

주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구*

- 강남구 물결효과를 중심으로 -

서 승 환**

An Empirical Study on the Existence and the Cause of Ripple Effect*

- The Case of Kangnam-gu -

Seoung Hwan Suh**

요약 : 강남구를 출발점으로 하는 물결효과가 존재하는지, 그리고 축차적 수요소진 가설이 물결효과의 원인이 될 수 있는지에 관한 실증분석을 수행하였다. 물결효과의 존재여부에 관해서는 그랜저-심즈 인과관계 검정 및 벡터오차수정모형(VECM)의 추정결과를 이용하여 구한 분산분해분석을 이용하였다. 분산분해분석의 결과 강남구 아파트 매매가격의 변화는 인접지역인 강남, 분당 및 과천지역의 아파트 매매가격에 영향을 주며 강남구 아파트 전세가격 변화는 역시 인접지역인 강북 및 과천의 아파트 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과 강남구 매매가격의 변화는 용산구 등의 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났으며 광역적으로는 서울시에 영향을 줄 수 있는 것으로 나타났다. 축차적 수요소진 가설에 관한 실증분석의 결과 물결효과 현상의 대상지역으로 인식될 수 있는 강남지역 및 과천시에 관한 회귀분석의 결과는 가설에 적합하게 나타났다. 물결효과의 원인이 축차적 수요소진 가설에 입각한다면 주택정책의 방향 및 대상지역은 매우 달라질 수 있다. 즉, 물결효과의 존재 및 크기를 결정하는 최초 충격요인이 유동성 등 수요증가요인이므로 수요증가 요인을 국민경제 전체적인 차원에서 관리하는 것이 중요하게 된다.

주제어 : 물결효과, 축차적 수요소진가설, 그랜저-심즈 인과관계 검정, 분산분해분석

ABSTRACT : Empirical studies on the existence of the ripple effect starting from the Kangnam-gu and the “Recursive Demand Exhaustion Hypothesis” have been proceeded. As for the existence of the ripple effect, Granger-Sims causality test and variance decomposition analysis using VECM have been used. The ripple effect has found to be existed for Seoul and some metropolitan region of Seoul which is near to Kangnam-gu. “Recursive Demand Exhaustion Hypothesis” has been accepted by results of regression analysis on Kangnam area and Gwachun city. The acceptance of “Recursive Demand Exhaustion Hypothesis” has important implications on the direction of real estate policies. Since aggregate demand increasing factors such as the liquidity can determine the existence and the size of the ripple effect, controlling the whole aggregate demand on the real estate will be the most important.

Key Words : ripple effect, recursive demand exhaustion hypothesis, Granger-Sims causality test, variance decomposition analysis

* 본 연구는 연세대학교 기초학술연구비의 지원으로 수행되었다.

** 연세대학교 경제학부 교수(Professor, School of Economics, Yonsei University), shshuh@yonsei.ac.kr

I. 서론

최근 우리나라 부동산 관련정책에서 나타나는 주요 특징의 하나는 특정 지역을 정책 대상으로 하는 경향이 강하게 나타나고 있다는 것이다. 종합부동산세가 계층별 소득분포상 상위 2%만을 주요 목표로 삼는다는 것이 공공연하게 언급되는 가운데 지역적으로는 강남일대가 주 대상지역이라는 사실을 굳이 감추려 하지 않는다. 주택시장 안정대책의 상당 부분도 강남지역 주택시장의 불안이 원인이 되어 모색된 것으로 되어 있다.¹⁾ 강남구 주택시장을 주요 정책 대상으로 삼는 중요한 이유는 강남구 주택시장이 불안하면 그 불안이 결국 전국 주택시장으로 확산된다는 믿음에 기초하고 있다.

이에 연관해서 다음의 두 가지 질문에 답할 필요가 있다. 첫째는, 강남구 주택가격의 불안이 전국으로 확산될 것이라는 믿음이 사실인가 하는 것이고 둘째는 그 믿음이 사실이더라도 강남구를 주요 타깃으로 하는 정책을 수립하여 집행하는 것이 바람직한가 하는 것이다. 이 연구에서는 첫 번째 질문에 대한 답변만이 시도된다.²⁾ 특정지역의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격 변화를 선도하는 현상이 존재하는가에 대한 질문은 비교적 최근에 제기된 것이지만 이에 대한 연구는 비교적 활발하게 이루어져 왔다. 영국의 경우는 1990년대 이후 런던의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격 변화를 초래하는지를 지칭하는 소위 물결효과(ripple effect)의 존재에 관한 검증이 이루어져 왔다. 한편, 우리나라의 경우는 2000년대 이후 강남 지역을 대상으로 유사한 실증분석이 이루어졌다.

그러나, 국내의 실증분석은 물결효과의 존재에 관한 것이었으며 물결효과의 원인에 관한 실증분석은 전무한 상황이다.

본 연구의 목적은 주택가격에 대한 물결효과의 존재 및 원인에 관한 실증분석을 수행하는데 있다. 먼저, 강남구의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격 변화를 초래하는지, 초래한다면 어느 지역까지의 주택가격 변화를 초래하는지에 대한 실증분석을 시행한다. 그 다음으로는 수요증가 원인이 시차를 두고 다른 지역으로 이동된다는 ‘축차적 수요소진 가설’을 세운 후 이것이 우리나라 물결효과의 원인이 될 수 있는지에 대한 실증분석을 수행한다. 특히, ‘축차적 수요소진가설’은 본 연구에서 처음 제시되는 물결효과의 원인에 대한 가설로서 이에 대한 실증분석이 최초로 시도된다는 점에 본 논문의 의의가 있다.

II장에서는 선행연구에 대한 검토가 이루어진다. III장에서는 지역 간 주택가격 변화에 관한 현상적 인식을 수행한 후 그랜저-심즈 인과관계 검증(Granger-Sims Causality Test) 및 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)의 추정결과를 이용하여 구한 분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)에 의해 물결효과의 존재에 대한 실증분석이 수행된다. IV장에서는 ‘축차적 수요소진 가설’에 대한 실증분석이 수행되며 마지막으로 V장에서 요약 및 결론이 내려질 것이다.

II. 선행연구 검토

우리나라 주택가격 변동의 지역적 연관성에 관한 실증분석은 최근 활발하게 진행되어 왔다. 이

1) 건설교통부 외(2005), 재정경제부·행정자치부(2004)

2) 정책론의 일반적 입장에서 볼 때 두 번째 질문에 대한 답변은 부정적일 가능성이 매우 높다. 그러나 이에 대한 구체적인 분석은 다음으로 미루기로 한다.

