

아파트 매매가격의 지역 간 전이효과 : 일반화 예측오차 분산분해를 이용한 7개 대도시를 중심으로

Spillover Effects of Apartment Housing Prices across Cities : A Generalized Forecast Error Variance Decomposition for Seven Large Cities

이항용 Lee Hangyong¹⁾, 이진 Lee Jin²⁾

Abstract

This study examines spillover effects of apartment housing prices across seven large cities in Korea. Unlike the previous studies, we measure total spillover index, directional spillovers, and net spillovers in a systematic and comprehensive way under the generalized forecast error variance decomposition framework which is invariant to the variable ordering. The empirical results show that over 50% of total variability of apartment housing prices are explained by the spillover effects, suggesting that the apartment housing market is fairly interconnected across regions. The subsample results and the rolling regression analysis show that the direction of spillover has changed. In the 1986-1999 sample period, the spillovers from non-capital regions appear to be stronger, while the spillovers within the capital area and the spillovers from capital area to non-capital area have increased since 2000.

Keywords: Spillover Effect, Apartment Housing Price, Generalized Forecast Error Variance Decomposition, Capital Area

I. 서론

본 논문은 서울과 6개 광역시의 아파트 매매가격을 이용하여 지역 간 가격의 전이효과를 추정하는 것을 목적으로 한다. 가격의 전이효과는 전국 아파트 시장이 어느 정도 밀접하게 연관되어 있는지를 보여줌으로써 시장의 통합(integration) 또는 상관성

(interconnectedness) 정도를 파악할 수 있는 기준이 될 수 있다. 또한 지역별로 차별화된 주택정책이 다른 지역으로 어떻게 파급될 수 있는지를 가늠해 볼 수 있다.

지역 간 주택가격의 전이효과에 대한 연구는 과거에도 꾸준히 이루어져 왔다. 김의준 외(2000)는 수도권 아파트 매매가격의 지역 연관성을 연구하였고, 박

1) 한양대학교 경제금융대학 부교수(제1 저자) | Associate Prof., College of Economics and Finance, Hanyang Univ. | Primary Author | hl306@hanyang.ac.kr

2) 이화여자대학교 경제학과 부교수 | Associate Prof., Dept. of Economics, Ewha Womans Univ. | leejin@ewha.ac.kr

현수, 안지아(2009)는 서울의 25개 구별 자료를 이용하여 아파트 매매가격이 단기적으로 주변 지역의 매매시장 요인에 의해 크게 영향을 받고 있다는 결과를 제시하고 있다. 서승환(2007)은 강남구 아파트 매매가격의 변화가 인접지역의 가격에 영향을 주고 있다는 결과를 발견하였고, 문규현, 이동희(2011) 및 박해선, 김승년(2014)도 서울 강남구 주택가격이 전국 또는 인근지역 주택가격을 선도하고 있다는 결과를 제시하였다. 이러한 연구들은 대부분 VAR(벡터자기회귀, Vector Auto Regression) 모형을 추정 후 이를 바탕으로 그랜저 인과관계 검증(Granger Causality Test)이나 충격반응분석(Impulse Response Analysis) 또는 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)를 통해 지역 간의 전이효과를 분석하였다는 공통점이 있다.³⁾

본 논문에서도 VAR 모형을 사용한 예측오차 분산분해의 방법을 이용하였다. 그러나 기존 연구에서는 충격의 식별 과정에서 콜레스키 분해(Choleski Decomposition)를 이용한 데 비해 본 연구에서는 Koop, Pesaran, and Potter(1996) 및 Pesaran and Shin(1998) 등이 제안한 예측오차 분산분해(Generalized Forecast Error Variance Decomposition)를 이용하였다는 점에서 큰 차이가 있다. 콜레스키 분해는 외생성의 정도에 따라 변수의 순서를 정하게 되는데 이때 변수의 순서가 달라지면 결과도 달라지는 문제가 있다. 반면 예측오차 분산분해는 변수의 순서에 의해 영향을 받지 않는다는 장점이 있다.

