

# 거시경제와 부동산정책이 서울 아파트가격에 미치는 영향 연구

## The Effect of Macroeconomic and Real Estate Policies on Seoul's Apartment Prices

배종찬\* · 정재호\*\*

Jong-Chan Bae\* · Jae-Ho Chung\*\*

### Abstract

This study reviews theoretical considerations and past studies about real estate prices, macroeconomic variables, and real estate policies. Monthly data from January 2003 to June 2021 are used, and a VEC model, the most widely used multivariate time series analysis method, is employed for analysis. Through the model, the effects of macroeconomic variables and real estate regulatory policies on real estate prices in Seoul are analyzed. Findings are summarized as follows. First, macroeconomic variables such as money supply and interest rates do not have a significant impact on Seoul's apartment prices. Due to the high demand for housing and insufficient supply, there is a demand for buying a home regardless of macroeconomic booms or recessions. Second, tax and financial regulatory policies have an initial impact on the rise in apartment prices in Seoul, and their influence diminishes over time. Third, anti-speculation zones are expected to decrease apartment prices through the suppression of demand. However, these zones cause a rise in apartment prices. This could be understood as a lock-in effect due to the strengthening of capital gains tax. Fourth, the price ceiling did not decrease apartment prices. These findings propose that, in Seoul, where demand is high and supply is insufficient, the supply of high-quality and sufficient housing should be prioritized over various regulations such as tax regulations, financial regulations, anti-speculation zones, and price caps. Moreover, the findings provide an implication that city-specific real estate policies should be implemented for Seoul rather than regulation-oriented approaches in public policy.

**Keywords :** Macroeconomic Variables, Real Estate Policies, Apartment Prices, VEC Model

## 1. 서론

### 1.1 연구의 배경 및 목적

부동산은 우리 생활의 3가지 기본적 요소인 의식주 중 한 가지 요소인 주거로 살아가는 공간으로써 우리 삶에 큰 영향을 끼친다. 과거 주택은 비바람 등을 피하는 휴식과 주거의 공간에 만족하였다면 현대

주택은 휴식과 주거 및 재산축적의 수단이 되었다. 통계청의 2020년 가계금융복지조사 결과에 의하면 가구의 평균 자산 4억 4,543만원 중 금융자산 23.6%와 실물자산 76.4%로 구성되어 실물자산인 부동산에 더 많이 치중되었다.<sup>1)</sup> 특히 2017년 2월 서울 아파트 중위가격이 3.3m<sup>2</sup>당 2,007만원에서 2021년 10월에는 3.3m<sup>2</sup>당 4,896만원으로 2배 이상 급등하

\*한국재테크투자개발원 원장(주저자: law4989@hanmail.net)

\*\*목원대학교 부동산학과 교수(교신저자: chung@mokwon.ac.kr)

였으며 국내 부동산으로 인한 불로소득 상위 10%는 하위 10%에 비하여 400배가 넘는 부동산 양도차익을 기록하였다. 이처럼 잘못된 부동산현상을 시정하고 부동산실소유자를 보호하고, 부동산시장의 건전성을 높이기 위해서 일관성 있는 부동산정책이 필요하다. 하지만 지금까지의 부동산정책은 역대 정부들의 필요에 의하여 시장주의와 규제주의를 넘나들었다. 경기 불황시에는 시장주의 원칙으로 부동산규제를 풀어 부동산 가격 상승을 유도하였고 경기 호황시에는 강력한 규제정책으로 부동산 가격 하락을 유도하는 등의 단기적인 처방에 급급한 부동산정책을 시행함으로써 시장의 신뢰를 상실하였다(강석구 외, 2021). 따라서 부동산정책은 부동산과 관련된 대내외적 경제 환경의 변화를 인식하고 국내 거시경제변수 및 부동산조세와 금융, 투기지역규제 등 복합적인 요인들을 참고하여 원칙과 철학이 일관성 있고 꾸준히 진행되어야 할 필요성이 있으므로 많은 연구들(김동환, 2015; 김행중·김승중, 2020; 전해정, 2012)이 이루어졌다. 그러므로 본 연구는 거시경제변수와 조세 규제정책, 금융규제정책, 지역규제 등의 변수가 서울 아파트 가격에 미치는 영향과 각 정부별 부동산정책을 비교분석하여 부동산시장 안정화에 과연 어떤 주택정책이 유용한 것인지에 대하여 연구하고자 한다.

## 1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 거시경제변수와 부동산정책이 서울 아파트가격에 어떠한 영향을 미치는지 분석하기 위해 거시경제지표와 부동산정책을 분석하고자 하였다.

시간적 범위는 2003년 1월부터 2021년 6월까지 한국부동산원의 아파트매매가격 지수를 이용하였으며 거시경제지표는 한국은행에서 제공하는 자료를 이용하였다. 시간적 범위는 2003년 1월부터 2021

년 6월까지로 설정하였다.

공간적 범위로는 서울로 특정하였다. 서울로 특정한 이유는 대한민국의 수도이며 정치, 사회, 경제, 기업, 문화의 중심지역이고 서울 면적 605.2km<sup>2</sup>로 대한민국 전체 면적의 0.6%를 차지하지만 인구는 약 950만명으로 대한민국 인구의 17%나 차지하기 때문에 부동산문제의 중심이기 때문에 공간적 범위를 선정하였다.

본 연구의 내용적 범위는 분석의 변수로 서울의 아파트매매가격지수를 종속변수로 선정하고, 독립변수로는 거시경제 설명변수로 선행연구에서 연구되어진 산업생산지수, CD금리, 소비자물가지수, 통화량으로 설정하였다. 부동산규제 설명변수로는 조세규제로 양도소득세, 종합부동산세, 금융규제로는 LTV, DTI로, 지역규제로는 조정대상지역, 투기지역, 투기과열지구로 설정하였다. 이들 변수간의 상호관계성에 대한 이론적 내용은 선행연구의 검토·분석과 함께 자본주의시장에서의 거시경제변수와 부동산시장의 정책 및 가격에 대한 이론을 참고하였다. 자료는 국토교통부, 통계청, 한국부동산원, KB국민은행, 금융감독원 공표자료를 활용하였다.

실증분석은 본 연구에서 활용되는 거시경제지표 및 아파트매매가격지수 등의 자료가 시계열적 데이터 이용으로 인하여 다중시계열 분석인 벡터자기회귀오차모형(VEC)을 사용하였다. 시계열자료의 특성과 관계성을 알아보기 위해 상관성을 파악하였으며, 선행 자료와 문헌자료를 토대로 실증분석에 필요한 연구모형을 설정하였고, 수집된 자료를 근거로 시계열적 데이터 분석을 시행하였다. 단위근 검정을 통한 자료의 안정화를 진행하고, 공적분 검정은 통상적으로 변수가 동일한 시차의 차분이 이루어 질 경우 진행되며, 공적분 검정을 통해 VEC 모형을 선택

1) 통계청 가계금융복지조사(2020.12.17)에 의하면 2020년 3월 기준 가구의 평균 자산은 4억 4,543만원이며 이 중 금융자산은 1억 504만원으로 23.6%를 차지하며 실물자산은 3억 4,039만원으로 76.4%를 차지한다. 이는 주식과 채권 등의 금융자산의 비중은 낮고, 부동산자산 비중이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.

한다. 선택한 모형을 기반으로 내생변수들의 시차를 통해 원인변수와 결과변수에 대한 충격반응을 측정한다. 충격반응분석으로 거시경제변수가 아파트매매가격지수에 영향이 1차, 2차, 또는 그 이상에서 관계를 측정하게 되며, 분산분해 분석으로 분산정도를 파악한다. 분석에 사용된 프로그램은 Eviews 8.1이며, 이를 통해 실증분석을 진행하였다.

## 2. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 2.1 거시경제변수에 관련 연구

거시경제변수와 부동산가격간의 연계성은 과거부터 현재에 이르기까지 부동산학 분야에서 끊임없이 연구되어왔다(한국은행, 2019; 김시연, 2021; 송인호, 2015; 이준구·이창용, 2015). 이러한 원인은 거시경제가 부동산가격에 다양하게 영향을 끼쳐왔기 때문이다. 수출이 증가하여 국내경기가 좋아지면 국민소득이 늘어나고 가계의 소득이 증가하면 소비와 투자가 증가되고 기업이익이 증가하면 신규고용이 높아지고 설비투자가 증가된다. 따라서 주택, 토지에 대한 수요가 증가되고 부동산가격은 상승하기 때문이다(안정근, 2019).

김재영 외(2015) 국가는 경제성장과 물가의 안정, 국제수지 균형 달성 및 완전 고용을 취하기 위하여 재정정책과 통화정책을 취한다. 재정정책은 불황인 경우에 정부는 세금을 인하하고 정부지출을 늘리는 대규모 SOC사업 등을 통한 일자리창출 및 소득증가를 도모한다. 또한 경기과열시 세금을 인상하고 정부지출을 줄이는 정책을 취한다. 통화정책은 한국은행에서 통화량과 이자율 등을 조절한다. 경기불황시에는 금리를 인하하고 통화량을 늘리고 경기과열시에는 금리를 인상하고 통화량을 줄이는 정책을 취한다.

유상규(2016)는 서울과 6대 광역시를 중심으로 거시경제변수인 소득(GNI), 생산자물가지수, CD금리, 총통화(M2), 종합주가지수 그리고 주택담보대

출금액이 공동주택가격에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 연구로 2000년 1월부터 2015년 12월까지 데이터를 통해 분석하였다. 연구 결과 CD금리 등 거시경제변수와 주택담보대출금액이 부동산가격 변동에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 같은 경제지표라 하더라도 서울 및 6대 광역시 지역별로 그 영향도의 우선순위와 충격이 각각 상이하게 나타남을 밝혔다.