러한 분석은 대개 강남지역의 주택가격 변화가 다른 지역에 영향을 미치는지의 여부에 초점이 맞추어졌으며 방법론상으로는 선형모형이 사용되었는지 혹은 비선형 모형이 사용되었는지의 차이를 보인다.

김의준·김양수·신명수(2000)는 그랜저-심즈(Granger-Sims) 인과관계 검정과 벡터자기회귀모형(VAR)의 충격반응분석을 통해 수도권 8개 지역 아파트 가격의 지역적 연관관계를 분석하였다. 분석결과 강남구, 서초구 등 동남권의 가격변동은 양천구, 동작구 등 서남권과 신도시의 가격변동에 영향을 주며 충격시차는 4개월-7개월에 달하는 것으로 나타났다. 김갑성·박주영(2001)은 주택매매가격 및 변화율을 이용한 군집분석을 수행하여 지역 간 주택가격 변화율에 유의적 차이가 있음을 보였다.

한편, 최명섭·김의준·박정욱(2003)은 공간회귀모형(SAR)을 통해 주택가격들 사이의 공간종속성을 분석하였다. 그 결과 강남구 및 서초구의 매매 및 전세가격은 각기 7Km 및 5Km 반경 안에서 서울시 전역에 공간적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이용만·이상한(2004)은 그랜저 인과관계와 공적분 분석을 통해 자산가격이론의 성립이 검정되지만 자산가격이론에 의하면 강남지역의 주택가격이 다른 지역의 주택가격을 결정할 수는 없다고 주장하였다. 이상의 연구들이 기본적으로 선형모형에 기초하고 있는 반면 김세완·박기정(2006)은 비선형 평활자기회귀모형(nonlinear STAR)을 이용하여 전국 10개 도시 주택가격의 비선형적 연관성을 분석하였다. 분석결과 서울전역과 강남지역의 주택가격은 비선형적으로 수도권 및 전국의 주택가격을 그랜저 인과한다는 결론을 얻었다.

지역 간 주택가격 변화의 현상에 관한 분석이

다수 있는 반면 지역 간 주택가격 연관성을 유발하는 원인이 무엇인지에 대한 연구는 희소하다. 이용만·이상한(2004)은 지역별로 정보의 전달속도 및 주택가격의 반응속도가 다르거나 주택가격의 내재가치 변화에 대한 과잉반응의 정도가 다르다면 주택가격 변화의 지역 간 연관관계가 성립할 수 있다고 주장하였다. 그러나 이러한 주장은 짐작 수준이며 구체적인 실증분석이 동반된 것은 아니다.

외국의 경우도 주택가격 변화의 지역연관성에 관한 실증분석이 행해진 것은 비교적 최근이다. 영국의 경우 물결효과(ripple effect)가 존재하는지에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 물결효과란 런던 및 영국 동남부에서 먼저 가격변화가 인식된 후 그것이 영국 전역에 번져나간다는 의미이다. 물결효과 분석방법론은 우리나라의 경우와 큰 차이를 보이지 않는다.

Drake(1993)는 시간변동(time-varying) 파라메타 추정방법, Alexander and Barrow(1994)는 그랜저-심즈 인과관계검정, Peterson et al.(2002)은 교차상관행렬(cross correlation matrices), Cook and Thomas(2003)는 비 파라메타(non-parametric) 방법을 각기 사용하였다. 분석방법론의 차이에도 불구하고 이들은 모두 영국 동남지역이 영국 주택 시장을 선도하는지의 여부를 검정하였으며 검정 결과는 대개 긍정적인 것으로 나타났다.

다른 측면에서 단위근 및 공적분 검정을 이용하여 추세치적 속성을 분석한 예로는 Holmans(1990), MacDonald and Taylor(1993), Alexander and Barrow(1994), Drake(1993), Ashworth and Parker(1997), Meen(1999), Petersen et al.(2002), Cook(2003) 등을 들 수 있다. 이들의 검정은 각 지역의 주택가격들이 공적분 되어있는지의 여부와 주택가격 비율이 안정적인지의 여부에 초점이 맞추어져 있다. 그러나 이 모든 연구에 있어서도 지

역연관성의 원인에 대한 검정을 찾아볼 수 없다.³⁾

III. 물결효과의 현상에 관한 실증분석

여기에서는 한 지역의 주택가격의 변화가 일차적으로 주변지역에 영향을 미치며 이러한 영향이 전국으로 확산되는 현상의 존재가 실증적으로 검증될 수 있는지를 검토하기로 한다. 최근 몇 년간의 부동산 시장에 관한 논의에 기초하여 변화의 시발점이 되는 지역은 강남구로 하기로 한다. 이 경우 실증분석은 강남구 아파트 가격의 변화가 서울, 과천, 분당 등 인접지역에 영향을 미치며 이러한 영향이 전국으로 파급된다는 실증적 증거를 찾을 수 있는지의 여부에 맞추어진다.

먼저, 자료의 피상적 관찰에 의해 지역 간 주택가격 변화의 차이를 어느 정도 인식할 수 있는지를 개략적으로 살펴본 후 본격적인 실증분석에 들어가기로 한다. 지역 간 아파트 가격들 사이의 관계를 분석할 수 있는 방법론으로 여러 가지를 생각할 수 있으나 여기에서는 그랜저-심즈 인과관계 검정(Granger-Sims Causality Test) 및 벡터 오차수정모형(Vector Error Correction Model, VECM)의 추정결과를 이용하여 구한 분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)의 결과 등을 이용하기로 한다.⁴⁾

아파트 가격의 변화율로 매매가격 변화율과 전세가격 변화율을 생각할 수 있다. 따라서 지역 간 주택가격 변화율 사이의 관계를 다음 세 가지 경우를 대상으로 분석하기로 한다. 즉, 강남구의 매

매가격 변화와 다른 지역 매매가격의 변화, 강남구의 전세가격 변화와 다른 지역 전세가격의 변화, 강남구의 매매가격 변화와 다른 지역 전세가격의 변화 사이의 관계 등을 분석하기로 한다.

