

<http://dx.doi.org/10.17703/JCCT.2022.8.4.83>

JCCT 2022-7-11

은행 대출이 주택가격에 미치는 영향

The Effect of Bank Loans on Housing Prices in Korea

한명훈*

Myung-Hoon Han*

요약 본 연구는 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였으며, 은행 대출을 은행 총대출금, 가계대출금, 부동산담보대출금으로 구분하였고, 주택가격을 전국, 지방, 서울 주택가격으로 구분하여 분석하였다. 주요한 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 은행 총대출금의 증가는 전국, 지방, 서울 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 둘째, 가계대출금은 지방 주택가격에 양(+)의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 그리고 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향은 전국 주택가격에 미치는 영향에 비해서는 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 셋째, 은행 대출이 지방 주택가격과 서울 주택가격에 미치는 영향은 차이가 있는 것으로 나타났다. 넷째, 인플레이션과 은행 총대출은 1분기의 시차를 가지고 지방 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤으며, 단기금리는 1분기의 시차를 가지고 서울 주택가격에 유의한 음(-)의 영향을 미쳤다. 전체적으로는 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향이 지방보다는 서울에 약 2배 정도 더 큰 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요어 : 은행 대출, 주택가격, 가계대출, 부동산담보대출

Abstract This study analyzed the effect of bank loans on housing prices, classified bank loans into bank total loans, household loans, and real estate mortgage loans, and analyzed housing prices by dividing them into national-level, regional-level, and Seoul-level housing prices. The main analysis results are as follows. First, it was found that the increase in total bank loans significantly increased housing prices across the national-level, regional-level and Seoul-level. Second, it was found that household loans had a positive effect on regional-level housing prices, but were not statistically significant. In addition, the effect of bank loans on regional-level housing prices was found to be relatively small compared to the effect on national-level housing prices. Third, it was found that there was a difference in the effect of bank loans on regional-level housing prices and Seoul-level housing prices. Fourth, inflation and bank total loans had a significant positive effect on regional-level housing prices with a lag in the first quarter, and short-term interest rates had a significant negative effect on Seoul-level housing prices with a lag in the first quarter. Overall, it was found that the effect of bank loans on housing prices had a positive effect about twice that of Seoul-level rather than regional-level.

Key words : Bank Loans, Housing Prices, Household Loans, Real Estate Mortgage Loans

*정회원, 강원대학교 산학협력단(경영회계학부) 교수 (제1저자) Received: May 26, 2022 / Revised: June 21, 2022

접수일: 2022년 5월 26일, 수정완료일: 2022년 6월 21일

게재확정일: 2022년 7월 2일

Accepted: July 2, 2022

*Corresponding Author: 96332472@kangwon.ac.kr

Division of Business Administration and Accounting, Kangwon National Univ, Korea

I. 서론

부동산은 다른 자산에 비해 거래규모가 크기 때문에 대부분의 거래자들은 은행 대출에 의존하게 된다. 이에 따라 은행 대출과 주택가격 간에는 유의한 관계가 존재할 수 있다. 은행 대출과 주택가격 간의 관계에 대한 많은 연구들은 두 변수 간의 관계에 대해 일치된 결과를 제시하지 못하고 있다.

은행 대출의 상승, 즉 요구수익률의 하락은 주택가격을 상승시키고, 은행 대출의 하락은 주택가격의 하락을 초래한다. 반면에 부의효과에 의하면 은행 대출과 주택가격은 양방향의 인과관계가 가능하다 [1]. 은행 대출과 주택가격 간의 관계에 대한 선행연구들을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 은행 대출이 주택가격에 상호 영향을 미친다는 연구는 다음과 같다. [2]는 1980년부터 1998년까지의 기간을 대상으로 한 분석 결과, 선진국에서 은행 대출은 장기적으로 유의한 양방향 인과관계가 존재한다고 하였고, [3]은 네덜란드 주택담보대출과 주택가격은 상호 인과관계가 존재한다고 하였다. [4]는 1985년부터 2001년까지의 기간 동안 20개 선진국에서 은행 대출과 주택가격이 양방향의 영향을 주고받는다 하였고, [5]는 1975년부터 2006년까지의 기간 동안 은행 대출이 핀란드 주택가격에 상호 유의한 영향을 미친다고 하였다. 그리고 [6]은 1984년에서 2009년까지의 기간에 스페인에서 주택담보대출과 주택가격 간에는 양방향의 인과관계가 있다고 하였다.