이석원·정재호(2017)는 거시경제요인이 아파트 가격 변동에 미치는 영향을 분석하였다. 거시경제변수는 한국은행의 금리, 산업생산지수, 경제심리지수, 물가, 통화량, 대출금액을 기반으로 2007년 12월부터 2017년 2월까지의 자료를 분석하였다. 아파트가격지수에 대한 충격반응 분석결과 금리는 1,2차에서 양(+), 3차에서 음(-)의 방향으로, 통화량은 처음부터 음(-)의 방향으로 나타나서 시나브로 감소하였다. 산업생산지수는 1~3차까지 음(-)의 방향에서 4차에서 양(+), 5차에서 음(-)의 방향으로 나타났다. 경제심리지수는 0부터 시작하여 지속적으로 양(+), 2차에서 음(-)의 방향으로 충격이 더 증가하였다.

Coulson et al.(2013)은 미국의 주택용 부동산에 대하여 연구하였는데 그 결과 주택용 부동산은 지역 경제변수와 밀접한 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 지역에서 주택구입에 미치는 영향은 지역인력노동시장과 소득금액에 관련성이 높았다. 이는 고용증가 및 소득증가에 따라 주택구입이 증가됨을 분석하였다. 또한 지역 내 주택가격이 상승하는 요인으로는 도시의 규모, 지역민의 고소득, 지역 내 우량성장산업 비중과 지역경제에 대한 성장가능성 등으로 나타났다.

Karl E. Case(2000)는 미국의 거시경제변수와 주거용, 상업용 부동산간의 관계를 분석하였다. 분석 결과는 미국의 주거용 부동산은 거시경제변수를 기반으로 주택가격 등이 형성되며, 경기 침체기에도 부동산시장의 급격한 하락은 없었다. 따라서 주택용 부동산의 가격상승은 가격의 거품현상이나 투기로

인해 상승한 것이 아닌 것으로 연구되었다. 그러나 상업용 부동산은 경기 침체기나 하락기에는 거시경제변수의 영향으로 가격이 하락하는 위험이 있는 것으로 나타났다.

이처럼 부동산가격은 여러 요인에 의하여 변동되지만 거시경제변수와 서로 다양하게 영향을 주고받으면서 회복국면, 상향국면, 후퇴국면, 하향국면 등으로 순환한다. 따라서 여러 가지 거시경제변수들 중에서 산업생산지수, 통화량, 금리, 소비자물가지수를 중점으로 부동산가격과의 관련성을 살펴보고자 한다.

## 2.2 부동산정책에 관한 연구

부동산 정책은 크게 공급정책과 수요정책으로 나누어 설명한다. 공급정책으로는 부동산가격이 상승할 경우 직접규제로 신도시건설 등의 공공주택 공급 확대와 재개발·재건축 요건강화 등이 있다(박덕연, 2019). 간접규제로는 공공임대 의무화 비율을 증가하고 개발이익환수제 등의 간접규제를 한다. 이러한 규제에 인하여 부동산가격이 급락한다면 정부는 다시 규제완화정책을 시행한다.

수요정책으로는 부동산가격이 상승할 경우 직접규제로 분양권에 대한 전매제한이나 투기지역, 투기과열지구, 조정대상지역 등의 지역적 거래제한을 두며 간접규제로는 금융규제로 LTV, DTI, DSR 등 대출규제강화와 조세규제로 양도소득세, 종합부동산세, 취득세 등을 인상하여 주택 수요를 억제한다. 이러한 부동산정책 이외에도 토지이용, 개발계획 등에 관한 많은 연구들이 이어지고 있다(김형근, 2020).

Salamon(1981)은 정책집행에 대한 연구가 정책수단에 중점을 두어야 한다고 주장하였다. 그만큼 정책수단이 부동산정책에 있어서 아주 중요한 도구라는 것이다.

박병섭(2017)은 조세정책인 취득세와 양도세, 통화정책 지표인 통화량, 회사채를 통해 2006년 1월부터

2014년 12월까지 월별 데이터를 사용하여 서울 및 6대 광역시의 아파트 매매지수와 전세지수 그리고 토지 시장에 관한 연구를 하였다. 부동산정책 효과 분석결과는 첫째, 지역에 따라 부동산정책 결과는 다르게 나타났다. 둘째 정책에 대한 영향력 측면도 아파트 매매시장, 전세시장, 토지시장에 각기 다른 내용의 결과가 나타났다. 이러한 결과는 정부의 부동산정책 시행시 지역별 특수성을 고려한 효과적인 맞춤형 정책이 필요하다.

함종영(2012)은 주택정책을 크게 4가지로 구분(조세, 금융, 개발, 거래)하고 각각의 유형별 주택정책을 더미변수로 사용하여 주택가격에 직접적인 영향을 끼친 인과관계 및 선행성을 개별적으로 분석하였다. 이를 전국, 서울, 강남지역으로 구분하여 주택매매가격지수를 분석한 결과 첫째, 모든 지역에서 주택가격과 주택정책이 2개월 정도의 짧은 시차를 두고 서로 음(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 부동산가격 상승기에는 규제강화 정책이, 부동산가격 하락기에는 규제완화 정책이 신속히 이루어졌다는 것을 알 수 있다. 둘째, 주택의 가격은 주택정책형성에 영향을 주지만 주택정책은 주택가격에 큰 영향을 미치지 못하며 전국보다 서울 특히 강남지역 주택가격이 주택정책형성에 큰 영향을 준다고 분석하였다. 따라서 서울 중심으로 형성된 주택정책은 지방주택에 미치는 정책효과는 미미하다는 분석을 하였다.

## 2.3 선행연구와의 차별성

거시경제, 부동산정책에 관한 선행연구를 검토한 결과 본 연구가 갖는 다른 선행연구와의 차별성은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 대부분의 연구들은 거시경제변수들이 아파트가격에 미치는 영향이나 부동산정책 중 조세정책 또는 금융정책이 공동주택 가격에 미치는 영향 등의 논문들이 많았지만 본 논문은 거시경제, 조세, 금융,

투기지역규제, 분양가상한제가 부동산가격에 미치는 영향으로 종합적이고 포괄적으로 부동산가격을 분석하였다는 차별성이 있다.

둘째, 금융부분에 있어 주택담보대출 비율을 제외한 대부분의 부동산정책변수들은 비연속변수로 수치화가 어렵기 때문에 더미변수로 계량하여 통계수치로 분석을 한다. 하지만 더미변수의 경우 시행하였다는 변수(1)와 시행하지 않았다는 변수(0)밖에 없어 그 결과에 대한 신뢰성이 떨어졌다. 다주택자 양도소득세 증과세만 놓고 보더라도, (1) 증과세 배제 (2) 1가구 2주택 증과세 (3) 1가구 3주택 이상 증과세 (4) 투기지역 가중되는 증과세의 비율(%)이 다르게 나타난다. 따라서 이러한 부동산정책의 비연속 변수의 문제점을 보완하기 위하여 부동산정책을 각각 지수화(조세규제지수, 금융규제지수, 투기지역지수, 분양가규제지수)하여 최대한 부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향에 대하여 실증분석하기 위하여 노력한 차별성을 두었다.

결과적으로 차후 이러한 차별성 있는 연구결과로서 서울 아파트 매매시장에서 급격하게 변화는 국내외 거시경제변화 및 부동산정책 변화에도 부동산투자에 있어서 합리적인 의사결정의 기준을 제공하는 효과와 부동산가격 급등락시 정부의 적절한 부동산가격 안정화 대책에 실효성 있는 부동산정책을 내놓기를 바라는 의미에서 본 논문을 분석하고자 한다.

### 3. 분석모형 및 자료

#### 3.1 분석자료

본 연구에서는 선행연구와 경제이론을 바탕으로 거시경제변수와 부동산정책지수가 아파트 매매가격지수에 미치는 영향성을 파악하고자 한다. 거시경제변수 중 산업생산지수, 금리, 통화량, 소비자물가지수를 선정한 이유는 첫째, 산업생산지수는 경기를 예측하고 분석하는 대표적인 경제지표인 GDP와 더

불어 소득의 대비변수로서 핵심적인 경기동행지표이기 때문이다. 둘째, 금리의 경우 경제성장을 달성, 물가안정, 고용창출 및 과열된 부동산경기를 통제하기 위한 통화량과 더불어 중요한 정부의 금융정책이기 때문이다. 셋째, 통화량의 경우 통화량의 증가는 부동산가격 상승에 긍정적인 영향을 주고 통화량의 감소는 부동산가격 상승에 부정적인 영향을 주기 때문이다. 넷째, 소비자물가지수는 경기 변동에 민감하게 반응하는 지표로서 소비자물가상승은 건설원자재 가격상승을 초래하여 건축비 상승 및 분양가상승을 견인하기 때문이다. 따라서 거시경제변수 선정은 이상과 같은 목적으로 여러 가지 거시경제변수 중 4가지 변수를 선정하였다(Fig. 1).

부동산정책지수에 관한 자료들은 기획재정부, 국토교통부, 국세청의 보도자료 등을 월별 정리하여 지수화 하였다. 예를 들어 양도소득세의 경우 다주택자 증과세는 +3을 부여하고 단기매매 세율 인상은 +2, 1가구 1주택 비과세 요건 강화 등은 +1을 부여하고 이와 반대되는 규제 완화에는 1가구 1주택 비과세 요건 완화는 -1, 단기매매 세율 인하는 -2, 다주택자 양도소득세 증과세 폐지는 -3을 부여하여 지수화 하였다.

