

금리의 변동이 주택의 매매가격과 전세가격에 미친 영향 분석*

임대봉**

I. 서론

2008년 미국 발 금융위기는 세계 주요국뿐만 아니라 우리나라의 경제에도 부정적인 영향을 미치게 되었다. 이에 대응하기 위해 세계 주요 국가들과 함께 우리나라의 정책당국은 기준금리를 여러 차례에 걸쳐 급격히 인하한 이후, 지금까지 저금리의 기조가 유지돼 오고 있다. 이러한 금융위기로 인한 일련의 금리인하 조치가 주택시장에 대해서는 어떠한 영향을 미치게 되었으며, 그 파급효과가 어떤지에 대한 분석이 요구되고 있다.

본 연구는 우리나라의 주택시장에서 전세시장이 큰 비중을 차지해 왔고, 우리나라만의 고유한 주택 임대차시장의 한 형태로 이어져 오고 있다. 그런데 우리나라 주택시장의 특징인 전세시장이 서민들의 내 집 마련에 큰 역할을 해왔지만, 오늘날에는 전세시장이 축소되고 있을 뿐만 아니라 전세가격도 상승세를 나타내고 있다. 이에 따라 본 연구는 주택가격이 비교적 안정돼 있음에도 불구하고 전세가격이 급등하고 있는 현상에 주목하여 금리의 변동이 주택의 전세가격과 매매가격에 미친 영향을 규명하고자 한다.

주택시장에 대한 금리의 효과는 먼저 주택의 매매시장에 있어 자본조달 비용에 영향을 미칠 수 있는데, 이는 오늘날과 같이 금리가 하락하면 주택구입자에게 주택매입에 따른 차입비용의 절감으로 이어져 주택수요의 구매력 향상 효과를 가져 올 수 있다. 이러한 주택의 구매력 향상은 주택가격이 상승하면 자산효과로 인해 소비지출의 진작으로 이어져 총수요의 증가를 초래할 수 있다는 것이다. 그리고 주택의 임대차시장에 대해서는 금리가 하락하면 임대인의 전세보증금에 대한 기대수익률을 떨어뜨림으로서 전세가격의 상승을 유발할 수 있다. 이렇게 금리의 변동이 주택시장에 대한 영향력을 간과할 수 없다.

우리나라의 정책당국은 글로벌 금융위기의 영향에 따른 경기침체를 회복하기 위해 기준금리를 급격히 인하한 이후 오늘날까지 저금리 기조를 유지하고 있지만, 주택의 임대차시장에서는 전세가격의 상승이 지속돼 오고 있다는 점이다. 이러한 전세가격의 상승이 전국적으로 이루어져 온 것에 주목하여 그 주요한 요인이 저금리 현상이라는 점을 고려하여 본 연구는 저금리의 요인이 전세가격은 물론, 주택의 매매가격에 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석하여 그 결과를 제시하고자 한다.

따라서 본 연구의 목적은 첫째, 주택의 매매가격과 전세가격이 상호간에 어떤 관련이 있는가에 대해 분석을 하며, 이러한 관련성을 분석하기 위해 주택의 매매가격이 전세가격에 미치는 영향과 주택의 전세가격이 매매가격에 미치는 영향을 분석해야 한다. 이 분석을 통해 주택가격의 상승이 전세가격 상승요인으로 작용하는지, 아니면 전세가격의 상승이 매매가격의 상승요인으로 작용하는지의 여부를 규명할 수 있다. 두 번째는 금리가 주택시장에 대한 영향을 규명하기 위해 주택의 매매가격과 전세가격에 미치는 실질금리의 영향을 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 선행연구들을 살펴본 후에 금리와 주택의 매매가격과 전세가격의 추이를 개관하였다. 제3장에서는 실증분석을 실시하여 금리가 주택매매가격 및 주택전세가격간의 관계를 분석한 후에 제4장에서 결론과 시사점을 제시하였다.

* 이 논문은 2014년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임

** 영남대학교 경제금융학부, 5632a@hanmail.net

II. 선행연구와 연구의 범위

1. 선행연구 개관

우리나라의 주택가격과 전세가격에 대한 연구는 두 변수 간의 회귀분석과 인과관계분석 및 벡터자기회귀(VAR), 그리고 오차수정모형(VECM)을 이용하여 분석한 연구가 주로 이루어져 왔다. 주요 선행 연구결과들을 살펴보면 다음과 같이 정리할 수 있다. 조동철·성명기(2003)는 통화당국이 물가를 일정한 수준에서 안정시킨다고 하더라도 실질이자율이 하락할 경우에는 주택가격이 상승한다고 주장하였으며, 또한 조동철·성명기(2004)는 전세가격/주택가격 비율이 기대물가상승률, 부동산관련세율, 금리 등과 어떤 관련성이 있는지 분석한 결과에서는 실질이자율이 하락할 경우 전세가격에 대비한 주택의 매매가격은 상승할 것이라고 해석하였다. 임규채·기석도(2006)는 1987년부터 2005년까지의 월간 시계열 자료를 이용하여 Granger 인과관계검정을 통해 분석한 결과에서 아파트의 매매가격과 전세가격 사이에는 인과관계가 존재하지 않는다고 주장하였다. 임정호(2006)는 주택의 매매가격이 전세가격에 영향을 미치는 것이 아니라 전세가격이 매매가격에 영향을 미친다고 밝혔다.

한편 문규현(2010)은 1986년 1월부터 2009년 3월까지의 주택가격과 전세가격의 변동률 자료를 이용하여 분석한 연구 결과에서 주택의 전세가격이 매매가격에 대해 영향을 미친다고 주장하였다. 그리고 이충언(2013)은 전세가격모형의 패널분석을 통해 전세가격의 상승은 매매가격 상승에 따른 자본이득을 기대하기 어려워진 전세임대자가 줄어든 자본이득을 보전하기 위해서 전세가격을 올리거나 자산증식의 수단으로서 주택보유를 지양하게 됨에 따라 주택의 전세 공급을 줄이게 되고, 이에 따른 전세주택의 공급감소는 전세가격 상승을 가속화시켜 전세에서 월세로 임대관행 변화를 촉진시킬 것이라고 주장하였다. 한편 이영수(2010)는 우리나라의 주택가격과 전세가격의 상호관계를 분석한 연구에서 주택가격이 10% 상승하면 장기적으로 전세가격은 5.75% 상승을 하게 되고, 금리가 1% 상승하면 전세가격은 장기적으로 2.33% 높아진다고 주장하였다. 국외 연구는 오차수정모형(VECM)을 이용하여 분석한 연구로 Stevenson(2000), Gallin(2008) 등이 있다.