둘째, 은행 대출이 주택가격에 영향을 미친다는 연구는 다음과 같다. [7]은 1987년의 대출 확대가 1988년부터 1989년까지의 핀란드 주택가격 상승을 가져왔다고 하였으며, [8]은 아시아 국가들에서 은행 대출은 주택가격의 상승을 가져온다고 하였다. 그리고 [9]는 1991년부터 2006년까지 은행 대출이 중국 주택가격에 유의한 영향을 미친다고 하였으며, [10]은 2003년부터 2015년까지 은행 대출은 중국 주택가격에 유의한 영향을 미친다고 하였다.

마지막으로, 은행 대출이 주택가격에 영향을 미치지 않는다는 연구로, [11]은 은행 대출은 홍콩 주택가격에 유의한 영향을 미치지 못한다고 하였다.

본 연구에서는 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 은행 대출이 전국, 지방, 서울 주택

가격지수에 차별적인 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 1장에서는 연구의 의의와 목적 및 선행연구를 기술한다. 2장에서는 분석대상 자료와 연구 모형을 상술하고, 3장에서는 실증분석 결과를 설명하며, 마지막으로 4장에서는 연구의 결론과 시사점을 제시한다.

II. 자료 및 연구 모형

본 연구는 2011년 1/4분기부터 2021년 4/4분기까지의 기간 동안 은행 대출이 우리나라 전국, 지방, 서울 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 단위근 검정을 통해 분석에 이용된 변수들의 정상성을 확인하고, 변수들 간에 공적분 관계가 존재하는지를 검정하였다.

변수들 간에 공적분 관계가 존재하는 경우 소표본을 이용하여 분석할 때에는 공적분 회귀모형 그 중에서도 DOLS(Dynamic Ordinary Least Squares) 모형을 이용하는 것이 보다 우월하다는 주장에 따라 [12], 본 연구에서는 Stock-Watson DOLS 모형에 따라 다음 식 (1)과 같은 추정모형을 설정하였다.

추정모형

$$HPI_t = a_0 + b' ME_t + c' BL_t + \sum_{j=-q}^p d_{1j} \Delta ME_{t+j} + \sum_{j=-q}^p d_{2j} \Delta BL_{t+j} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서, HPI_t 는 t 시점의 전국(HPA), 지방(HPR), 서울(HPS) 주택가격지수의 변동율을 나타낸다. ME_t 는 거시경제변수들을 의미하며, 단기금리(INT), 소비자물가지수(CPI)를 나타낸다. ME_t 는 은행 대출을 의미하며, 은행 총대출금 증가율(BLA), 가계대출금 증가율(BLP), 부동산담보대출금 증가율(BLM)을 나타낸다. 그리고 ϵ_t 는 오차항을 나타낸다.

각 변수들에 대한 기술통계량은 다음 <표 1>과 같다. 분석대상 변수들 중 단기금리와 은행총대출금 증가율을 제외하고는 모두 양의 왜도를 보이며, 첨도는 서울 주택가격지수, GDP 성장률, CPI, 은행총대출금 증가율을 제외하고는 모두 3보다 큰 값을 보이고 있다.

Jarque-Bera 검정에서는 전국 주택가격지수, 단기금리, 부동산담보대출 증가율은 정규분포라는 가설이 기각되어 좌우비대칭에 중심이 정규분포보다 뾰족한 분포양상을 보이고 있다.

분석에 앞서 분석 대상 변수들이 정상성을 가지는지의 여부를 단위근 검정(unit root test)을 이용하여 검정하였다. 단위근 검정은 ADF 검정과 PP 검정을 이용하여 실시하였으며, Schwart 정보기준에 기반하여 수행하였다.