본 논문은 금융시장의 전이효과를 분석한 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)의 방법론을 따랐으며, 다음과 같은 점에서 기존의 주택가격 전이효과에 대한 연

구와는 차별화되는 특징이 있다. 첫째, 본 논문에서는 7개 지역 간의 전이효과를 종합적으로 파악할 수 있는 전이효과 지수(spillover index)를 계산하였다. 이러한 전이효과 지수는 지역 아파트 매매시장의 통합 정도를 가늠하는 지표가 될 수 있다. 둘째, 본 논문은 어떤 한 지역의 가격 변동이 다른 지역의 가격 변동으로부터 전이되는 효과뿐 아니라 다른 지역으로 전이되는 정도를 동시에 추정함으로써 방향성을 고려한 전이효과를 추정하였다. 이를 통하여 수도권 지역과 비수도권 지역 간의 전이효과가 어떠한 방향으로 발생하였는지 살펴보았으며 동시에 수도권 및 비수도권 내에서의 전이효과도 분석하였다. 셋째, 기간별로 전이효과의 크기와 전이효과의 방향이 어떻게 변화하였는지를 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 예측오차 분산분해 및 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)에 따른 전이효과 추정방법에 관해 설명한다. III장에서는 전체 표본 및 두 개의 하위 표본에 대한 추정 결과를 제시한다. IV장에서는 표본을 이동하면서 전이효과를 추정하여 전이효과의 크기와 방향에 추세적인 특징이 있는지를 살펴본다. V장은 결론이다.

II. 방법론

다음과 같은 VAR 모형을 고려하자.

$$X_t = \sum_{j=1}^p \phi_j X_{t-j} + e_t, \\ E(e_t) = 0, E(e_t e_t') = \Omega \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이때 $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{mt})'$ 이고, X_{it} 는 t 시점에서 i 지

3) VAR 모형을 사용하는 대신 EGARCH 모형을 사용한 연구들도 있음. 이상경(2003)은 EGARCH 모형을 사용하여 서울 강남지역으로부터 수원 및 부산으로 가격 및 변동성의 전이효과가 존재함을 발견하였으며, 전해정(2013)도 강남에서 강북으로 매매 및 전세가격의 변동성 이전효과를 분석하였음. 최해림, 유정석(2013) 역시 2000~2011년 기간 중 변동성 전이효과를 확인하였음. 한편, 강임호, 조영진(2014)은 지역 간 아파트 매매가격들 간에 부분적으로 공적분관계가 있음을 보이고 있음.

역의 아파트 매매가격지수의 증가율이다. 본 연구의 분석대상은 서울 및 6개 광역시이므로 $m=7$ 이다. $e_t=(e_{1t}, \dots, e_{7t})'$ 는 평균이 0이고 분산-공분산 행렬이 Ω 로 주어진 오차항이며, Ω 의 (i, j) 번째 원소를 Ω_{ij} 로 표기한다. X_t 가 안정적인(stationary) 시계열이라는 가정하에 <식 1>은 다음과 같이 이동평균(moving average) 형태로 표현될 수 있다.

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} A_j e_{t-j} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

이때, $A_j = \Phi_1 A_{j-1} + \Phi_2 A_{j-2} + \dots + \Phi_p A_{j-p}$ 이며 $A_0 = I_m$ 이다.

이러한 축약형 VAR 모형으로부터 충격반응분석이나 예측오차 분산분해를 수행하기 위해서는 충격을 식별하는 과정이 필요한데, 가장 널리 사용되는 식별 방법은 오차항의 분산-공분산 행렬을 콜레스키 분해를 통하여 오차항 e_t 를 직교화된 충격(orthogonalized shock)들로 만드는 방법이다. 이러한 방법은 변수들 사이에 외생성의 정도에 따른 인과순서(causal ordering)가 명확할 때 적절한 방법이 될 수 있다. 그러나 본 연구에서는 모형을 구성하는 변수들이 7개의 서로 다른 지역의 매매가격 상승률이므로 이론적, 경험적으로 인과관계를 가정하는 것이 쉽지 않다. 따라서 본 연구에서는 변수의 순서에 영향을 받지 않는 동태적 분석방법을 연구한 Koop, Pesaran, and Potter(1996)와 Pesaran and Shin(1998) 등이 제안한 예측오차 분산분해를 이용하기로 한다.

Pesaran and Shin(1998)에 의하면 e_t 가 다변수 정규분포(multivariate normal distribution)를 따른다는 가정하에서 t 기에 j 번째 변수에 표준편차만큼의 충격이 가해졌을 때 미래의 X_{t+h} 에 미치는 영향 $GI(h)$ 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$GI(h) = \Omega_{jj}^{-1/2} A_h \Omega v_j \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

여기에서 Ω_{jj} 는 분산-공분산 행렬 Ω 의 j 번째 대각원소이며, v_j 는 j 번째 원소는 1의 값을 갖고 나머지는 0의 값을 갖는 $m \times 1$ 열벡터로 선택지수(selection indicator)라고 부를 수 있다.