이와 같이 주택의 매매가격과 전세가격의 결정원리에 대한 연구는 근래에 비교적 많이 이루어져 왔다. 하지만 실질금리를 설명변수로 하여 주택의 매매가격과 전세가격을 연구한 결과는 미진한 실정이다. 또한 글로벌 금융위기를 전·후로 하여 금리의 차이가 발생한 점을 고려하여 금융위기를 기준으로 전과 후를 비교하여 분석한 연구도 찾아보기 힘들다. 따라서 본 연구는 금융위기 이전과 이후에 대해 실질금리가 주택가격 상승의 요인이 되었는지 아니면 전세가격의 상승요인이 되었는지에 대해 체계적으로 실증분석을 함으로써 주택가격과 전세가격의 형성 요인을 파악하고자 한다.

2. 연구의 범위와 분석자료

(1) 연구의 범위와 분석자료

본 연구는 주택의 매매가격과 전세가격간의 관계분석과, 실질금리가 주택 매매가격 및 전세가격에 미친 영향을 분석하는데 있다. 연구의 시간적 범위는 외환위기 이후인 2002년 6월부터 2014년 11월까지이며, 분석대상 기간 동안 경제 환경의 변화로 시기별 분석결과가 다르게 나타날 수 있다고 판단하여 기간을 2002년 6월부터 2009년 5월(금융위기 전), 2009년 6월부터 2014년 11월(금융위기 후)로 두 기간으로 구분하여 분석함으로써 금융위기 이전과 이후를 비교하여 분석하고자 한다. 이렇게 두 기간으로 구분하여 분석하게 된 것은 금융위기를 기점으로 하여 경제 환경이 변화하면서 금리가 급격히 하락하였는데, 이러한 금리의 하락이 주택의 매매가격과 전세가격에 미친 영향이 달리 나타났을 것으로 판단하기 때문이다.

본 연구의 실증분석 자료는 KB국민은행 홈페이지에서 조사하여 발표하는 ‘주택가격동향조사’의 주택 매매 가격지수와 전세 가격지수 시계열자료를 이용하였다. 그리고 한국은행의 홈페이지에서 발표하고 있는 CD금리, 소비자물가상승률, 산업생산지수의 전년 동기대비 증감률 등의 자료를 이용하였다.

(2) 분석자료의 추이

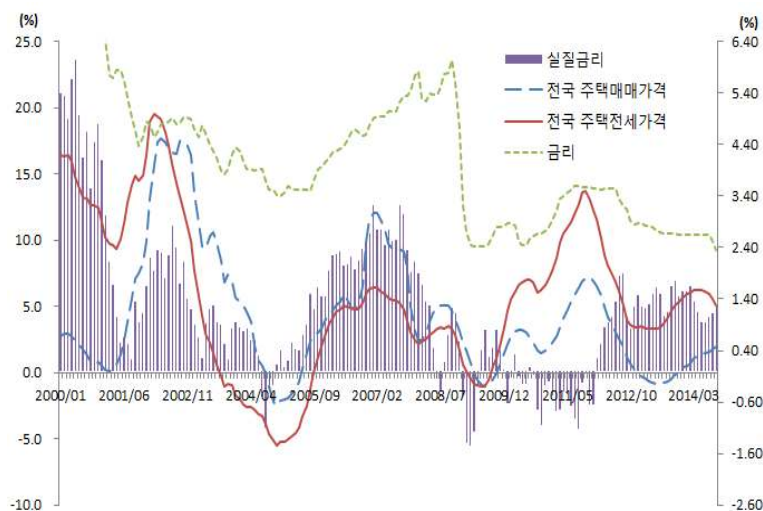
금리의 변동 추이를 살펴보면 2008년 글로벌 금융위기의 영향으로 인해 정책금리인 기준금리가 <그림 1>에서와 같이 2008년 10월에는 5%를 기록하였으나 2014년 말 현재 2.0%를 유지하고 있어 절반 이상으로 떨어져 주택담보대출의 기준금리로 작용하는 CD금리도 2009년 이후부터 오늘날까지 저금리를 유지하고 있는데 이 시기에는 경제 환경의 큰 변화가 발생하였다는 것을 의미한다. 이렇게 경제상황이 변화함에 따라 금리가 변화하게 되고 이러한 금리의 변화는 주택의 임대 수익률에도 영향을 미치게 된다.

낮은 금리는 주택의 임대차 시장에서 전세가격에 영향을 미치는 요인으로 작용할 것으로 판단된다. 왜냐하면 낮은 수신금리는 주택 임대인에게 전세보증금의 기대수익률을 하락시켜 전세보증금의 인상요인으로 작용하여 전세가격의 상승으로 이어질 수 있는 반면에, 낮은 여신금리는 주택 임차인에게 전세를 선호하게 만드는 요인으로 작용할 수 있기 때문이다.

금리가 인하되면 주택구매력이 높아져 주택의 매매가 늘어나 주택가격의 상승으로 이어질 수 있지만, 한편으로는 금리 인하가 임대시장에서 전세가격의 상승을 가져올 수 있다. 이러한 현상은 저금리로 인해 가계부채의 증가를 초래할 수 있다는 것을 의미한다. 즉 금리의 인하는 주택가격이 상승하거나 전세가격이 상승하면 가계는 고정 지출이 늘어나게 되어 가계부채의 증가를 초래할 수 있다.