표 1. 기술통계량
 Table 1. Descriptive Statistics

변수	평균	표준 편차	왜도	첨도	J-B
HPA	0.0071	0.0080	1.1707	3.7874	8.3910*
HPR	0.0047	0.0070	0.9553	3.0461	5.0219
HPS	0.0084	0.0068	0.4046	2.7964	0.9576
INT	0.0060	0.0092	-2.2799	10.5388	106.7**
CPI	0.0033	0.0044	0.2040	2.7153	0.2348
BLA	0.0167	0.0064	-0.1530	2.8541	0.1581
BLP	0.0190	0.0113	0.3681	3.1790	0.7894
BLM	0.0163	0.0095	0.8633	5.1535	10.48**

* : P < .05, ** : P < .01

표 2 단위근 검정 결과
 Table 2. Results for Unit Root Test

변수	ADF		PP	
	Level	1st Dofference	Level	1st Dofference
HPA	-1.5885	-4.6691**	-2.0165	-4.6432**
HPR	-1.2558	-5.3403**	-3.2781*	-2.9691*
HPS	-2.7393	-8.9467**	-2.7426	-9.1684**
INT	-1.4582	-3.3631*	-1.5719	-3.3631*
CPI	-7.5823**	-15.396**	-7.5823**	-25.099**
BLA	-4.5069**	-8.0076**	-4.5031**	-9.9365**
BLP	-5.0492**	-6.8169**	-6.8151**	-11.844**
BLM	-5.5223**	-8.2856**	-5.5589**	-19.160**

* : P < .05, ** : P < .01

<표 2>의 단위근 검정 결과, ADF 검정에서는 전국, 지방, 서울 주택가격지수, 단기금리가 단위근을 갖는 불안정한 시계열인 것으로 나타났고, PP 검정에서는 전국 주택가격지수, 서울 주택가격지수, 단기금리가 단위근을 갖는 불안정한 시계열인 것으로 나타났다. 그 외의 변수들은 1% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되어 안정인 시계열인 것으로 나타났다. 그리고 1차 차분한 변수들의 경우, ADF 검정과 PP 검정에서 모든 변수들이 5% 유의수준 이상에서 단위근을 갖지 않는 안정적인 시계열인 것으로 나타나 I(0)인 것이 확인되었다.

표 3. 공적분 검정 결과
 Table 3. Results for Cointegration Test

Hypothesized No. f CE(s)	Eigen Value	Trace Statistics	5% 임계치	확률
None*	0.9724	385.269	197.371	0.000
At most 1*	0.9582	273.942	159.530	0.000
At most 2*	0.8704	178.368	125.615	0.000
At most 3*	0.7333	115.033	95.754	0.001
At most 4*	0.5581	74.059	69.819	0.022
At most 5*	0.4815	48.743	47.856	0.041
At most 6	0.3704	28.384	29.797	0.072
At most 7	0.3443	14.039	15.495	0.082
At most 8	0.0304	0.957	3.841	0.328

Hypothesized No. f CE(s)	Eigen Value	Max-Eigen Statistics	5% 임계치	확률
None*	0.9724	111.327	58.434	0.000
At most 1*	0.9582	95.574	52.363	0.000
At most 2*	0.8704	63.335	46.231	0.000
At most 3*	0.7333	40.974	40.078	0.040
At most 4	0.5581	25.317	33.877	0.364
At most 5	0.4815	20.358	27.584	0.317
At most 6	0.3704	14.346	21.132	0.337
At most 7	0.3443	13.082	14.265	0.076
At most 8	0.0304	0.957	3.841	0.328

* : P < .05

<표 3>은 분석 대상 변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 요한슨 검정 결과를

나타낸다. Trace 검정과 최대고유치 공적분 검정을 실시한 결과, 5% 유의수준에서 각각 6개와 4개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 분석 대상 변수들 간에 공적분 관계가 존재하므로 DOLS 모형을 이용하여 분석한다.

