

아파트 실거래 가격지수를 이용한 아파트 가격의 지역간 확산효과 분석

I. 서론

II. 아파트 가격지수의 산정

III. 아파트 가격지수의 분석

IV. 아파트 가격의 공간적·시간적 파급효과 분석

V. 결론

김현학

국민대학교 경제학과 조교수
Tel. 02-910-4541
hyunhak.kim@kookmin.ac.kr

정호성

경제연구원 금융통화연구실
선임연구원
Tel. 02-759-5308
hschung@bok.or.kr

임호성

경제연구원 금융통화연구실
전문연구원
Tel. 02-759-5473
hosung@bok.or.kr

본고에서는 국토교통부의 아파트 실거래 가격 자료를 이용하여 Case-Shiller의 방식에 따라 우리나라의 아파트 실거래 가격지수를 작성하였다. 기존의 아파트 실거래 가격지수는 두 매매 시점 사이의 가격 차이만을 측정하는 반면, 본고의 지수는 두 매매 시점 사이의 기간까지 고려하여 지수의 정확성을 제고하였다. 예를 들면, 장기간 거래가 없었던 경우 감가상각 등의 가격변동 요인이 발생하였다고 보고 이를 감안한 것이다. 새로운 지수를 추정한 결과, 같은 자료를 바탕으로 하는 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수에 비해 변동성을 더 잘 파악하는 것으로 나타나 단기적인 아파트 가격 변화를 추적하는 데 적합한 것으로 보인다. 한편 새로운 지수를 이용하여 강남 3구를 포함하는 서울 동남지역의 아파트 가격이 수도권 아파트 가격 변화에 영향을 주는지 Holley et al. (2011)의 가격파급(price diffusion) 모형을 도입하여 분석하였다. 그 결과, 수도권 아파트 가격은 단기적으로는 서울 동남지역 및 주변 지역의 아파트 가격에 상당한 영향을 받는 것으로 나타났으나, 장기적인 관계는 뚜렷하지 않은 것으로 나타났다.

* 본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다. 따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

I. 서론

아파트는 금액기준으로 전체 주택 거래의 약 70%를 차지할 정도로 우리나라의 주택시장에서 큰 비중을 차지하고 있다. 아파트 거래 가격을 나타내는 지수는 1986년부터 전국 광역시를 시작으로 국민은행에서 집계해오고 있다. 2006년부터는 ‘공인중개사의 업무 및 부동산 거래신고에 관한 법률 제 27조’에 의거 매매계약을 체결한 뒤 시군구청장에게 실거래가를 신고¹⁾하여야 하고 한국감정원은 이 실거래가 가격 정보를 바탕으로 반복매매 방법²⁾을 이용하여 각 지역의 아파트 매매거래 가격을 가중 평균하는 방식으로 아파트 실거래 가격지수를 산정하고 있다.

먼저, 국민은행은 서울을 비롯한 6대 광역시, 세종시 그리고 57개 시, 3개 군, 104개 구를 대상으로 아파트 매매 가격을 월별로 조사 및 집계하고 있다. 표본주택이 거래가 된 경우에는 실거래 가격을, 거래가 되지 않는 경우에는 매매(임대)사례 비교법³⁾에 의하여 조사된 가격을 해당지역 부동산 중개업소에서 직접 온라인상 조사표에 입력하는 자체식 조사를 기본으로 하며, 온라인 조사가 불가능한 부동산중개업소에 한하여 조사원이 전화 또는 팩스로 조사한다. 지수의 기준시점은 현재 2015년 12월인데, 일부 지역의 경우 2013년 3월을 기준시점으로 하고 있어 지역별 비교가 어렵다는 단점도 있다.⁴⁾ 한국감정원은 주택법 시행

령 118조를 통해 전국주택가격 동향을 조사한다. 이 조사는 전국 264개 시군구의 거래 가능한 아파트, 단독주택 등을 포함하는데, 선정된 표본에 대해서 전문조사원들의 현장조사를 통하여 해당 표본의 실거래가격 혹은 유사표본의 실거래 가격을 반영한다.⁵⁾ 국민은행의 조사와 매우 유사한 점이 있으나 표본지역이 조금 더 많은 편이며, 단순히 가격 지수 뿐만 아니라 앞으로의 가격 동향에 대한 서베이도 같이 실시하여 심리적인 지수도 확인할 수 있는 장점이 있다. 그러나 이 두 지수들은 표본에 의존한다는 큰 단점을 가지고 있어, 표본에 따른 편이가 크게 존재할 수 있다. 특히 국민은행 지수는 실제 거래가 되지 않은 경우 호가에 의존할 가능성이 있으며, 한국감정원의 지수 또한 실제 거래가 없을 경우 유사표본에 따른 편이가 발생할 수 있다.

주택 실거래가를 이용하게 되면, 실제 거래된 가격만을 다루기 때문에 표본에서 오는 편의를 제거할 수 있다. 2006년부터 실거래가 보고가 의무화되어, 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수는 그 시점부터 매월 작성되고 있다.⁶⁾ 통계작성모형은 반복매매 방법으로 한 아파트 단위가 두 번 이상 거래된 것만을 대상으로 하여 거래된 아파트의 가격에 따라 가중치를 더하는 가치가중 산술평균방법으로 지수를 작성하고 있다. 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수 작성지역은 국민은행이나 한국감정원의 주택가격 동향 조사보

1) 부동산거래신고제도는 부동산 투기, 탈세의 원인 중 하나인 이중계약서 작성 등 잘못된 부동산 계약관행을 없애고 투명한 거래질서 확립을 목적으로 2006년 1월부터 시행된 제도로 실제로는 부동산 매매계약이 체결된 날로부터 60일 이내에 관할 시군구청장에게 신고하게 되어 있다.

2) 자세한 내용은 II장 참고

3) 다수의 거래사례를 수집하여 지역요인(위치의 유사성)과 개별적 제요인(물적 유사성)을 고려하여 대상부동산과 가장 유사한 사례를 선택한 후 필요에 따라 시점수정 및 사전보정을 가하여 대상 부동산의 가격을 구하는 방법

4) 추정방법은 라스파이레스산식을 적용하고, 지수추정에서 지역별·주택유형별 주택재고 구성비를 가중치로 부여하며, 가장 기본적인 지수 생산 단위는 시군구가 된다. 광역 단위 통계지수 작성 시에는 각 지역에 포함되는 시군구의 가중합을 이용하여 지수추정을 하며 최종적으로 X-12 ARIMA방법으로 계절조정을 한다.

5) 가격지수 산정 방법은 Jevons Index 방법론을 사용하여 두 시점간의 조사가격의 비율을 가중평균하는 방식으로 집계되고 역시 최종적으로 X-12 ARIMA방법으로 계절조정을 한다.

6) 실거래가 보고의무가 거래 후 60일 이내이기 때문에 완벽한 지수 작성은 기간 만료 2개월 이후에 이루어지고 있으며, 해당 계약일로부터 익월 말까지 신고된 자료만을 가지고 신고기한 마감 전에 미리 작성한 잠정치수를 발표하고 있다. 즉, 2015년 7월 현재 잠정치수는 7월에 계약되어 7월, 8월에 신고된 자료를 활용하게 되고, 확정지수는 9월 이후에 나오게 된다.

다는 대상 지역이 적은 수도권과 광역시의 시군구 등이며, 기초단위 지역의 경우는 분기별로만 작성하고 있다. 그러나 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수는 거래가 성사된 아파트의 가격만을 고려하고 있어, 자본으로서 감가상각 등은 반영되지 않고 있다. 아파트 역시 자본으로서 감가상각을 고려하게 되면 오래된 아파트일수록 그 가치가 낮아진다고 볼 수 있으며 거래 빈도도 줄어들게 된다.⁷⁾

한편 미국에서는 실거래 가격을 직접 보고해야 하는 법적 의무는 존재하지 않아 전체적인 실거래 가격지수를 작성하지는 않는다. Standard & Poor's가 Case and Shiller (1989)의 방법을 바탕으로 하여 S&P/Case-Shiller 지수라는 이름으로 뉴욕·LA를 비롯한 미국 20개 메트로폴리탄 지역의 실거래가를 바탕으로 주택가격지수를 발표하고 있다. 동 조사는 아파트보다는 주택이 많은 미국의 특성상 아파트와 주택을 나누지 않고 전체적인 주택 거래에 대한 가격을 대상으로 하고 있으며 월별로 발표하고 있다. 본 지수의 가격산정 또한 전수 조사는 아니지만 표본 거래의 반복매매에서의 가격 차이를 바탕으로 하고 있어 한국 감정원의 아파트 실거래 가격지수와 유사한 측면이 있다. 그에 비해 국민은행과 한국감정원 주택거래가격 동향조사는 표본 내에서 표준주택의 거래가격이 가장 중요한 요소이다.⁸⁾

본고에서는 Case-Shiller의 방법을 적용하여 아파트의 가치뿐만 아니라 매매 시점 사이의 기간까지

고려한 아파트 실거래가 지수를 작성하였다. 이를 통해 한국감정원이 발표하는 아파트 실거래가 지수보다 더욱 정확한 지수 산정을 기대해 볼 수 있다. 아울러 본고에서는 새롭게 작성된 아파트 실거래가 지수를 실증적으로 적용해 보기 위하여, 서울을 포함하는 수도권 지역들을 13개 구역으로 세분화하고 서울강남 3구를 포함한 서울동남 지역의 아파트 가격이 다른 지역에 미치는 공간적·시간적 파급효과에 대해서 분석해 보았다. 현재 우리나라 아파트 시장은 서울 강남지역이 가장 높은 가격 수준을 보이고 있는 가운데 강남지역에서 이루어지는 재건축 시장이 다른 지역의 아파트 시장, 특히 분양시장에 큰 영향을 주고 있는 것으로 인식되는 경향이 있어, 보다 정교하게 작성한 아파트 실거래가 지수를 바탕으로 강남지역의 아파트 가격 상승이 다른 지역의 아파트 가격 상승을 이끌고 있는지를 분석해 보았다. 국내의 대부분 기존연구는 특정 지역의 아파트 가격 결정요인을 분석하는 데 있어 교통, 학군 등에 대해서 주목하고 있으나 본고에서는 순수하게 가격에 초점을 맞추어 지역 및 시간에 따른 연계성 및 충격효과를 분석하였다.

본고 2장에서는 반복매매 방법을 이용하여 자체적으로 산정한 아파트 실거래 가격지수에 대해 설명하고, 3장에서는 새롭게 산정된 동 지수를 이용하여 전국과 수도권 지역의 아파트 가격 변화를 살펴본다. 4장에서는 아파트 실거래 가격지수와 가격파급 모형을 이용하여 서울 강남 3구를 중심으로 한 서울 동남지역

7) 오래된 아파트들도 새롭게 리노베이션 등을 통해 그 가치가 올라가기도 하고 재건축에 따라 그 거래량도 늘어날 수도 있으나, 이러한 세세한 변화까지 반영하기에는 현실적으로 어려움이 많다.

8) 현재 발표되고 있는 주택가격지수들은 품질조정(quality control)을 하고 있지는 않다. 본고의 지수도 품질조정을 위한 방법론을 따로 두고 있지는 않은데, 반복매매모형에 따른 가격지수 산정은 그 특성상 가격만을 보기 때문에 품질조정을 할 수 있는 수단이 제한적이기 때문이다. 다만, 본고에서는 매매 시점 사이의 기간을 고려하여 주택 가격에 할인율 적용함으로써 일부나마 품질을 조정한 것으로 볼 수 있다.

의 아파트 가격이 서울 및 수도권 지역의 아파트 가격에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고, 5장에서 결론을 제시한다.

II. 아파트 가격지수의 산정

아파트 혹은 부동산 가격지수의 측정 방법에는 헤도닉(hedonic) 회귀분석 방법과 반복매매 방법 두 가지로 크게 나뉜다. 먼저 헤도닉 방법은 주택가격이 주택의 위치, 방의 개수 등 주택의 부분별 특성에 따라 세분화될 수 있다는 가정을 바탕으로 하고 있으며, 실제 주택가격은 이러한 특성들이 가중평균화 되어 이루어진 것으로 보고 있다(Rosen, 1974). 헤도닉 방법은 주택의 특성들을 반영하는 변수들을 조합하기 위해 회귀분석 방식으로 추정하게 되는데, 특성 변수들에 관한 자료가 항상 존재하는 것도 아니고 이를 선택하는 것은 오로지 연구자의 몫이기 때문에 모형에 편의가 존재할 수 있다는 단점이 있다.⁹⁾ 결과적으로 주택가격의 결정 요소가 무엇인지 정확히 알 수 없기 때문에, 헤도닉 방법으로는 정확한 아파트 가격 측정이 간단하지 않다.