주택의 매매가격과 전세가격의 추이를 <그림 1>에서 살펴보면, 장기적으로 주택의 매매가격과 전세가격은 비슷한 형태를 하면서 상승과 하락을 하고 있는 것으로 나타나 추세적으로 순환하는 형태를 하고 있음을 알 수 있다. 그런데 2002년 7월부터 2009년 6월까지의 주택의 매매가격이 전세가격을 상회하는 것으로 나타난 반면에 2009년 7월부터 2014년 11월 현재까지는 주택의 전세가격이 매매가격을 상회하는 수준으로 상승하여 글로벌 금융위기 이후에는 아파트의 매매가격보다 전세가격이 더욱 크게 상승한 것으로 나타났다. 여기서 2002년 7월과 2009년 7월에는 주택의 매매가격과 전세가격이 교차하는 형태를 하고 있어 이 시점부터 매매가격과 전세가격이 역전되는 형태를 하고 있는 것이 특징적인 현상이다.

<그림 1> 주택가격과 금리의 추이



자료: 한국은행, KB국민은행

III. 실증분석

1. 기초통계 분석

본 연구의 분석자료는 한국은행(www.bok.or.kr)이 제공하는 CD 금리와 소비자물가상승률, 산업생산 지수의 전년동기 대비 변동률, 그리고 국민은행에서 발표하는 전국 주택매매가격지수와 전세가격지수의 전년동기 대비 변동률 자료를 이용하였다. 분석자료의 기간은 2002년부터 6월부터 2014년 11월까지로 설정하여, 이 기간을 글로벌 금융위기에 따른 영향을 파악하기 위해 2002년 6월부터 2009년 5월(금융위기 전), 2009년 6월부터 2014년 11월(금융위기 후) 두 기간으로 구분하여 분석하였다.

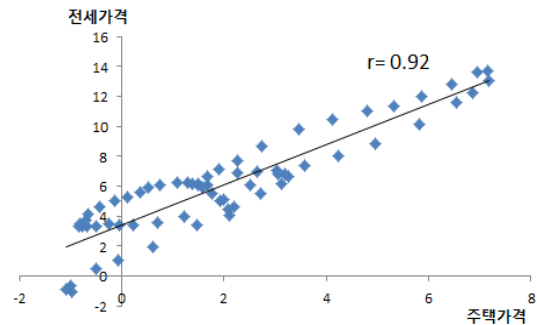
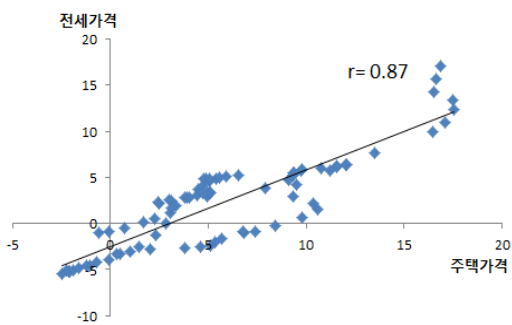
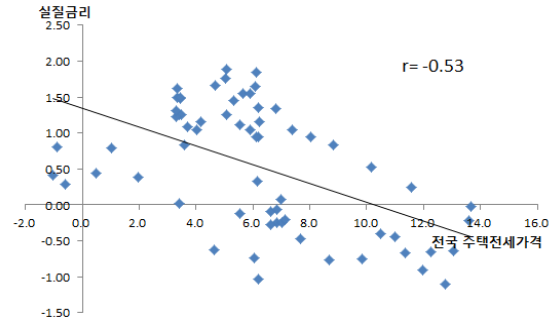
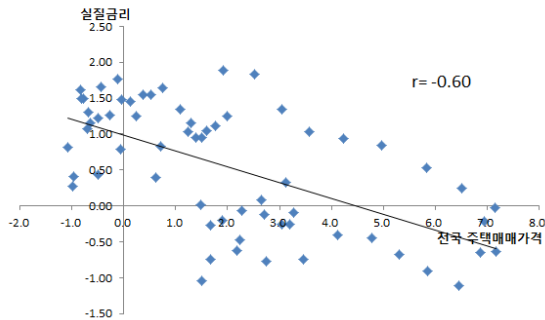
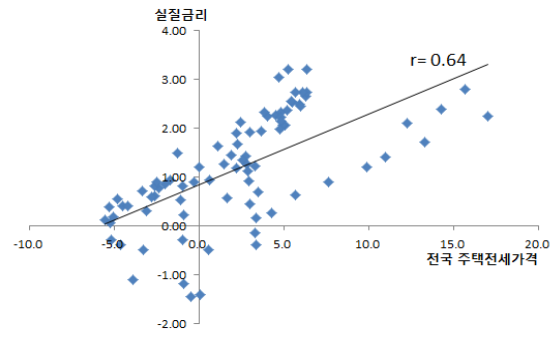
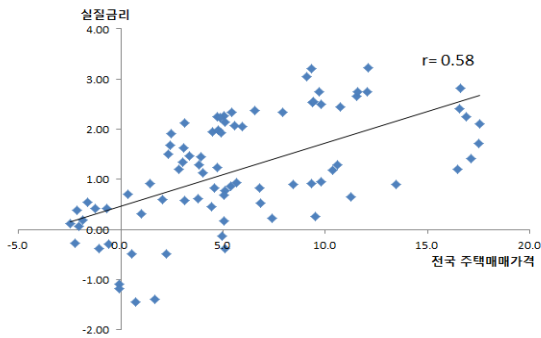
주택가격과 전세가격에 대한 기초통계량의 분석결과는 <표 1>에 제시하였다. 이에 대한 결과를 외환 위기의 전·후에 대해 구분하여 살펴봤을 때 외환위기 전에는 주택매매가격이 평균적으로 5.80% 상승하여 전세가격의 상승률 2.36% 보다 높게 나타났으며, 외환위기 이후에는 주택의 전세가격이 6.16% 상승하여 주택가격의 2.06% 보다 높게 상승한 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이전의 시기에는 주택가격이 전세가격보다 상대적으로 높게 상승한 반면에 외환위기 이후에는 전세가격이 주택가격보다 높게 상승한 것으로 파악되었다. 표준편차의 값을 살펴보면 외환위기 전에는 주택가격이 전세가격보다 컸던 반면에 금융위기 이후에는 전세가격이 매매가격보다 높게 나타나 금융위기 전에는 주택가격이 전세가격보다 변동성이 컸었고, 외환위기 이후에는 전세가격이 주택가격보다 변동성이 상대적으로 컸던 것으로 밝혀졌다. 그리고 분석자료에 대한 정규분포의 여부를 파악하기 위한 J-B(Jarque-Bera) 통계량에서 금융위기 전에는 주택가격과 전세가격 모두 귀무가설을 기각하여 정규분포를 하지 않는 것으로 나타났지만, 금융위기 이후에는 전세가격의 경우만 귀무가설을 기각하지 못해 정규분포를 하고 있는 것으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량

변수		평균	중간값	최대값	최소값	표준편차	Jarque-Bera
금융위기 전	전국 주택가격	5.80	4.99	17.53	-2.49	5.15	4.65(0.0973)
	전국 전세가격	2.36	2.79	17.05	-5.50	4.90	6.58(0.0371)
금융위기 후	전국 주택가격	2.06	1.71	7.16	-1.07	2.32	5.34(0.0691)
	전국 전세가격	6.16	6.07	13.68	-1.02	3.41	1.19(0.5494)

주) ()의 수치는 유의확률을 나타냄.