이로부터 예측오차 분산분해를 유도할 수 있다. 예측오차 분산분해는 어느 변수의 미래의 예측오차 분산이 자신 및 다른 변수들의 충격에 의해 어느 정도 설명되는지를 구분하여 살펴볼 수 있는 분석 방법이다. 구체적으로, i 번째 변수의 h 기 이후의 예측오차 분산이 j 번째 변수의 충격에 의해 설명되는 정도를 $\theta_{ij}^o(h)$ 로 표기하고 다음과 같이 정의한다.

$$\theta_{ij}^o(h) = \frac{\Omega_{ii}^{-1} \sum_{s=0}^h (v_i' A_s \Omega v_j)^2}{\sum_{s=0}^h v_i' A_s \Omega A_s' v_i}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

벡터자기회귀 모형으로부터 $m \times m$ 행렬, $\theta_{ij}^o(h)$ 를 추정할 수 있고 이를 $\theta^o = [\theta_{ij}^o(h)]$ 로 표기한다. 행렬 θ^o 의 대각 행렬(diagonal terms)은 각 변수의 변동성이 자신의 충격으로부터 설명되는 정도를 나타내며, 비대각 행렬(off-diagonal terms)의 값은 자신을 제외한 다른 변수들의 충격으로부터 설명되는 정도를 의미한다.⁴⁾

한편, 예측오차 분산분해에서는 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^o(h) = 1$ 이므로 θ_{ij}^o 를 θ^o 행렬의 각 행의 합을 1이 되도록 다음과 같이 정규화한다.

$$\theta_{ij}(h) = \frac{\theta_{ij}^o}{\sum_{j=0}^m \theta_{ij}^o} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

4) 행렬 θ 는 일반적으로 대칭행렬이 아님.

이때 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij}(h) = 1$ 이고 $\sum_{i,j=1}^m \theta_{ij}(h) = m$ 이 된다.

Diebold and Yilmaz(2012)는 비대각 행렬의 값들의 합과 행렬의 모든 원소의 합을 전이효과 지수(Spill Over Index: SI)로 정의하였다. 이는 VAR 모형을 구성하는 각 변수가 자신을 제외한 다른 변수들의 충격에 의해 영향을 받는 비율을 측정한다고 볼 수 있으며 따라서 7개 지역 아파트 매매가격 상승률의 총 전이효과 크기가 된다. 전이효과 지수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$SI = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \theta_{ij}}{\sum_{i,j=1}^m \theta_{ij}} \times 100 \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

예측오차 분산분해는 변수의 순서와 무관하게 구해지므로 각각의 변수별로 방향성을 고려한 전이효과(directional spillover)를 계산할 수 있다. 우선, i 번째 변수가 자신을 제외한 다른 변수들로부터 영향을 받는 전이효과를 $SI(i, \cdot)$ 라고 하면 이는 θ 행렬에서 i 번째 행(row)에서 θ_{ii} 를 제외한 원소들의 합으로 정의된다. Diebold and Yilmaz(2012)는 이를 다시 θ 행렬의 모든 원소의 값들을 더한 값으로 나누어주었다. 그러나 실제적으로 행렬의 모든 원소의 값들을 모두 더하면 m 이 되므로 각 변수의 $SI(i, \cdot)$ 를 구하는 과정에서 상수로 나누어주는 것이 큰 의미는 없다. Diebold and Yilmaz(2012)에 따르면 $SI(i, \cdot)$ 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$SI(i, \cdot) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \theta_{ij}}{\sum_{i,j=1}^m \theta_{ij}} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \theta_{ij}}{m} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

마찬가지 방법으로 j 번째 변수가 자신을 제외한 다른 변수들에 미치는 영향을 나타내는 전이효과인

$SI(\cdot, j)$ 는 θ 행렬에서 j 번째 열(column)에서 θ_{jj} 를 제외한 요소들의 합으로 정의될 수 있다. Diebold and Yilmaz(2012)에서처럼 이를 θ 행렬의 모든 원소를 모두 더한 값으로 나누어준 값으로 $SI(\cdot, j)$ 를 정의하면 다음과 같다.

$$SI(\cdot, j) = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^m \theta_{ij}}{\sum_{i,j=1}^m \theta_{ij}} = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^m \theta_{ij}}{m} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