그에 비해 반복매매 방법은 실제 거래된 두 건의 매매를 대상으로 하여 실제 시장 흐름을 더 잘 따라간다고 볼 수 있다. 반복매매 방법은 Bailey et al. (1963)에 소개되었으며, Case and Shiller (1987, 1989)에 의해 보다 자세히 연구되었다. 반복매매 방

법은 헤도닉 변수들을 정해야 할 필요가 없어 훨씬 간단한 모형이지만, 두 번 이상 거래된 경우만을 대상으로 하기 때문에 전체 시장을 대표할 수 있는지의 문제와 표본선택 편이의 문제가 발생할 가능성이 있다(Clapp et al., 1991; Gatzlaff and Haurin, 1997). 또한 두 번 이상 거래된 매매들만 선택되어 많은 수의 거래들이 제외되는 문제가 발생할 가능성도 있다(Case et al., 1991; Nagaraja et al., 2010).¹⁰⁾

한편, 이런 두 가지 방법을 결합하는 혼합(Hybrid) 방법들도 Case and Quigley (1991)를 시작으로 연구되었다. Quigley (1995)와 Englund et al. (1998)은 혼합 모형의 오차항 구조를 모형화하고 Hill et al. (1997)은 오차항에 AR(1) 구조를 도입하는 등 혼합모형을 발전시켰으며, Ghysels et al. (2012)은 혼합모형이 예측조합을 통해 주택가격을 더 잘 예측하는 것으로 보고하였다.

위와 같이, 헤도닉 방법은 표본 선택의 편이가 적은 반면에 특성화 편이가 높을 가능성이 있고, 반복매매 방법은 특성화 편이가 없는 대신에 표본 선택의 편이가 높을 가능성이 있다. 그런데 우리나라의 아파트들은 매우 정형화 되어 있고 층이 다르지 않을 경우 가격 차이가 크게 나지 않는 특성들을 감안할 때, 반복매매 방법에 따라 표본들이 일부 제거되더라도 표본의 대표성이 크게 훼손되지 않을 것으로 판단된다. 이에 따라 본고는 반복매매 방법에 따라 아파트 가격지수를 산정

9) Shiller (2008)는 헤도닉 방식의 경우 전혀 관련 없는 변수 때문에 가성회귀(spurious regression)가 발생할 가능성이 있음을 지적하였다.

10) Shiller (2008)는 헤도닉 방법의 경우 과도한 모형들을 추정해야 하는 문제점들을 거론하며, 반복매매 방법만이 유일한 대안임을 주장하였다.

하고자 한다.

국내의 연구로는 류강민·박유미·이창무(2009)가 Bailey et al. (1963)을 따라 모든 아파트 거래를 동일한 비율로 평균하는 동일가중 반복매매 방법을 사용하여 아파트 가격지수를 추정하였으며, 류강민·이상영(2010)은 Shiller (1991)의 방법에 따라 가치가중 반복매매 방법을 사용하여 지수를 추정하였다. 헤도닉 가격 모형은 지수 산정보다는 아파트 가격 결정요인 분석에 많이 이용되었다. 예를 들면, 박운선·임병준(2010)은 헤도닉 모형을 이용하여 서울과 부산의 아파트 가격 결정요인을 분석하였으며, 김중표·홍성진(2013)도 동 모형을 이용하여 대구의 아파트 가격 결정요인을 연구하였다.

본고의 방법은 아파트 실거래 자료를 바탕으로 동일한 아파트가 두 번 이상 거래되는 경우 두 거래에서의 가격차이를 이용하여 가격지수를 산정하는 반복매매 방법을 따르며, 현재 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수와 기본적으로 모형 자체는 유사하다고 할 수 있으나 다음과 같은 차이가 있다.

한국감정원의 경우 류강민·이상영(2010)과 마찬가지로 가치가중평균 방식으로 아파트 가격에 차이를 반영하여 지수를 산정하고 있다. 하지만 이러한 방식은 새로운 아파트나 장기간 거래가 되지 않은 아파트들에게도 같은 가격이라면 지수 산정에 있어 똑같은 비중만큼 들어가기 때문에 지수의 왜곡을 가져올 수 있다. 그러나 본고에서 작성한 지수는 이러한 점을 보

완하여 거래 기간의 길이(interval)까지 고려하였다. 즉, 거래 기간의 길이가 길어지게 되면 해당 주택은 그만큼 감가상각이 발생한다고 보고 이를 감안하여 지수산정에서의 동 거래의 비중을 적게 두는 방식을 취하였다.

반복매매 방법은 동일한 집이 두 번 이상 거래되게 되면 두 거래에서의 가격 차이를 이용하여 가격지수를 산정하는 방법이다. 아파트의 경우에는 정확히 같은 아파트 유닛만으로 한정하게 되면 샘플이 너무 작아지게 되어, 본고에서는 같은 지역 및 같은 단지에서 동·층·크기가 같은 경우¹¹⁾에는 동일한 유닛으로 보고 이들 매매에서의 가격 차이를 지수 산정에 반영하였다. 동일한 유닛의 주택은 지수 산정 기간 동안 여러 번 거래될 수도 있는데, 두 번의 거래를 하나의 짝(pair)으로 하여 여러 번 거래 될수록 지수 산정에서 같은 유닛의 거래가 여러 번 등장하게 된다. 두 번의 매매에서 가격 차이가 너무 큰 경우는 극단치로 보고 이를 제거하였다.¹²⁾ 또한 S&P/Case-Shiller 지수에서는 6개월 내 세 번 이상의 거래가 이루어진 경우를 비정상적인 거래로 보고 지수 산정에서 제거하였으나, 우리나라의 경우 정확히 동일한 유닛을 인지할 수 없는 경우에는 현재의 아파트 거래 가격 자료에서 짧은 기간에 여러 번 거래된 유닛이라 하더라도 실제로는 동일하지 않은 유닛일 수도 있으므로 이를 제거하지 않았다. 아파트 실거래 가격자료는 동 단위까지 구별이 가능하나 본고에서는 시군구 수준에서 매매 짝을

11) 같은 층에도 크기가 다른 유닛의 경우에는 이를 구별하였으나, 주택의 크기가 소수점 이하에서만 다른 경우에는 같은 크기의 유닛으로 처리하였다. 최근 아파트의 경우 같은 84A, 84B와 같은 방식으로 거의 비슷한 평형이지만 모양을 달리하여 분양된 경우가 많고, 이에 따른 가격차가 존재하지만 적절한 표본 수 유지를 위해 이는 무시하였다. 즉, 84.1㎡와 84.2㎡는 같은 크기의 주택으로 보았다. 한국감정원의 실거래가 자료의 경우 아파트 한동을 저층, 중층, 고층으로 나누어 층이 다르더라도 같은 유닛으로 보고 반복매매의 짝을 구성하였다.

12) 거래가 3년 이내에 50%이상 급등 또는 급락한 매매는 극단치로 보고 제외하였다. S&P/Case-Shiller 지수 산정에서는 가족 간 거래나 리노베이션 혹은 확장한 주택의 경우에는 지수 산정에서 제외하였는데, 주택 실거래 자료에는 이런 정보들은 존재하지 않아서 가격이 급등 또는 급락한 경우만을 제외하였다.

구성하고 이들로부터 시군구 수준의 가격지수를 산정한 후 이들을 아파트 전체의 시장가격의 비중대로 평균하여 광역시도 수준의 가격지수를 산정하였다. 그리고 시군구 레벨의 매매 짝들은 거래 가격별(고, 중, 저)과 크기별(소형, 중소형, 중대형, 대형)로 나누어서 각각의 거래 가격지수를 산정하였으며, 이에 따른 거래량도 측정하였다.

1. 가격지수 산정 방법

본고는 가격지수 산정에 있어 S&P/Case-Shiller Home Price Indices 방법을 따라 거래 간격 및 가치중 산술 반복매매 방법(Robust Interval and Value-Weighted Arithmetic Repeat Sales Indices : Robust IVWARS)을 이용하였다. 한국감정원 등은 국내 아파트 및 주택 가격지수 산정에 있어 거래발생 시점간의 기간을 고려하지 않은 가치중 산술 반복매매 방법(Value-Weighted Arithmetic Repeat Sales Indices : VWARS)을 사용하였으나, 본고에서는 이를 IVWARS 방법으로 확장하여 기존의 가치가중방법에 거래의 간격(interval)에 따른 지수변화를 반영하였다. 다음에서는 위에서 언급한 가격지수 산정의 두 가지 방법인 VWARS와 Robust IVWARS에 대해 설명하고자 한다.

i) 가치가중 산술 반복매매 지수(Value-Weighted Arithmetic Repeat Sales Indices : VWARS) 방법

먼저 가치가중 산술 반복매매 방법에 따른 지수 산정을 위해 매매가격을 X 라 정의하자. 이 매매 짝은 $T-1$ 기 동안 N 개의 매매가격을 나타내는 $N \times (T-1)$ 행렬이라고 하면 이 행렬의 요소들은 거래가 없는 경우는 0이며, 거래가 있는 경우는 해당 가격으로 이루어진다. 한 행에는 한 개의 매매가격이 있으므로, 행 벡터에서는 0이 아닌 요소는 2개만이 존재하게 된다. 그리고 길이 N 의 열벡터인 Y 는 기준년도에 일어난 거래를 나타내게 된다. 마찬가지로 Y 에서도 거래가 있는 경우는 해당 거래가격으로, 거래가 없는 경우는 0으로 처리된다. 이 X 와 Y 를 다음과 같이 회귀식으로 표현하면 식 (1)과 같이 표현된다.

$$Y = X\beta + \epsilon \quad (1)$$

ϵ 은 발생할 수 있는 오차항을 가리키며, 여기서 추정되는 $\hat{\beta}$ 로부터 $T-1$ 길이의 가치가중 산술 반복매매 방법에 따른 가격 지수를 추정할 수 있게 된다. 예를 들어 5기의 매매기간($t=0,1,2,3,4$)과 6개의 매매가격($P_i, i=1, \dots, 6$)이 있다고 가정하자. 그렇다면, X 와 Y 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$X = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -P_{22} & 0 & P_{24} \\ 0 & 0 & P_{33} & 0 \\ -P_{41} & 0 & 0 & P_{44} \\ 0 & P_{52} & 0 & 0 \\ -P_{61} & 0 & P_{63} & 0 \end{bmatrix}, \quad Y = \begin{bmatrix} P_{10} \\ 0 \\ P_{30} \\ 0 \\ P_{50} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2)$$

여기서 $t=0$ 은 기준년도가 되고 기준년도에 거래가 있는 경우에는 해당 가격으로, 그렇지 않은 경우에는 0이 된다. 그리고 X 에서는 행 기준으로 기준년도에 거래가 있는 경우에는 한 거래만이 표시가 되고 기준년도에 거래가 없고 그 이후에 거래가 이루어지면, 첫 번째 거래에는 음수기호를 붙이게 되고 다음 번 거래는 해당가격 자체가 표시된다. 즉, 첫 번째 매매가격은 기준년($t=0$)에 P_{10} 로 거래가 되었으며, 1기후에 다시 P_{11} 으로 거래된 것을 가리킨다. 두 번째 매매가격은 $t=2$ 기에 P_{22} 로 거래되었다가 다시 $t=4$ 기에 P_{24} 로 거래된 것을 가리킨다. 가격지수를 추정하는 확률적인 과정이므로 식 (1)의 ϵ 과 같이 오차항을 인식해야 하고, 일관된 가격지수 추정을 위해 β 에 대한 일치추정량을 구해야만 한다. 이를 위해 도구변수 Z 를 사용해 β 에 대한 추정량을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\beta = (Z'X)^{-1}Z'Y \quad (3)$$

여기서 Z 는 $N \times (T-1)$ 행렬로 X 행렬의 가격들을 1 혹은 -1로 대체하여 만들어진다. 예제의 X 에 따르면 행렬 Z 는

$$Z = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

로 정의되며, OLS를 이용하여 추정된 β 의 추정치는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1^{-1} &= Index_1 = \frac{P_{11} + P_{41} + P_{61}}{P_{10} + P_{40} + \hat{\beta}_3 P_{63}} \\ \hat{\beta}_2^{-1} &= Index_2 = \frac{P_{22} + P_{52}}{\hat{\beta}_4 P_{24} + P_{50}} \\ \hat{\beta}_3^{-1} &= Index_3 = \frac{P_{33} + P_{63}}{P_{30} + \hat{\beta}_1 P_{61}} \\ \hat{\beta}_4^{-1} &= Index_4 = \frac{P_{24} + P_{44}}{\hat{\beta}_2 P_{22} + \hat{\beta}_1 P_{41}} \end{aligned} \quad (4)$$

식 (4)를 해석하면 첫 기의 가격지수는 1기에 거래된 아파트(1, 4, 6번)의 기준년도 대비 총가격변화를 나타낸다. $\hat{\beta}_3 P_{63}$ 는 6번째 아파트는 0기에 거래되지 않았으므로 3기에 거래되었던 가격을 기준년도의 가격으로 할인되었다. 마찬가지로, 두 번째 기의 가격지수 또한 2기에 거래된 아파트(2, 5번)의 총가격변화를 나타내는데, 분모의 $\hat{\beta}_4 P_{24}$ 는 2번 아파트를 기준년도의 가격으로 할인된 가격을 가리킨다. 이와 같이 모든 가격지수들은 해당 기에 거래된 모든 아파트 거래의 가격을 기준년도의 가격으로 나눈 조건부 연립방정식으로 이루어져 있다.

ii) 거래간격과 가치가중 산술 반복매매 지수
(Robust Interval and Value-Weighted
Arithmetic Repeat Sales Indices:
Robust IVWARS) 방법

식 (1)로부터 가치가중 산술 반복매매 지수 방법의 오차항은 동일하게 분포(identically distributed) 되어있어 모든 거래들의 비중은 거래간격과 무관하게 동일하다. 하지만 실제로는 두 개의 거래 간에 간격이 다르기 때문에 오차항이 동일하게 분포할 가능성은 적다고 할 수 있다. 당연히 거래 간의 간격이 큰 경우(거래가 드문드문 나타나는 경우) 두 거래 간의 가격 차이는 시장 요인 이외의 사정으로 발생할 수 있다. 예를 들면 가격이 오른 경우에는 인테리어를 새로 한 경우일 수 있고, 가격이 많이 내려간 경우에는 집이 심하게 낡아진 경우를 생각할 수 있다. 이렇게 시장 외적인 이유로 가격차이가 발생하게 되면 가격지수에 그만큼 오류가 발생하게 되어, 이를 수정할 필요성이 생긴다. Case-Shiller는 이런 주택 거래의 간격을 고려하여 거래마다 가중치를 다르게 주는 방식으로 이분산성(heteroskedastic) 오류항¹³⁾을 제어하여, 보다 정확한 지수 산정을 하는 Robust IVWARS를 제안하였다. 앞선 예에서 매매 간격이 긴 거래에 대한 비중을 조정하는 가중치 w_i 를 고려하게 되면, 식 (4)의 지수들은 다음과 같이 다시 정의된다.