따라서 본 연구에서의 거시경제지표를 금리(CD), 통화량(M2), 산업생산지수(IIP), 소비자물가지수(CPI),

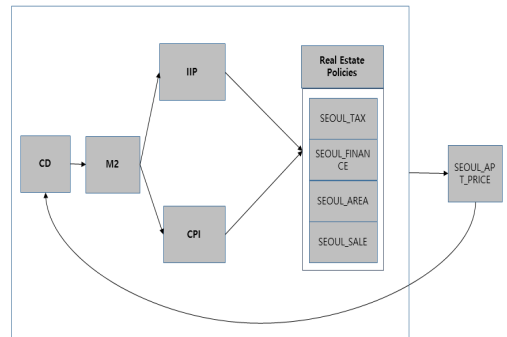


Fig. 1. Schema of the Association of Macroeconomic Indicators in this Study

부동산정책(조세규제지수(SEOUL\_TAX), 금융규제지수(SEOUL\_FINANCE), 투기지역지수(SEOUL\_AREA), 분양가지수(SEOUL\_SALE))을 지표화하고 구분하여 분석을 진행하여 전체적인 부동산 흐름에 대한 영향과 각 정부별 공통점과 차이점을 분석하고자 한다.

### 3.2 모형 분석 절차 및 가설

다변량 시계열분석 방법은 변수가 하나인 자기회귀모형인 AR(1) 모형을 기준으로 진행한다. 시계열 자료의 분석을 위해서는 자료의 안정성이 추구된다. 자료가 불안정할 경우 예측이 어렵고 향후 예측이 진행된 후에서도 많은 오차가 발생할 수 있다. 따라서 자료의 안정성을 검증하는 단위근 검정을 진행한다. 또한 개개의 변수가 불안정한 자료일 경우라도 이들의 선형관계가 정상일 수 있다는 공적분 검정, 변수 간의 종속, 또는 독립변수 위치에 따라 가변하는 상황을 분석하는 그랜저 인과관계 분석, 독립변수에 대한 종속변수의 직접적인 관계성을 분석하는 충격반응분석 및 분산분해 분석을 통해 변수 간의 관계성을 검증하게 된다.

VAR(VEC)모형은 다수의 변수들에 의해 상호 연관성을 동태적으로 분석하기 위해 사용된다. 이를 수식으로 정의하면 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + e_t$$

여기에서  $y_t$ 는 아파트 매매가격지수(APTPRICE)이며, 금리(CD), 통화량(M2), 산업생산지수(IIP), 소비자물가지수(CPI), 부동산정책(조세규제지수(SEOUL\_TAX), 금융규제지수(SEOUL\_FINANCE), 투기지역지수(SEOUL\_AREA), 분양가지수(SEOUL\_SALE)) 등 내생변수의 k벡터이고,  $x_t$ 는 외생변수의 d벡터이며,  $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ 와  $\beta$ 는 모형추정을 위한 계수행렬이다.

이와 같은 이론적 배경을 바탕으로 본 연구에서는

아파트 매매가격지수에 대한 영향력 평가 모형을 거시경제변수와 부동산 정책변수를 가지고 다음과 같이 진행한다.

{금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 조세규제지수, 금융규제지수, 투기지역지수, 분양가지수}(t)=f(아파트 매매가격지수)

본 연구에서 사용하는 변수는 한국은행 경제시스템에서 추출한 금리, 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수 외에 부동산 정책지표를 조세규제지수, 금융규제지수, 투기지역지수, 분양가지수로 구분하여 진행하였다. 또한 종속변수로 사용되는 아파트 매매가격지수는 한국부동산원에서 자료를 수집하였다 (Table 1).

연구기간 범위는 2003년 1분기에서 2021년 6월까지의 월별자료를 사용하였으며 본 연구의 실증분석을 위해 Eviews 8.1을 사용하여 분석을 진행하였으며, 변수 및 변수명은 다음과 같다.

**Table 1.** Variables and Sources

Variable	Source
IIP	Bank of Korea
M2	Bank of Korea
CD	Bank of Korea
SEOUL_CPI	Bank of Korea
SEOUL_APT_PRICE	Korea Real Estate Agency
SEOUL_TAX	Operational Definition
SEOUL_FINANCE	Operational Definition
SEOUL_AREA	Operational Definition
SEOUL_SALE	Operational Definition

## 4. 분석결과

### 4.1 단위근검정 결과

시계열 데이터는 시간이 지나면서 추세현상, 순환,

계절, 불규칙 등 다양한 현상이 발생하게 되며 이러한 데이터의 불안정성은 향후 예측을 진행하는데 있어서 정확성이 떨어지게 된다. 따라서 불안정성을 제거하고 예측의 정확성을 위해 단위근 검정을 진행하게 된다. 단위근 검정을 통해 불안정한 데이터로 판단될 경우 차분 등의 과정을 거쳐 데이터를 안정화한다. 안정화를 위한 판단조건은 데이터상의 t값과 사전에 정의된 유의수준에 의한 t값과 비교하여 데이터 분석상의 t값이 작을 경우 안정을 확보한 것으로 파악한다. 또한 Durbin-Watson 값을 통해 데이터의 안정성 여부를 판단하게 되며 그 값은 절대값 2에 근접하면 안정성을 확보한 것으로 판단한다.

Table 2에서 보듯이 산업생산지수(IIP) 단위근 검정 결과 원데이터 t값이 -1.168로 나타나고 있으며 유의수준보다 크게 나타나고 있어 1차 차분을 진행한 결과 t값은 -19.606으로 유의수준의 t값보다 작게 나타나며 Durbin-Watson 값도 2.054로 1차 차분을 통해 산업생산지수(IIP)를 안정화하였다.

통화량(M2) 단위근 검정 결과 원데이터 t값이 3.491로 나타나고 있으며 유의수준보다 크게 나타나고 있다. 이에 1차 차분을 진행한 결과 t값은 -1.967으로 유의수준의 t값보다 여전히 크게 나타나 2차 차분을 진행하였다. 이 때 t값은 -9.150으로 유의수준 1%인 -3.460보다 작게 나타나고 있으며 Durbin-Watson 값도 2.016으로 2에 가깝게 결과를 보이고 있어 2차 차분을 통해 통화량(M2) 변수를 안정화하였다.

금리(CD)는 원데이터의 t값이 -1.223으로 유의수준 1%레벨 -3.460, 5%레벨 -2.875, 10%레벨 -2.574보다 크게 나타나고 있어 1차 차분을 진행하였으며 그 결과 t값이 -8.018로 유의수준 1%인 -3.460보다 작게 나타나고 있어 안정성을 확보한 것으로 파악된다. 또한 Durbin-Watson 값도 2.022로 나타나고 있어 1차 차분을 통해 금리변수는 안정화를 이루었다.

서울소비자물가지수(SEOUL\_CPI)는 원데이터의

**Table 2. Unit Root Test Results 1**

Division	IIP	M2	CD	SEOUL_CPI	
Level Variable	t-value	-1.168	3.491	-1.223	-3.158
	p-value	0.688	1.000	0.665	0.024
	1% level	-3.460	-3.460	-3.460	-3.460
	5% level	-2.875	-2.875	-2.875	-2.875
	10% level	-2.574	-2.574	-2.574	-2.574
	Durbin-Watson	2.054	1.975	2.016	2.005
First Difference Variable	t-value	-19.606	-1.967	-8.018	
	p-Value	0.000	0.301	0.000	
	Durbin-Watson	2.054	2.041	2.022	
Second Difference Variable	t-value		-9.150		
	p-value		0.000		
	Durbin-Watson		2.016		

t값이 -3.158로 유의수준 0.024로 나타난다. 따라서 원데이터가 단위근을 갖지 않고 안정화를 이루고 있다.

서울 아파트매매가격, 조세규제지수, 금융규제지수, 투기지역지수, 분양가지수에 대해 단위근 검정을 진행하고 자료의 안정화를 통해 향후 예측의 정도를 높이고자 하였다.

서울아파트매매가격(SEOUL\_APT\_PRICE), 서울조세규제지수(SEOUL\_TAX), 서울투기지역지수(SEOUL\_AREA), 서울분양가지수(SEOUL\_SALE)의 분석결과 서울아파트매매가격(SEOUL\_APT\_PRICE), 서울조세규제지수(SEOUL\_TAX), 서울금융규제지수(SEOUL\_FINANCE), 서울투기지역지수(SEOUL\_AREA), 서울분양가지수(SEOUL\_SALE)는 원데이터 값이 모두 유의수준 1%레벨 -3.460, 5%레벨 -2.875, 10%레벨 -2.574보다 크게 나타나고 있어 모두 1차 차분을 진행하였다.

그 결과 서울아파트매매가격(SEOUL\_APT\_PRICE)는 t값이 -6.808, 서울조세규제지수(SEOUL\_TAX) t값 -14.234, 서울금융규제지수(SEOUL\_FINANCE) t

**Table 3.** Unit Root Test Results 2

Division		SEOUL_APT_PRICE	SEOUL_TAX	SEOUL_FINANCE	SEOUL_AREA	SEOUL_SALE
	t-value	-0.663	-0.685	-0.619	-1.196	-1.652
	p-value	0.852	0.847	0.863	0.677	0.454
Level Variable	1% level	-3.460	-3.460	-3.460	-3.460	-3.460
	5% level	-2.875	-2.874	-2.874	-2.874	-2.874
	10% level	-2.574	-2.574	-2.574	-2.574	-2.574
	Durbin-Watson	2.003	1.920	1.857	1.970	1.976
First Difference Variable	t-value	-6.808	-14.234	-13.780	-14.651	-14.731
	p-Value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	Durbin-Watson	2.004	1.999	2.014	2.000	2.000

값 -13.780, 서울투기지역지수(SEOUL\_AREA) t값 -14.651, 서울분양가지수(SEOUL\_SALE) t값 -14.731로 나타난다. 따라서 변수 모두 유의수준 1%레벨 값인 -3.460보다 작게 나타나 자료의 안정성을 확보한 것으로 판단된다. 또한 Durbin-Watson도 1.999-2.014로 2에 가까워 신뢰성을 가진다(Table 3).