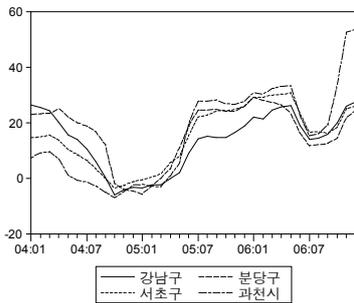
1. 자료의 특성

여기에서는 지역과 연관된 주택가격 변화 특성의 차이를 인식하기 위한 사전작업으로 지역 간 주택가격 변화의 특징을 개략적으로 살펴보기로 한다. 실증분석을 위해 필요한 자료는 국민은행의 '주택 가격지수 시계열' 자료 중 아파트 매매 및 전세가격 지수를 이용하였다. 지역적 범위는 전국에 걸쳐 있으나 표본기간은 지역에 따라 상이하다. 전국, 서울 및 광역시 도별 주요 도시의 표본은 1986년 1월부터 시작된다. 한편 수도권은 1999년 1월부터 시작되며 각 도 전체 표본은 2003년 6월부터 시작된다. 마지막으로, 서울시의 각 자치구 및 분당구, 과천시 등의 표본은 2002년 12월부터 시작된다. 모든 경우 표본의 마지막 기간은 2006년 12월이다. 한편, 변화율은 전년 동월비를 사용하였다.

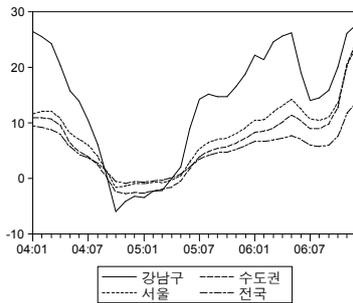
강남구와 주변 인접지역이라고 볼 수 있는 서초구, 분당구 및 과천시 아파트 매매가격 변화율을 같이 나타내는 <그림 1>에 의하면 4개 지역의 아파트 매매가격 변화율의 움직임은 매우 유사한 것으로 나타난다. 한편, 강남구에서 다소 거리가 떨어져 있으나 지역상 강남구를 포함하는 서울, 수도권 및 전국의 아파트 매매가격 변화율을 나타내는

3) 영국의 물결효과에 대한 실증분석은 주로 런던의 주택가격의 변화가 다른 지역의 주택가격 변화에 영향을 주는지의 여부를 분석하는데 초점이 맞추어져 있다. 논문들의 차이점은 통계학적 혹은 계량경제학적 방법론인데 이 방법론들을 여기에서 구체적으로 소개하는 것은 생략하기로 한다.

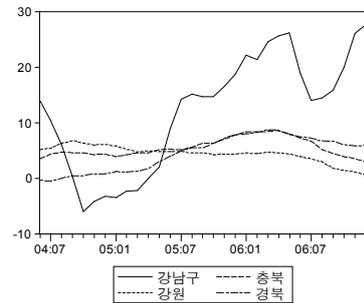
4) 단순 코렐로그렘(Correllogram) 분석, 시차변수를 활용한 요한센(Johansen) 공적분 검정 등을 이용하여 지역 간 아파트 가격 변화 사이의 선행성에 관한 검정을 할 수도 있다. 그러나 실증분석의 결과 이들 방법론에 의해서는 강남구 아파트 가격변화의 선행성을 확정지을 수 없었으므로 분석결과를 본 논문에 포함시키지 않는다.



<그림 1> 강남구 및 인접지역의 매매가격 변화율



<그림 2> 강남구 및 다른 지역의 매매가격 변화율 (1)



<그림 3> 강남구 및 다른 지역의 매매가격 변화율 (2)

<그림 2>에 의하면 강남구와 다른 지역 아파트 매매가격 변화율의 움직임은 상당히 유사하지만 그 유사성의 정도는 <그림 1>보다는 다소 떨어지는 것으로 보인다. 마지막으로 강남구와 거리가 상당히 떨어져 있으며 강남구를 포함하지 않는 강원, 충북, 경북 등의 아파트 가격변화율을 나타내는 <그림 3>에 의하면 각 세 개의 도지역의 아파트 매매가격 변화율의 움직임은 상당히 비슷하지만 강남구의 움직임과는 현격한 차이를 보인다.

이상의 그림에 의해 살펴 본 결과는 강남구와 그 인접지역, 강남구와 다소 거리가 떨어져 있지만 표본 상 강남구를 포함하는 지역과 강남구의 아파트 매매가격 변화율의 움직임 사이에는 유사성을 관찰할 수 있다는 것이다. 그러나 이러한 움직임 상의 유사성에도 불구하고 강남구가 아파트 매매가격의 변화를 선도하는지의 여부를 그림에 의해 파악하기는 매우 어렵다는 사실을 알 수 있다.

2. 분산분해 분석의 결과

여기에서는 VECM 모형의 추정결과를 이용한 분산분해분석의 결과를 이용하여 강남구 아파트

가격의 변화가 다른 지역 아파트 가격의 변화에 영향을 줄 수 있는 것으로 판단할 수 있는지의 여부를 실증분석하기로 한다. 특정지역의 아파트 가격 변화에 대한 분산의 상당부분을 강남구 아파트 가격의 변화가 설명한다면 이 지역의 아파트 가격의 변화는 강남구 아파트 가격의 변화에 영향을 받는 것으로 해석될 수 있다. 여기에서는 판단의 기준을 특정지역 아파트 가격 변화에 대한 분산의 70% 이상을 설명하는 것으로 하기로 한다. 70%에 대한 이론적 근거는 없으며 실증분석의 과정에서 가장 적절한 것으로 판단되는 수치이다. 이 수치를 변화시키면 다소 다른 인과관계를 얻는 것이 사실이다. <표 1>의 경우 이 수치를 60%로 하는 경우는 경북, 50%로 하는 경우는 서울 및 수도권 이 포함될 수 있다. 그러나 이 결과도 본 논문의 주요 결론, 즉 강남구 매매가격의 변화가 주변지역에만 영향을 준다는 사실을 크게 변화시키지 않는다.

강남구 아파트 가격변화가 영향을 미칠 수 있을 것으로 예상되는 인접지역으로 강남, 경북, 분당 및 과천 등을 고려하였다.⁵⁾ 강남구 아파트 가격변화에 직·간접적으로 영향을 받을 것으로 예상해 볼 수 있는 광역지역으로 서울, 수도권, 도 및

5) 여기에서 강남, 경북은 한강 남쪽 및 북쪽에 있는 자치구들의 평균을 의미한다.