방향성을 고려한 전이효과를 계산하고나면 이로부터 어떤 지역의 순 전이효과(net spillover effect)를 계산할 수 있다. 즉, 어떤 지역 i 의 순 전이효과는 j 지역이 다른 지역들로부터 받게 되는 전이효과에서 다른 지역으로 전이되는 효과를 차감한 것이다. 즉, 다음과 같다.

$$\text{순 효과} = SI(\cdot, i) - SI(i, \cdot) \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

III. 추정 결과

1. 자료와 기초 통계량

분석에 사용된 자료는 KB국민은행의 계절 조정된 서울 및 6개 광역시의 아파트 매매가격 지수이며, 분석 기간은 1986년 1월부터 2014년 1월까지이다. 먼저 <표 1>을 통하여 각 지역의 아파트 매매가격 상승률의 기초통계량을 간단히 살펴보면 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다. 첫째, 분석 기간 중 매매가격 상승률의 평균은 서울과 부산에서 가장 높았던 반면 광주에서 가장 낮았다. 반면, 중간값은 울산에서 가장 크게 나타나고 있으며 대구가 가장 작은 값을 보이고 있다. 둘째, 매매가격 상승률의 표준편차는 서울에서 가장 높아서 서울의 아파트 가격의 변동성이 가

표 1 _아파트 매매가격 상승률의 기초통계량

구분	서울	인천	부산	대구	대전	광주	울산
평균	0.436	0.353	0.441	0.363	0.316	0.301	0.392
중간값	0.195	0.112	0.129	0.097	0.172	0.120	0.216
표준편차	1.394	1.237	1.325	1.390	1.193	1.073	1.112
시차상관계수	0.653	0.637	0.678	0.551	0.525	0.459	0.395

장 큰 것으로 나타났으며 반대로 광주의 가격 변동성이 가장 작았다. 셋째, 매매가격 상승률의 지속성을 보여주는 시차상관계수(serial correlation)는 서울, 인천, 부산이 상대적으로 높았으며 울산에서 가장 작게 나타났다.

2. 전체 표본 분석 결과

먼저 1986년 1월부터 2014년 1월까지의 전체 표본 기간에 대하여 7 변수 VAR 모델을 추정하였으며 이때 모형의 시차는 1로 하였다.⁵⁾ VAR 추정으로부터 아파트 매매가격 변화율의 전이효과를 계산한 결과는 <표 2>에 정리되어 있다.⁶⁾ 이 예측오차 분산분해의 결과는 앞서 <식 3>에서 볼 수 있듯이 각 변수의 표준편차만큼의 충격에 따른 일반화된 충격 반응함수로부터 도출된 것이다. <표 2>의 1번째에서 7번째까지의 행 및 열의 (7×7) 행렬은 앞 장에서 설명한 예측오차 분산분해의 결과인 θ 행렬에 해당한다. 이때 행렬의 i 번째 행과 j 번째 열에 해당하는 셀은 θ_{ij} 이며 이는 j 번째 지역이 i 번째 지역에 미치는 영향을 의미하게 된다. 따라서 행렬의 대각(diagonal) 요소인 $\theta_{ii}(i=1, \dots, 7)$ 는 각 지역이 자기 자신에게 미치

는 영향을 의미하고, 비대각(off-diagonal) 요소인 $\theta_{ij}(i \neq j)$ 는 전이효과를 나타낸다.

<표 2>의 8번째 열은 각각의 행에 비대각 셀들을 모두 더한 것으로 각 지역이 다른 지역으로부터 받게 되는 전이효과 크기를 나타낸다. 즉, 서울의 경우 8번째 열에 표시된 값은 $\sum_{j=2}^7 \theta_{1j}$ 가 된다. 이와 마찬가지로 8번째 행은 각각의 열에서 비대각 셀들을 모두 더한 것으로 각 지역이 다른 지역에 미치는 전이효과를 의미하게 된다. 서울의 경우를 예로 들면, 이는 $\sum_{i=2}^7 \theta_{i1}$ 로 계산된 값이다. 8번째 행의 괄호 안의 값들은 대각 셀을 포함한 각 열을 모두 더한 값에서 다른 지역에 미치는 전이효과가 차지하는 비중을 나타낸다. 다시 서울의 경우를 보면, 괄호 안의 값은 $\sum_{i=2}^7 \theta_{i1} / \sum_{i=1}^7 \theta_{i1}$ 이 된다. 마지막으로 8번째 행의 8번째 열에 표시되어 있는 값은 8번째 열의 합(column sum) 또는 8번째 행의 합(row sum)으로 비대각 셀들의 값을 모두 더한 전체 전이효과 크기를 보여주고 있다. 그리고 괄호 안의 값은 전체 전이효과를 대각 부분을 포함한 전체 요소를 더한 값으로 나누어 준 것으로 전체 전이효과를 백분율로 표시한 아파트 매매가격의 전이효과 지수라고 할 수 있다.⁷⁾