**4.2 공적분 검정결과**

공적분 검정은 개개의 변수가 시간이 지남에 따라 불안정한 단위근을 가지는 현상이 나타나지만 개개 변수들을 선형결합하면 정상적으로 나타날 수 있다는 것이다. 공적분 검정을 통해 선형관계를 살펴보고 변수들 간의 관계에서 공적분관계가 성립하면 향후 모형은 VEC모형을 선택하게 되며 공적분관계가 성립되지 않으면 VAR모형을 사용하여 분석을 진행하게 된다. 또한 공적분이 존재할 경우 동일차분을 통해 진행하는 VAR모형과는 달리 오차수정모형이 반드시 존재한다는 것을 의미하며, VEC모형은 단기, 장기균형관계를 살펴보게 된다.

공적분 검정 결과(Table 4) 아파트 매매가격지수에 대한 9개의 변수 중 적어도 9개 이상 변수에서 선형관계가 나타나며, VEC모형을 선택하게 된다. 이를 통해 그랜저 인과관계에서 나타나는 자료의 중요성

**Table 4.** Cointegration Test Results

Hypothesized		Trace Stastics	0.05 Critical Value	Probability Value
N0 of CE (s)	Eigenvalue			
None *	0.268	292.989	197.371	0.000
At most 1 *	0.234	225.475	159.530	0.000
At most 2 *	0.178	168.019	125.615	0.000
At most 3 *	0.150	125.784	95.754	0.000
At most 4 *	0.115	90.797	69.819	0.001
At most 5 *	0.097	64.379	47.856	0.001
At most 6 *	0.079	42.280	29.797	0.001
At most 7 *	0.060	24.618	15.495	0.002
At most 8 *	0.051	11.340	3.841	0.001

\* p<0.05

을 고려하여 모형을 설정한다.

공적분 검정 결과  $\lambda_{trace}(0) = 292.989$ 로  $p < 0.01$ 보다 작게 나타남에 따라 귀무가설인 '공적분 관계가 없다'라는 귀무가설을 기각하게 된다. 따라서 공적분 관계가 성립함을 알 수 있으며, 이를 서울 아파트 매매가격지수를 기준으로 정규화하면 다음과 같다 (Table 5).

서울 아파트 매매가격지수(SEOUL\_APT\_PRICE) = 20.51813\*산업생산지수(IIP) + 0.000158\*통화량(M2)



**Table 5.** Cointegration Test Result Normalization Coefficient

SEOUL_ APT_ PRICE	IIP	M2	CD	SEOUL_ CPI
	20.51813	-0.000158	6.783214	29.41729
	-3.24165	-3.24165	-5.20E-05	-10.2667
1	SEOUL_ TAX	SEOUL_ FINANCE	SEOUL_ AREA	SEOUL_ SALE
	-2.27316	15.74917	-0.09105	-20.8077
	-4.54605	-2.272	-6.31467	-0.10776
Log likelihood			-3384.143	

- 6.783214\*금리(CD) - 29.41729\*서울 소비자물가지수(SEOUL\_CPI) + 2.27316\*서울 조세규제지수(SEOUL\_TAX) - 15.74917\*서울금융규제지수(SEOUL\_FINANCE) + 0.09105\*서울 투기지역지수(SEOUL\_AREA) + 20.8077\*서울 분양가지수(SEOUL\_SALE) + 3384.143

**4.3 그랜저 인과관계 분석 결과**

그랜저 인과관계 분석은 두 변수의 영향 관계를 나타내는데 X와 Y변수가 종속변수와 독립변수의 역할을 동시에 분석하게 된다. 자연성을 그대로 보존하는 것을 귀무가설로 설정하고 실험대상 집단의 영향 관계에 따라 변수간에 관계성이  $p < 0.05$ 이면 귀무가설은 기각된다. t검정이나 분산분석처럼 유의성은 90%, 95%와 99% 신뢰수준을 가정하며, 그랜저 인과관계를 통해 도출된 관계성을 가지고 향후 모형설

정 시 변수의 투입순서를 정하게 된다.

서울 전체집단에 대한 그랜저 인과관계 분석결과, Table 6에 따르면, 첫째, 아파트매매가격지수에 영향을 주는 변수는 조세규제지수 1-4차, 금융규제지수 1-4차, 산업생산지수 1차, 3차에서 영향을 준다.

둘째, 산업생산지수에 영향을 주는 변수는 CD금리 2-4차, 투기지역지수 1-4차이다.

셋째, 통화량에 영향을 주는 변수는 없는 것으로 나타난다.

넷째, CD금리에 영향을 주는 변수는 아파트매매가격지수 1-4차, 산업생산지수 1-4차, 조세규제지수 1-4차, 금융규제지수 1-4차, 투기지역지수 1-4차에서 영향을 준다.

다섯째, 소비자물가지수에 영향을 주는 변수는 조세규제지수 3차, 투기지역지수 3차에서 영향을 준다.

여섯째, 조세규제지수에 영향을 주는 변수는 아파트매매가격지수 2-4차, 산업생산지수 1-4차, CD금리 3-4차, 소비자물가지수 3-4차, 투기지역지수 1-4차에서 영향관계를 이루고 있다.

일곱째 금융규제지수에 영향을 주는 변수는 아파트매매가격지수 1-4차, 소비자물가지수 3차, 소비자물가지수 3차에서 금융규제지수에 영향을 준다.

여덟째, 투기지역지수에 영향을 주는 변수는 금융규제지수 2-4차에서 영향을 미친다.

아홉째, 분양가지수에 영향을 주는 변수는 산업생산지수 1차, CD금리 1차-4차에서 영향관계를 이루고 있다.

**Table 6.** Granger Causality Analysis Results

Division	lags1		lags2		lags3		lags4	
	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob
DIIP → DSEOUL_APT_PRICE	3.209	0.075	2.264	0.106	2.419	0.067	1.855	0.120
DSEOUL_APT_PRICE → DIIP	0.198	0.657	1.607	0.203	1.241	0.296	0.786	0.536
DM2 → DSEOUL_APT_PRICE	0.308	0.580	0.770	0.464	0.623	0.601	0.601	0.662
DSEOUL_APT_PRICE → DM2	0.076	0.784	0.191	0.826	0.170	0.917	0.249	0.910
DCD → DSEOUL_APT_PRICE	0.137	0.712	0.273	0.761	0.643	0.588	0.726	0.575

**Table 6.** Continued

Division	lags1		lags2		lags3		lags4	
	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob
DSEOUL_APT_PRICE → DCD	12.857	0.000	6.377	0.002	4.440	0.005	3.261	0.013
DSEOUL_CPI → DSEOUL_APT_PRICE	0.293	0.589	0.248	0.781	1.146	0.331	0.852	0.494
DSEOUL_APT_PRICE → DSEOUL_CPI	0.102	0.750	0.287	0.751	0.088	0.966	0.615	0.652
DSEOUL_TAX → DSEOUL_APT_PRICE	8.009	0.005	4.075	0.018	3.085	0.028	2.490	0.044
DSEOUL_APT_PRICE → DSEOUL_TAX	1.447	0.230	3.153	0.045	2.944	0.034	3.064	0.018
SEOUL_FINANCE → DSEOUL_APT_PRICE	7.778	0.006	4.037	0.019	2.667	0.049	1.977	0.099
DSEOUL_APT_PRICE → SEOUL_FINANCE	13.892	0.000	7.658	0.001	5.126	0.002	3.905	0.004
DSEOUL_AREA → DSEOUL_APT_PRICE	1.902	0.169	0.975	0.379	0.668	0.573	0.513	0.726
DSEOUL_APT_PRICE → DSEOUL_AREA	1.954	0.164	1.047	0.353	0.668	0.573	0.544	0.703
SEOUL_SALE → DSEOUL_APT_PRICE	0.000	0.988	0.018	0.982	0.052	0.984	0.045	0.996
DSEOUL_APT_PRICE → SEOUL_SALE	0.066	0.797	0.093	0.912	0.087	0.967	0.097	0.984
DM2 → DIIP	0.000	0.991	0.526	0.592	1.150	0.330	0.980	0.419
DIIP → DM2	0.814	0.368	0.719	0.488	1.033	0.379	1.063	0.376
DCD → DIIP	1.043	0.308	2.514	0.083	2.324	0.076	1.345	0.254
DIIP → DCD	11.203	0.001	8.486	0.000	7.545	0.000	5.857	0.000
DSEOUL_CPI → DIIP	0.570	0.451	1.031	0.358	0.777	0.508	0.681	0.606
DIIP → DSEOUL_CPI	0.014	0.906	0.493	0.612	0.795	0.498	1.145	0.337
DSEOUL_TAX → DIIP	0.373	0.542	0.494	0.611	0.720	0.541	1.119	0.349
DIIP → DSEOUL_TAX	8.597	0.004	4.541	0.012	3.503	0.016	2.522	0.042
SEOUL_FINANCE → DIIP	3.821	0.052	1.889	0.154	1.793	0.150	1.512	0.200
DIIP → SEOUL_FINANCE	0.196	0.658	0.763	0.468	0.902	0.441	0.729	0.573
DSEOUL_AREA → DIIP	11.905	0.001	6.821	0.001	5.616	0.001	4.053	0.004
DIIP → DSEOUL_AREA	0.108	0.743	0.255	0.775	0.288	0.834	1.092	0.361
SEOUL_SALE → DIIP	2.035	0.155	1.489	0.228	1.134	0.336	1.232	0.299
DIIP → SEOUL_SALE	4.998	0.026	2.332	0.100	1.565	0.199	1.195	0.314
DCD → DM2	0.210	0.647	0.288	0.750	1.071	0.363	1.212	0.307
DM2 → DCD	0.001	0.980	0.071	0.931	0.295	0.829	0.377	0.825
DSEOUL_CPI → DM2	0.002	0.965	0.066	0.937	0.127	0.944	0.371	0.829
DM2 → DSEOUL_CPI	0.070	0.791	0.452	0.637	0.925	0.429	0.501	0.735
DSEOUL_TAX → DM2	0.145	0.704	0.108	0.898	0.252	0.860	1.605	0.174
DM2 → DSEOUL_TAX	0.186	0.667	0.596	0.552	0.398	0.754	0.402	0.807
SEOUL_FINANCE → DM2	0.329	0.567	0.723	0.486	1.095	0.352	1.099	0.358
DM2 → SEOUL_FINANCE	1.665	0.198	0.920	0.400	0.797	0.497	0.718	0.581
DSEOUL_AREA → DM2	0.001	0.981	0.291	0.748	1.194	0.313	1.008	0.404
DM2 → DSEOUL_AREA	0.224	0.636	1.466	0.233	1.682	0.172	1.235	0.297
SEOUL_SALE → DM2	0.027	0.870	1.508	0.224	1.422	0.237	0.737	0.567
DM2 → SEOUL_SALE	0.011	0.915	0.772	0.463	0.537	0.657	1.037	0.389
DSEOUL_CPI → DCD	0.000	0.988	0.130	0.878	0.192	0.902	0.380	0.823
DCD → DSEOUL_CPI	0.019	0.890	0.018	0.982	0.217	0.884	0.140	0.967
DSEOUL_TAX → DCD	8.878	0.003	4.600	0.011	3.215	0.024	2.722	0.031
DCD → DSEOUL_TAX	2.004	0.158	1.734	0.179	4.845	0.003	4.786	0.001