<그림 2> <그림 3>에는 금융위기 전과 후의 기간에 대한 변수들 간 상관관계분석 결과를 제시하였다. 먼저 주택가격과 전세가격 사이에는 금융위기 전과 후의 상관관계가 각각 0.87, 0.92로 나타나 아주 높은 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 밝혀졌다. 금리와 주택의 매매가격, 그리고 금리와 주택의 전세가격 사이의 상관관계를 살펴보면 금융위기 전에는 실질금리와 주택의 매매가격간의 상관관계가 0.58, 실질금리와 주택의 전세가격은 0.64로 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 반면에 금융위기 이후에 있어서는 실질금리와 주택의 매매가격의 상관관계가 -0.60, 그리고 실질금리와 전세가격간의 상관관계는 -0.53으로 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 상관관계 분석에서 금융위기 전에는 상관관계가 양(+), 금융위기 이후에는 음(-)으로 나타나 금융위기의 전과 후의 기간에 상반된 상관관계가 존재하는 것으로 밝혀져 금융위기 전에는 실질금리가 상승(하락)하더라도 주택가격과 전셋값은 상승(하락)하지만, 금융위기 이후에는 실질금리가 상승(하락)하면 주택가격과 전셋값이 하락(상승)하는 것으로 파악되었다.



시계열분석에서는 단위근(unit root)이 존재하는 불안정적인 자료를 사용하면 가성회귀의 문제로 안정적인 자료를 이용해야 하므로 분석대상 자료의 안정성(stationarity) 여부를 확인하기 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 절편(Intercept), 추세와 절편(Trend and intercept), 추세와 절편이 없음(None)에 대해 단위근 검정을 실시하였으며, 검정결과는 <표 >에 제시하였다. 단위근 검정 결과에서 대체적으로 수준변수는 유의확률 값(p-value)이 유의수준보다 크므로 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택되어 단위근이 존재하는 불안정적인 시계열로 밝혀졌다. 수준변수에 대한 단위근 검정의 결과에서 불안정한 시계열로 나타나 다시 1차 차분한 자료를 대상으로 검정한 결과에서는 유의확률 값이 유의수준보다 작게 나타나 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 시계열자료가 단위근이 존재하지 않는 시계열이므로 안정적인 자료로 밝혀졌다.

본 연구에서는 분석대상의 수준변수 자료가 단위근이 존재하여 요한슨의 공적분 검정을 실시하였다. 요한슨 공적분 검정에서는 시차(lag order)를 먼저 결정해야 한다. 적정시차의 결정은 SC와 HQ 기준에 의하여 시차를 2로 설정하였다. <표 3> <표 4>는 공적분 검정 결과를 제시하고 있다. 공적분 검정에서 금융위기 이전과 이후에 모두 공적분이 존재하는 것으로 나타나 장기균형관계가 존재하고 있는 것으로 밝혀졌다. 이와 같은 공적분 관계를 바탕으로 한 오차수정항(error correction term)이 통계적으로 유의성이 있는지를 분석하기 위해 벡터오차수정모형(vector error correcton model)을 이용하여 추정하게 된다.

<표 2> 단위근 검정 결과

변수	금융위기 전						금융위기 후					
	수준변수			차분변수			수준변수			차분변수		
	절편	추세	절편	추세	절편	추세	절편	추세	절편	추세	절편	추세
금리	-2.41	-2.41	-2.06*	-6.95**	-6.87*	-6.95**	-0.86	-1.69	-0.43	-9.69**	-9.63**	-9.74**
산업생산지수	-2.47	-2.69	-2.03*	-11.44**	-11.37*	-11.42**	-1.75	-3.36	-1.16	-12.66**	-7.69**	-12.77**
물가	-1.93	-1.85	-0.49	-7.62**	-7.62*	-7.67**	-0.47	-1.79	-0.75	-8.69**	-8.85**	-8.72**
전국주택가격	-2.19	-2.09	-2.31*	-4.78**	-4.80*	-4.64**	-4.51**	-4.88**	-1.89	-2.22	-2.27	-2.27*
전국전세가격	-2.75	-2.78	-2.69**	-2.48	-2.40	-2.52*	-3.22*	-3.36	-1.34	-2.05	-2.37	-2.07*

주) *, **는 각각 5% 1% 임계치를 나타냄.

<표 3> 전국 전세가격의 공적분 검정

금융위기 전					금융위기 후				
특성근	Trace-통계치	5%임계치	Prob	Hypothesized No of (Rs)	특성근	Trace-통계치	5%임계치	Prob	Hypothesized No of (Rs)
0.36	81.00	63.87	0.00	None*	0.41	65.64	63.87	0.03	None*
0.22	43.72	42.91	0.04	At most 1	0.23	32.31	42.91	0.37	At most 1
0.15	22.94	25.87	0.11	At most 2	0.16	15.31	25.87	0.54	At most 2
0.10	9.01	12.51	0.17	At most 3	0.06	4.22	12.51	0.70	At most 3

주: **(*)는 5%(1%) 유의수준에서 귀무가설의 기각을 나타냄.