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1^{-1} &= Index_1 = \frac{w_1 P_{11} + w_4 P_{41} + w_6 P_{61}}{w_1 P_{10} + w_4 P_{40} + w_6 \hat{\beta}_3 P_{63}} \\ \hat{\beta}_2^{-1} &= Index_2 = \frac{w_2 P_{22} + w_5 P_{52}}{w_2 \hat{\beta}_4 P_{24} + w_5 P_{50}} \\ \hat{\beta}_3^{-1} &= Index_3 = \frac{w_3 P_{33} + w_6 P_{63}}{w_3 P_{30} + w_6 \hat{\beta}_1 P_{61}} \\ \hat{\beta}_4^{-1} &= Index_4 = \frac{w_2 P_{24} + w_4 P_{44}}{w_2 \hat{\beta}_2 P_{22} + w_4 \hat{\beta}_1 P_{41}}\end{aligned}\quad (5)$$

이를 다시 β 에 대한 OLS 추정량을 나타내기 위해 가격 오류의 분산을 나타내는 Ω 라는 대각행렬을 도입하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\beta = (Z \Omega^{-1} X)^{-1} Z \Omega^{-1} Y \quad (6)$$

하지만 Ω 는 관측이 되지 않기 때문에, 이를 세 단계에 걸쳐 Ω 를 추정하고 이를 다시 이용하여 최종적으로 가격지수를 추정해야 한다. 먼저, 식 (4)처럼 가치중 산술 반복매매 방법으로 회귀계수인 β 를 추정한다. 다음 단계로 추정된 회귀계수를 바탕으로 잔차를 추정하고 이를 $\hat{\Omega}$ 라고 한다. 마지막 단계로 이전 단계에서 추정한 $\hat{\Omega}$ 를 식(6)에 Ω 에 대입하여 새로운 회귀계수 $\hat{\beta}$ 를 $(Z \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} Z \hat{\Omega}^{-1} Y$ 로 추정하게 된다. 오류항의 분산행렬인 Ω 는 결과적으로 거래 간의 간격에서 발생하는 오류를 제어하는 역할을 하게 되어 본 대각행렬의 i 번째 요소의 역수인 ω_i^{-1} 는 가중치인 w_i 가 된다.

국내 아파트 가격지수의 기준월은 2010년 1월로

13) 오류항에 대한 자세한 설명은 S&P/Case-Shiller 지수를 참조하길 바란다.

하였으며, 거래 자료는 2006년 1월부터 2015년 6월
까지이다.¹⁴⁾ 2010년 1월을 지수 100으로 하여 이전
지수들은 앞 장에서 설명하였던 방식으로 추정을 하
게 되고 기준월 이후의 지수는 연쇄-가중치 방식으로
추정이 된다. 기준년월 이전까지의 지수는 모든 시점
들을 동시에 고려하는 데 반해, 이후 기간들의 지수는
현재까지의 매매된 거래만을 기준으로 추정이 된다.
이런 방식을 사용하는 것은 시장 상황을 보다 정확히
추정하기 위해 최근 시점의 지수들이 새롭게 수정되는
것을 제한하기 위한 것이다.

앞 장의 예를 계속 활용하여, 현재를 $t=3$ 라고 하고
 $t=2$ 가 기준월이라면, $\hat{\beta}_2$ 까지는 추정이 되어 있으므
로, β_3 를 추정해 보면 다음과 같다.

$$X = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ P_{33} \\ 0 \\ 0 \\ P_{63} \end{bmatrix}, \quad Y = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 P_{10} \\ \hat{\beta}_2 P_{22} \\ \hat{\beta}_0 P_{30} \\ \hat{\beta}_1 P_{41} \\ \hat{\beta}_0 P_{50} \\ \hat{\beta}_1 P_{61} \end{bmatrix}, \quad Z = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

세 번째 기의 추정에 네 번째 기의 자료는 필요가 없
으므로 생략하였다. 세 번째 기의 지수를 구하기 위한
회귀계수 $\hat{\beta}_3$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{\beta}_3^{-1} = Index_3 = \frac{w_3 P_{33} + w_6 P_{63}}{w_3 \hat{\beta}_0 P_{30} + w_6 \hat{\beta}_1 P_{61}} \quad (8)$$

즉, 세 번째 기의 아파트 가격지수는 현재 거래된
모든 아파트들의 가격 총합을 기준월의 가격 총합으로
나눈 값이 된다.¹⁵⁾¹⁶⁾

2. 지역 단위 지수의 결합

지수 산정은 먼저 기초지역 단위로 실시하였는데,
도시지역은 구 단위 수준까지 충분한 수의 거래가 있
어 지수산정이 어렵지 않으나¹⁷⁾, 도의 하위 단위인 군
단위에서 충분한 아파트 거래가 존재하지 않은 경우가
다수 존재하기 때문에 일부 군 지역들은 묶어서 지수
산정을 하였다. 기초단위를 기준으로 총 182개 지역
단위의 아파트 실거래 가격지수를 산정하였다.

이런 기초단위 지역의 지수들은 적절한 가중치를 부
여하여 광역시 수준으로 통합하였다. 기초 단위지역
의 가격지수를 국토교통부가 제공하는 공시지가 자
료로 가중치를 주어 광역단위의 가격지수를 생산하
였다. 물론 공시지가는 실거래 가격과의 차이가 발생
하기 때문에 적절한 가중치가 아닐 수 있지만, 실거
래 가격 자료 또한 모든 아파트의 거래를 반영하고 있
지 않기 때문에 해당 지역의 정확한 아파트 가격 총량
(stock)을 알기 위한 유일한 방법은 공시지가를 이용
하는 것이다.¹⁸⁾

본고의 지수는 지수의 기준년도인 2010년도 공

14) 실제 거래이후 60일 이내에 신고하게 되어있기 때문에 2015년 3월 자료는 6월 이후에 확정이 된 자료이다.

15) $\hat{\beta}_0$ 는 정의상 항상 1이다.

16) Case-Shiller는 미국 주택 가격지수 산정에 있어서 지수의 변동성과 계절성을 완화하기 위하여 3개월 이동평균법을 사용하였으나, 우리나라는 아파트의 경우에 거래가 상당
히 빈번하게 이루어져 충분한 거래량이 확보됨에 따라 본고에서는 3개월 이동평균을 사용하지 않았다. 다만, 참고로 3개월 이동평균 자료를 사용할 경우 지수에 후행성이 있는
것으로 나타났다.

17) 다만, 인천광역시 옹진군과 전라남도 신안군의 경우 아파트 단지가 1~2개에 불과하는 등 거래 수가 극히 적어 지수 설정이 불가능하므로 두 지역단위는 지수 산정에서 배제하
였다.

18) 공시지가와 실거래 가격과의 차이는 어느 정도 존재하지만 상대적인 비율은 차이가 크지 않은 것으로 보는 것이 일반적이어서 공시지가를 이용하였다.

시지가를 기준으로 하였다.¹⁹⁾ 서울과 경기도의 경우 2010년에는 전체 시가 총액에서 각각 38%, 30%를 차지하였으나 2015년에는 31%, 28%로 줄어들었으며, 반면에 부산, 대구, 경남, 충북, 전북 등은 더 늘어나는 모습을 보였다.²⁰⁾

〈표 1〉 기준 공시지가 총액¹⁾

(단위: 조 원)

지역	2010	2015
서울특별시	527.32 (0.38)	522.25 (0.31)
부산광역시	66.39 (0.05)	112.01 (0.07)
대구광역시	47.54 (0.03)	79.59 (0.05)
인천광역시	74.30 (0.05)	87.38 (0.05)
광주광역시	24.04 (0.02)	39.70 (0.02)
대전광역시	30.98 (0.02)	47.17 (0.03)
울산광역시	21.64 (0.02)	37.63 (0.02)
세 종		8.02 (0.00)
경기도	415.28 (0.30)	464.05 (0.28)
강원도	15.06 (0.01)	22.51 (0.01)
충청북도	18.31 (0.01)	29.39 (0.02)
충청남도	26.74 (0.02)	40.77 (0.02)
전라북도	19.44 (0.01)	31.33 (0.02)
전라남도	12.27 (0.01)	21.91 (0.01)
경상북도	23.81 (0.02)	41.02 (0.02)
경상남도	45.66 (0.03)	79.07 (0.05)
제주특별자치도	3.13 (0.00)	6.22 (0.00)

주: 1) 괄호 안은 전체에서 각 지역이 차지하는 비중
자료: 국토교통부, 한국감정원

III. 아파트 가격지수의 분석

1. 기존 아파트 가격지수와 비교

서울특별시를 대상으로 국민은행의 주택시장동향조사 아파트 거래 가격지수와 한국감정원의 아파트 실거래 가격지수를 본고에서 작성한 지수와 먼저 비교하여 보았다. 각 지수들의 기준년월이 다르기 때문에 수준 변수의 경우에는 등락만을 살펴볼 수 있는데, 한국감정원과 본고의 지수는 같은 실거래 자료를 바탕으로 하였기 때문에 〈그림 1〉의 좌측 패널에서와 같이 비슷한 등락을 보이고 있는데 반해 국민은행 지수는 매우 평활화된 모습을 보이고 있다. 이는 국민은행 지수의 경우 표준주택의 매매를 기준으로 하는데, 표준주택의 매매가 없을 경우 부동산의 호가를 기준으로 하고 호가의 부정확성을 보정하면서 지수의 평탄화가 이루어지기 때문이다. 보다 정확한 비교를 위해 세 지수의 전년동기 대비 상승률의 차이를 〈그림 1〉 우측에 제시하였다. 세 지수 모두 전체적인 흐름은 같은 방향을 보이고 있는 가운데, 국민은행 지수는 추세만을 따로 추출한 것과 같은 모양을 보이고 있으며, 본고에서 새로 작성한 지수와 한국감정원의 지수는 거의 같은 모습의 변동성을 보여주고 있다. 다만 본고에서 작성한 지수의 등락률이 더욱 세밀한 모습을 보여주어, 주택 가격의 변동성이 더욱 잘 파악되는 것으로 보인다.²¹⁾

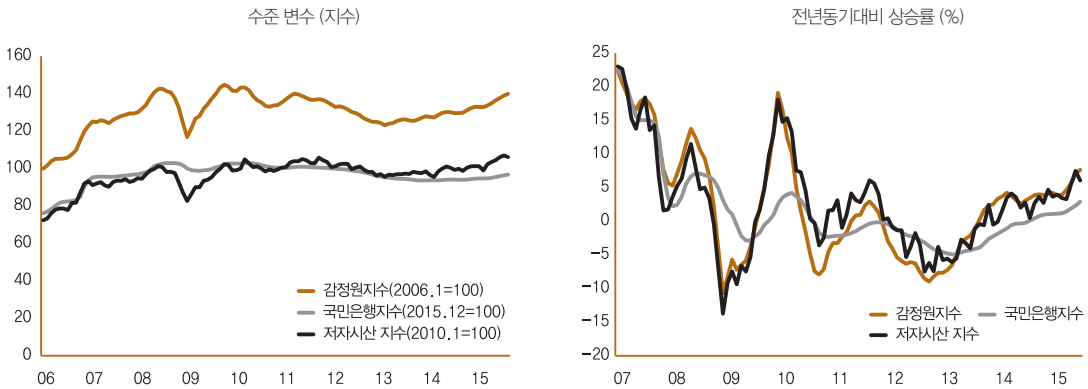
19) 2015년 현재의 공시지가와와는 약간 차이가 있어 추후 거래 자료가 더 축적되면 2015년을 기준으로 하는 새로운 지수를 만들 때 보다 정확한 가격지수를 만들 수 있을 것으로 기대된다.