전국을 고려하였다. VECM 분석에 있어서는 강남구와 기타지역의 전년 동월비 아파트가격 변화율을 이용하였으며 동행지수 순환변동치, 주가변화율, 금리변화율, 주택대출금 변화율 등을 외생 변수로 이용하였다.⁶⁾

<표 1> 강남구 매매가격과 다른 지역 매매가격 변화사이의 관계에 관한 분산분해분석의 결과

강 북	강 남	분 당	과 천	서 울
65.42	89.01	87.09	76.78	58.05
전 국	수도권	경 기	강 원	충 북
45.13	50.75	13.25	4.67	11.09
충 남	전 북	전 남	경 북	경 남
9.30	29.61	15.66	2.10	41.04

주) 각 숫자들은 해당 지역의 아파트가격 변화율의 분산 중 강남구 아파트 가격 변화율이 설명하는 부분이 몇 %인지를 나타냄.

강남구 매매가격의 변화와 다른 지역의 매매가격 변화 사이의 관계에 관한 분산분해분석의 결과는 <표 1>과 같다. 이 표에 나타난 숫자들의 각 지역의 아파트가격 변화율의 분산 중 강남구 아파트 가격 변화율이 설명하는 부분이 몇 %나 되는지를 나타낸다. 70% 기준을 적용할 때 강남구 매매가격 변화에 영향을 받는 지역은 강남구의 인접지역인 강남, 분당 및 과천 지역인 것으로 나타났다. 서울 및 수도권은 경우는 인접지역의 경우에 비해 분산분해 값이 현저히 떨어지는 것으로 나타났으며 그 밖의 도지역의 경우는 강남구의 영향력을 거의 찾을 수 없을 정도로 분산분해 값이 매우 낮은 수준임을 알 수 있다.

<표 2> 강남구 전세가격과 다른 지역 전세가격 변화사이의 관계에 관한 분산분해분석의 결과

강 북	강 남	분 당	과 천	서 울
38.10	59.04	5.95	22.67	63.69
전 국	수도권	경 기	강 원	충 북
59.69	53.57	2.39	50.87	24.31
충 남	전 북	전 남	경 북	경 남
2.44	43.67	8.89	69.75	4.92

주) 각 숫자들은 해당 지역의 아파트가격 변화율의 분산 중 강남구 아파트 가격 변화율이 설명하는 부분이 몇 %인지를 나타냄.

<표 3> 강남구 매매가격과 다른 지역 전세가격 변화사이의 관계에 관한 분산분해분석의 결과

강 북	강 남	분 당	과 천	서 울
32.49	50.90	3.44	4.04	36.10
전 국	수도권	경 기	강 원	충 북
19.58	35.14	8.84	17.12	28.01
충 남	전 북	전 남	경 북	경 남
0.69	32.67	41.68	6.03	37.58

주) 각 숫자들은 해당 지역의 아파트가격 변화율의 분산 중 강남구 아파트 가격 변화율이 설명하는 부분이 몇 %인지를 나타냄.

강남구 전세가격과 다른 지역 전세가격 변화 사이의 관계에 관한 분산분해 분석의 결과는 <표 2>에 나타나 있다. 매매가격과는 달리 전세가격의 경우는 어떤 지역도 강남구 전세가격의 변화에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.⁷⁾ 강남구 매매가격과 다른 지역 전세가격 변화 사이의 관계에 관한 분산분해 분석의 결과를 나타내는 <표 3>의 결과도 이와 유사하다. 즉, 다른 지역의 전세가격의 경우는 어떤 경우에도 강남구 매매가격의 변화에

6) VECM 모형은 내생변수의 시차변수 및 외생변수를 포함하는 표준적인 형태를 갖는다. 각 지역마다 추정된 총 수십 개의 VECM 모형의 추정결과를 모두 보고하는 것은 지나치게 분량이 많으며 분산분해분석에서 필요한 것은 분산의 설명비율이므로 추정회귀방정식의 보고는 생략하기로 한다.

7) 경북의 경우 69.75로서 거의 70% 기준에 육박하고 있다. 그러나 여기에 특별한 의미를 부여하거나 특별한 설명을 더하기는 어려운 것으로 생각된다.

영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 강남구 전세가격과 다른 지역 매매가격 변화 사이의 관계에 관한 분산분해 분석결과는 <표 4>에 나타나 있다. 강남지역 전세가격의 변화가 유의미하게 영향을 주는 지역은 인접지역 중 강북 및 과천 지역인 것으로 나타났다.

<표 4> 강남구 전세가격과 다른 지역 매매가격 변화사이의 관계에 관한 분산분해분석의 결과

강 북	강 남	분 당	과 천	서 울
76.65	61.08	47.22	76.10	20.42
전 국	수도권	경 기	강 원	충 북
18.54	17.26	28.05	10.28	6.66
충 남	전 북	전 남	경 북	경 남
48.92	16.61	2.07	10.67	28.49

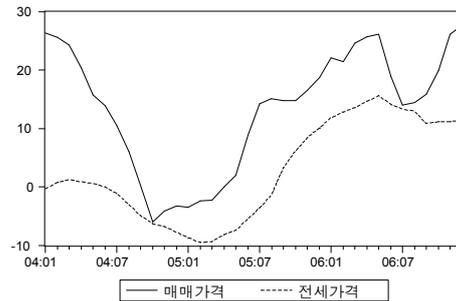
주) 각 숫자들은 해당 지역의 아파트가격 변화율의 분산 중 강남구 아파트 가격 변화율이 설명하는 부분이 몇 %인지를 나타냄.

분산분해분석의 결과를 요약하면 강남구 아파트 매매가격의 변화는 인접지역인 강남, 분당 및 과천 지역의 아파트 매매가격에 영향을 주며 강남구 아파트 전세가격 변화는 역시 인접지역인 강북 및 과천의 아파트 매매가격에 영향을 준다는 것이다. 즉, 강남구 아파트의 매매 및 전세가격은 특정 인접지역의 아파트 매매가격에만 영향을 준다는 것인데 그 의미 및 이유는 다양하게 설명될 수 있다.

강남구 아파트 매매가격의 변화가 인접지역 아파트 매매가격에 영향을 미치는 경로는 주로 기대(expectation)에 의존한다. 즉, 강남구 아파트 가격의 상승은 가격상승이 확산될 것이라는 기대를 촉발하여 수요를 자극함으로써 인접지역 아파트 가격 상승의 원인으로 작용할 수 있다는 것이다.⁸⁾

그러나 분산분해 분석의 결과는 이러한 기대의 지역적 확산이 매우 제한적임을 나타내고 있다. 다시 말해 강남구 아파트 가격이 불안하다고 해도 그 불안이 전국으로 확산될 가능성이 있다고 보는 것은 지나치다는 것이다.