먼저, <표 2>를 통하여 두 지역 간의 전이효과를

5) 최대 시차의 수를 8로 제한한 상황에서 SC(Schwarz Information Criterion) 기준에 따른 경우 최적 시차는 1로 판명되었으며 AIC(Akaike Information Criterion)의 경우에는 8로 나타났다. AIC 기준의 경우 최대 시차를 늘려갈수록 최적 시차의 값이 증가하는 결과가 나타난 반면, SC 기준의 경우에는 최대 시차와 관계없이 최적 시차가 1로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 SC 기준에 따라 시차의 수를 1로 설정하였음.

6) 예측 기간은 12개월로 설정하였음. VAR 추정 결과는 지면 관계상 생략하고 독자의 요청이 있을 경우 개별적으로 제공하기로 함.

표 2 _ 아파트 매매가격의 지역 간 전이효과 1

(표본 기간: 1986. 1~2014. 1)

구분	서울	인천	부산	대구	대전	광주	울산	전이효과 : from others
서울	0.437	0.114	0.092	0.172	0.052	0.054	0.079	0.563
인천	0.233	0.324	0.065	0.150	0.043	0.091	0.093	0.676
부산	0.124	0.015	0.365	0.280	0.046	0.081	0.089	0.635
대구	0.136	0.032	0.112	0.545	0.010	0.111	0.053	0.455
대전	0.154	0.019	0.104	0.176	0.418	0.067	0.062	0.582
광주	0.070	0.009	0.080	0.228	0.004	0.502	0.107	0.498
울산	0.098	0.018	0.057	0.118	0.016	0.044	0.649	0.351
전이효과 : to others	0.815 (0.651)	0.207 (0.389)	0.511 (0.584)	1.123 (0.673)	0.171 (0.290)	0.448 (0.472)	0.483 (0.426)	3.758 (53.692)

주: 괄호 안의 값은 대각 셀을 포함한 각 열을 모두 더한 값에서 다른 지역에 미치는 전이효과가 차지하는 비중을 나타냄.

비교해 볼 수 있다. 행렬의 각 요소를 살펴보면 대구의 매매가격 변화가 부산에 미치는 전이효과가 0.280으로 가장 크게 나타났으며, 다음으로 서울이 인천에 미치는 효과가 0.233으로 추정되었다. 반면, 대전과 인천이 광주의 매매가격에 미치는 전이효과는 0.01이하로 추정되어 가장 작은 것으로 나타났다.

〈표 2〉의 마지막 열을 통하여 다른 지역으로부터의 전이효과의 정도를 살펴보면 인천과 부산이 상대적으로 다른 지역으로부터 영향을 많이 받았던 반면 울산이 가장 작게 영향을 받았던 것으로 나타났다. 인천의 아파트 매매가격 변동은 인천 자체의 변동에 의해 설명되는 부분이 약 32.4%에 불과하고 다른 지역의 변동에 의해 설명되는 전이효과 부분이 67.6%로 추정되었다. 반면, 울산의 아파트 매매가격 변동은 35.1%가 다른 지역의 가격 변동에 의해 설명되는 반면, 64.9%가 자기 자신의 변동에 의해 설명되었다.

이번에는 〈표 2〉의 마지막 행을 통하여 다른 지역으로의 전이효과 크기를 지역별로 비교해보면 대구

의 영향이 가장 컸던 것으로 추정되었으며 다음으로 서울의 영향이 큰 것으로 나타났다. 반면, 대전, 인천의 순으로 다른 지역에 미치는 전이효과가 작은 것으로 추정되었다. 대구의 다른 지역으로의 전이효과는 1.123으로 이는 자기 지역에 미치는 영향까지 포함한 전체 영향력의 67.3%에 해당된다. 이에 비해, 대전의 아파트 매매가격 변동은 다른 지역에 미치는 전이효과가 0.171에 불과하였다.