Table 6. Continued

Division	lags1		lags2		lags3		lags4	
	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob	F-Value	Prob
SEOUL_FINANCE → DCD	8.684	0.004	5.889	0.003	3.931	0.009	2.911	0.023
DCD → SEOUL_FINANCE	0.120	0.730	0.426	0.654	0.321	0.810	0.207	0.935
DSEOUL_AREA → DCD	16.058	0.000	20.597	0.000	13.933	0.000	11.636	0.000
DCD → DSEOUL_AREA	1.166	0.282	0.915	0.402	1.223	0.302	0.947	0.438
SEOUL_SALE → DCD	1.391	0.240	0.984	0.376	1.263	0.288	1.084	0.365
DCD → SEOUL_SALE	8.312	0.004	4.138	0.017	3.673	0.013	2.744	0.030
DSEOUL_TAX → DSEOUL_CPI	2.284	0.132	0.869	0.421	3.717	0.012	2.376	0.053
DSEOUL_CPI → DSEOUL_TAX	0.027	0.869	0.016	0.984	3.357	0.020	4.013	0.004
SEOUL_FINANCE → DSEOUL_CPI	2.191	0.140	1.708	0.184	1.677	0.173	1.199	0.313
DSEOUL_CPI → SEOUL_FINANCE	0.003	0.960	1.513	0.223	2.718	0.046	2.001	0.096
DSEOUL_AREA → DSEOUL_CPI	0.255	0.614	0.298	0.743	2.394	0.070	1.435	0.224
DSEOUL_CPI → DSEOUL_AREA	0.660	0.418	0.437	0.646	0.383	0.765	0.785	0.536
SEOUL_SALE → DSEOUL_CPI	0.050	0.824	0.166	0.847	1.047	0.373	0.907	0.461
DSEOUL_CPI → SEOUL_SALE	0.086	0.770	0.040	0.961	0.079	0.971	1.112	0.352
SEOUL_FINANCE → DSEOUL_TAX	2.251	0.135	1.628	0.199	1.116	0.344	1.014	0.401
DSEOUL_TAX → SEOUL_FINANCE	0.007	0.936	0.118	0.889	0.166	0.919	0.103	0.982
DSEOUL_AREA → DSEOUL_TAX	13.456	0.000	6.652	0.002	4.293	0.006	3.274	0.013
DSEOUL_TAX → DSEOUL_AREA	0.000	0.987	0.377	0.687	0.263	0.852	0.199	0.939
SEOUL_SALE → DSEOUL_TAX	0.000	0.986	0.318	0.728	0.196	0.899	0.142	0.966
DSEOUL_TAX → SEOUL_SALE	0.617	0.433	0.814	0.445	0.535	0.659	0.679	0.607
DSEOUL_AREA → SEOUL_FINANCE	0.540	0.463	1.269	0.283	0.855	0.465	0.653	0.625
SEOUL_FINANCE → DSEOUL_AREA	0.002	0.965	4.588	0.011	3.035	0.030	2.318	0.058
SEOUL_SALE → SEOUL_FINANCE	0.000	1.000	0.000	1.000	0.041	0.989	0.031	0.998
SEOUL_FINANCE → SEOUL_SALE	0.000	1.000	0.000	1.000	0.251	0.860	0.186	0.946
SEOUL_SALE → DSEOUL_AREA	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000
DSEOUL_AREA → SEOUL_SALE	0.000	1.000	0.000	1.000	1.385	0.248	1.024	0.396

#### 4.4 모형 설정 및 분석 결과

##### 4.4.1 결정모형 설정

시계열 데이터는 일반적으로 추세, 계절성, 순환성, 불규칙 등 불안정한 경우가 많아 이를 정상화하는 단위근 검정을 진행한다. 그러나 개별적인 변수가 불안정한 시계열을 가지더라도 이들의 선형결합은 안정화 될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 공적분 검정을 통해 분석을 진행하고 모형을 VAR모형으로 진행할 것인지, VEC모형으로 진행할지 고려하게 된다(이응문·정재호, 2012).

본 연구에서는 공적분 검정 결과 공적분 관계가

성립하고 있어 VEC모형으로 진행하며, 시차를 많이 포함하면 모형이 복잡하고 효율성이 떨어지기 때문에 1~3차까지의 차수에 대하여 시뮬레이션을 하고 이를 통해 가장 작은 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion) 값을 가지는 차수에서 모형 결정을 진행하였다. 또한, 일반적으로 AIC값은 SC값보다 파라미터의 수를 과대 식별하는 경향이 있으므로 최소값을 나타낼 때 일반적으로 적용하는 SC값의 최소값을 기준으로 모형을 설정하였다.

서울 아파트 매매가격지수의 영향도 분석을 위한

**Table 7.** Estimation Result of the Appropriate Time Difference Model

Division	Time Difference Model		
	First Model	Second Model	Third Model
AIC	37.119	36.282	36.185*
SC	38.802*	39.235	40.418

\*: AIC, SC Minimum

적정시차 분석 결과 SC값을 기준으로 1차의 값이 최소로 진행되어 적정시차로 확정하고 VEC모형을 추정하였다(Table 7).

#### 4.4.2 VEC 모형 결과

공적분 분석 결과 적어도 9개 변수 이상에서 선형 관계가 나타남에 따라 모형은 VAR모형이 아닌 VEC 모형으로 결정하였다. 모형의 차수를 선택하는 과정은 3차까지 모의실험을 거쳐 SC 값을 기준으로 그 값이 가장 작은 1차 모형을 설정하였다. 또한 그랜저 인과관계 결과와 거시경제이론 연관성을 중심으로 모형에 사용될 변수의 순서를 아파트 매매가격지수, 산업생산지수, 통화량, 금리, 소비자물가지수, 조세

**Table 8.** VEC Model Long-Term Equilibrium Relationship

Variable	Coefficient	Standard Deviation	t-value
SEOUL_APT_PRICE(-1)	1		
IIP(-1)	2.047999	-0.87928	2.32917
M2(-1)	0.002471	-0.00013	18.3714
CD(-1)	-3.06181	-4.20136	-0.72877
SEOUL_CPI(-1)	0.010899	-0.05467	0.19937
SEOUL_TAX(-1)	2.009144	-1.65717	1.21240
SEOUL_FINANCE(-1)	-5.63365	-4.29093	-1.31292
SEOUL_AREA(-1)	0.026134	-0.06313	0.41394
SEOUL_SALE(-1)	2.025634	-2.54068	0.79728
C	-1.92787		

규제지수, 금융규제지수, 투기지역지수, 분양가지수로 설정하고 이를 대상으로 분석을 진행하였다.

서울 아파트 매매가격지수를 기준으로 추정된 결과(Table 8)를 장기균형관계식으로 표현하면, 아파트 매매가격지수 = -2.047999 \* 산업생산지수 - 0.002471 \* 통화량 + 3.06181 \* 금리 - 0.010899 \* 소비자물가지수 - 2.009144 \* 조세규제지수 + 5.63365 \* 금융규제지수 - 0.026134 \* 투기지역지수 - 2.025634 \* 분양가지수 + 1.92787이다.

장기균형관계에서 산업생산지수, 통화량, 금리, 소비자물가지수, 금융규제지수 등이 일반적인 이론과 반대현상으로 나타나고 있다. 서울은 투기지역 등 각종 규제가 먼저 시행되고 있고 부동산정책의 여러 가지 요인으로 인해 거시경제이론과는 달리 차이가 발생하고 있다. 이는 서울의 특성상 외부대기인력의 증가, 서울 신규주택 수 건설의 부족으로 인해 공급과 수요의 불일치에서 발생하는 것으로 파악된다.

단기균형추정결과 서울의 아파트 매매가격지수의 장기균형관계와의 편차를 나타내는 오차수정항 값은 0.011614로서 계수가 정(+)으로 나타나 장기균형관계에 발산하는 것으로 나타났으며 유의성은 없는 것으로 판단된다.