강남구 아파트 전세가격의 변화가 인접지역 아파트 매매가격에 영향을 주는 경로는 재정방정식을 통해 이해할 수 있다. 즉, 매매가격의 변화가 임대가격에 영향을 주는 경로를 따라 강남구 매매가격의 변화가 강남구 전세가격의 변화를 초래하고 강남구 매매가격의 변화가 인접지역 매매가격의 변화를 초래하므로 결과적으로 강남구 전세가격의 변화가 인접지역 매매가격의 변화를 초래하는 것으로 보일 수 있다는 것이다.



<그림 4> 강남구 매매 및 전세가격변화율

이러한 논리는 다음과 같은 실증분석 결과에 의해 지지될 수 있다. 먼저 강남구 아파트 매매 및 전세가격의 전년 동월비 변화율을 나타내는 <그림 4>를 살펴보기로 한다. 이 그림에 의하면 전반적으로 매매가격 변화율이 전세가격 변화율을 선행하고 있음을 알 수 있다. 이는 매매가격의 변화가 전세가격의 변화에 영향을 줄 가능성이 높다는

8) 이는 또한 강남구 인접 특정지역의 아파트가격 결정에 관한 회귀방정식에 강남구 아파트 가격의 시차변수를 설명변수로 도입하는 경우 통계적으로 유의할 가능성이 매우 높다는 것을 의미한다.

사실을 나타낸다. 이는 VECM 모형의 추정결과를 이용한 분산분해분석의 결과에 의해서도 확인이 된다. 즉, 강남구 매매가격의 변화는 강남구 전세가격 변화의 40%를 설명하는 반면 강남구 전세가격의 변화는 강남구 매매가격 변화의 30%만을 설명한다. 한편, 그랜저-심즈 인과관계 분석의 결과에 의하면 강남구 매매가격의 변화가 강남구 전세가격의 변화를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 10%의 유의수준 하에서 기각되지만 강남구 전세가격의 변화가 강남구 매매가격의 강남구 매매가격의 변화를 그랜저 인과하지 않는다는 귀무가설은 통계적으로 유의하게 기각되지 않는다.

3. 그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과

여기에서는 강남구 아파트 매매 및 전세가격의 변화와 여타 지역의 아파트 매매 및 전세가격 변화 사이의 관계를 그랜저-심즈(Granger-Sims) 인과관계 검정을 통해 살펴보기로 한다. 그랜저-심즈 인과관계 검정은 두 변수들의 시차변수들이 각 변수를 설명할 수 있는지의 여부를 검정하는 것인데 검정을 위해서는 0차 적분된 (integrated with order 0, $I(0)$) 변수들을 이용하여야 한다. 따라서 먼저 각 변수들에 관해 요한센(Johansen) 검정에 의한 단위근 검정(unit root test)을 수행하기로 한다.

앞의 분산분해 분석의 결과에 의거하여 분석대상을 강남구 및 그 인접지역으로 한정하였으며 광역지역의 경우는 각 도는 제외하고 서울 및 수도권을 고려하였다. 각 지역의 전년 동월비 아파트 매매가격 및 전세가격 변화율에 관한 단위근 검정을 수행한 결과는 <표 5> 및 <표 6>에 나타나 있다. 표본기간이 가장 짧은 경우인 자치구 및 과천시 경우에는 임계치로서 유의수준 10%를 사용했으며 그 다음으로 짧은 수도권의 경우는 유의수준

<표 5> 매매가격 변화율에 관한 단위근 검정의 결과

서울	수도권	강북	강남	강남구	서초구
-2.34	-1.27	-2.30	-2.36	-1.25	-1.10
-6.99	-3.93	-7.60	-7.56	-3.18	-3.08
송파구	용산구	마포구	종로구	분당구	과천시
-2.12	-0.01	0.41	2.58	-1.70	-0.40
-2.72	-3.18	-2.87	-4.54	-2.89	-3.17

주) 임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

<표 6> 전세가격 변화율에 관한 단위근 검정의 결과

서울 ¹⁾	수도권 ¹⁾	강북 ¹⁾	강남 ¹⁾	강남구 ²⁾	서초구 ¹⁾
-2.69	-1.94	-2.75	-2.69	-0.46	-1.54
-7.96	-3.19	-7.74	-7.99	-2.01	-2.79
송파구 ²⁾	용산구 ¹⁾	마포구 ¹⁾	종로구 ¹⁾	분당구 ²⁾	과천시 ¹⁾
-0.80	-1.57	-0.41	0.19	-1.10	-1.22
-1.78	-3.42	-5.41	-7.01	-1.82	-3.71

주) 1) 임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62 [절편이 없는 경우]
2) 임계치: 1%: 2.63, 5%: -1.95, 10%: -1.62 [절편이 있는 경우]
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

5%를 사용하였다. 표본기간이 1986년 1월부터 시작되어 비교적 긴 경우에 해당하는 나머지 경우는 유의수준 1%를 사용하였다. 이상의 기준에 의할 때 매매 및 전세가격의 전년 동월비 변화율은 모두 $I(1)$ 이라는 결론을 얻을 수 있다. 따라서 그랜저-심즈 인과관계 검정에 있어서는 1차 차분한 변수를 이용하여야 한다.

강남구의 매매 및 전세가격 변화율과 다른 지역의 매매 및 전세가격 변화율 사이의 그랜저-심즈 인과관계 검정을 수행한 결과는 <표 7>~<표 10>에 나타나 있다. 각 표에서 위의 수치는 강남구의 가격변화가 해당지역의 가격변화를 그랜저 인과하는지의 여부를 검정하는 유의수준이며 아래의 수치는 해당지역의 가격변화가 강남구의 가격변화를 그랜저 인과하는지의 여부를 검정하는 유

<표 7> 강남구 매매가격과 각 지역 매매가격 사이의
그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과

서울	수도권	강북	강남	서초구	송파구
0.009*	0.013	0.039	0.112	0.164	0.173
0.179	0.157	0.868	0.250	0.704	0.590
용산구	마포구	종로구	분당구	과천시	
0.004*	0.005*	0.201	0.059	0.761	
0.015	0.349	0.007*	0.159	0.821	

주) *임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

<표 8> 강남구 매매가격과 각 지역 전세가격 사이의
그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과

