 주택매매가격에는 -2.603 주택담보리에는 0.24 주택담보대출금에는 -4.86으로 나타났고 이후 충격반응분석과 부호는 일치하고 있는 것으로 나타났다. (식 5)의 괄호안의 t값을 보면, 매매가격과 주택담보대출금리가 1%유의수준이내에서 유의한 값으로 나타났다.

오차수정계수(α)는 장기균형관계에 변화가 생겨 균형상태가 깨어졌을 때 얼마나 빨리 회복하는가를 측정하는 속도를 나타내는 것이다. 주택담보대출금리가 1%유의수준이내에서 유의하며 절대값이 가장 큰 것으로 나타나 단기적 불균형이 빠르게 해소되는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 오차수정계수

CC	M	MR	T
0.018 (0.666)	-0.001 (-0.010)	3.017 (-5.079)	0.035 (2.406)

주: ()은 t값임.

17) 국토연구원, 공간분석기법, 한울아카데미, 2004, pp.288-292.

충격반응분석은 VECM 추정결과를 분석하고 해석하는데 가장 많이 사용하는 방법으로 모형내의 어떤 변수에 대하여 일정한 크기의 충격이 가해질 때 모형의 모든 변수들이 시간의 흐름에 따라서 어떻게 반응하는지 살펴보는 것이다¹⁸⁾. VECM의 추정계수를 바탕으로 내생변수의 현재와 미래값에 대한 오차항 중 하나에 대한 1표준편차 충격(one standard deviation shock)의 효과를 추적한다. I번째 변수에 대한 충격은 I번째 변수에 직접적으로 영향을 미친다. 그리고 모형의 역동적 구조를 통해 모든 내생변수들로 충격이 전달된다¹⁹⁾.

즉, 충격반응분석은 특정변수가 자신을 포함한 내생변수들에 미치는 영향을 동학적으로 분석하는 방법이다. 충격반응함수에 의한 반응의 유의성은 판단하기 어렵지만, 특정 변수의 단위 변화에 대한 다른 내생변수들의 변화의 방향과 지속성을 판단할 수 있다.

〈그림 5〉의 충격반응분석 결과, 미분양아파트수 1단위 충격에 미분양아파트수가 가장 크게 양(+)의 반응을 하는 것으로 나타났고 아파트매매가격은 음(-)의 반응을 하는 것으로 나타났다.

아파트매매가격 1단위 충격에 미분양아파트수는 양(+)의 반응을 나타냈다. 이는 주택가격이 오르게 되면 미분양주택수는 증가하게 된다는 것으로 경제논리에 부합한다. 또한 주택가격이 내릴시는 미분양주택수는 감소하게 된다.

주택담보대출금 1단위 충격에 미분양아파트수는 음(-)의 반응을 보였다. 즉 주택담보대출금이 늘어나게 되면 미분양주택수는 줄고 주택담보대출금이 줄어들게 되면 미분양주택수는 늘어나게 된다는 것이다. 주택담보대출금을 통해 주택구매자가 구매력을 향상시켜야 주택거래시장이 활성화 될수 있는 것을 실증적으로 보여주고 있다. 정부의 주택금융규

제책인 LTV, DTI규제가 주택가격안정화에는 어느정도 도움을 줄 수 있지만 미분양주택시장은 도움이 안 된다는 것을 알 수가 있다.

주택담보대출금리 1단위 충격에 미분양아파트수는 미약하지만 양(+)의 반응을 나타냈다. 주택담보대출금리가 올라가게 되면 금리에 부담을 느낌 주택구매자들의 구매력이 줄어들게 되고 미분양주택수는 늘어나게 된다.

건설공사비지수(주택건축) 1단위 충격에 미분양아파트수는 미약하게 양(+)의 반응을 나타냈다. 건설공사비가 올라가게 되면 주택가격이 높아지게 되고 이로 인해 미분양주택수는 증가하게 된다.