한편, 장기균형관계에서 단기적으로 이탈하였을 때 균형관계로 회복속도를 측정하는 오차수정항 시차변수의 분석을 진행한 결과 아파트 매매가격지수 계수 값은 -0.18104로 나타나고 있으나 회복력은 낮은 수준이다.

신뢰수준 95% 기준으로 변수의 유의성에 의한 VEC 추정모형 분석 결과(Table 9)를 살펴보면 분양가지수, 투기지역지수, 금융규제지수, 조세규제지수, 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수, 아파트 매매가격지수는 과거정보와 1기전의 분양가지수, 투기지역지수, 금융규제지수, 조세규제지수, 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수, 아파트 매매가격지수 변수는 유의하게 영향을 주는 것으로 나타났다.

**Table 9.** VEC Model Short-Term Equilibrium Relationship

Error Correction	SEOUL_SALE	SEOUL_AREA	SEOUL_FINANCE	SEOUL_TAX	SEOUL_CPI	CD	M2	IIP	SEOUL_APT_RICE
error term	-0.00115	-0.58558	-0.00194	-0.01659	-0.00216	0.000633	-1610.09	-0.04843	0.011614
	0.00521	0.25653	0.00333	0.00827	0.00379	0.00181	92.141	0.01951	0.00727
	[-0.22058]	[-2.28269]	[-0.58267]	[-2.00676]	[-0.56938]	[0.34902]	[-17.4742]	[-2.48223]	[1.59691]
SEOUL_SALE	-0.49562	0.27104	-0.02081	0.015898	-0.02731	-0.04139	-698.832	0.298168	0.066663
	0.06189	3.04677	0.03959	0.09816	0.04502	0.02153	1094.35	0.23175	0.08638
	[-8.00856]	[0.08896]	[-0.52562]	[0.16195]	[-0.60669]	[-1.92205]	[-0.63858]	[1.28660]	[0.77176]
SEOUL_AREA	-0.00042	-0.40895	0.001962	0.00732	0.000146	-2.22E-05	1.197358	0.013969	0.004518
	0.00139	0.06835	0.00089	0.0022	0.00101	0.00048	24.5516	0.0052	0.00194
	[-0.29867]	[-5.98287]	[2.20933]	[3.32383]	[0.14497]	[-0.04588]	[0.04877]	[2.68674]	[2.33153]
SEOUL_FINANCE	0.018095	-11.445	-0.72466	-0.27104	-0.09921	0.009275	-3672.74	0.00335	-0.42254
	0.10262	5.05228	0.06565	0.16278	0.07465	0.03571	1814.7	0.38429	0.14324
	[0.17633]	[-2.26532]	[-11.0384]	[-1.66511]	[-1.32901]	[0.25975]	[-2.02388]	[0.00872]	[-2.95000]
SEOUL_TAX	-0.0043	-1.54811	-0.0098	-0.52866	0.032829	0.033457	1190.336	-0.14836	-0.12359
	0.03729	1.83584	0.02385	0.05915	0.02713	0.01297	659.406	0.13964	0.05205
	[-0.11537]	[-0.84327]	[-0.41087]	[-8.93782]	[1.21023]	[2.57869]	[1.80516]	[-1.06244]	[-2.37459]
SEOUL_CPI	-0.01341	1.248666	0.089413	-0.24858	0.236873	0.002724	1255.946	0.002922	0.080693
	0.09375	4.61531	0.05997	0.1487	0.0682	0.03262	1657.75	0.35106	0.13085
	[-0.14303]	[0.27055]	[1.49092]	[-1.67172]	[3.47346]	[0.08352]	[0.75762]	[0.00832]	[0.61669]
CD	0.462747	-32.175	-0.20255	0.098122	-0.01465	-0.02835	-141.221	-1.06899	-0.33131
	0.19319	9.51118	0.12359	0.30644	0.14054	0.06722	3416.27	0.72346	0.26965
	[2.39526]	[-3.38286]	[-1.63893]	[0.32020]	[-0.10424]	[-0.42175]	[-0.04134]	[-1.47762]	[-1.22868]
M2	1.78E-06	0.000396	4.19E-08	1.23E-05	2.29E-06	-4.13E-07	0.349875	3.10E-05	-6.42E-06
	3.80E-06	0.00019	2.40E-06	6.00E-06	2.70E-06	1.30E-06	0.06679	1.40E-05	5.30E-06
	[0.47146]	[2.12891]	[0.01735]	[2.04998]	[0.83438]	[-0.31451]	[5.23855]	[2.19280]	[-1.21837]
IIP	0.025183	-0.43436	-0.01964	0.078966	-0.01018	0.004603	949.4206	-0.57846	0.016017
	0.01502	0.73933	0.00961	0.02382	0.01092	0.00523	265.557	0.05624	0.02096
	[1.67690]	[-0.58751]	[-2.04477]	[3.31509]	[-0.93155]	[0.88102]	[3.57521]	[-10.2863]	[0.76413]
SEOUL_APT_RICE	-0.0017	1.38344	0.11719	0.285053	0.018018	0.026158	922.3752	-0.05376	-0.18104
	0.0484	2.3826	0.03096	0.07676	0.0352	0.01684	855.795	0.18123	0.06755
	[-0.03511]	[0.58064]	[3.78529]	[3.71335]	[0.51179]	[1.55349]	[1.07780]	[-0.29665]	[-2.68019]
C	0.002106	-0.20622	-0.01557	0.041117	0.120036	0.000566	-129.243	0.011851	-0.0165
	0.03116	1.53429	0.01994	0.04943	0.02267	0.01084	551.095	0.1167	0.0435
	[0.06756]	[-0.13440]	[-0.78084]	[0.83177]	[5.29479]	[0.05217]	[-0.23452]	[0.10155]	[-0.37934]
R-squared	0.299207	0.321103	0.430206	0.37393	0.06987	0.078906	0.765865	0.421341	0.164746
Adj. R-squared	0.265187	0.28807	0.402546	0.343539	0.024718	0.034193	0.754499	0.39325	0.1242
Akaike information criterion							37.119		
Schwarz criterion							38.802		

\*: absolute value 1.96<p

투기지역지수는 금융규제지수, 조세규제지수, 산업생산지수, 아파트 매매가격지수에 영향을 주고 있으며, 금융규제지수는 투기지역지수, 통화량, 아파트 매매가격지수에 관계성을 보이고 있다.

조세규제지수는 금리와 아파트 매매가격지수에 영향을 주며, 금리는 분양가지수, 투기지역지수에 영향을 준다.

통화량은 투기지역지수, 조세규제지수, 산업생산

지수에 영향을 미치며 산업생산지수는 금융규제지수, 조세규제지수, 통화량에 영향을 미친다. 마지막으로 아파트 매매가격지수는 금융규제지수, 조세규제지수에 영향을 주고 있다.

신뢰수준 95% 기준으로 변수의 유의성에 의한 VEC 추정모형 분석 결과를 살펴보면 분양가지수, 투기지역지수, 금융규제지수, 조세규제지수, 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수, 아파트 매매가격지수는 과거정보와 1기전의 분양가지수, 투기지역지수, 금융규제지수, 조세규제지수, 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수, 아파트 매매가격지수 변수는 유의하게 영향을 주는 것으로 나타났다.

#### 4.5 충격반응 분석 및 예측오차 분산분해 분석

##### 4.5.1 충격반응 분석 결과

단위근 검정을 통해 변수의 안정성을 진행하였고 공적분 검정을 통해 변수들의 선형관계를 규명하였다. 공적분 검정을 통해 변수들의 선형관계가 나타나므로 따라 모형은 VEC모형을 선택하여 분석을 진행하였으며, 변수의 영향력을 측정하기 위해 충격반응 분석과 분산분해 분석을 실시하였다.

VEC모형에서 충격반응 분석은 시차의 최적화를 통해 도출한 계수 추정값을 이용해 잔차항에 충격을 가하는 형태이며, 이를 통해 시간이 지나면서 충격을 가한 변수를 통해 종속변수의 영향 변화를 살펴 보고 변수간의 연관성을 분석할 수 있다.

Fig. 2에서 보듯이 충격반응 결과 첫째, 산업생산지수는 아파트 매매가격지수에 정(+)의 영향을 주며 이후 감소폭이 둔화되고 시차가 진행될수록 수렴하게 된다.

둘째, 통화량은 초기 아파트 매매가격지수에 정(+)의 영향을 주며 이후 횡보를 보이고 있으나 3차 이후 하락이 발생된다. 이후 4차에 정(+)의 방향으로 다시 충격이 일어나지만 이후 시간이 지나면서 횡보를 보인다.

셋째, 금리는 초기 아파트 매매가격지수에 부(-)의 영향을 주며 2차 이후 횡보를 보인다.

넷째, 소비자물가지수는 초기 아파트 매매가격지수에 정(+)의 영향을 주며 3차이후부터 횡보를 보이고 있다.

다섯째, 조세규제지수는 초기 아파트 매매가격지수에 부(-)의 영향을 주며 3차까지 등락을 보이며 이후부터 횡보를 보이고 있다.

여섯째, 금융규제지수는 초기 아파트 매매가격지수에 부(-)의 영향을 주며 3차까지 등락을 보이며 이후부터 횡보를 보이고 있어 조세규제지수와 같은 형태를 보인다.

일곱째, 투기지역지수는 초기 아파트 매매가격지수에 정(+)의 영향을 주며 4차까지 등락을 보이지만 등락의 폭은 감소된다. 이후 시차가 지나면서 비슷한 영향을 보인다.

여덟째, 분양가지수는 초기 아파트 매매가격지수에 정(+)의 영향을 주고 있지만 그 영향이 거의 없으며 이후 시차가 진행되면서 수렴하는 것으로 나타난다.