서울	수도권	강북	강남	서초구	송파구
0.363	0.699	0.687	0.445	0.783	0.136
0.582	0.981	0.797	0.588	0.669	0.302
용산구	마포구	종로구	분당구	과천시	
0.001*	0.165	0.533	0.005	0.194	
0.862	0.775	0.276	0.908	0.382	

주) *임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

<표 9> 강남구 전세가격과 각 지역 매매가격 사이의
그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과

서울	수도권	강북	강남	서초구	송파구
0.427	0.133	0.019	0.624	0.237	0.619
0.286	0.208	0.803	0.202	0.002	0.307
용산구	마포구	종로구	분당구	과천시	
0.087	0.202	0.167	0.385	0.856	
0.818	0.584	0.016	0.068	0.082	

주) 임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

<표 10> 강남구 전세가격과 각 지역 전세가격 사이의
그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과

서울	수도권	강북	강남	서초구	송파구
0.012	0.385	0.041	0.078	0.226	0.069
0.467	0.222	0.134	0.444	0.793	0.162
용산구	마포구	종로구	분당구	과천시	
0.031	0.179	0.654	0.119	0.073	
0.308	0.384	0.041	0.260	0.044	

주) 임계치: 1%: -3.62, 5%: -2.96, 10%: -2.62
위의 수치는 수준변수, 아래 수치는 1차 차분변수에 대한 검정결과임.

의수준이다. 유의수준 1%를 기준으로 하는 경우 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

강남구 매매가격의 변화는 시차를 두고 용산구 등의 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났으며 광역적으로는 서울시에 영향을 줄 수 있는 것으로 나타났다. 한편 종로구의 매매가격의 변화가 시차를 두고 강남구 매매가격을 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 강남구 매매가격의 변화와 다른 지역 전세가격 변화의 경우 강남구 전세가격의 변화가 용산구 전세가격의 변화를 그랜저 인과하는 경우 한 가지만 나타났다. 강남구 전세가격의 변화와 다른 지역의 매매 및 전세가격 변화 사이에는 그랜저 인과관계를 인식하기 어려운 것으로 나타났다.

이상의 그랜저-심즈 인과관계 검정에 의할 때 강남구 매매가격의 변화는 인접지역에 영향을 미

치며 그 영향은 서울시 전역에 미칠 수 있다는 결론을 얻을 수 있다. 분산분해분석과 그랜저-심즈 인과관계 검정결과를 종합하면 강남구 매매가격의 변화는 주로 주변 인접지역의 매매가격 변화에 영향을 주며 그 영향은 분당, 과천 등 수도권 일부 지역까지 파급될 수 있다고 결론지을 수 있다.

IV. 물결효과의 원인에 관한 실증분석

앞에서 수행한 분산분해분석 및 그랜저-심즈 인과관계 분석의 결과는 강남구 매매가격의 변화가 인접지역에 확산되는 현상이 계량경제학적으로 입증될 수 있는가에 관한 분석이었다. 여기에서는 주택가격변화의 지역적 연관성을 초래하는 원인이 무엇인지를 실증분석하기로 한다.

주택가격변화의 지역적 연관성을 초래하는 원인이 무엇인가에 대한 연구는 많지 않다. 이용만·이상한(2004)에 의하면 강남지역이 주변지역에 비해 정보의 전달속도 및 주택가격의 반응속도가 빠르거나 강남지역의 경우 주택가격이 내재가치 변화에 대해 과잉반응을 보이는 경우 강남지역의 주택가격 변화가 인접지역의 주택가격 변화에 영향을 줄 수 있다. 그러나 이러한 주장은 짐작의 수준이며 실증분석을 통해 입증되지는 못하였다. 더구나 인터넷 매체 등의 발달을 감안하는 경우 강남지역의 정보전달 속도가 다른 지역에 비해 특별히 빠르다는 주장을 납득하기도 어려운 것으로 보인다.

여기에서는 ‘축차적 수요소진 가설’을 세우고 이를 실증적으로 검증하기로 한다. ‘축차적 수요소진’이란 수요증가요인이 시간을 두고 축차적으로 여러 지역에 확산된다는 것을 의미한다. 어느 시점에 전국적인 수요증가 요인이 발생하였다면 이 요인이 전국의 모든 지역에 골고루 영향을 준다고 보기는 어렵다. 수익률에 대한 기대 등의 차이에 의해 영향을 크게 받는 지역이 존재한다는 것이다, 그러나 부동산 시장의 특성 상 특정지역의 거래량 등이 제한되어 전국적인 수요증가 요인이 특정 지역에서 모두 흡수되기는 어렵다. 흡수되지 못한 나머지 요인들은 시차를 두고 축차적으로 다른 지역에 영향을 줄 수 있다.

이러한 논리를 다음과 같이 단순화하기로 한다. 주택 가격에 영향을 주는 수요 요인이 전국적으로 t기에 M_t 만큼 발생하였다고 하자.⁹⁾ 이 요인이 주택에 대한 수요를 자극하게 되는데 일차적인 대상 지역은 수익률에 대한 기대 혹은 기타 요인 등에 의해 대기수요의 요인 등이 가장 큰 지역, 예를 들

어 강남구가 될 것이다. 따라서 M_t 는 일차적으로 강남구의 주택가격에 영향을 미치게 된다.

문제는 M_t 모두를 강남구의 주택가격 변화를 초래하는 요인으로 간주할 수 없다는 것이다. 즉, 강남구에서 거래되는 주택거래 물량에는 한계가 있기 때문에 M_t 모두가 수요 혹은 대기 수요를 형성하여 t 기의 강남구 주택가격 변화율, P_{1t} 를 실질적으로 상승시키는 요인이 될 수는 없다.¹⁰⁾ 따라서, M_t 의 일부인 λM_t 만큼만이 실질적으로 강남구 주택가격 변화율을 증가시키는 일차적인 요인인 것으로 간주될 수 있다 [$0 < \lambda < 1$].

$$P_{1t} = \beta_1 X_{1t} + \gamma_1 \lambda M_t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

여기에서 X_{1t} 는 1 지역인 강남구의 t 기의 주택 가격에 영향을 줄 수 있는 변수들의 벡터이며 ε_{1t} 는 오차항이다. 강남구에서 다 소진되지 못한 수요증가 요인인 $(1-\lambda)M_t$ 는 인접 주변지역의 매매 가격 상승률에 영향을 줄 수 있는데 이를 위해서는 시간이 필요할 수 있다. 만일 잔여 수요증가요인인 $(1-\lambda)M_t$ 가 i 기 이후에 인접 지역인 2번째 지역의 매매가격 상승률, P_{2t+i} 에 영향을 준다면 다음이 성립한다.