<표 4> 전국 주택가격의 공적분 검정

금융위기 전					금융위기 후				
특성근	Trace-통계치	5%임계치	Prob	Hypothesized No of (Rs)	특성근	Trace-통계치	5%임계치	Prob	Hypothesized No of (Rs)
0.39	80.61	63.87	0.00	None*	0.41	65.64	63.87	0.03	None*
0.20	40.40	42.91	0.08	At most 1	0.23	32.31	42.91	0.37	At most 1
0.17	21.45	25.87	0.16	At most 2	0.16	15.31	25.87	0.54	At most 2
0.06	5.51	12.51	0.52	At most 3	0.06	4.22	12.51	0.70	At most 3

주: **(*)는 5%(1%) 유의수준에서 귀무가설의 기각을 나타냄.

2. 인과관계검정

주택가격과 전세가격간의 인과관계, 금리와 주택가격(전세가격)간의 인과관계를 분석하기 위해 인과관계검정을 실시하였다. 본 연구에서는 시계열 자료가 비정상 시계열이지만 매매가격과 전세가격, 그리고 금리 간의 공적분 검정을 하여 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correion Model)으로 인과관계검정을 실시하여 장·단기에 걸쳐 금리가 주택의 매매가격과 전세가격에 미치는 영향을 분석하였다. 인과관계검정 결과는 <표 5>에 제시하였다.

먼저 금융위기 이전에 대한 인과관계 검정결과를 살펴보면, 주택가격과 전세가격은 단기적으로 쌍 방향의 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 따라서 주택가격의 변동은 단기적으로 전세가격에 영향을 미쳤을 뿐만 아니라 전세가격도 주택가격에 영향을 미친 것으로 파악된다. 금리의 경우는 5% 유의수준에서 주택가격 대해서만 장기적인 방향으로만 인과관계가 성립하여 금리는 장기적으로 주택가격에 영향을 미치는 변수인 것으로 나타났다. 경제성장의 대용변수로 사용한 산업생산지수도 장기적으로 주택가격과 전세가격에 대해 인과관계가 존재하는 것으로 나타나 경제성장을 장기적인 관점에서 부동산가격에

긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 물가의 경우에는 전세가격에 대해서만 장기적으로 인과관계가 성립하였다. 그리고 주택가격은 물가에 대해 장기적으로 인과관계가 성립하여 주택가격의 상승은 물가에 영향을 미치는 반면에 전세가격은 물가에 대해 장·단기적으로 인과관계가 성립하지 않았다.

그리고 금융위기 이후의 인과관계검정 결과를 살펴보면, 주택가격과 전세가격은 장기적으로 인과관계가 성립하고 있는 것으로 나타나 주택가격과 전세가격은 장기적인 방향으로 서로 영향을 미치고 있는 것으로 파악되었다. 그리고 금리는 5% 유의수준에서 주택가격에 대해 장기적인 방향으로만 인과관계가 성립하였으나 전세가격에 대해서는 장·단기적으로 인과관계가 성립하여 금리의 경우에는 전세가격에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 산업생산지수도 주택가격과 전세가격에 대해 장기적인 방향으로 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 경제성장은 부동산 가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 그리고 물가의 경우에 주택가격에 대해서는 장기적인 방향으로 인과관계가 존재하였으며, 전세가격에 대해서는 장·단기적인 인과관계가 성립하였다.

인과관계검정의 결과를 금리를 중심으로 하여 금융위기 이전과 이후를 비교해서 살펴보면, 금융위기 이전에는 금리가 주택가격에 대해서만 인과관계가 존재하였지만, 금융위기 이후의 기간에서는 금융위기 이전과는 달리 주택가격 뿐만 아니라 전세가격에 대해서도 인과관계가 존재하였다. 따라서 금융위기 이후에 경기회복을 위해 저금리 기조가 지속돼 오고 있는데, 이러한 저금리의 기조가 전세가격 상승에 영향을 미친 주된 요인으로 판단된다.

<표 5> 인과관계 검정 결과

귀무가설				단기 인과방향	장기 인과방향
				Chi-square	t-통계량
금융위기 전	주택가격	↔	전세가격	6.7244 (0.0347)	-1.4684 (0.1462)
	전세가격	↔	주택가격	6.2990 (0.0429)	-0.8357 (0.4059)
	금리	↔	주택가격	1.2753 (0.5285)	-2.1807 (0.0323)
	주택가격	↔	금리	3.9594 (0.1381)	-1.3101 (0.1942)
	금리	↔	전세가격	0.3191 (0.8525)	-1.9415 (0.0560)
	전세가격	↔	금리	11.5052 (0.0032)	-1.9971 (0.0494)
	산업생산지수		주택가격	2.7268 (0.2558)	-2.1282 (0.0366)
	주택가격	↔	산업생산지수	0.9667 (0.6167)	-0.9583 (0.3410)
	산업생산지수	↔	전세가격	4.5433 (0.1031)	-2.4250 (0.0177)
	전세가격	↔	산업생산지수	1.7282 (0.4214)	-1.3185 (0.1913)
	물가	↔	주택가격	2.9711 (0.2264)	-0.5574 (0.5789)
	주택가격	↔	물가	1.6508 (0.4380)	-2.5529 (0.0127)
	물가	↔	전세가격	0.9111 (0.6341)	-2.3096 (0.0237)
	전세가격	↔	물가	0.4897 (0.7828)	1.4823 (0.1424)
금융위기 후	주택가격	↔	전세가격	1.1541 (0.5615)	-2.8808 (0.0056)
	전세가격	↔	주택가격	0.0180 (0.9910)	-2.7819 (0.0073)
	금리	↔	주택가격	0.7170 (0.6987)	-4.0094 (0.0002)
	주택가격	↔	금리	2.8594 (0.2394)	1.5014 (0.1388)

금리	↔	전세가격	8.0315 (0.0180)	-3.5045 (0.0009)
전세가격	↔	금리	3.7751 (0.1514)	0.7416 (0.4613)
산업생산지수	↔	주택가격	0.0781 (0.9617)	-3.1779 (0.0024)
주택가격	↔	산업생산지수	6.6603 (0.0358)	-1.0398 (0.3028)
산업생산지수	↔	전세가격	0.4243 (0.8088)	-2.3970 (0.0198)
전세가격	↔	산업생산지수	7.5254 (0.0232)	-2.5781 (0.0125)
물가	↔	주택가격	0.6845 (0.7102)	-4.4757 (0.0000)
주택가격	↔	물가	6.2169 (0.0447)	1.5351 (0.1303)
물가	↔	전세가격	10.7513 (0.0046)	-3.7044 (0.0005)
전세가격	↔	물가	8.5082 (0.0142)	0.3077 (0.7594)