한편, 마지막 행에 표시된 다른 지역으로의 전이효과에서 마지막 열에 표시된 다른 지역으로부터의 전이효과를 차감하면 각 지역의 순 전이효과를 계산할 수 있다. 순 전이효과의 크기를 비교해보면 대구가 0.669(=1.123-0.455), 서울이 0.252(=0.815-0.563)의 순으로 크고, 인천이 -0.469(=0.207-0.676), 대전이 -0.410(=0.171-0.582)의 순으로 가장 작은 것으로 나타났다.⁸⁾

마지막으로 전체 전이효과는 3.758로 나타났는데 이는 행렬의 대각 부분까지 포함한 전체 셀 합인 53.692%

7) 대각 부분을 포함한 전체 셀을 더한 값은 정의상 7이 됨. 따라서 전이효과는 비대각 셀들의 합을 7로 나눈 것이 됨.

8) 각 지역의 순 전이효과를 모두 더하면 0이 됨.

표 3 _ 아파트 매매가격의 지역 간 전이효과 2

(표본기간: 1986. 1~1999. 12)

구분	서울	인천	부산	대구	대전	광주	울산	파급효과 : from others
서울	0.310	0.059	0.141	0.257	0.064	0.096	0.074	0.690
인천	0.182	0.165	0.098	0.243	0.035	0.160	0.116	0.835
부산	0.136	0.016	0.335	0.311	0.023	0.081	0.098	0.665
대구	0.115	0.026	0.140	0.538	0.008	0.125	0.049	0.462
대전	0.196	0.025	0.120	0.211	0.298	0.085	0.066	0.702
광주	0.083	0.015	0.077	0.242	0.003	0.465	0.114	0.535
울산	0.075	0.014	0.096	0.163	0.016	0.059	0.576	0.424
파급효과 : to others	0.788 (0.718)	0.154 (0.484)	0.672 (0.667)	1.427 (0.726)	0.149 (0.334)	0.606 (0.566)	0.517 (0.473)	4.314 (61.624)

주: 괄호 안의 값은 대각 셀을 포함한 각 열을 모두 더한 값에서 다른 지역에 미치는 전이효과가 차지하는 비중을 나타냄.

에 해당한다. 즉, 7개 지역의 아파트 매매가격 변동의 약 50% 이상이 전이효과에 의해 설명된다고 볼 수 있다. 이러한 결과를 통해 우리나라의 아파트 매매시장이 상당한 정도로 통합되어 있다고 해석될 수 있다.

3. 2000년 전후 기간의 전이효과 비교

전이효과의 절대적, 상대적 크기는 기간에 따라 일정하지 않을 수 있다. 따라서 표본 기간을 두 기간으로 나누어 전이효과가 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 표본 기간은 1986년 1월부터 1999년 12월까지의 2000년 이전 기간과 2000년 1월부터 2014년 1월까지의 2000년 이후 기간으로 구분하였다. 이러한 기간 구분은 어떤 엄밀한 경제적, 통계적 이유에 의한 것은 아니지만 대략적으로 1997~1998년의 외환위기 이후 은행의 행태 변화 시점을 기준으로 하였다고 볼 수 있다. 외환위기 이전에는 주로 저축과 자기자금에 의해 주택을 구입하였던 반면, 외환위기가 수습된 이후에는 차입에 의해 주택구입이 용이한 상

황이 전개되었다. 즉, 외환위기의 극복 과정에서 은행의 구조조정이 이루어진 후인 2000년대에 이르러 은행들은 기업대출보다는 가계대출, 특히 부동산 담보대출에 집중하기 시작하였는데 이러한 금융적인 환경변화를 고려하였다.⁹⁾ 또한 이러한 기간 구분에 따르면 두 기간의 표본수가 비슷해지는 장점이 있다.

먼저 <표 3>은 2000년 이전 기간에 대한 추정 결과를 보여주고 있다. <표 3>을 살펴보면 전반적으로 전체 표본의 결과와 질적으로 매우 유사함을 발견할 수 있다. <표 3>의 마지막 열에 표시된 다른 지역으로부터의 전이효과를 보면 전체 표본에서와 마찬가지로 인천이 가장 크고 울산이 가장 작게 나타나고 있다. 또한 마지막 행의 다른 지역으로의 전이효과도 전체 표본에서처럼 대구에서 가장 크고 서울이 두 번째로 크며 인천이 가장 작게 추정되었다. 순 전이효과 역시 대구, 서울의 순으로 크며 인천, 대전의 순으로 작게 나타나고 있다. 전체 전이치수는 61.624로 추정되었다.

반면 <표 4>의 2000년 이후 기간에 대한 분석 결

9) 한국은행(2012)은 외환위기 이후 은행 경영전략이 가계대출을 우선시하는 방향으로 선회하였다고 분석하였음.