20) 세종특별자치시(이하 세종시)는 2012년 7월에 출범하여, 2010년 공시지가 산정에는 빠져있다. 본고의 가격지수에는 현재 세종시 아파트 가격지수가 포함되어 있는데 이는 출범 전 현 세종시의 대부분을 차지하고 있는 기존 행정구역인 충청남도 연기군을 대용하여 산정되었다. 정확히는 충청남도 공주시 일부와 충청북도 청원군 일부가 세종시에 편입되었지만 그 비중이 작기 때문에 편의상 연기군만을 대용으로 사용하였다.

21) 본고의 지수가 한국감정원의 지수와 같은 데이터를 공유함에도 불구하고 다른 변동성을 보이는 이유로 크게 두 가지를 들 수 있다. 첫째, 본고의 지수는 데이터를 한국감정원보다 더 세분화하여 아파트 단지 및 층 하나하나를 세세히 구분하여 매매 짝을 구분하였다. 둘째, 거래 시점 사이의 간격 및 이에 관한 할인 가치를 고려함으로써 할인 가치가 변동성에 미치는 영향까지 고려하였다. 향후 연구에 있어서는 데이터를 조금 더 정교하게 다듬어 변동성 차이의 원인에 대해서도 분석할 예정이다.

〈그림 1〉

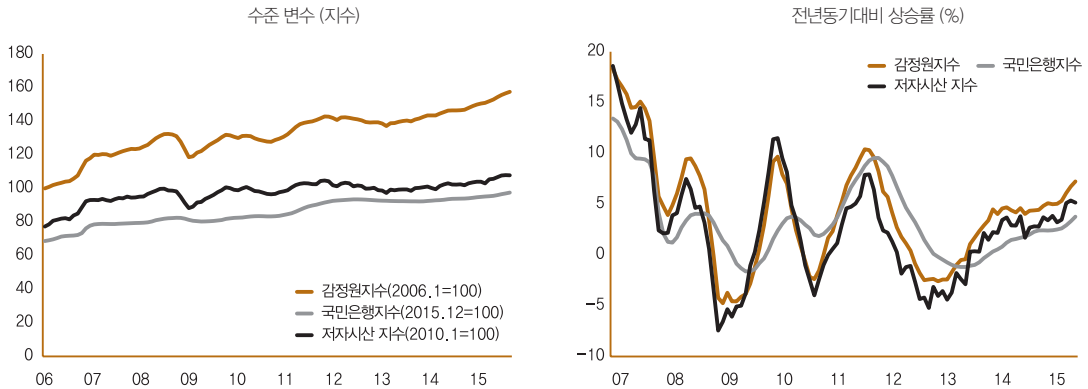
국민은행지수, 한국감정원지수와의 비교 (서울)



자료: 국민은행, 한국감정원

〈그림 2〉

국민은행지수, 한국감정원지수와의 비교 (전국)



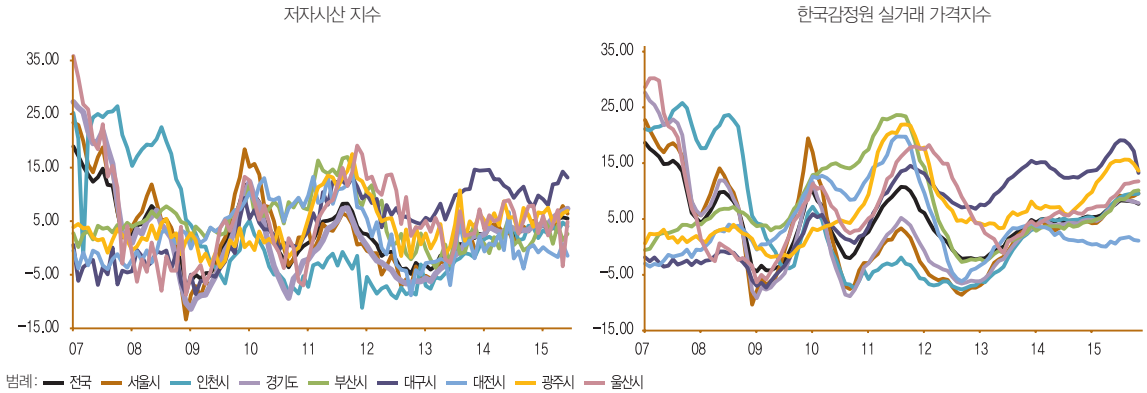
자료: 국민은행, 한국감정원

전국을 대상으로 한 아파트 시장 가격지수는 〈그림 2〉에 나타나 있다. 서울지역의 아파트 가격지수와 마찬가지로 국민은행 지수는 전체적인 방향을 나타낼 뿐 아파트 가격 등락의 변동성을 제대로 반영하지 못하고 있으나, 한국감정원과 본고에서 작성한 지수는 변동성을 상대적으로 잘 반영하고 있는 것으로 나타났다. 특

히 본고의 지수는 2010년 이후로는 감정원 지수보다 등락률을 낮게 보여주고 있는 모습이 다른 점이라고 볼 수 있다. 특히 감정원 지수가 2006년 1월을 기준년월로 하여 그 이후 지수 산정에서 오차항의 크기가 커질 수 있는 반면 본고의 모형은 2010년을 기준으로 하여 최근의 가격 변화의 경우 조금 더 정확한 추정이

〈그림 3〉

6대 광역시 및 경기도 아파트 가격지수 전년동기대비 상승률



가능한 점을 감안할 때 최근의 전년동기대비 상승률이 감정원 지수보다 낮은 것은 주목할 필요가 있다.

이상과 같이, 서울과 전국을 대상으로 본고에서 작성한 지수와 기존의 국민은행 및 한국감정원의 아파트 가격지수를 비교하여 본 결과, 본고의 지수가 아파트 가격의 변동성 및 추세를 더욱 충분히 반영하는 것으로 판단된다.

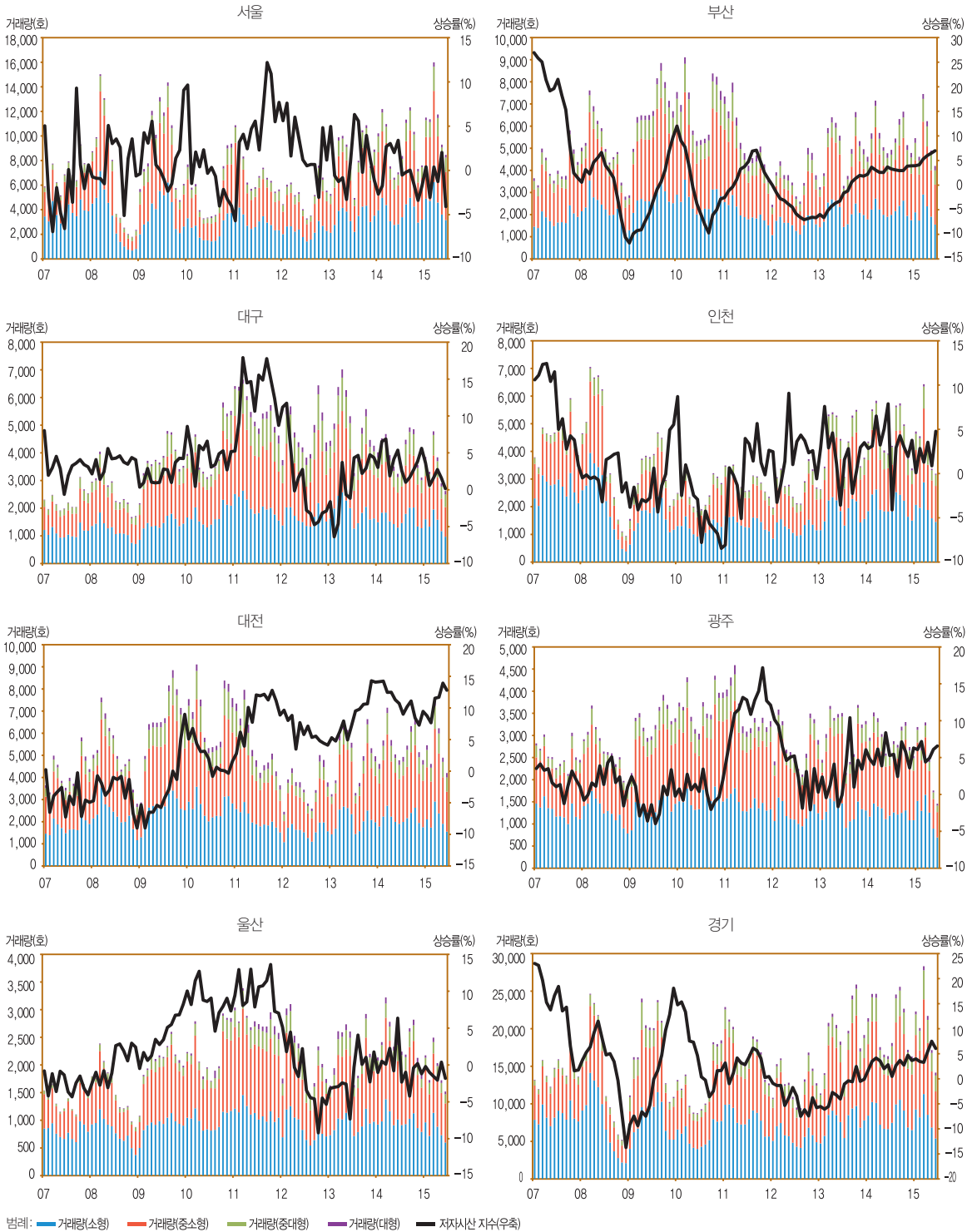
〈그림 3〉에서는 본고의 지수를 확장하여 광역시들의 전년동기대비 상승률을 한국감정원의 실거래 가격지수와 비교하였다. 대구가 2012년 이후로 지속적인 상승세를 보이고 있는 것은 두 지수 모두 공통되게 발견되는 현상이지만 각 도시들의 상승률 편차는 한국감정원이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 특히 울산의 경우 본고의 지수를 바탕으로 한 상승률은 최근 들어 하락세를 보이는 반면에 한국감정원의 지수는 여전히 상승세를 보이고 있는 등 개별 지역의 경우 본고의 지수와 감

정원의 지수는 조금씩 다른 모습을 보이고 있다.

본고의 지수는 지수 산정뿐만 아니라 실제 거래량도 같이 수집하여 〈그림 4〉와 같이 지역별로 아파트 가격지수의 전년동기대비 상승률을 거래량과 같이 표시하였다. 거래량은 크기별로 소형(65㎡ 이하), 중소형(65㎡ 초과, 85㎡이하), 중대형(85㎡ 초과, 135㎡이하), 대형(135㎡ 초과)으로 나누어 나타내었다. 지수 산정은 반복매매 방법으로 짝이 되어 있는 거래와 연관이 있기 때문에 비교적 계절성이 작게 나타나나, 거래량은 계절성을 가지고 있는 것으로 보인다. 그러나 서울의 경우를 살펴볼 때 거래량과 아파트 가격 상승률은 어느 정도의 시차를 두고 상관성이 매우 높은 것으로 보여 아파트 가격 하락과 거래량 감소는 밀접한 관계가 있는 것으로 여겨진다. 최근의 거래는 조금 줄고 있는 것으로 보이지만, 추세 전환이라고 판단하기 위해서는 시계열이 조금 더 축적되어야 할 것으로 보인다.