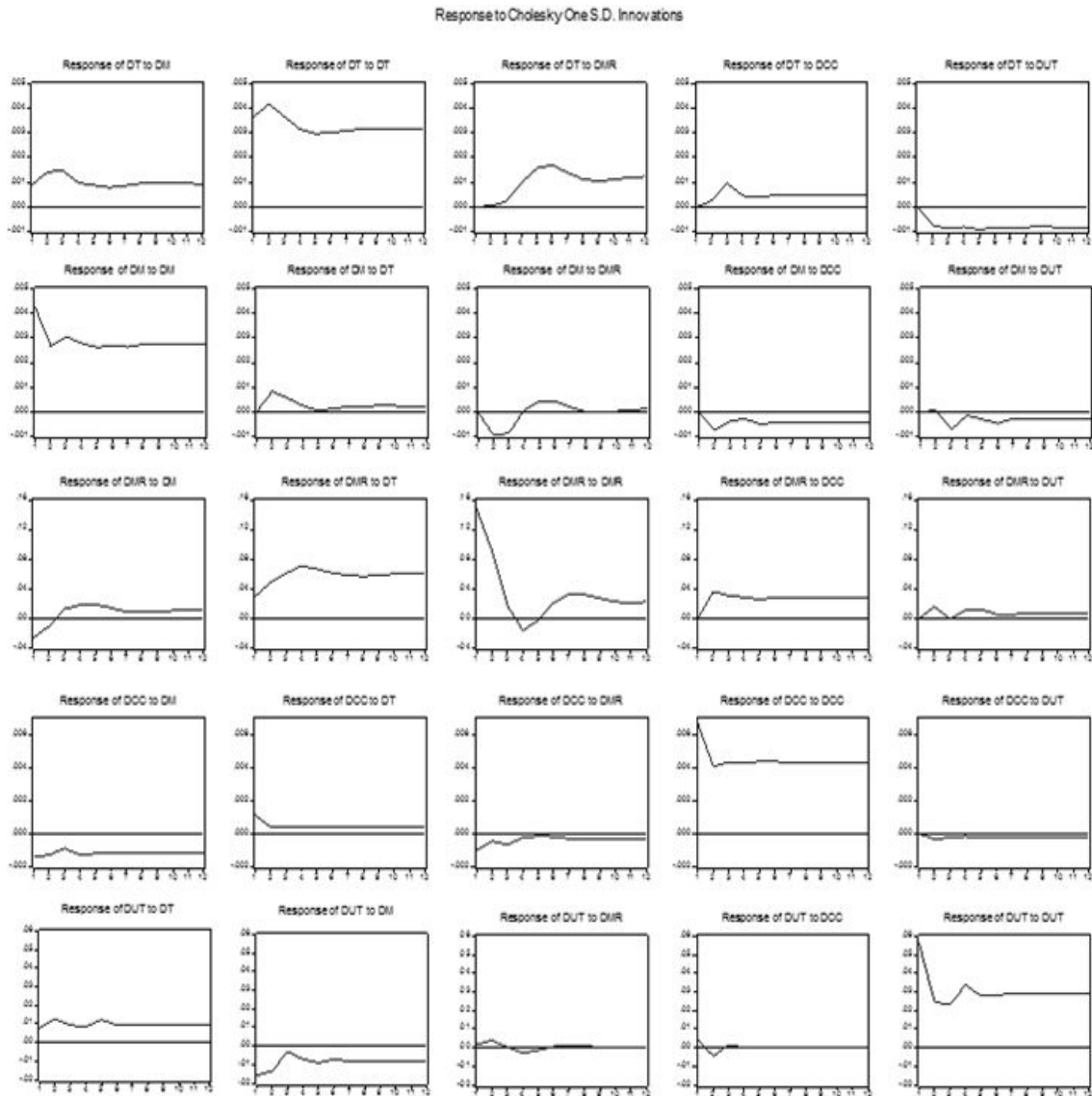
〈표 7〉의 미분양아파트수 분산분해분석 결과를 보면, 미분양아파트수의 설명력이 단기(1기) 90.49%에서 장기(12) 84.20%로 가장 높은 설명력을 나타냈다. 아파트매매가격은 단기 5.17%에서 장기 3.67% 1.5%감소한 반면 주택담보대출금은 단기 3.69%에서 장기 11.60로 약 8% 정도 설명력이 증가하였다. 주택담보대출금리는 단기 0.09%에