표 4_ 아파트 매매가격의 지역 간 전이효과 3

(표본기간: 2000. 1~2014. 1)

구분	서울	인천	부산	대구	대전	광주	울산	파급효과 : from others
서울	0.609	0.238	0.011	0.032	0.031	0.001	0.078	0.391
인천	0.432	0.427	0.014	0.023	0.019	0.004	0.082	0.573
부산	0.131	0.086	0.21	0.063	0.438	0.028	0.045	0.79
대구	0.214	0.042	0.009	0.627	0.067	0.016	0.025	0.373
대전	0.135	0.049	0.03	0.044	0.713	0.006	0.023	0.287
광주	0.562	0.304	0.011	0.031	0.028	0.026	0.038	0.974
울산	0.345	0.171	0.014	0.018	0.036	0.006	0.41	0.59
파급효과 : to others	1.818 (0.749)	0.89 (0.676)	0.09 (0.299)	0.211 (0.252)	0.618 (0.465)	0.06 (0.698)	0.291 (0.415)	3.978 (56.830)

주: 괄호 안의 값은 대각 셀을 포함한 각 열을 모두 더한 값에서 다른 지역에 미치는 전이효과가 차지하는 비중을 나타냄.

과는 전체 표본 및 2000년 이전 기간의 표본에 비해 매우 다른 모습을 보여주고 있다. <표 4>의 마지막 열을 보면 2000년 이후의 기간에서는 다른 지역으로부터의 전이효과가 가장 큰 지역은 광주로 나타났다. 광주의 아파트 가격 변동은 다른 지역의 변동으로 설명되는 부분이 97.4%에 이르고 있는데 특히 서울과 인천의 영향을 크게 받은 것으로 추정되었다. 이와는 반대로 대전 및 대구의 아파트 가격 변동은 각각 28.7%와 37.3%만이 다른 지역의 가격 변동에 의한 전이효과에 의해 설명되는 것으로 나타났다.

<표 4>의 마지막 행에 표시된 다른 지역으로의 전이효과도 2000년 이전과는 크게 다른 것을 알 수 있다. 2000년 이전 기간에서는 대구로부터의 전이효과가 가장 크게 추정되었으나 2000년 이후에는 전이효과가 0.211로 나타나 대구의 영향력이 크게 감소한 것을 확인할 수 있다. 그 대신 2000년 이후의 기간에는 서울로부터의 전이효과가 1.818로 추정되어 압도적으로 높게 나타나고 있다. 인천의 경우에도 다른 지역에 미치는 전이효과가 0.890으로 나타나 서울 다음으로 높게 추정되었다. 반면 다른 지역으로의 전이효과가 가장 작은 지역은 광주로 나타났다.

순 전이효과에의 경우에도 서울이 1.427로 가장 높았고 다음으로 인천이 0.317이었으며 광주가 -0.914로 가장 낮게 추정되었다. 광주는 다른 지역에 미치는 전이효과는 0.060에 불과한 데 비해 다른 지역으로부터의 전이효과는 매우 커서 순 전이효과가 크게 낮은 것으로 나타났다. 한편, 2000년 이후 기간의 전체 전이지수는 56.830으로 2000년 이전 기간에 비해 소폭 감소하였다.

4. 수도권과 비수도권의 전이효과

<표 3>과 <표 4>를 통한 분석으로부터 서울과 인천이 다른 지역에 미치는 전이효과는 2000년 이후 확대된 반면 다른 지역으로부터의 전이효과는 축소되었음을 알 수 있다. 이러한 결과는 전국의 아파트 매매시장에서 수도권의 영향력이 전반적으로 확대되었음을 시사하고 있다. 이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위하여 7개 지역 중 서울과 인천을 수도권으로 정의하고 나머지 5개 지역을 비수도권으로 정의하여 2000년 전후로 수도권과 비수도권의 전이효과를 계산해 보았다.

표 5 _ 수도권과 비수도권의 전이효과

구분	1986. 1~1999. 12		2000. 1~2014. 1	
	from 수도권	from 비수도권	from 수도권	from 비수도권
to 수도권	0.241 (0.120)	1.285 (0.129)	0.670 (0.335)	0.295 (0.029)
to 비수도권	0.701 (0.070)	2.087 (0.124)	2.038 (0.204)	0.976 (0.049)

주: 괄호 안의 값은 대각 셀을 포함한 각 열을 모두 더한 값에서 다른 지역에 미치는 전이효과가 차지하는 비중을 나타냄.