〈그림 4〉

서울, 6대 광역시, 경기도의 아파트 거래량 및 가격지수 상승률 (전년동월대비)



2. 서울 지역 단위 아파트 시장 분석

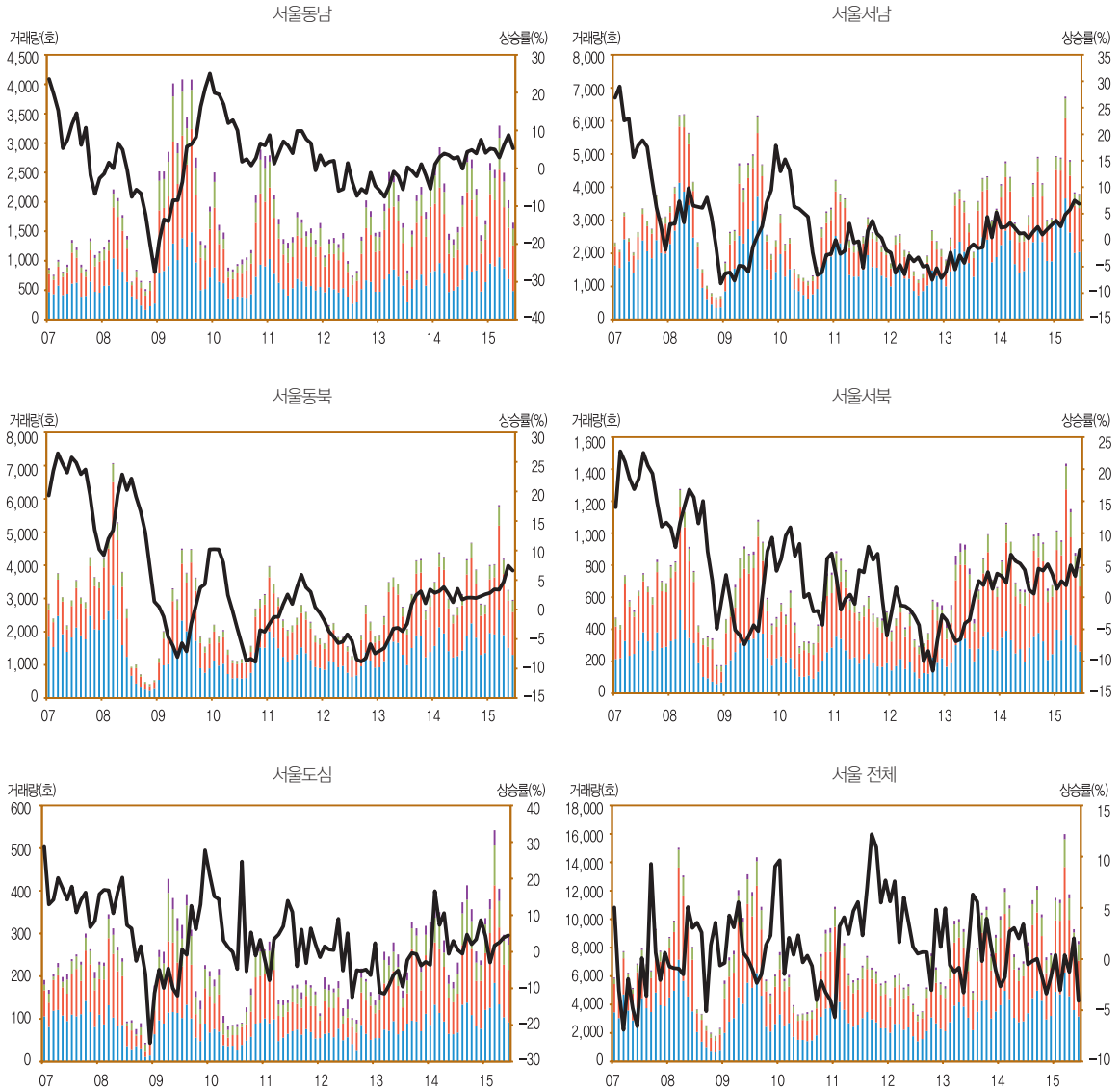
서울의 경우 시장의 규모만큼이나 아파트 가격도 지역에 따라 매우 다르게 형성된 것으로 알려져 있다. 이에 따라 서울의 경우 구별 자료를 한국감정원의 실거래 가격지수처럼 서울을 5개 권역으로 나누고 권역별 상승률을 <그림 5>와 같이 정리하였다. 아파트 시장을 주도하는 강남 3구 지역이 포함된 서울 동남지역의 경우 거래량이 다른 지역에 비해서 많고 지수 산정에서도 큰 비중을 차지하기 때문에 가격 상승률이 서울 전체의 지수와 크게 다르지 않은 것으로 나타난다. 특히 2012년에는 글로벌 금융위기에서 회복되었던 아파트 가격 상승세가 다시 하락세로 돌아섰던 시기였으나, 서울 동남지역의 경우에는 아파트 가격 상승률이 거의 하락하지 않은 모습을 보인다. 그에 비해 아파트 숫자가 상대적으로 적은 서울 도심지역을 제외한 다른 서울 권역들은 글로벌 금융위기 이후 급락했던 집값이 회복하는 과정에서 정도의 차이를 보이고 있다. 거래량은 아파트 가격 상승률과는 거의 정반 방향으로 움직이는 모습을 보이며, 특히 모든 지역에서 거래량이 줄면 아파트 가격 상승률도 하락하는 모습이 나타났다. 2014년말을 기점으로 거래량이 거의 최고치에 이르고 그 후 주춤하는 모습을 보이고 있으나, 이러한 상황이 지속적으로 아파트 가격 하락의 압력으로 작용할지 평가하기 위해서는 장기적 분석이 필요하다.

이와 같이 강남 3구를 포함하는 서울 동남지역은 거래량이나 아파트의 가치 비중 면에서 서울 전체 아파트 가격의 변화를 대표하는 것으로 보인다. 서울 지역의 아파트 가격이 전국의 아파트 시장에서 가장 큰 비중을 차지하고 전체 부동산 시장에 커다란 영향을 미치는 점을 감안할 때, 강남 3구를 포함한 서울 동남지역의 아파트 가격 변화가 전체 시장에 실제 얼마만큼 영향을 미치는지 알아볼 필요가 있다.

본고에서 새롭게 추산한 아파트 실거래가 지수는 한국감정원의 아파트 가격지수와 장기적인 추세는 비슷한 반면에 단기적 변동성을 더욱 잘 반영하고 있는 장점이 있다. 이러한 점을 고려하여 다음 장에서는 본고에서 추산한 새로운 아파트 실거래가 지수를 이용하여 서울 동남지역의 아파트 가격이 수도권 아파트 가격에 미치는 공간적·시간적인 파급효과를 분석하였다.

〈그림 5〉

서울 권역별¹⁾ 아파트 거래량 및 가격지수 상승률 (전년동월대비)



범례: ■ 거래량(소형) ■ 거래량(중소형) ■ 거래량(중대형) ■ 거래량(대형) — 자지시산 지수(우축)

주: 1) 서울동남 - 강남, 강동, 서초, 송파

서울서남 - 강서, 관악, 구로, 금천, 동작, 양천, 영등포

서울서북 - 마포, 서대문, 은평

서울동북 - 강북, 광진, 노원, 도봉, 동대문, 성동, 성북, 중랑

서울도심 - 용산, 종로, 중

Ⅳ. 아파트 가격의 공간적·시간적 파급효과 분석

1. 가격파급 모형 (Price Diffusion Model)

아파트 가격은 동적인 시스템으로, 한 지역의 가격은 다른 지역의 가격을 높이거나 낮추기도 하며 일시적으로 같은 방향으로 움직이기도 한다. 특히 우리나라는 서울의 아파트 가격이 전체 시장을 주도하는 것으로 여겨지는데, 서울에서의 아파트 가격 충격은 시차를 두고 차례로 다른 지역에 영향을 줄 것으로 예상된다. 즉, 서울 지역의 아파트 가격 변화는 다른 지역으로 파급(diffused)된다고 보고, Holly et al. (2011)을 이용하여 서울 및 수도권 지역의 아파트 가격변화를 거리와 시차를 모두 감안한 모형으로 구성하고 충격반응함수를 통하여 서울의 아파트 가격 충격이 다른 지역에 어느 정도 영향을 미치는지 알아보고자 한다. 이를 위해서는 일반적인 패널 모형이 아닌 각 지역이 공간적으로 얼마나 떨어져 있는지를 감안한 모형이 필요하다. Whittle (1954)은 공간적 상호관계(spatial dependence)를 감안하여 횡단면적인 지역 자료들간의 근접성을 고려한 모형을 처음 제시하였으며, 이는 공간-자기회귀(spatial autoregressive), 공간 오차요소(spatial error component) 모형으로 발전하였다(Cliff and Ord, 1973; Kelejian and Robinson, 1999; Lee, 2004). 또한, 공간적인 거리 뿐만 아니라 경제적 거리(Pesaran et al., 2004)

혹은 사회적 거리(Coloney and Topa, 2002)들을 감안한 모형들도 개발되었다. 다른 한편으로, Pesaran (2006)은 공간상호관계를 관측되지 않는 요소들의 함수로 구성되어 있는 일종의 요인 모형을 제시하였는데, 앞선 모형들 보다 데이터 의존도가 덜 하면서 일관성 있는 추정치를 보여준다는 장점을 가지고 있다. Pesaran (2006)을 발전시킨 Holly et al. (2011)의 모형에 따라 본고의 모형은 서울 동남지역의 아파트 가격을 수도권 모든 지역에 영향을 미칠 수 있는 공통요인으로 하였다. 그리고 서울 동남지역을 제외한 모든 수도권 지역 아파트 가격의 상호 의존성은 서울 동남지역 아파트 가격에 대해 조건부로 결정된다고 전제하였다. 즉 서울 동남지역의 아파트 가격은 독립적으로 움직이지만 나머지 지역의 경우 독립적으로 움직이는 부분과 서로에 의해 영향을 받는 부분 그리고 서울 동남지역에 의해 영향을 받는 부분으로 나뉘지게 된다. 서로에게 영향을 받는 부분은 공간적으로 근접한 거리에서만 가능하고 경기동남-인천서부와 같이 서로 인접하지 않고 거리가 떨어진 경우에는 서로 영향을 주지 못하는 것으로 구성한다. 본 모형을 통해 각 지역 아파트 가격에 대한 일관성 있는 오차수정모형을 추정하여 장기적인 효과에 대해서 검증하고 이를 통해 서울 동남지역의 아파트 가격 변동에 따른 다른 지역 아파트 가격들의 충격반응함수를 도출할 수 있다.

구체적으로 t 시점 i 지역의 아파트 (로그화된) 가격

p_{it} 가 어떻게 발산되는지 알고 싶어 한다고 하자. 이런 경우 지역 0을 중심지역이라고 보고 이 중심지역에 생긴 가격 충격은 나머지 지역에 동시적으로 혹은 시차를 두고 영향을 미칠 것이라고 보는데 반해, 나머지 지역들이 지역 0에 미치는 영향은 미미하다고 본다. 이는 일종의 하나의 node에 여러 개의 가지를 지닌 ‘스타(star)’ 네트워크의 한 예라고 볼 수 있다. 먼저 지역 0의 가격에 대해 간단히 일차 차분 오차수정모형을 다음과 같이 정한다고 하자.

$$\Delta p_{0t} = \phi_{0s}(p_{0,t-1} - \bar{p}_{0,t-1}^s) + a_0 + a_{01}\Delta p_{0,t-1} + b_{01}\Delta \bar{p}_{0,t-1}^s + \epsilon_{0t} \quad (9)$$

그리고 나머지 지역 $i(i=1,2,\dots,N)$ 의 아파트 가격에 대한 오차수정모형은 다음과 같다.

$$\Delta p_{it} = \phi_{is}(p_{i,t-1} - \bar{p}_{i,t-1}^s) + \phi_{i0}(p_{0,t-1} - p_{0,t-1}) + a_i + a_{i1}\Delta p_{i,t-1} + b_{i1}\Delta \bar{p}_{i,t-1}^s + \epsilon_{it} \quad (10)$$

여기서 $\bar{p}_{it}^s$ 는 i 지역의 공간 변수(spatial variable)를 나타내며 다음과 같이 결정된다.

$$\bar{p}_{it}^s = \sum_{j=0}^N s_{ij} p_{jt} \quad \text{그리고} \quad \sum_{j=0}^N s_{ij} = 1, \quad i = 0, 1, \dots, N \quad (11)$$

여기서 가중치 $s_{ij} \geq 0$ 는 미리 설정되는 값으로 지역 i 와 지역 j 의 지역적인 거리를 고려할 수도 혹은 경제적인 비중을 고려할 수 있다. 본고에서는 Holly et al. (2011)을 따라 단순한 물리적인 근접성만을 기준으로 하여 s_{ij} 는 지역 i 와 지역 j 가 서로 맞닿아 있으면

$1/n_{ij}$ 이고 그렇지 않으면 0이 되도록 하며, n_{ij} 는 i 지역 이 맞닿은 지역의 수이다. s_{ij} 는 공간 매트릭스 S 의 원소이며 이 행렬은 열 방향으로 정규화되어 있는 형태이다. 실증 분석에서 <표 3>과 같이 공간 매트릭스를 정규화하기 전 형태로 나타내면 서로 맞닿아 있는 지역은 1로 나타내어져 있으며 자신에 대해서는 0으로 나타낼 수 있다. Pesaran and Chudik (2010)에 따르면 각 지역들이 중심지역에 의존되어 있다고 하면 나머지 지역들 간의 의존성은 매우 약하게 되고, N 이 충분히 크다면 쌍별(pair-wise) 의존성은 거의 사라지게 되어 본 모형에서는 순수한 중심지역의 영향력에 대해서만 분석할 수 있다.