3. 오차수정모형의 추정

이 연구에서는 공적분을 검정한 결과에서 공적분의 관계가 성립하는 것으로 확인되었다. 이를 토대로 본 연구의 목적인 금리의 변동이 주택의 매매가격과 전세가격에 미치는 동태적 반응을 분석하기 위해 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 실증분석을 실시하였다.

$$\Delta HP_t = \alpha + \gamma ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i RI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i PPI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i CPI_{t-i} + \epsilon_t$$

(여기서 ECT 는 오차수정항, n 은 공적분 검정시에 사용한 최적차수, RI 는 실질금리, PPI 는 산업생산지수의 전년 동기 대비 변동률, CPI 는 물가상승률)

이런 벡터오차수정모형(VECM)은 변수들의 장기균형관계의 특성을 나타내는 동시에 변수들의 단기적인 동태과정도 파악할 수 있다. 이 모형의 실증분석 결과는 <표 6>과 같다. 실증분석의 결과에서 오차수정항의 계수가 음(-)으로 나타났다. 이렇게 오차수정항의 추정계수가 음(-)의 값을 가진다는 것은 추정모형이 안정적임을 의미한다.

<표 6>의 오차수정모형 추정결과에서 주택가격의 경우에 금융위기 이전에는 실질금리가 주택가격에 대해 비교적 크게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 금융위기 이후에는 실질금리가 주택가격에 미치는 영향이 미미한 것으로 나타났다. 이런 결과는 금융위기 전에는 실질금리가 올라가더라도 주택가격이 상승하였음을 의미한다. 그리고 실질금리가 전세가격에 대해서는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 특히 금융위기 이후는 전세가격에 더욱 큰 음(-)의 영향을 미치고 있어 저금리의 기조가 전세가격의 상승을 초래하고 있음을 의미한다. 한편 경제성장의 대용변수로 사용한 산업생산지수는 금융위기 이전이나 이후에 걸쳐서 주택가격과 전세가격에 미치는 영향이 미약한 것으로 나타났다.

그리고 벡터오차수정모형(VECM)을 통하여 충격반응분석(Impulse response analysis)을 실시하였다. VECM모형은 본 연구의 목적인 금리의 변동이 주택의 매매가격과 전세가격에 미치는 동태적 반응을 분석하는데 유용하게 이용될 수 있다. 충격반응함수는 모형내의 한 변수의 충격이 다른 변수에 미치는 영향의 정도가 얼마나 크고 오래 지속되는지를 보여준다. 그러므로 충격반응분석을 통해 모형 내에 있는

변수들의 상대적인 중요성을 파악할 수 있다. 실질금리를 포함한 각 변수들의 충격이 주택가격과 전세가격에 미치는 동태적인 충격반응을 아래의 그림에 제시하였다. 본 연구의 분산분해는 변수의 배열순서가 중요하기 때문에 외생성이 크다고 판단되는 변수의 순으로 배열한 후에 분석을 하였으며, 분산분해 분석결과는 충격반응 분석결과를 뒷받침하게 된다.

금융위기 이전의 충격반응분석의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 실질금리의 충격에 따른 주택가격과 전세가격의 반응은 양(+)으로 나타나 이 기간에는 금리가 상승하더라도 주택가격과 전세가격이 상승하는 것으로 파악되었다. 산업생산지수의 충격에 대해서는 주택가격이 전세가격 보다 양(+)의 반응을 상대적으로 크게 나타내고 있어 경제성장은 전세가격보다 주택에 긍정적인 영향을 더욱 크게 미치는 것으로 판단된다. 그리고 금융위기 이후의 기간에 대한 충격반응분석 결과에서 실질금리의 충격에 따른 주택가격과 전세가격은 지속적으로 음(-)의 반응을 보이고 있는 것으로 나타나 실질금리의 하락은 주택가격과 전세가격의 상승을 초래하는 것으로 판단된다. 반면에 산업생산지수의 충격으로 인한 반응은 음(-)으로 나타났다. 또한 물가의 충격에 따른 주택가격과 전세가격은 양(+)의 반응을 나타냈지만 그 반응의 정도는 미약한 수준인 것으로 밝혀졌다.

분산분해는 충격반응분석의 결과에서와 같이 금융위기 이전에는 주택가격은 물론이고 전세가격도 자체의 충격에 의해서 영향을 받는 것으로 나타난 반면에 금융위기 이후의 기간에 있어서는 주택가격과 전세가격 모두 기간이 길어지면 길어질수록 실질금리에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 금융위기 이후에는 금융위기 이전과는 달리 저금리 현상이 지속되어 왔는데 이는 부동산가격에 긍정적인 영향을 미친 것으로 파악된다.

<표 6> 오차수정모형 추정결과

설명변수	금융위기 전	금융위기 후	설명변수	금융위기 전	금융위기 후
	종속변수	종속변수		종속변수	종속변수
	D(hp)	D(hp)		D(hr)	D(hr)
오차수정항	-0.0001 (-0.0767)	-0.0726 (-5.3024)	오차수정항	-0.0004 (-0.2396)	-0.0666 (-3.7626)
D(hp(-1))	0.8728 (7.8345)	0.8301 (6.4865)	D(hr(-1))	0.8896 (7.0705)	0.7850 (6.1183)
D(hp(-2))	-0.3320 (-3.0491)	0.0425 (0.3426)	D(hr(-2))	-0.0333 (-0.2717)	0.0694 (0.5459)
D(ri(-1))	-0.0639 (-0.1490)	0.1044 (0.4796)	D(ri(-1))	-0.3145 (-1.5015)	0.0702 (0.1466)
D(ri(-2))	0.4282 (1.0035)	0.0935 (0.4189)	D(ri(-2))	0.1453 (0.6895)	-0.3852 (-0.7894)
D(iip(-1))	0.0313 (0.6816)	0.0154 (1.8379)	D(iip(-1))	0.0310 (1.3989)	0.0326 (1.9079)
D(iip(-2))	0.0787 (1.8624)	0.0097 (1.3208)	D(iip(-2))	0.0442 (2.1936)	0.0230 (1.4494)
D(cpi(-1))	-0.3226 (-0.7240)	0.0984 (0.4473)	D(cpi(-1))	-0.3249 (-1.5071)	0.3556 (0.7401)
D(cpi(-2))	0.1807 (0.3850)	0.0431 (0.1894)	D(cpi(-2))	0.0615 (0.2679)	-0.4207 (-0.8598)
상수항	-0.0616 (-0.8080)	0.0056 (0.3764)	상수항	-0.0054 (-0.1489)	0.0023 (0.0727)
R-squared	0.5996	0.9367	R-squared	0.8122	0.8619
Adj. R-squared	0.5488	0.9260	Adj. R-squared	0.7884	0.8385