$$P_{2t+i} = \beta_2 X_{2t+i} + \gamma_2 \lambda (1-\lambda) M_t + \varepsilon_{2t+i} \quad (2)$$

여기에서 X_{2t+i} 및 ε_{2t+i} 는 위에서와 마찬가지로 의미를 갖는다. 식 (2)의 시차를 조정하면 $P_{2t} = \beta_2 X_{2t} + \gamma_2 \lambda (1-\lambda) M_{t-i} + \varepsilon_{2t}$ 가 된다. 식 (1)을 시점 t-i에서 M_{t-i} 에 관해 정리한 후 이를 위에 대입하면 다음의 식 (3)을 얻는다.

$$P_{2t} = \beta_2 X_{2t} - \zeta_1 X_{1t-i} + \zeta_2 P_{1t-i} + \alpha_t \quad (3)$$

9) M_t 가 구체적으로 무엇인지는 중요하지 않다. 시중의 유동자금이 될 수도 있고 포트폴리오(portfolio) 선택에 관한 기대 변화가 될 수도 있다.

10) M_t 전부가 기대를 자극하여 강남구의 주택가격에 영향을 주는 것으로 생각할 수도 있다. 이 경우는 합리적 기대를 모형에 추가로 도입하는 것으로 고려될 수 있으나 본 연구에서 검증하고자 하는 결론에 영향을 주지는 못한다.

여기에서 $\zeta_1 = \gamma_2(1-\lambda)\beta_1/\gamma_1$, $\zeta_2 = \gamma_2(1-\lambda)/\gamma_1$, $\alpha_t = \varepsilon_{2t} - \{\gamma_2(1-\lambda)/\gamma_1\}\varepsilon_{1t-i}$ 이다. 만일, $\lambda(1-\lambda)M_t$ 가 시차를 두고 3번째 지역에 영향을 준다면 3번째 지역에 관해 식 (2)와 유사한 관계가 성립할 것이며 이 경우 기본적 차이는 시차가 $t+i$ 보다 크며 $\lambda^2(1-\lambda)M_t$ 이 설명변수로 도입된다는 된다는 것이다. 어느 지역까지 얼마만한 시차를 두고 영향을 주던 만일 물결효과가 성립한다면 식 (2)와 같은 관계가 성립하므로 검정 대상이 되는 방정식의 형태는 시차를 제외하면 기본적으로 동일하게 된다. 만일 n 번째 지역까지는 물결효과가 미치지 않는다면 식 (2)가 성립하지 않으므로 검정대상이 되는 회귀방정식 (3) 역시 성립하지 않는다.

따라서, 위의 식 (3)을 추정하여 어느 지역에 축차적 수요소진 가설이 성립하는지의 여부를 검정할 수 있다. 검정의 핵심은 ‘ ζ_1 ’의 부호 및 통계적 유의성에 있다. 강남구 주택가격 변화율을 설명하는 요인의 시차변수를 강남구 인접지역에 설명변수로 도입하는 경우 강남구의 경우와 부호는 반대이면서 통계적으로 유의해야 한다. 앞의 III.에서의 실증분석 결과에 기초하여 강남 및 과천시를 대상으로 식 (3)에 관한 회귀분석을 수행한 결과는 다음과 같다.

[강남]

$$P_{2t} = 21.81 + 0.4361 P_{1t-1} + 1.4046 CCI_t - 1.6447 CCI_{t-1} + 4.1875 L_t - 3.3225 L_{t-1}$$

(0.21) (4.82) (1.06) (1.13) (4.74) (4.17)

DW: 1.21 Adj-R²: 0.9196

[과천시]

$$P_{2t} = -71.29 + 0.7073 P_{1t-1} + 4.9719 CCI_t - 4.1702 CCI_{t-1} + 15.4996 L_t - 15.7195 L_{t-1}$$

(0.21) (2.40) (1.15) (0.88) (5.37) (6.05)

DW: 1.60 Adj-R²: 0.7969

여기에서 CCI_t 는 t 기의 동행지수 순환변동치를 나타내며 L_t 는 t 기의 전년도 동월비 주택자금 대출금 변화율을 나타낸다.¹¹⁾ 한편, 괄호 안의 값은 t -값을 나타내며, DW는 더빈-왓슨(Durbin-Watson) d-통계량, Adj-R²는 자유도에 의해 수정된 결정계수를 나타낸다. 강남 및 과천시 두 지역 모두 CCI_t 및 L_t 의 계수의 부호는 정(+)인 반면 이들 시차변수의 계수의 부호는 음(-)으로서 ‘축차적 수요소진 가설’을 지지한다.

강남 및 과천시와 같은 결과는 오직 축차적 수요소진 가설이 성립하는 지역에 한해 성립한다. 위 두 개 지역 이외의 다른 모든 지역에 관한 축차적 수요소진 가설이 성립하는지를 검정한 결과는 부정적인 것으로 나타났다. 예를 들어 강북의 경우를 대상으로 수행한 회귀분석의 결과는 다음과 같다.

$$P_{2t} = -93.83 - 0.0601 P_{1t-1} - 1.2092 CCI_t + 2.1081 CCI_{t-1} + 3.46056 L_t - 2.4808 L_{t-1}$$

(0.99) (0.70) (0.97) (1.54) (4.15) (3.30)

DW: 0.81 Adj-R²: 0.7096

이 회귀분석의 결과는 P_{1t-1} 의 계수의 부호가 잘못되었을 뿐만 아니라 통계적으로 유의하지 못하다. 또한 CCI_t 의 계수의 부호도 잘못되어 있다.¹²⁾

11) 추정결과 과천시의 CCI_{t-1} 의 계수의 유의성이 다소 떨어지기는 하지만 실증적으로 축차적 수요소진 가설을 완전히 배제할 정도는 아닌 것으로 생각된다.
12) 다른 지역에 대한 회귀분석의 결과도 이와 유사하다.