식 (9)와 (10)은 오차수정모형을 기반으로 하는데 실증적으로는 오차수정모형은 몇 개의 공적분 관계가 존재하는지 검정이 필요한데, 본 연구에서 모든 지역들의 서로 간의 공적분 관계를 한꺼번에 고려하게 되면 과다-모수화(over-parameterization)가 발생하므로 이를 방지하기 위해 중심지역(본고에서는 서울 동남지역)이 이웃지역의 평균 아파트 가격($\bar{p}_{it}^s$)에 공적분되어 있고, 나머지 지역들의 가격은 이웃지역과 마찬가지로 중심지역에 공적분 관계가 있다고 가정한다. 마지막으로 중심지역의 가격변화, Δp_{0t} 는 지역 i 에 동시적으로 영향을 미치지만 식 (9)에서 동시기의 지역 평균 가격은 포함되어 있지 않다. 이는 지역 i 의 충격 ϵ_{it} 는 독립적으로 분포(independently distributed)되어 있다는 것을 의미한다. 결국 식 (9)

에서 Δp_{0t} 가 외생적이라는 가정은 Hausman-Wu²²⁾ 검정에 의해 쉽게 검정이 가능하다. 즉 Wu (1973)의 방법에 따르면 OLS로 추정된 식 (9)의 잔차는 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{\epsilon}_{0t} = \Delta p_{0t} - \hat{\phi}_{0s}(p_{0,t-1} - \bar{p}_{0,t-1}^s) - \hat{a}_0 - \hat{a}_{01}\Delta p_{0,t-1} - \hat{b}_{01}\Delta \bar{p}_{0,t-1}^s \quad (12)$$

추가적으로 다음과 같은 회귀식을 추정하고,

$$\Delta p_{it} = \phi_{is}(p_{i,t-1} - \bar{p}_{i,t-1}^s) + \phi_{i0}(p_{i,t-1} - p_{0,t-1}) + a_i + a_{i1}\Delta p_{i,t-1} + b_{i1}\Delta \bar{p}_{i,t-1}^s + c_{i0}\Delta p_{0t} + \lambda_i \hat{\epsilon}_{0t} + \eta_{it} \quad (13)$$

그리고 λ_i 에 대하여 일반적인 t-검정을 통해, 귀무가설 $\lambda_i = 0$ 이 채택이 되면 Δp_{0t} 가 외생적이라는 사실이 통계적으로 증명할 수 있다. 끝으로 식 (9) 및 (10)과 같은 오차 수정 모형을 통해 중앙지역의 가격 충격이 다른 지역에 어떤 영향을 미칠지는 충격반응함수에 의해 측정된다.²³⁾

2. 실증분석

서울특별시 중에서도 강남 3구를 포함하는 서울 동남지역은 학군 등 여러 가지 요소로 서울시 전체의 아파트 가격을 주도하는 것으로 알려져 있다. 가치를 가중하는 지수에서도 상대적으로 높은 아파트 가격을 가지는 서울 동남지역의 비중은 어느 지역보다 높을 수 밖에 없다. 최근에는 재건축 단지를 중심으로 높은 분

양가를 보인 적이 있는데 이는 다른 지역의 재건축 단지 분양가에도 영향을 준 것으로 알려져 있다. 이렇듯 서울 동남지역의 아파트 가격은 서울 뿐 아니라 인접 지역인 수도권 지역의 아파트 가격에도 큰 영향을 미치는 것으로 판단된다. 본고에서는 서울 동남지역을 중심 지역으로 삼아 이 지역의 아파트 가격 변화가 다른 수도권 지역에 실제로 영향을 미치는 지를 분석해보고자 한다. 구·시와 같은 기초 행정단위로 분석하는 방법은 너무 많은 기초단위들을 다뤄야 하는데서 오는 추정의 어려움 때문에 수도권 지역을 <표 2>와 같이 13개 지역으로 분류하였다. 서울 지역의 경우에는 한국감정원의 서울 광역지역 분류에 사용하는 방법을 따랐고 경기도 지역은 서울과 맞닿은 지역을 확장하는 개념으로 분류하였으며, 수원을 중심으로 하는 지역이 개별성을 가지고 있다고 판단하여 이들 지역을 경기남부로 규정하였다. 인천 지역은 서울과 경기의 인접성을 고려하여 동부, 남부로 하고 서울과 인접하지 않은 지역들을 서부로 분류하였다. 일반적으로 지역의 연속성을 고려하여 지역 분류를 실시하였다.²⁴⁾

22) Hausman은 동일한 검정을 도구변수(instrumental variable)를 사용하여 Wu와 같은 결론을 내림으로써, Hausman-Wu 검정이라고 한다.

23) 본 모형의 충격반응함수를 도출하는 자세한 내용은 Holly et al. (2011)을 참조하기 바란다.

24) 지역 분류는 지역적인 연속성뿐만 아니라 신도시와 같은 새로운 거주지역의 탄생과 이에 따른 새로운 통근 지역의 형성이 영향을 미치기도 한다. 이를 정확히 분석하기 위해서는 위 지역들의 통근자들의 유입/유출도 분석해야 하나 이는 다음 연구로 미루기로 한다.

〈표 2〉

수도권의 광역권 분류

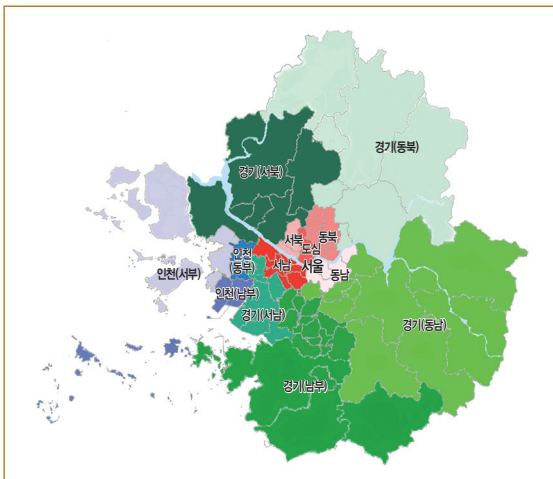
지역	기초단위(구, 시 혹은 군)
서울	동남 강남, 강동, 서초, 송파
	동북 강북, 광진, 노원, 도봉, 동대문, 상동, 성북, 중랑
	서남 강서, 관악, 구로, 금천, 동작, 양천, 영등포
	서북 마포, 서대문, 은평
	도심 용산, 종로, 중
경기	동북 의정부, 남양주, 구리, 연천, 동두천, 포천, 가평
	동남 성남(3), 하남, 과천, 용인(3), 이천, 여주, 양평, 광주
	서북 고양(3), 파주, 김포, 양주
	서남 부천(3), 광명, 안양(2), 안산(2)
	남부 수원(4), 의왕, 군포, 화성, 오산, 평택, 안성
인천	동부 계양, 부평
	서부 서, 동, 중, 강화 ¹⁾
	남부 연수, 남동, 남, 옹진 ¹⁾

주: 1) 강화군과 옹진군은 아파트 숫자가 거의 없어 거래 자체가 거의 존재하지 않아 아파트 가격지수 산정이 불가능하여 실제로는 두 지역은 포함하지 않는 것과 마찬가지이다. 괄호안의 숫자는 기초 자치 단체 속한 구의 개수이다.

〈표 3〉은 〈표 2〉에서 분류된 수도권 지역에 따라 인접 지역을 정리한 것으로 〈그림 6〉에서 확인할 수 있다.

〈그림 6〉

수도권의 광역권 분류



〈표 3〉

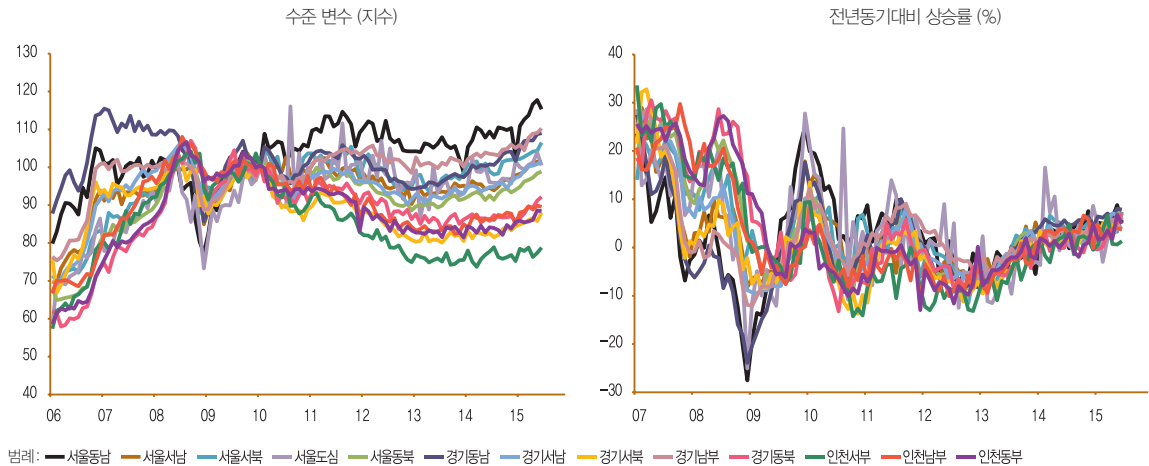
지역분류와 인접지역

지역	인접지역
서울	동남 서울동북, 서울서남, 서울도심, 경기동남, 경기남부
	동북 서울동남, 서울서북, 서울도심, 경기동북, 경기서북
	서남 서울동남, 서울서남, 서울도심, 경기동남, 경기서남, 경기남부
	서북 서울동북, 서울서남, 서울도심, 경기서북
	도심 서울동남, 서울동북, 서울서남, 서울서북
경기	동북 서울동북, 경기동남, 경기서북
	동남 서울동남, 서울서남, 경기동북, 경기남부
	서북 서울동북, 서울서북, 경기동북, 경기서남
	서남 서울서남, 경기서북, 경기남부, 인천동부, 인천남부
	남부 서울동남, 서울서남, 경기동남, 경기서남
인천	동부 서울서남, 경기서남, 인천서부, 인천남부
	서부 인천동부, 인천남부
	남부 경기서남, 인천동부, 인천서부

〈표 4〉는 공간 매트릭스 S를 정규화하기 전에 나타낸 것이다. 〈표 3〉에서 인접지역은 수치가 1이고 그렇지 않은 경우는 0으로 행렬 형식으로 표현하면 〈표 4〉와 같으며, 공간 매트릭스 S는 이를 열 방향으로 정규화한 것이다. 또한 서울동남을 본고의 실증분석에서 중심지역으로 설정하였으므로 이를 제외한 나머지 지역들이 얼마나 중심지역으로서 역할을 하는지를 나타내는 중심성 정도는 (인접한 지역의 숫자)/(N-1)로 정의된다 (Goyal, 2007). 서울 동남지역은 중앙지역으로 정의하였으므로 자동으로 중심성 정도 (Degree of Centrality)는 1이 되고 다음으로 높은 지역은 서울 서남지역으로서 인천, 경기 지역 모두와 맞닿아 있어 높은 중앙 집중도를 보인 반면, 인천 서부지역의 경우 인천에서도 한쪽에 치우쳐 있어 인접 지역이 다른 인천 지역 밖에 없으므로 가장 낮은 중심성 정도를 보인다.

〈그림 7〉

수도권 광역지역의 가격지수와 상승률



〈표 4〉

공간 매트릭스와 중앙 집중도

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	중심성 정도
1 서울동남	0	1	1	0	1	0	1	0	0	1	0	0	0	1.00
2 서울동북	1	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0.42
3 서울서남	1	0	0	1	1	0	1	0	1	1	1	0	0	0.58
4 서울서북	0	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0.33
5 서울도심	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
6 경기동북	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0.25
7 경기동남	1	0	1	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0.33
8 경기서북	0	1	0	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0.33
9 경기서남	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1	1	0	1	0.42
10 경기남부	1	0	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0.33
11 인천동부	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0.33
12 인천서부	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0.17
13 인천남부	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0.25

〈그림 7〉에는 추정 대상인 13개 수도권 지역의 수준별 가격지수와 전년동기대비 상승률을 나타냈다. 지역들의 전체 가격 방향은 크게 다르지 않게 나타난다. 그러나 인천 남부와 같이 지속적인 가격 하락을 보인 지역도 있는 반면에 중심지역인 서울 동남지역은 꾸준히 높은 수준을 유지하고 상승률 또한 꾸준히 높게 유지되는 것을 볼 수 있다. 서울동남과 인접한 경기동남과 경기남부의 경우에도 비교적 높은 수준의 아파트 가격을 보이고 있는 모습을 알 수 있다. 2013년도 이후에는 거의 모든 지역에서 가격 상승률이 양(+)인 모습을 보이는 것도 하나의 특징으로 볼 수 있다. 결과적으로 13개 지역들이 가격 수준에는 차이가 있지만 비슷한 흐름을 가지고 있는 것으로 보아 공적분 관계가 존재한다고 예상할 수 있다. 공적분 관계 검정은 13개 지역의 아파트 가격에 대한 벡터자기회귀

(VAR)모형을 통해서 이루어지는데 모든 변수들을 고려하는 결합방법이나 두 변수끼리 짝을 이뤄하는 쌍별(pair-wise)방법이 있다. 모든 변수를 고려하는 결합방법이 더 근거가 있는 방법이나 이는 변수의 숫자가 한 자리수 정도로 변수의 개수가 적을 때이거나 충분히 긴 시계열이 있을 때 사용하는 방법이기 때문에 본고에서는 고려하지 않았다. Pesaran(2007)이 제시한 쌍별 방법은 고정 변수가 있을 때 사용하는 방법인데 본고의 모형은 중심지역이라는 고정 변수가 있으므로 본 방법이 공적분 검정에 적절한 방법이라고 볼 수 있다.