〈표 7〉 미분양아파트수 분산분해분석 결과

기간	DT	DM	DMR	DCC	DUT
1	5.17	3.69	0.09	0.54	90.49
2	6.27	8.28	0.44	0.84	84.15
3	5.50	9.09	0.39	0.78	84.21
4	4.75	8.86	0.44	0.62	85.30
5	4.54	10.31	0.40	0.54	84.19
6	4.29	10.54	0.36	0.48	84.31
7	4.14	10.71	0.32	0.43	84.37
8	4.04	11.01	0.30	0.39	84.23
9	3.93	11.16	0.28	0.36	84.25
10	3.83	11.33	0.25	0.33	84.23
11	3.75	11.48	0.23	0.30	84.21
12	3.67	11.60	0.22	0.28	84.20

18) 송일호·정우수, 계량경제실증분석, 삼영사, 2002, p.296.

19) 이홍재·박계석·송동진·입경원, 금융경제 시계열분석, 경문사, 2007, p.495.



주: 1) 左右 주택담보대출금, 아파트매매가격, 주택담보대출금리, 건설공사비, 미분양아파트 총격 順
 2) 上下 아파트매매가격, 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 건설공사비, 미분양아파트 반응 順

〈그림 5〉 충격반응분석 결과

서 장기 0.22%로 약 0.13% 설명력이 증가하였으나 미비하였다.

또한 건설공사비지수(주택건축)는 단기 0.54%에서 장기 0.28%로 단기에서 장기로

가면서 일부 감소하였으나 설명력이 미비한 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과 앞선 그랜저 인과관계 검정결과와 대부분 일치하였다.

IV. 결 론

본 연구에서는 자산시장과 공간시장으로 구분하여 부동산시장을 설명하는 Fisher-DiPasquale-Wheaton(FDW)의 주택시장균형이론을 이용해 미분양주택량 결정모형을 도출하였다. 이후 이론모형을 이용해 변수를 선정하여 2003년 10월부터 2012년 5월까지의 월별자료를 이용하여 미분양주택수는 전국 미분양아파트수를 사용하였고 주택매매가격은 전국 아파트매매가격지수를 주택건설공사비는 건설공사비지수(주택건축)를 사용하였다. 또한 주택담보대출금은 주택담보대출금율 금리는 주택담보대출금리를 사용해 실증분석하였다.

단위근 검정결과, 모든 변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타나 1차 차분을 취해 변수의 안정성을 확보하였다.

그랜저 인과관계 검정결과, 주택담보대출금이 아파트매매가격에 1% 유의수준이내에서 그랜저 인과관계가 있고 주택담보대출금리는 주택가격에 5% 유의수준에서 그랜저 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 미분양아파트수는 아파트매매가격에 10% 유의수준에서 그랜저 인과관계 하는 것으로 나타났다. 또한 주택담보대출금은 주택담보대출금리에 5% 유의수준에서 건축공사비는 주택담보대출금리에 10% 유의수준에서 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 인과관계 검정결과에 따라 변수의 순서를 주택매매가격, 주택담보대출금, 주택담보대출금리, 건축공사비순으로 설정하였다.

공적분 검정결과, 미분양주택량 결정모형에서 변수들간에는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타나 VECM을 구성해 충격반응분석을 하였다.

충격반응분석 결과, 미분양아파트수 1단위 충격에 미분양아파트수는 가장 크게 양(+)의 반응을, 아파트매매가격 1단위 충격에 미분양아파트수는 양(+)의 반응을 보였다. 주택담보대출금 1단위 충격에 미분양아파트수

는 음(-)의 반응을, 주택담보대출금리 1단위 충격에 미분양아파트수는 미약하지만 양(+)의 반응을, 건설공사비지수(주택건축) 1단위 충격에 미분양주택수는 미약하게 양(+)의 반응을 나타냈다.

미분양아파트수의 분산분해분석 결과, 미분양아파트수의 설명력이 가장 높은 설명력을 나타냈다. 아파트매매가격은 단기 5.17%에서 장기 3.67% 1.5%감소한 반면 주택담보대출금은 단기 3.69%에서 장기 11.60로 약 8%정도 설명력이 증가하였다. 또한 건설공사비지수(주택건축)는 설명력이 미비한 것으로 나타났고 분산분해분석 결과는 앞선 그랜저 인과관계 검정결과와 대부분 일치하였다.