V. 요약 및 결론

본 논문에서는 강남구를 출발점으로 하는 물결효과가 존재하는지 및 그 원인으로 제시된 축차적 수요소진 가설이 성립하는지에 대한 실증분석이 수행되었다. 물결효과가 존재하는지의 여부에 관해서는 그랜저-심즈 인과관계 검정 및 벡터오차 수정모형(VECM)의 추정결과를 이용하여 구한 분산분해분석을 이용하였다. 분산분해분석의 결과를 요약하면 강남구 아파트 매매가격의 변화는 인접지역인 강남, 분당 및 과천시 지역의 아파트 매매가격에 영향을 주며 강남구 아파트 전세가격 변화는 역시 인접지역인 강북 및 과천의 아파트 매매가격에 영향을 준다는 것이다. 강남구 아파트 매매가격의 변화가 인접지역 아파트 매매가격에 영향을 미치는 경로는 주로 기대에 의존하며 강남구 아파트 전세가격의 변화가 인접지역 아파트 매매가격에 영향을 주는 경로는 재정방정식을 통해 이해할 수 있는 것으로 생각된다.

그랜저-심즈 인과관계 검정의 결과도 이와 유사하다. 강남구 매매가격의 변화는 시차를 두고 용산구, 서초구 등의 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났으며 광역적으로는 서울시에 영향을 줄 수 있는 것으로 나타났다. 한편 강남구 전세가격의 변화와 다른 지역의 매매 및 전세가격 변화 사이에는 그랜저 인과관계를 인식하기 어려운 것으로 나타났다. 분산분해분석과 그랜저-심즈 인과관계 검정결과를 종합하면 강남구 매매가격의 변화는 주로 주변 인접지역의 매매가격 변화에 영향을 주며 그 영향은 분당, 과천 등 수도권 일부지역까지 파급될 수 있다고 결론지을 수 있다.

축차적 수요소진 가설이 물결효과 원인으로 간주될 수 있는지의 여부에 대한 실증분석이 수행되었다. 물결효과 현상의 대상지역으로 인식될 수

있는 강남지역 및 과천시에 관한 회귀분석의 결과는 가설에 적합하게 나타난 반면 강북 등 다른 지역의 경우는 가설에 적합하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 분석의 결과는 축차적 수요소진 가설이 물결효과 원인의 하나의 원인이 될 수 있다는 점을 시사한다.

본 연구에서 고려된 축차적 수요소진 가설에 관한 모형의 동태적 구조는 상당히 단순한 것이다. 모형의 동학적 구조를 좀 더 복잡하게 하는 경우 좀 더 다양한 결과를 얻을 가능성이 있으나 이에 대한 연구는 차후 과제로 넘기기로 한다. 또한, 축차적 수요소진 가설 이외에도 다양한 물결효과 원인을 찾을 수 있을 것으로 생각된다. 그러나, 이에 대한 추가적인 이론적 및 실증적 분석 역시 차기 연구로 넘기기로 한다.

본 논문에서 분석된 바에 의해 다음과 같은 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 강남구의 주택가격 변화가 다른 지역의 주택가격 변화에 영향을 줄 수 있으나 그 영향의 범위는 매우 제한적이라는 것이다. 크게 잡아 서울 및 수도권 일부지역 정도일 것으로 판단된다. 물결효과 원인이 축차적 수요소진 가설에 입각한다면 주택정책의 방향 및 대상지역은 매우 달라질 수 있다. 물결효과 존재 및 크기에 영향을 주는 요인이 유동성 등 총수요를 증가시키는 요인의 크기이므로 중요한 것은 수요증가 요인을 국민경제 전체적인 차원에서 관리하는 것이 된다.

참고문헌

- 건설교통부·재정경제부·행정자치부·금융감독위원회, 2005, 「서민주거안정과 부동산 투기억제를 위한 부동산제도 개혁 방안」
 김갑성·박주영, 2001, “주택가격 변화율의 지역적 차

- 이분석”, 「지역연구」, 19(1): 47~61.
- 김세환 · 박기정, 2006, “주택가격의 동태적 특성과 지역인과성에 관한 연구”, 「지역연구」, 22(2): 55~78.
- 김의준 · 김양수 · 신명수, 2000, “수도권 아파트 가격의 지역적 인과성 분석”, 「국토계획」, 35(4): 109~117.
- 서승환, 2005, 「참여정부 부동산 정책평가와 정책개선 방향」, 국회재경위.
- 서승환, 2003, “부동산 경기변동의 결정요인과 부동산 정책”, 「지역연구」, 19(3): 19~39
- 이용만 · 이상한, 2004, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?”, 「국토계획」, 39(1): 73~91.
- 재정경제부 · 행정자치부, 2004, 「보유세제 개편방안」.
- 최명섭 · 김의준 · 박정욱, 2003, “공간종속성을 고려한 서울시 아파트 가격의 공간 영향력”, 「지역연구」, 19(3): 61~80.
- Alexander, C. and M. Barrow, 1994, “Seasonality and Cointegration of Regional House Prices in the UK”, *Urban Studies*, 31(9): 1667~1689.
- Ashworth, J. and S. Parker, 1997, “Modeling Regional House Prices in UK”, *Scottish Journal of Political Economy*, 44: 225~246.
- Cook, S., 2006, “A Disaggregated Analysis of Asymmetrical Behavior in the UK Housing Market”, *Urban Studies*, 43(11): 2067~2074.
- Cook, S., 2003, “The Convergence of Regional House Prices in the UK”, *Urban Studies*, 40: 2285~2294.
- Cook, S. and C. Thomas, 2003, “An Alternative Approach to Examining the Ripple Effect in the UK Housing Market”, *Applied Economics Letters*, 10: 849~851.
- Drake, L., 1993, “Testing for Convergence between UK House Prices”, *Regional Studies*, 29: 357~366.
- Eitheim, O. and T. Ter Svirta, 1996, “Testing the Adequacy of Smooth Transition of Autoregressive Models”, *Journal of Econometrics*, 74: 59~75.
- Holmans, A., 1990, *House Price: Changes through Time at National and Sub-national Level*, Working Paper No. 110, Government Economic Service.
- MacDonald, R. and M. Taylor, 1993, “Regional House Prices in Britain: Long-run Relationship and Short-run Dynamics”, *Scottish Journal of Political Economy*, 40: 43~55.
- Meen, G., 1999, “Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation”, *Housing Studies*, 14, 733~753.
- Petersen, W., S. Holly and P. Gaudoin, 2002, *Further Work on an Economic Model of the Demand for Social Housing*, Report to the Department of the Environment, Transportation and the Regions.

원 고 접 수 일 : 2007년 7월 24일
 1차심사완료일 : 2007년 9월 10일
 2차심사완료일 : 2007년 10월 16일
 최종원고채택일 : 2007년 10월 22일