III. 실증분석결과

모형 1은 거시경제변수인 단기금리와 소비자물가지수가 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 모형이며, 모형 2는 거시경제변수를 통제한 상태에서 은행 총대출금이 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 모형이다. 그리고 모형 3과 모형 4는 거시경제변수를 통제한 상태에서 은행 가계대출금과 부동산담보대출금이 각각 주택가격에 미치는 영향을 분석하는 모형이다.

표 4. 전국주택가격에 대한 결과
Table 4 Results for National-Level Housing Prices

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	-0.000	-0.021	-0.014	-0.014
b_1	-0.110	0.089	-0.313	-0.185
b_2	1.810	2.447***	2.918***	2.106**
c_1		1.171***		
c_2			0.684***	
c_3				0.894***
Adj_ R^2	0.012	0.765	0.398	0.451

* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01

은행 대출이 전국 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과는 <표 4>에 제시하였다. 먼저 거시경제변수가 전국 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 단기금리는 전국 주택가격에 음(-)의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 소비자물가지수는 전국 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 소비자물가의 상승은 주택가격의 상승으로 이어지는 것으로 나타났다. 그리고 은행 대출이 전국 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 은행 총대출금의 증가는 전국 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 그러나 가계대출금과 부동산담보대출금도 전국 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다. 또한

가계대출금보다는 부동산담보대출금의 증가가 전국 주택가격 상승에 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 5>는 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 거시경제변수가 지방 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 단기금리는 지방 주택가격에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 단기금리가 상승하면 지방 주택가격이 하락하는 것으로 나타났다. 그러나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 소비자물가지수는 지방 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 소비자물가의 상승은 지방 주택가격의 상승에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 은행 총대출금의 증가는 지방 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 그러나 가계대출금은 지방 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 부동산담보대출금은 지방 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다. 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향은 전국 주택가격에 미치는 영향에 비해서는 상대적으로 작은 것으로 나타났다.

표 5. 지방주택가격에 대한 결과
Table 5 Results for Regional-Level Housing Prices

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	-0.003	-0.014	-0.009	-0.011
b_1	0.119	0.217	0.019	0.022
b_2	1.933*	2.238***	2.503**	2.242***
c_1		0.684**		
c_2			0.322	
c_3				0.566**
Adj_ R^2	0.194	0.469	0.250	0.444

* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01

<표 6>은 은행 대출이 서울 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 거시경제변수가 서울 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 단기금리는 서울 주택가격에 음(-)의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 소비자물가지수는 서울 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로

나타나 소비자물가의 상승은 서울 주택가격의 상승으로 이어지는 것으로 나타났으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 그리고 은행 대출이 서울 주택가격에 미치는 영향을 살펴보면, 은행 총대출금의 증가는 서울 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 가계대출금과 부동산담보대출금도 서울 주택가격에 유의한 영향을 미치지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다.

은행 대출이 지방 주택가격과 서울 주택가격에 미치는 영향은 차이가 있는 것으로 나타났다. 전체적으로는 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향이 지방보다는 서울에 약 2배 정도 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가계대출금 증가가 지방 주택가격에는 유의한 영향을 미치지 않으나 서울 주택가격에는 지방 주택가격보다 서울 주택가격에 약 2.7배 정도 더 크게 그리고 유의하게 양(+)의 영향을 미쳤다. 부동산담보대출은 지방 주택가격과 서울 주택가격에 모두 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 지방 주택가격보다는 서울 주택가격에는 약 1.6배 정도 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 6. 서울주택가격에 대한 결과

Table 6 Results for Seoul-Level Housing Prices

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	0.003	-0.018	-0.013	-0.009
b_1	-0.183	0.073	-0.408	-0.199
b_2	0.733	1.437	1.919	0.807
c_1		1.195***		
c_2			0.866***	
c_3				0.882**
Adj_ R^2	-0.187	0.366	0.258	0.018
* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01				

[13]의 시차분포모형과 같이, 거시경제변수와 은행대출이 주택가격에 시차를 가지고 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 과거 1분기부터 4분기까지의 거시경제변수와 은행대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 과거 1분기 자료만이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 1분기 시차 결과만을 제시하였다.