상기의 실증분석 결과를 바탕으로 한 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 미분양주택은 미분양주택수 자체와 주택매매가격에 크게 영향을 받는 바 미분양 주택 문제를 일시적인 정책을 통해 해결하기 보다는 시장을 정상적으로 작동을 하게하고 관련업계 구조조정을 통해 안정적인 주택매매가격을 형성하는 것이 필요하며 근본적으로 미분양 아파트 분양가가 주변 시세보다 높기 때문에 미분양 해소를 위해서는 건설업계의 적극적인 가격인하도 매우 중요하다. 또한 미분양이 장기화되면 오히려 주택공급이 줄어들어 주택시장이 불안하게 되는바 신규주택을 지속적으로 공급하면서 미분양주택을 이용하여 민간 임대시장을 활성화 시키는 등의 구체적인 실천적인 방안을 마련해 미분양 물량을 해소해 나가는 것이 장기적인 시장의 안정화를 이룰 수 있다.

둘째, 주택담보대출금과 주택담보대출금리가 미분양주택에 영향을 주는 바 현재 시행 중인 DTI, LTV를 차등적으로 집행하는 것이 필요하다. 신혼부부주택 또는 실수요자인 무주택자가 주택을 구매하는 금리우대나 규제제한을 풀어주어 주택시장이 활성화 될 수 있게 하는 것이 주택시장을 활성화 시킬 수 있고

국민주거안정을 실현할 수가 있다.

본 연구의 한계는 전국을 대상으로 분석을 하였으나 지역을 좀 더 세분화할 필요성이

있고 사용한 거시경제변수 이외의 다양한 거시경제변수를 이용하여 연구의 범위를 확장하는 것은 추후 연구과제로 남긴다.

參考文獻

- 강남훈·김영중, “지역특성이 전세·매매가격비율에 미치는 영향요인 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 49.
- 국토연구원, 공간분석기법, 한올아카데미, 2004.
- 권순주, “미분양 주택자료를 이용한 주택수요의 가격탄력성 추정”, 한양대학교 석사학위논문, 2002.
- 김상기·이상효·김재준, “주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석”, 대한건축학회 논문집, 대한건축학회, 2010, 26(1).
- 김주영·신우진, “미분양 주택의 분포특성과 결정요인에 관한 연구”, 지역연구, 한국지역학회, 2011, 27(1).
- 박재룡·유정석, “미분양 주택의 적체완화를 위한 정책개선방안에 관한 연구”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 2010, 20(1).
- 박종철, “벡터오차수정모형을 이용한 금리, 아파트가격, 주가의 상관관계”, 동아대학교 박사학위논문, 2007.
- 박철, “토지가격의 변동요인에 관한 연구:서울지역토지가격을 중심으로”, 서울시립대학교 박사학위논문, 2002.
- 송일호·정우수, 계량경제실증분석, 삼영사, 2002.
- 심성훈, “아파트 전세가격/매매가격 비율의 장·단기 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2011, 47.
- 이용만, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”, 국토계획, 대한국토도시계획학회, 2004, 39(1).
- 이진성, “지역별 주택가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 55.
- 이흥재·박재석·송동진·임경원, 금융경제 시계열분석, 경문사, 2007.
- 안치상·김경수·심교언, “The Relationship Between Stock Market and Housing Marketness”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 48.
- 윤순옥, “아파트 소비선택에 미치는 결정요인에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 49.
- 장세웅, “미분양아파트 발생요인 분석에 관한 연구”, 한양대학교 박사학위논문, 2011.
- 전혜정, “자산가격결정이론에 기반한 주택가격결정요인 분석에 관한 연구 : VECM을 이용하여”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2012, 52.
- 정재형, “신규주택 미분양에 관한 연구 : 아파트 사례를 중심으로”, 서울대학교 석사학위논문, 2000.
- 정창무·김지순, “주택시장에서의 미분양 아파트의 역할에 대한 실증분석”, 국토계획, 대한국토도시계획학회, 2005, 40(2).
- 허재완·김은경, “미분양주택의 시기별 분포특성 및 발생배경 비교”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 2009, 19(2).
- Clive W. J. Granger, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 1969, 37(3).
- 국민은행 www.kbstar.com
 통계청 www.kosis.kr
 한국건설기술연구원 www.kict.re.ke
 한국은행 경제통계시스템 ecos.bok.or.kr