이에 따라 중심지역인 서울 동남지역과 나머지 12개 지역을 이변수(bivariate) VAR 모형²⁵⁾을 설정하여 trace 통계량을 통해 공적분 검정을 한 결과가 <표 5>에 정리되어 있다. 귀무가설은 서울 동남지역의 아파트 가격이 다른 지역의 아파트 가격과 공적분 관계가 없다는 것이고 경기 동북지역을 제외하고는 모두 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하고 있다. 이는 동북지역을 제외하고는 서울 동남지역과 나머지 지역들의 아파트 가격이 공적분 관계에 있다는 것을 의미한다. 이 결과는 이변수 공적분 관계를 살펴본 것이기에 공적분 검정 결과에 따라 유의미 있는 변수 모두가 식 (9)와 (10)에 포함되어야 하는 것을 의미하지 않는다는 점을 주의해야 한다.

<표 5> trace 공적분 검정 결과¹⁾

	$H_0 : r = 0 \text{ vs. } H_1 : r \geq 1$	$H_0 : r \leq 1 \text{ vs. } H_1 : r = 2$
서울동북	32.39**	12.69*
서울서남	26.06*	9.96
서울서북	28.15*	11.62
서울도심	26.34*	10.05
경기동북	17.01	4.00
경기동남	29.01*	13.91*
경기서북	32.49**	10.46
경기서남	36.17**	16.15*
경기남부	26.89*	9.80
인천동부	30.86**	12.46*
인천서부	28.53*	11.07
인천남부	32.44**	13.02*

주: 1) **는 5% 유의수준에서, *는 10% 수준에서 귀무가설을 기각하는 것을 의미한다.

공적분 결과를 바탕으로 중심지역으로 정한 서울 동남지역(지역 0)에 대해서 다음과 같은 오차수정모형을 추정할 수 있다.

$$\Delta p_{0t} = \phi_{0i}(p_{0,t-1} - p_{i,t-1}) + \sum_{l=1}^2 a_{0i,l} \Delta p_{0,t-l} + \sum_{l=1}^2 b_{0i,l} \Delta p_{i,t-l} + \epsilon_{0t} \quad (14)$$

다른 지역(지역 i)에 대해서는 식 (15)와 같이 정의된다.

$$\Delta p_{it} = \phi_{i0}(p_{i,t-1} - p_{0,t-1}) + \sum_{l=1}^2 a_{i0,l} \Delta p_{0,t-l} + \sum_{l=1}^2 b_{i0,l} \Delta p_{i,t-l} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

식 (9) 및 (10)과는 다르게 공간 매트릭스가 들어가지 않은 모형임을 유의하기 바란다. 여기서 서울동

25) 벡터자기회귀모형의 시차의 길이는 3으로 하고 BIC 방법으로 추정하였다.

남에 관한 모형에서의 오차수정항 ϕ_{0i} 는 어느 경우에도 통계적으로 의미가 없음이 <표 6>의 왼쪽 항에 나타나 있다. 그에 비해 서울 동남지역 이외에 관한 모형에서의 오차수정항 ϕ_{i0} 는 경기 동북, 경기 서북 그리고 인천 동부를 제외하고는 모두 통계적으로 의미가 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 결국 서울 동남지역은 나머지 지역 대부분에 대해서 장기적으로 영향을 미치지 만 반대로 다른 지역에 의한 영향은 존재하지 않는 것을 의미한다. 바꾸어 말하면 서울동남의 가격 충격은 다른 지역에 장기적인 효과를 가져다주지만, 다른 지역에서의 가격 충격은 서울동남에 미치는 영향은 단기에 그칠 것임을 의미한다. 이로써 서울 동남지역을 중심지역으로 설정한 것은 충분히 타당하다고 할 수 있다.

<표 6> 이변수 오차수정모형의 오차수정항¹⁾

	오차수정모형(서울동남)		오차수정모형(서울동남외)	
	오차수정항 계수	t-통계량	오차수정항 계수	t-통계량
서울동북	-0.04	-0.77	-0.06*	-1.94
서울서남	-0.03	-0.73	-0.07**	-2.39
서울서북	-0.03	-0.55	-0.28**	-3.65
서울도심	0.01	0.16	-0.03**	-2.17
경기동북	-0.04	-1.13	0.00	-0.02
경기동남	-0.03	-0.69	-0.03*	-1.89
경기서북	-0.02	-0.71	-0.01	-0.72
경기서남	-0.06	-0.93	-0.09**	-2.74
경기남부	0.01	0.29	-0.05**	-2.52
인천동부	-0.01	-0.26	-0.02	-1.18
인천서부	-0.01	-0.57	-0.03*	-1.68
인천남부	-0.01	-0.25	-0.03**	-2.23

주: 1) **, *는 각각 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것을 의미한다.

서울 동남지역을 중심지역으로 하고 식 (9)와 (10)을 확장하여 중심지역 아파트 가격 변동의 장기효과와 단기효과 그리고 주변지역 효과 등 모든 요소를 고려 하도록 추정을 하였다. 먼저 $i = 1, \dots, N$ 지역은

$$\Delta p_{it} = \phi_{is} (p_{i,t-1} - \bar{p}_{i,t-1}^s) + \phi_{i0} (p_{i,t-1} - p_{0,t-1}) + \sum_{l=1}^{k_{i0}} a_{il} \Delta p_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{k_{i0}} b_{il} \Delta p_{0,t-l} + \sum_{l=1}^{k_{i0}} c_{il} \Delta p_{0,t-l} + c_{i0} \Delta p_{0,t} + \epsilon_{it} \quad (16)$$

그리고 중심지역($i=0$)인 경우, 중심지역의 정의에 따라서 위의 식에서 $\phi_{00} = c_{00} = 0$ 이 되므로 해당 항들은 사라진 채 OLS로 추정되었다. 다시 말해서 중심지역인 서울동남은 오차수정항을 가지고 있지 않으며 자신의 시차(lagged)항과 이웃지역의 평균가격 변화에 대한 시차항으로 나타내져 있는 반면에 나머지 지역들의 경우 서울동남에 관한 방정식과 같은 구조에 중심지역인 서울동남의 아파트 가격의 동시기 (comtemporaneous)항과 시차(lagged)항, 그리고 오차수정항을 포함하는 모형이라고 볼 수 있다. 오차수정항 계수 $\hat{\phi}_{i0}$ 는 $(p_{i,t-1} - p_{0,t-1})$ 를 가리키며 이는 지역 i 의 아파트 가격이 서울동남의 아파트 가격과 얼마나 밀접한 관계인지를 추적하며, $\hat{\phi}_{is}$ 는 $(p_{i,t-1} - \bar{p}_{i,t-1}^s)$ 를 나타내는 오차수정항 계수로서 이는 지역 i 가 이웃지역의 평균 아파트 가격과 얼마나 밀접한 관계인지를 보여준다. $\sum_{l=1}^{k_{i0}} a_{il}$ 는 자신의 시차항들(lagged terms)의 효과를 나타내며, $\sum_{l=1}^{k_{i0}} b_{il}$ 는 이웃지역의 시

〈표 7〉

가격파급 모형의 추정 결과¹⁾

지역	$\hat{\phi}_{i0}$	$\hat{\phi}_{is}$	$\sum_{l=1}^{k_{ia}} a_{il}$	$\sum_{l=1}^{k_{ib}} b_{il}$	$\sum_{l=1}^{k_{ic}} c_{il}$	c_{i0}	H-W 검정	$\hat{k}_{ia}$	$\hat{k}_{ib}$	$\hat{k}_{ic}$
서울동남	-	-	-0.105	0.388	-	-	-	1	1	-
서울동북	-	-0.350**	-0.182**	0.135	0.170*	0.203**	-3.023**	1	1	1
서울서남	-	-0.256**	-0.094	0.043	-	0.246**	-0.310	1	1	0
서울서북	-0.258**	-	-0.453**	0.295	-	0.255*	0.032	1	2	0
서울도심	-	-	0.336**	0.159**	-	0.185**	-0.204	1	1	0
경기동북	-	-	-0.177*	0.448**	0.167	0.427**	0.054	1	1	1
경기동남	-	-	0.159*	0.368**	-	0.123**	-1.428	1	1	0
경기서북	-	-	-0.186*	0.565**	-	0.111*	-0.276	1	2	0
경기서남	-0.093**	-	-0.267**	0.384**	0.266**	0.268**	-0.884	1	1	2
경기남부	-	-0.065**	-0.119	0.427**	-	0.047	-3.252**	1	1	0
인천동부	-	-	-0.223**	1.140**	-	0.075	-0.251	1	3	0
인천서부	-	-	-0.450**	0.871**	0.262	0.041	-2.442**	1	3	2
인천남부	-	-0.155**	0.339**	-0.013	-	0.097*	-2.139**	3	1	0

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것을 의미한다.

차항들이 미치는 효과를, $\sum_{l=1}^{k_{ic}} c_{il}$ 는 중심지역의 시차항들이 미치는 효과를, 마지막으로 c_{i0} 는 중심지역의 동기 효과를 나타내는 계수들이다. 식 (16)을 추정한 결과는 〈표 7〉에 정리되어 있다. 각 지역의 서울 동남 지역에 대한 장기효과를 나타내는 오차수정계수($\hat{\phi}_{i0}$)는 서울서북과 경기서남만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이웃지역과의 장기 연관성을 나타내는 두 번째 오차수정계수($\hat{\phi}_{is}$)는 서울동북, 서울서남, 경기남부, 인천남부만이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 서울도심, 경기동북, 경기동남, 경기서북, 인천동부 그리고 인천서부의 경우 어떠한 장기관계도

존재하지 않는 것으로 나타났는데, 이는 짧은 시계열 때문에 발생할 수 있는 현상이거나 이 지역들이 다른 오차수정 관계를 가지고 있을 수 있다는 추측이 가능하다. 장기효과에 대한 보다 강건한 분석은 충분한 시계열이 축적이 되고 나면 가능할 것으로 보인다.

다음으로 단기효과들의 계수들을 살펴보도록 한다. 단기효과들의 시차항은 BIC에 의해 선정되어 〈표 7〉의 9~11열에 정리되어 있다. 자신들의 시차항의 효과를 나타내는 $\sum_{l=1}^{k_{ia}} a_{il}$ 계수들은 서울동남, 서울서남 그리고 경기남부를 제외하고는 모든 지역에서 통계적으로 의미 있는 것으로 나타나 단기적으로 자기회귀항

의 효과가 유의미하다고 할 수 있다. 이웃지역들의 시차효과를 나타내는 $\sum_{l=1}^{k_{ib}} b_{il}$ 의 결과를 보면, 경기도 전체 지역과 인천동부, 인천서부 그리고 서울도심은 통계적으로 의미 있는 효과가 있는 것으로 나타나, 주변 지역의 시세에 영향을 받으며 동적인 확산(spillover)효과가 있는 것으로 보인다. 반면에, 나머지 서울 지역들은 이웃지역의 아파트 가격에 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타나, 서로 이웃되는 동네끼리의 단기적인 영향력은 크지 않은 것으로 보인다. 중심지역의 시차효과를 나타내는 $\sum_{l=1}^{k_{ic}} c_{il}$ 는 시차 자체가 선정되지 않은 경우들은 그 효과 자체가 없는 것으로 나타나지며 그 효과가 추정된 경우는 네 지역이 있으며 서울동북과 경기서남만 통계적으로 의미 있는 것으로 나타났다. 그에 비해 중심지역의 동시 효과를 나타내는 c_0 의 계수를 살펴보면 경기남부, 인천동부, 인천서부를 제외하고는 모두 통계적으로 의미 있는 것으로 나타나 중심지역의 동시 효과가 시차 효과보다 강한 것으로 해석된다. 결과적으로 서울동남의 아파트 가격변화는 단기적으로 동시에 다른 지역에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 최종적으로, ‘중심지역인 서울동남지역의 아파트 가격이 외생적이다.’를 귀무가설로 하는 Hausman-Wu 검정 결과에 따르면 서울동북, 경기남부, 인천서부, 인천남부의 경우에는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 인천의 두 지역을 제외한 서울동북과 경기남부의 경우 서울동남 아파트 가격에 영향을 미칠 수 있는지 여부는 역시 시계열