<표 7>은 시차를 갖는 은행 대출이 전국 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 나타내고 있다. 인플레이션은 1분기의 시차를 가지고 전국 주택가격에 일관

되게 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 은행 대출 중에서는 1분기를 시차를 가지고 은행 총대출금의 증가가 전국 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다.

표 7. 전국주택가격에 대한 시차 분석 결과

Table 7 Lagged Results for National-Level Housing Prices

변수	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	-0.011	0.004	0.004
b_1	-0.240	-0.594*	-0.629***
b_2	2.183***	2.091*	2.078**
c_1	0.831***		
c_2		0.213	
c_3			0.295
Adj_ R^2	0.687	0.507	0.686
* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01			

<표 8>은 시차를 갖는 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 나타내고 있다. 전국 주택가격의 경우와 같이, 인플레이션과 은행 총대출금의 증가가 1분기의 시차를 가지고 지방 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다.

표 8. 지방주택가격에 대한 시차 분석 결과

Table 8 Lagged Results for Regional-Level Housing Prices

변수	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	-0.019	-0.004	-0.004
b_1	0.085	-0.234	-0.289
b_2	2.438***	2.345**	2.357**
c_1	0.782**		
c_2		0.189	
c_3			0.198
Adj_ R^2	0.548	0.308	0.464
* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01			

<표 9>은 시차를 갖는 경제변수와 은행 대출이 서울 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 나타내고 있다. 단기금리는 1분기의 시차를 가지고 서울 주택가격에 일관되게 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 시차를 갖는 은행 대출은 전국 주택가격에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

표 9. 서울주택가격에 대한 시차 분석 결과
Table 9 Lagged Results for Seoul-Level Housing Prices

변수	모형 2	모형 3	모형 4
a_0	0.014	0.015	0.015
b_1	-0.555**	-0.599**	-0.645***
b_2	-0.245	-0.260	-0.320
c_1	0.233		
c_2		0.208	
c_3			0.259
Adj_ R^2	0.533	0.512	0.572
* : P < .10, ** : P < .05, *** : P < .01			

이상의 시차를 갖는 분석의 경우에 있어서도 거시경제변수와 은행 대출은 지방과 서울 주택가격에 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

IV. 결론

본 연구는 2011년부터 2021년까지의 기간을 대상으로 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였으며, 은행 대출을 은행 총대출금, 가계대출금, 부동산담보대출금으로 구분하였고, 주택가격을 전국, 지방, 서울 주택가격으로 구분하여 분석하였다. 주요한 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 은행 총대출금의 증가는 전국 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 가계대출금과 부동산담보대출금도 전국 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다. 또한 가계대출금보다는 부동산담보대출금의 증가가 전국 주택가격 상승에 상대적으로 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

둘째, 은행 총대출금의 증가는 지방 주택가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 가계대출금은 지방 주택가격에 양(+)의 영향을 미치지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 그리고 부동산담보대출금은 지방 주택가격에 유의한 영향을 미치지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다. 은행 대출이 지방 주택가격에 미치는 영향은 전국 주택가격에 미치는 영향에 비해서는 상대적으로 작은 것으로 나타났다.

셋째, 은행 대출이 서울 주택가격에 미치는 영향을

살펴보면, 은행 총대출금의 증가는 서울 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 가계대출금과 부동산담보대출금은 서울 주택가격에 거의 비슷한 크기로 유의한 양(+)의 영향을 미치지만 은행 총대출금에 비해서는 그 영향이 작은 것으로 나타났다.