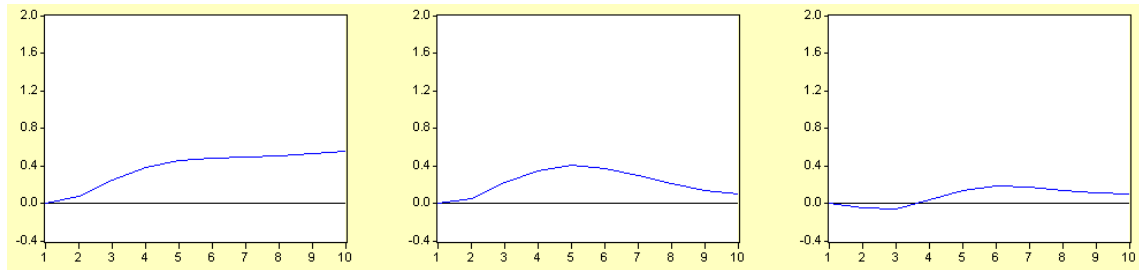
주: ()안은 t값을 의미함.

<그림 2> 금융위기 전 주택가격의 충격반응

실질금리

산업생산지수

물 가

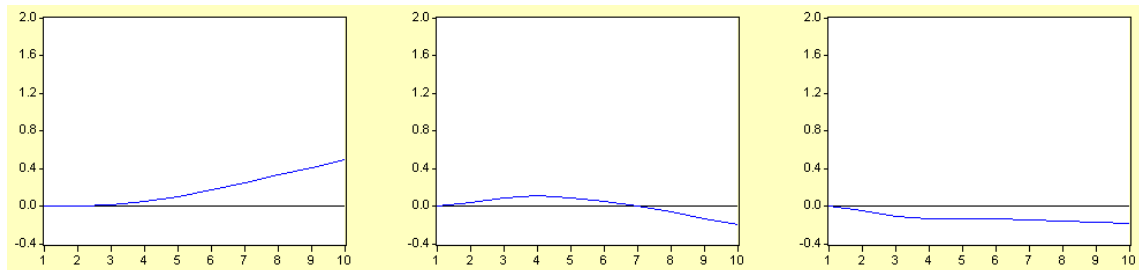


<그림 3> 금융위기 전 전세가격의 충격반응

실질금리

산업생산지수

물 가

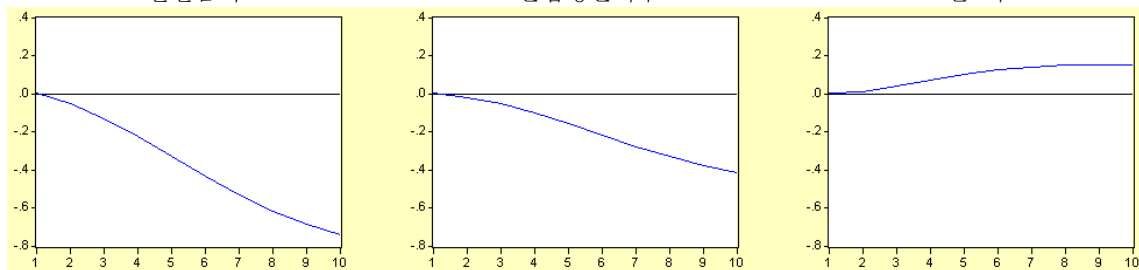


<그림 4> 금융위기 후 주택가격의 충격반응

실질금리

산업생산지수

물 가

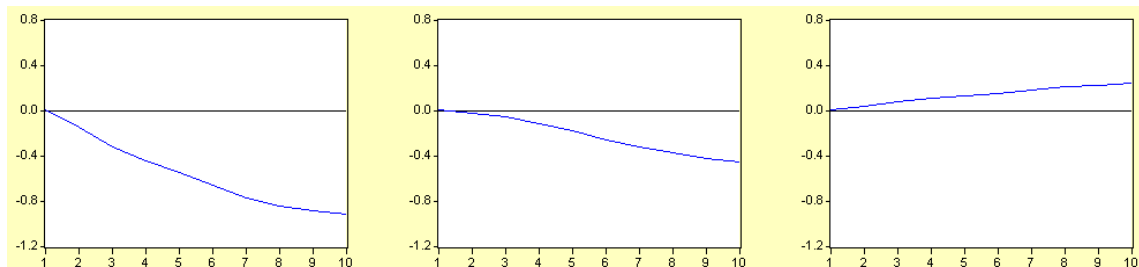


<그림 5> 금융위기 후 전세가격의 충격반응

실질금리

산업생산지수

물 가



<표 7> 금융위기 전의 주택가격 분산분해

	주택가격	실질금리	산업생산지수	물가
1	100.00	0.00	0.00	0.00
2	99.43	0.32	0.10	0.13
3	97.28	1.50	1.07	0.13
4	94.93	2.80	2.17	0.09
5	92.95	3.83	2.97	0.24
6	91.68	4.60	3.27	0.42
7	91.06	5.20	3.21	0.52
8	90.77	5.71	2.97	0.53
9	90.56	6.21	2.69	0.52
10	90.33	6.72	2.42	0.51

<표 8> 금융위기 전의 전세가격 분산분해

	전세가격	실질금리	산업생산지수	물가
1	100.00	0.00	0.00	0.00
2	99.13	0.01	0.24	0.61
3	97.89	0.02	0.82	1.25
4	97.57	0.12	0.90	1.38
5	97.55	0.36	0.76	1.31
6	97.41	0.79	0.56	1.23
7	96.99	1.39	0.40	1.19
8	96.29	2.16	0.35	1.18
9	95.34	3.05	0.41	1.18
10	94.20	4.02	0.57	1.19