##### 4.5.2 분산분해 분석 결과

예측오차 분산분해 분석은 아파트 매매가격지수를 기준으로 하여 예측오차의 분산을 각 변수별로 분해하여 아파트 매매가격지수 자체와 더불어 다른 변수에 의해서 설명되는 정도를 분석하는 것이다.

분산분해는 예측오차의 분산을 VAR(VEC)모형에서 변수의 충격을 가하는 정도에 비례하여 분해함으로써 변수들 간의 상대적인 중요성 파악을 할 수 있다. 또한 10등분으로 나누어지는 충격의 효과를 통해 각 시기별 충격의 효과를 동시에 측정할 수 있다.

분산분해 분석결과인 Table 10에 따르면, 서울 아파트 매매가격지수는 아파트 매매가격지수 자체의 설명력이 가장 높게 나타났으며, 처음 100%에서 2차 95.156%, 3차 95.406%로 나타나며, 장기적 영

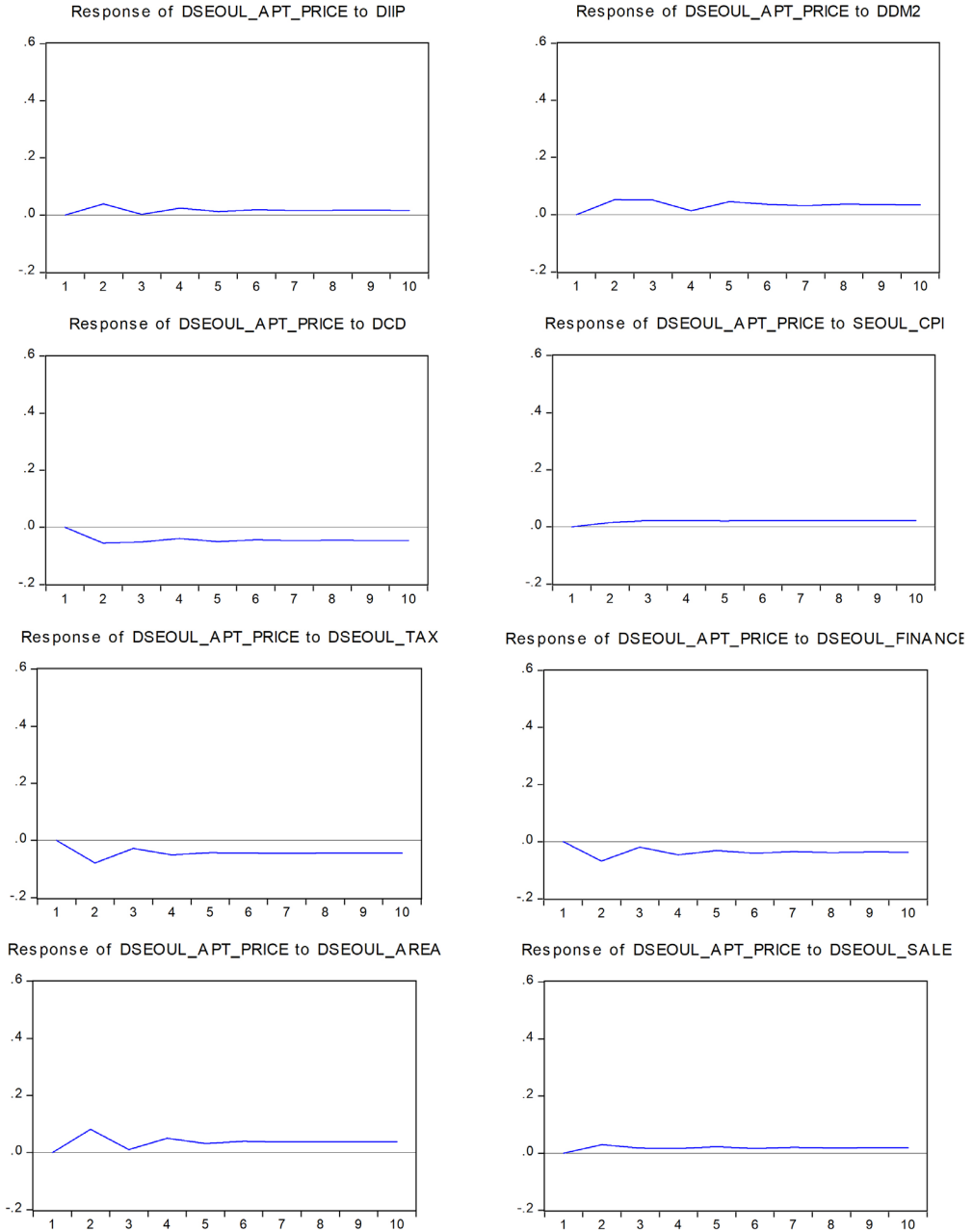


Fig. 2. Shock Response Result

향력은 약 95.448%이다. 이는 아파트 매매가격지수가 그 전 시점에는 영향력이 클 수 있으나 시차가 증가할수록 영향력이 떨어지고 다른 변수에 의한 설명력이 증가한다는 의미이다.

모든 변수에 대해 10차에서의 영향관계를 살펴보면 조세규제지수 0.962, 금리 0.924, 투기지역지수 0.813, 금융규제지수 0.689, 통화량 0.634, 소비자물가지수 0.184, 분양가지수 0.175, 산업생산지수

**Table 10.** Variance Decomposition Prediction Error Results

Period	S.E.	SEOUL_ APT_ PRICE	IIP	M2	CD
1	0.564	100.000	0.000	0.000	0.000
2	0.732	95.156	0.291	0.513	0.574
3	0.851	95.406	0.216	0.740	0.794
4	0.971	95.387	0.228	0.588	0.769
5	1.069	95.361	0.201	0.667	0.855
6	1.162	95.378	0.196	0.661	0.863
7	1.247	95.416	0.187	0.638	0.889
8	1.327	95.423	0.180	0.642	0.903
9	1.402	95.436	0.176	0.640	0.914
10	1.474	95.448	0.171	0.634	0.924

Period	SEOUL_ CPI	SEOUL_ TAX	SEOUL_ FINANCE	SEOUL_ AREA	SEOUL_ SALE
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.044	1.153	0.864	1.236	0.169
3	0.101	0.954	0.689	0.930	0.170
4	0.128	1.002	0.751	0.989	0.158
5	0.143	0.985	0.704	0.907	0.177
6	0.157	0.973	0.717	0.885	0.170
7	0.166	0.973	0.699	0.858	0.175
8	0.173	0.967	0.698	0.839	0.174
9	0.179	0.964	0.692	0.824	0.175
10	0.184	0.962	0.689	0.813	0.175

0.171로 경제변수의 영향보다는 규제변수의 영향이 더 설명력이 높은 것으로 나타나고 있다.

## 5. 결론

### 5.1 분석 요약

시계열자료가 정상성이 아닌 비정상성을 가질 수 있어 단위근 검정을 통해 자료를 살펴보았다. 또한 공적분 검정을 수행하여 비록 단위근을 갖지만, 변수들의 선형관계가 공적분 관계를 맺는지 여부를 판단하였고 아파트 매매가격지수와 거시경제변수간의 영향 관계 및 부동산규제지수변수에 대한 투입

우선순위를 정하기 위하여 그랜저 인과관계 분석을 실시하였다. 최종적으로 모형을 선택하게 되었고, 변수 간의 영향도 측정을 위한 충격반응 분석과 내재적 관계를 살펴보는 분산분해 분석을 통해 본 연구에서 설정한 변수들의 관계성을 분석하였다. 공적분 검정 결과 변수들 사이에서 선형관계가 나타남에 따라 분석모형은 VAR모형이 아닌 VEC모형으로 결정하였다.

그랜저 인과관계 결과는 서울의 경우 아파트 매매가격지수에 영향을 주는 변수로는 조세규제지수, 금융규제지수, 산업생산지수가 있었고 부동산규제지수인 조세규제지수나 금융규제지수에 영향을 주는 변수로도 역시 아파트 매매가격지수에 영향을 받았지만 투기지역지수에 영향을 끼치는 것은 조세규제지수였다. 이는 서울 전체에 투기지역지정은 서울 아파트 매매가격에 영향을 주지 못한다는 결과가 나왔다.

균형관계결과는 첫째 서울 전체의 장기균형관계의 경우 통화량, 금리 등 거시경제변수는 서울 아파트 매매가격시장과 반대의 흐름이 나타났다. 이는 조정대상지역 지정 등 선규제의 영향 및 수요공급의 불일치에 의한 영향으로 해석된다. 단기균형관계의 경우 투기지역지정은 금융, 조세, 산업생산, 매매가격에 영향을 끼치는데 정부가 생각하는 부동산가격 억제제를 위한 투기지역지정이 실제로는 매매가격 상승을 더 견인하는 것으로 해석된다. 또한 서울 아파트 매매가격은 금융규제지수와 조세규제지수에 영향을 끼치는데 이는 매매가격 상승에 따른 조세, 금융 제재가 이어지기 때문이다.

충격반응분석결과 정(+)의 영향으로 통화량, 산업생산지수, 소비자물가지수, 투기지역지수에 의하여 서울 아파트 매매가격에 영향을 주었지만 분양가 상한제 지정은 영향을 주지 못하였다. 부(-)의 영향으로는 금리, 조세규제, 금융규제시 부(-)의 영향이 나타났다. 즉 통화량과 산업생산지수가 높으면 서울



아파트 가격이 상승하는데 반하여 가수요 억제를 위한 투기지역지정이 오히려 아파트 가격 상승에 영향을 준다는 특징을 나타냈으며 조세규제 및 금융규제 시에는 아파트 가격 상승에 제한을 둔다는 결과를 알 수 있다.