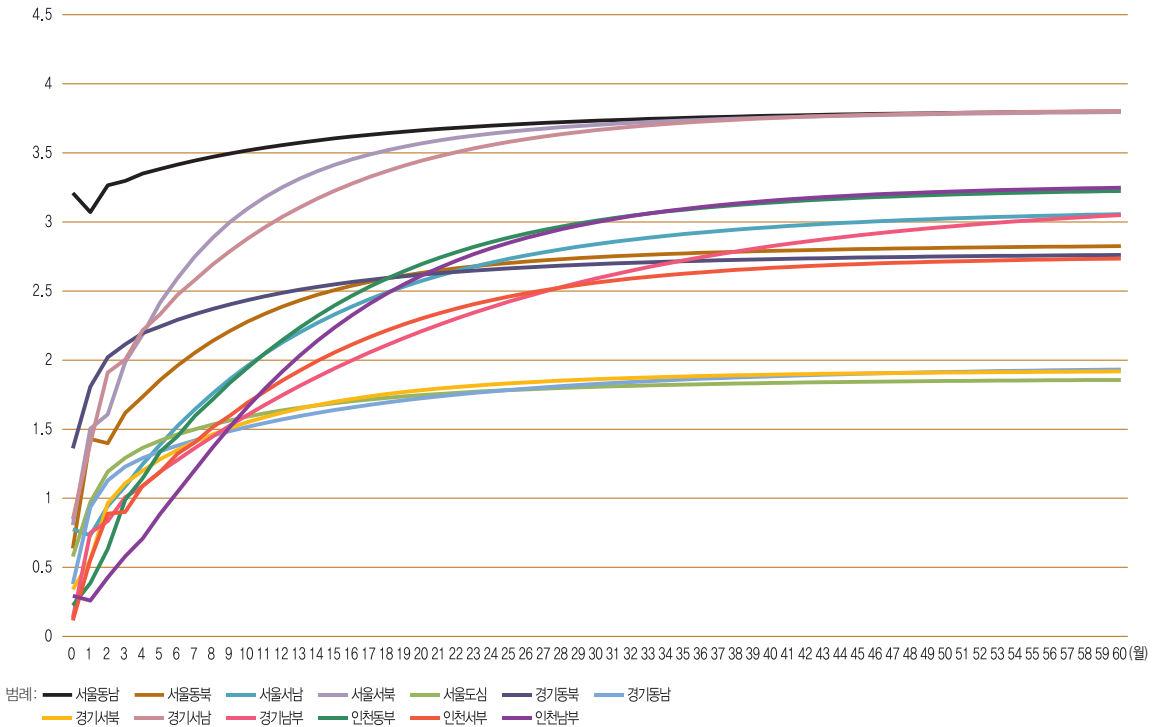
이 더 장기적으로 확보되게 되면 정확한 연구가 가능할 것으로 보인다.²⁶⁾

〈그림 8〉은 서울 동남지역을 중심지역으로 한 가격 파급 모형에서 서울 동남지역의 양(+)의 방향의 한 단위 표준오차 크기의 가격 충격에 대한 각 지역들의 누적 충격반응함수를 나타냈다. 일반적인 충격반응함수는 충격에 대하여 시간에 따른 각 변수들의 반응만을 나타내는 반면, 본고의 모형은 공간적인 개념을 도입하였으므로 충격반응함수는 두 가지 차원인 시간과 공간에서 분석이 가능하다. 서울 동남지역에서의 가격 충격은 확실히 다른 지역의 아파트 가격에 양의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난다. 초기 반응면에서는 경기동북이 가장 큰 반응을 보이거나 장기적으로 미치는 영향은 그리 크지 않은 반면에, 서울서북과 경기서남이 서울 동남지역의 가격충격에 장기적으로는 가장 큰 반응을 나타내고 있다. 그에 비해 지리적으로 가까운 서울서남이나 경기동남 혹은 경기남부는 초기 반응뿐만 아니라 장기적인 영향력 또한 다르게 전개되는 것으로 나타났다. 이에 따르면 서울동남의 아파트 가격 충격이 꼭 지리적으로 가깝지 않더라도 영향력이 존재한다는 사실을 보여주며 그 영향력의 크기 또한 지역마다 상당히 다른 모습을 보여주고 있다. 장기적으로 보면 서울동남, 서울서북, 경기서남이 같은 수준으로 장기 효과는 수렴하며, 인천남부와 인천동부가 또 다른 수준으로, 서울서남과 경기남부 역시 또 다른 수준으로, 서울동북, 경기동북, 인천서부 역시 또 하

26) 서울 동남지역 이외의 다른 지역을 중심지역으로 같은 분석을 실시하여 Hausman-Wu 검정을 실시해보면 서울 동남지역의 가격 보다 외생성이 강한 지역은 없는 것으로 나타났다.

〈그림 8〉

서울 동남지역의 가격 충격에 대한 누적 충격반응함수



나의 수준으로, 그리고 마지막으로 서울도심, 경기동남, 경기서북이 또 다른 하나의 수준으로 수렴하는 모습을 보인다.

서울 동남지역의 가격 충격에 대한 충격반응을 가격 충격이 발생한 동시기(0 시점)에 지역별로 보면, 서울 동남지역의 반응이 가장 크며 경기동북, 경기서남 등 경기권의 반응이 서울의 다른 지역보다 더 강한 것으로 나타난다. 가격 충격이 발생한 바로 다음 달(1 시점)에는 혼재된 결과를 보이는데, 서울동남, 서울서남

의 경우 상승세가 하락세로 반전하는 반면, 다른 서울 지역 및 경기 지역들은 어느 정도 상승 효과가 있는 것으로 나타난다. 다만 서울동북, 경기동남, 경기남부의 경우 가격 충격 당기보다 한 달 후에 가격 상승 효과가 더 큰 것으로 나타난다.

V. 결론

본 논고는 전반부에서 국토교통부의 아파트 실거래 가격과 Case-Shiller의 주택가격지수 방법을 이용하여 우리나라의 아파트 실거래 가격지수를 새롭게 추산하였다. 본고의 지수는 한국감정원의 아파트 실거래가 지수와 기초 데이터를 공유하고 있다. 그러나 한국감정원의 지수가 가격에 대한 가중치만을 고려하고 있는 반면에, 본고는 매매 시점 사이의 기간까지 고려하여 지수의 정확성을 제고하고 변동성을 더 잘 파악하는 것으로 나타나 향후 주택 관련 정책 수립에 있어 유용한 참고자료가 될 수 있을 것으로 기대된다.

또한 본고에서 새롭게 추산된 지수의 활용을 위하여, 동 지수를 바탕으로 아파트 가격이 중심지역으로부터 파급되는 모습을 고려한 가격파급 모형을 설정하고 강남 3구를 중심으로 한 서울 동남지역의 아파트 가격이 수도권 지역 아파트 가격에 어떤 영향을 미치는지를 분석해 보았다. 그 결과 서울 동남지역의 아파트 가격 변화가 나머지 서울 지역 및 수도권 지역에 미치는 단기적 효과가 큰 것으로 나타났다. 또한 충격 반응함수 분석에 따르면 서울 동남지역의 가격 충격이 다른 지역에 미치는 영향은 지역별로 상이한 것으로 나타났으나 뚜렷한 지리적 인접성의 증거는 없는 것으로 나타났다. 즉, 서울 동남지역과 가깝다고 해서 그 영향력이 큰 것은 아닌 것으로 나타났다. 한편, 서울 동남지역의 아파트 가격 변동이 다른 수도권 지역에

미치는 장기적인 영향의 증거는 뚜렷하지 않은 것으로 나타났다.

본고에서 추산한 새로운 지수는 한국감정원의 아파트 실거래가 지수가 반영하지 못하는 거래 간격에 따른 감가상각까지 고려함으로써 보다 정확한 아파트 가격지수 산정을 가능하게 하였다. 향후 추가적인 연구 과제로 본 방법을 전세와 월세 가격에도 적용하여 주택 가격 전체에 대한 실거래가 지수 추정을 확대해 보고자 한다. 전세와 월세 가격은 아파트 거래보다 유동성이 더 큰 거래들로서 가격파급 효과에 대한 분석을 더 세밀하게 할 수 있을 것으로 예상되며, 지리적인 접근성뿐만 아니라 통근·통학과 같은 비지리적인 요소들도 공간 매트릭스에 포함하여 아파트 가격 및 전세, 월세의 파급 효과를 분석하면 보다 더 흥미 있는 결과를 가져다 줄 것으로 기대된다. 또한 오차수정모형의 특성상 장기 시계열이 쌓이게 되면 보다 더 정확한 파급 효과 분석도 가능할 것으로 예상된다.

참고문헌

- 김중표 · 홍성진 (2013), 대도시 중심부 주택가격결정요인 연구, - 대구시 중구를 대상으로, *대경북연구* 12(2), 113~125
- 류강민 · 박유미 · 이창무 (2009), 비선형 회귀분석을 이용한 산술평균 반복매매지수 산정방법에 관한 연구, *주택연구* 17(4), 259-278
- 류강민 · 이상영 (2010), S&P/Case-Shiller 반복매매모형을 이용한 주택가격지수 산정에 관한 연구, *주택연구*, 18(2), 183-204
- 박운선 · 임병준 (2010), 헤도닉 가격모형을 활용한 아파트 가격결정요인 분석, - 서울시 및 부산시를 중심으로, *대한부동산학회지*, 28(2), 2010.12, 245-271
- Bailey, Martin J., Muth, Richard F., Nourse, H.O., 1963. A regression method for real estate price index construction. *Journal of the American Statistical Association* 58 (304), 933-942.
- Case, B., Pollakowski, H.O., Wachter, S.M., 1991. On choosing among house price index methodologies. *Real Estate Economics* 19 (3), 286-307.
- Case, B., Quigley, J.M., 1991. The dynamics of real estate prices. *The Review of Economics and Statistics*, 50-58.
- Case, K.E., Shiller, R., 1987. Prices of single-family homes since 1970: new indexes for four cities. *New England Economic Review*, 45-56.
- Case, K.E., Shiller, R.J., 1989. The efficiency of the market for single-family homes. *The American Economic Review*, 125-137.
- Clapp, J.M., Giaccotto, C., Tirtiroglu, D., 1991. Housing price indices based on all transactions compared to repeat subsamples. *Real Estate Economics* 19 (3), 270-285.
- Cliff, A., Ord, J.K., 1973. Spatial Autocorrelation. Pion, London
- Conley, T.G., Topa, G., 2002. Socio-economic distance and spatial patterns in unemployment. *Journal of Applied Econometrics* 17, 303-327.

- Englund, P., Quigley, J.M., Redfearn, C.L., 1998. Improved price indexes for real estate: measuring the course of Swedish housing prices. *Journal of Urban Economics* 44 (2), 171–196.
- Gatzlaff, D.H., Haurin, D.R., 1997. Sample selection bias and repeat-sales index estimates. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 14 (1–2), 33–50.
- Ghysels, E., Plazzi, A., Torous, W.N., Valkanov, R., 2012. Forecasting real estate prices. *Handbook of Economic Forecasting* 2.
- Goyal, S., 2007. *Connections: An Introduction to the Economics of Networks*. Princeton University Press.
- Hill, Carter R., Knight, John R., Sirmans, C.F., 1997. Estimating capital asset price indexes. *Review of Economics and Statistics* 79 (2), 226–233.
- Holly, S., Pesaran, M.H., Yamagata, T., 2010. A spatio-temporal model of house prices in the US. *Journal of Econometrics* 158, 160–173.
- Holly, S., Pesaran, M.H., Yamagata, T., 2011. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, 69, 2–23.
- Kelejian, H.H., Prucha, I., 1999. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review* 40, 509–533.
- Lee, L.F., 2004. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. *Econometrica* 72, 1899–1925.
- Nagaraja, C.H., Brown, L.D., Wachter, S.M., 2010. House price index methodology. Working Paper, University of Pennsylvania.
- Nagaraja, C.H., Brown, L.D., Zhao, L.H., 2011. An autoregressive approach to house price modeling. *The Annals of Applied Statistics* 5 (1), 124–149.

- Pesaran, M.H., Chudik, A., 2010. Econometric analysis of high dimensional VARs featuring a dominant unit. ECB working paper No. 1194, May 2010.
- Pesaran, M.H., 2006. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica* 74, 967–1012.
- Pesaran, M.H., Schuermann, T., Weiner, S., 2004. Modelling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. *Journal of Business and Economics Statistics* 22, 129–162.
- Quigley, J.M., 1995. A simple hybrid model for estimating real estate price indexes. *Journal of Housing Economics* 4 (1), 1–12.
- Rosen, S., 1974. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy* 82 (1), 34–55.
- Shiller, R.J., 2008. Derivatives markets for home prices. No. w13962. National Bureau of Economic Research.
- S&P/Case–Shiller Home Price Indices–Index Methodology, Nov. 2009. <http://www.standardandpoors.com/>
- Whittle, P., 1954. On stationary processes in the plane. *Biometrika* 41, 434–449.
- Wu, D.M., 1973. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica* 41, 733–750.