<표 9> 금융위기 후의 주택가격 분산분해

	주택가격	실질금리	산업생산지수	물가
1	100.00	0.00	0.00	0.00
2	94.82	4.27	0.67	0.22
3	83.08	13.68	1.95	1.26
4	68.88	24.33	4.29	2.48
5	55.08	34.42	7.06	3.42
6	42.81	43.31	9.92	3.94
7	32.76	50.57	12.52	4.13
8	25.09	56.07	14.72	4.10
9	19.42	60.07	16.55	3.94
10	15.29	62.93	18.06	3.70

<표 10> 금융위기 후의 전세가격 분산분해

	전세가격	실질금리	산업생산지수	물가
1	100.00	0.00	0.00	0.00
2	91.94	7.34	0.23	0.46
3	81.32	17.10	0.50	1.05
4	74.73	22.73	1.14	1.38
5	69.81	26.53	2.09	1.55
6	64.58	30.42	3.29	1.70
7	59.25	34.31	4.51	1.90
8	54.62	37.55	5.68	2.13
9	50.78	40.07	6.79	2.34
10	47.48	42.13	7.84	2.53

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 실질금리가 주택의 매매가격과 전세가격에 미친 영향을 분석하기 위해 금융위기 이전(2002년 6월부터 2009년 5월), 금융위기 이후(2009년 6월부터 2014년 11월)로 구분을 하여 인과관계검정과 VECM을 통해 실증분석을 실시하였다. 분석 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

금융위기 이전의 분석결과는 주택의 매매가격과 전세가격은 상호작용을 하고 있는 것으로 분석되었으며, 실질금리는 주택가격과 전세가격에 대해 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되어 이 기간에는 금리가 올라가더라도 주택가격과 전세가격은 상승하는 것으로 파악되었다. 경제성장의 지표로 사용한 산업생산지수의 전년 동기 대비 변동률은 전세가격보다 주택가격에 더 크게 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 그리고 금융위기 이후의 기간에 있어서는 실질금리에 의해 주택가격과 전세가격이 음(-)의 영향을 받는 것으로 분석되어 실질금리의 하락은 주택가격과 전세가격의 상승을 초래하고 반대로 실질금리의 상승은 주택가격과 전세가격의 하락을 초래하는 것으로 판단된다. 한편 산업생산지수는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 물가의 경우에는 주택가격과 전세가격에 대해 양(+)의 영향을 미치지만 그 영향은 미약한 것으로 밝혀졌다.

금융위기 이후의 기간에 있어 주택가격과 전세가격은 실질금리에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 금융위기 이후에는 금융위기 이전과는 달리 저금리 현상이 지속되어 왔는데 이는 주택시장에 대해 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 특히 금융위기 이후에는 전세가격이 매매가격보다 더욱 가파르게 상승하였는데, 이러한 요인은 저금리가 원인으로 작용한 것으로 판단된다. 따라서 저금리의 기조는 주택의 매매가격보다 전세가격에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 판단된다.

통화정책은 시장금리를 변동시켜 총수요에 영향을 미칠 수 있는데, 이는 금리가 인하되면 대출금리의 하락으로 소비지출이 늘어나게 되어 총수요가 증가함에 따라 경제에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 하지만 금리의 인하는 전세가격의 상승을 초래하고 이는 또 가계부채의 증가로 이어져 경제에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그동안 주택은 주거의 수단으로만 인식되어 주택의 매매가격이나 전세가격의 변동은 통화정책의 주요 대상으로 고려하지 않았다. 그런데 글로벌 금융위기 직후인 2009년부터 전세가격의 상승세가 지속되어 왔는데, 이러한 현상은 저금리 기조가 원인으로 작용한 것으로 판단된다. 그러므로 향후에 통화정책의 결정 시에는 선제적으로 주택시장에 대한 면밀한 대응책의 제시뿐만 아니라 주택시장의 상황도 고려할 필요성이 있다고 판단한다.

<참고문헌>

- 문규현(2010), “국내 주택시장의 가격발견-매매가격/전세가격을 중심으로-,” 한국산업경제학회, 산업경제연구, 제23집 제2호, pp.797-811.
- 이영수(2010), “주택가격과 전세가격: VECM,” 부동산학연구, 제16집 제4호, 2010.12, pp.21-32.
- 이충언(2013), “매매가격 기대로 형성된 전세가격모형의 패널분석,” 한국경제학회, 경제학연구, 제62집 제1호, pp. 29-53.
- 임규채·기석도(2006), “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” 한국산업경제학회, 산업경제연구, 제19집 3호, pp.1203-1223.
- 임대봉(2013), 주택시장의 대출규제(LTV·DTI)와 주택가격, 그리고 가계부채에 관한 연구, 대한국토·도시계획학회,

- 국토계획, 제48권 3호, pp.361-381.
- 임대봉(2014), 주택가격과 농지가격의 차별성 및 농지가격의 형성요인에 관한 연구, 한국부동산분석학회, 부동산학연구, 제20권 2호, pp.97-109.
- 임대봉(2014), 주택거래량과 주택가격에 관한 연구-지방세(취득세)가 주택시장에 미치는 영향을 중심으로-, 한국부동산학회, 부동산학보, 제58집, pp.195-208.
- 임정호(2006), “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장간의 상호연관성에 관한 연구,” 한국주택학회, 주택연구 제14집 제1호, pp.165-193.
- 조동철·성명기(2003), “저금리 시대의 부동산가격과 통화 조세정책에 대한 시사점,” KDI정책포럼 제166호(2003-04), pp.1-24.
- 조동철·성명기(2004), 실질금리, 부동산가격과 통화정책, KDI정책연구 제26권 제1호, pp.4-33.
- C. Granger, “Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods”, *Econometrica* 37, No.3(July), 1969, pp.424-438.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp.427-431.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, pp. 231 ~54.
- Gallin, J., “The Long-run Relationship between House Prices and Rents,” *Real Estate Economics*, 96-4, 2008, pp.635-658.
- Stevenson, S., “A Long-Term Analysis of Relation Housing Markets and Inflation,” *Journal of Housing Economics*, 9, 2000, pp.24-39.