## 5.2 시사점 및 한계

본 연구는 서울지역을 선택하여 거시경제와 부동산정책이 부동산가격에 미치는 영향에 대하여 실증 분석하였다. 이러한 분석결과를 바탕으로 본 연구가 갖는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 거시경제변수가 부동산가격에 영향을 준다는 사실을 알 수 있었다. 저금리나 통화량의 증가는 산업생산지수의 증가 및 부동산가격에 긍정적인 영향을 끼친다. 특히 2020년 코로나 19의 영향으로 경제성장률은 -0.9% 임에도 불구하고 주택가격 급등현상은 풍부한 유동성과 저금리에 의한 영향이 매우 크다는 사실을 알 수 있다. 따라서 적절한 금융정책의 필요성을 시사한다.

둘째, 강력한 부동산규제 정책만으로 부동산가격 안정화는 어렵다는 사실을 알 수 있었다. 특히 조정대상지역, 투기과열지구지정은 서울 아파트 매매가격을 오히려 더 상승시키는 결과를 초래하였다. 이는 부동산정책이 부동산가격 상승전의 사전적 대응이 아닌 부동산가격 상승후의 사후적 대응의 원인으로 볼 수 있다. 또한 부동산가격 안정화를 위해 투기지역 핀셋지정보다는 대규모 주택공급이 우선적으로 선행되어야 함을 시사한다.

셋째, 부동산정책 중 조세규제와 금융규제, 분양가상한제는 서울 아파트 매매가격에 크게 영향을 미치지 않는 결과가 도출되었다. 이런 결과는 수요는 많고 공급이 부족한 서울에는 조세정책과 금융정책, 분양가상한제가 부동산 시장에 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 따라서 앞으로의 부동산정책은 서울의 특성을 파악하고 서울에 맞는 부동산정책

을 시행할 필요성이 도출되었다.

넷째, 부동산정책의 일관성부재로 각 정부별 아파트 매매가격의 급등과 급락이 반복되는 문제점이 나타났다. 그동안 각 정부는 부동산경기에 따라 규제정책과 완화정책을 반복하였다. 노무현, 문재인 정부에서는 주로 강력한 규제정책을 시행하였고, 이명박, 박근혜 정부는 주로 완화정책을 시행하였다. 즉 부동산정책이 주거안정을 위한 일관성 있고 장기적 관점에서의 정책 수립이 아닌, 각 정부 임기 내의 필요에 따라 임시방편 또는 단기 대응식 부동산정책 반복으로 부동산시장에 혼란과 불확실성만 가중되었다. 또한 부동산가수요에 대한 부동산규제정책 내성만 증가하게 되었다. 따라서 앞으로 부동산정책은 경제상황과 함께 장기적이며 일관성 있는 정책을 시행할 필요성을 시사한다.

이러한 의미에서 볼 때 저금과 같은 부동산가격 급등시기의 합리적인 부동산정책은 가수요 억제를 위한 부동산규제정책 일변도의 정책수립 보다는 다량의 주택공급과 수요자들이 원하는 질 좋은 주택공급이 우선시 되어야 할 것이다. 그리고 1가구 다주택자의 경우에는 획일적인 취득세, 양도소득세, 종합부동산세 중과세보다는 주택 수에 따른 누진적 중과세 및 외지거주자에 차별적 중과세 등을 시행한다면 부동산가격 안정화 효과에 조금이나마 도움이 될 것으로 판단된다.

본 연구의 한계점으로는 첫째, 서울 아파트 매매가격지수만 종속변수로 선정한 것이다. 부동산은 지역에 따라 각기 다른 특성이 나타날 수 있다. 부동산가격 또한 많은 지역적 특성에 따라 움직인다. 따라서 좀 더 나은 실증분석을 위해서는 서울, 경기도, 6대 광역시, 중소도시까지 포함하여 연구를 한다면 서울 부동산가격 상승이 다른 도시로 확산되는 풍선효과, 전이효과까지 연구해 볼 필요가 있다. 둘째, 분양가상한제는 민간부분과 공공부분으로 크게 나눌 수가 있다. 본 연구에서는 자료의 압축을 위해 민

간부분 분양가상한제만 선정하여 분석하였다. 따라서 분양가상한제에 따른 연구결과가 공공부분까지 포함하여 그 결과를 대표한다고 말할 수 없다. 차후의 연구에서는 민간부분과 공공부분이 포함된 분양가상한제의 효과에 대한 연구를 해 볼 필요가 있다. 셋째, 2000년대부터 아파트 가격에 대한 기초통계가 나오기 시작하였지만 부동산이라는 사회과학을 연구하고 분석하기에는 통계자료가 여전이 미흡하고 부족한 부분이 사실이다. 따라서 부동산정책지수라는 조작적 정의를 통하여 비연속변수인 부동산정책변수들을 연속 변수화하여 연구를 진행한 부분에 대해서는 부동산정책변수의 양적인 부분만 고려하고 질적인 부분을 고려하지 못한 한계를 가지고 있다.

### 참고문헌

1. 강석구·이태리·방송희·최지선·조성현·최혜선·이성대·이수욱·박천규·최진도·김택례·임창섭·고제현·최영상·이혁(2021), 「부동산시장 질서 확립을 위한 중점 대응전략」, 세종: 경제·인문사회연구회.
2. 김동환(2015), "ARIMA 모형을 이용한 주택시장의 가계예측 분석", 「대한부동산학회지」, 32(2): 277~294.
3. 김시연(2021), "거시펀더멘털을 이용한 주택가격 불균형 추정 및 영향요인에 관한 연구", 박사학위논문, 건국대학교.
4. 김재영·박대근·전병현(2015), 「크로먼의 경제학」, 서울: ㈜시그마프레스.
5. 김형근(2020), "서울시 공동주택 가격 영향요인에 관한 연구: 정권별 부동산규제정책 비교분석", 박사학위논문, 성균관대학교.
6. 김행종·김승종(2020), 「부동산학개론」, 서울: 청목출판사.
7. 박덕연(2019), "지방대도시 구도심과 신도심의 아파트 가격 영향요인에 관한 연구", 박사학위논문, 전주대학교.
8. 박병섭(2017), "정부의 조세정책과 통화정책이 부동산시장에 미치는 영향에 관한 연구", 박사학위논문, 목원대학교.
9. 송인호(2015), 「주택시장과 거시경제의 관계: 주택 가격, 금리, 소비, 총생산을 중심으로」, 서울: 부동산도시연구원.
10. 안정근(2019), 「현대부동산학」, 서울: 양현사.
11. 유상규(2016), "아파트가격에 미치는 거시경제변수에 관한 연구", 박사학위논문, 대구대학교.
12. 이석원·정재호(2017), "거시경제요인이 아파트가격 변동에 미치는 영향 연구: 의사결정나무 방법론을 이용하여", 「한국부동산학회」, 70:28~41.
13. 이응문·정재호(2012), "미국 서브프라임 모기지 사태의 국내 주택시장 영향 연구", 「부동산학보」, 49: 62~75.
14. 이준구·이창용(2015), 「경제학원론」, 경기: 문우사.
15. 전해정(2012), "주택가격과 거시경제변수간의 동태적관계분석", 박사학위논문, 중앙대학교.
16. 한국은행(2019), 「알기 쉬운 경제지표 해설」, 서울.
17. 함종영(2012), "주택가격과 정책 간의 인과관계 분석: 정책변수의 외생성을 중심으로", 「주택연구」, 20(4): 27~45.
18. Coulson, N. E., C. H. Liu and S. V. Villupuram (2013), "Urban Economic Base as a Catalyst for Movements in Real Estate Prices", *Regional Science and Urban Economics*, 43(6): 1023~1040.
19. Karl E. Case (2000), "Real Estate and the Macroeconomy", *Brooking Papers on Economic Activity*.
20. Salamon, Lester M. (1981), "Rethinking Public Management: Third-party Government and the Tools of Government Action", *Public Policy*, 29(1): 255~275.
21. 국토교통부(<http://www.molit.go.kr>)
22. 한국은행(<http://www.bok.or.kr>)

---

요약

본 연구에서는 부동산 가격, 거시경제변수, 부동산정책에 대한 이론적 고찰과 선행연구를 검토하고, 다변량 시계열분석방법으로 가장 널리 사용되는 VEC 모형으로 2003년 1월부터 2021년 6월까지의 월별 자료를 사용하였다. 이를 바탕으로 거시경제변수와 부동산 규제정책이 서울의 부동산 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구의 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 거시경제변수인 통화량, 금리 등은 서울아파트 가격에 큰 영향을 미치지 못한다는 것이다. 수요는 많고 공급이 충분히 이루어지지 못한 결과 거시경제의 호황, 불황과 상관없이 내 집 마련 등의 수요가 있다는 것이다. 둘째, 조세 및 금융규제정책은 서울아파트 가격 상승에 초기에 영향을 끼치고 시간의 지남에 따라 영향이 축소된다. 셋째, 투기지역지정은 서울아파트 가수요억제를 통한 가격 하락을 예상하지만 오히려 서울 아파트가격 상승을 초래하였다. 이러한 현상은 양도소득세 강화에 따른 매물잠김 현상으로 파악이 된다. 넷째, 분양가상한제는 서울아파트 가격하락에 별다른 영향을 끼치지 못하였다.

이러한 결과에 따르면 수요가 많고 공급이 부족한 서울은 조세규제, 금융규제, 투기지역규제, 분양가상한제 등의 여러 가지 규제보다는 우선적으로 양질의 충분한 주택공급이 우선시 되어야 한다. 또한 정책결정에 있어서 규제일변의 정책보다는 서울지역에 맞는 적합한 부동산 정책을 시행할 필요가 있다는 시사점을 제공한다.

**주제어** : 거시경제변수, 부동산정책, 아파트가격, 백터오차수정모형

---