마지막으로, 시차를 갖는 경제변수와 은행 대출은 지방과 서울 주택가격에 상이한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인플레이션과 은행 총대출금의 증가가 1분기의 시차를 가지고 지방 주택가격을 유의하게 상승시키는 것으로 나타났으나, 서울 주택가격에는 1분기의 시차를 갖는 단기금리만이 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과, 은행 대출이 지방 주택가격과 서울 주택가격에 미치는 영향은 차이가 있는 것으로 나타났다. 전체적으로는 은행 대출이 주택가격에 미치는 영향이 지방보다는 서울에 약 2배 정도 더 큰 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가계대출금 증가가 지방 주택가격에는 유의한 영향을 미치지 않으나 서울 주택가격에는 지방 주택가격보다 서울 주택가격에 약 2.7배 정도 더 크게 그리고 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부동산담보대출은 지방 주택가격과 서울 주택가격에 모두 유의한 양(+)의 영향을 미치지만, 지방 주택가격보다는 서울 주택가격에는 약 1.6배 정도 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결국 은행 대출의 증가는 지방보다는 서울 주택가격에 더 크고 유의한 상승을 가져오는 것으로 확인되었다.

본 연구는 주택가격을 전국, 지방, 서울 주택가격으로 구분하여 분석하고, 은행 대출금을 총대출금, 가계대출금, 부동산담보대출금으로 구분하여 세밀하게 분석한 최초의 연구라는 점에서 공헌을 하였다. 그러나 본 연구는 2011년부터 2021년까지의 분기자료를 이용하여 분석기간이 길지 않다는 한계점이 있다. 향후 연구에서는 이러한 한계점을 보강한 연구가 이루어지기를 기대한다.

References

- [1] Y. W. Park and D. W. Bang, "An Analysis of the Relationship between House Prices and Bank Lending in Korea", *Journal of Money & Finance*, Vol 26, No. 1, pp. 107-141, 2012.
- [2] B. Hofmann, "The Determinants of Private Sector

- Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?”, BIS Working Paper 108, 2001. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.847404>
- [3] I. J. M. Greef and R. T. A. Haas, “Housing Prices, Bank Lending, and Monetary Policy”, De Nederlandsche Bank Research Series Supervision Paper 31, pp. 1–23, 2001. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.510602>
- [4] B. Hofmann, “Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence,” The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper 22, 2003. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1009079>
- [5] E. Oikarinen, “Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case,” *Journal of Banking and Finance*, Vol 33, pp. 747–756, 2009. <https://doi.org/10.1016/j.bankfin.2008.11.004>
- [6] S. Gimeno and C. Martinez-Carrascal, “The Relationship between House Prices and House Purchase Loans: the Spanish Case,” *Journal of Banking and Finance*, Vol 34, pp. 1849–1855, 2010. <https://doi.org/10.1016/j.bankfin.2009.12.011>
- [7] F. Allen and D. Galel, “Bubble, Crisis, and Policy,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol 15, pp. 9–18, 1999. <https://www.jstor.org/stable/23606681>
- [8] C. Collyns and A. Senhadji, “Lending Booms, Real Estate Bubbles and the Asian Crisis,” IMF Working Paper 02/20, 2001. <https://ssrn.com/abstract=879360>
- [9] Q. Liang and H. Cao, “Property Prices and Bank Lending in China,” *Journal of Asian Economics*, Vol 18, pp. 63–75, 2007. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2006.12.013>
- [10] Y. Jiang, D. Zhao, A. Sanderford and J. Du, “Effects of Bank Lending on Urban Housing Prices for Sustainable Development: A Panel Analysis of Chinese Cities” *Sustainability*, Vol 10, No. 3, 642, 2018. <https://doi.org/10.3390/su10030642>
- [11] S. Gerlach and W. Peng, “Bank Lending and Property Price in Hong Kong” *Journal of Banking and Finance*, Vol 29, pp. 461–481, 2005. <https://doi.org/10.1016/j.bankfin.2004.05.015>
- [12] Y. Bae, “The Impact of Demographic Structure on Stock Prices: A Cointegration Approach” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol 32, pp. 79–102, 2014.
- [13] A. F. Galvao, G. Montes-Rojas and S. Y. Park, “Quantile Autoregressive Distributed Lag Model with an Application to House Price Returns” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 75, pp. 0305–9039, 2013. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00683.x>