수도권에서 수도권으로의 전이효과는 서울이 인천에 미치는 영향과 인천이 서울에 미치는 영향의 합으로 <표 3>과 <표 4>를 통해 $\theta_{12} + \theta_{21}$ 로 정의된다. 수도권에서 비수도권으로의 전이효과는 $\sum_{i=3}^7 (\theta_{i1} + \theta_{i2})$ 로 표현될 수 있고, 비수도권에서 수도권으로의 전이효과는 $\sum_{j=3}^7 (\theta_{1j} + \theta_{2j})$ 로 계산될 수 있다. 마지막으로 비수도권에서 비수도권으로의 전이효과는 $\sum_{i=3}^7 \sum_{j=3}^7 \theta_{ij} - \sum_{i=3}^7 \theta_{ii}$ 이다. 이와 같은 수도권과 비수도권의 전이효과들의 값을 모두 더하면 <표 3>과 <표 4>의 전체 전이효과와 같게 된다.

이와 같이 계산된 기간별 수도권과 비수도권 간의 전이효과는 <표 5>에 제시되어 있다. 한편, 각각의 기간 내에서 수도권과 비수도권의 영향을 비교할 때에는 <표 5>의 전이효과 크기를 직접 이용할 수 없다. 그 이유는 <표 5>는 <표 3>과 <표 4>로부터 계산되었는데 이때 합산되는 요소의 개수가 다르기 때문이다. 수도권에서 수도권으로의 전이효과는 서울에서 인천으로의 전이효과와 인천에서 서울로의 전이효과라는 두 개의 요소의 값을 더한 것인데 비해 비수도권에서 비수도권으로의 전이효과는 모두 5개 지역 내에서의 전이효과이므로 총 20개의 요소를 더한 값이 된다. 수도권에서 비수도권으로의 전이효과 및 비수도권에서 수도권으로의 전이효과도 각각 10개의 요소를 합하여 계산되었다. 따라서 <표 5>의 전이효과를 합산에 사용된 요소의 개수로 나누어준 평균 전이효과를 구하여 비교할 필요가 있다. 이와 같이 계산된 평균 전이효과는 <표 5>의 괄호 안에 제

시되어 있다.

<표 5>를 통하여 두 기간에 대한 결과를 비교해보면 수도권의 영향이 크게 상승한 반면 비수도권의 영향은 감소한 것을 확인할 수 있다. 수도권에서 수도권으로의 전이효과는 2000년 이전에는 0.241인데 비해 2000년 이후에는 0.670으로 증가하였으며, 수도권에서 비수도권으로의 전이효과도 0.701에서 2.038로 세 배 가까이 증가하였다. 반면, 비수도권에서 수도권으로의 전이효과는 2000년 이전에는 1.285이었던가 2000년 이후의 기간에서는 0.295로 크게 감소하였고, 비수도권 내에서의 전이효과도 절반 이하로 감소하였다. 이와 같이 2000년대 들어 수도권 아파트 가격의 충격이 다른 지역의 가격 변동으로 전이되는 정도가 과거에 비해 큰 폭으로 상승한 반면 비수도권 지역의 전이효과는 하락하였음을 확인할 수 있다. 즉, 두 기간에 대한 분석 결과 전체 전이효과의 크기는 두 기간에서 큰 차이를 보이고 있지 않음에도 불구하고 전이효과의 방향성은 크게 달라졌음을 보여주고 있다.

다음으로 <표 4>의 괄호 안에 표시된 수도권과 비수도권의 평균 전이효과를 살펴보면 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다. 우선 2000년대 이전에는 수도권에서 비수도권으로의 평균 전이효과는 0.070으로 다른 방향의 전이효과에 비해 다소 작은 것으로 나타났다. 반면, 수도권에서 수도권으로의 평균 전이효과, 비수도권에서 수도권으로의 평균 전이효과, 그리고 비수도권에서 비수도권으로의 평균 전이효과는

모두 0.120~0.129로 큰 차이를 보이고 있지 않았다. 이에 비해 2000년 이후의 기간에서는 수도권 내에서의 평균 전이효과가 0.335로 가장 크게 나타나 서울과 인천 간의 전이효과가 상대적으로 강하였음을 보여주고 있다. 또한 수도권에서 비수도권으로의 평균 전이효과도 0.204로 비수도권에서 수도권으로의 평균 전이효과인 0.029나 비수도권 내에서의 평균 전이효과인 0.049에 비해 훨씬 큰 것으로 계산되었다.

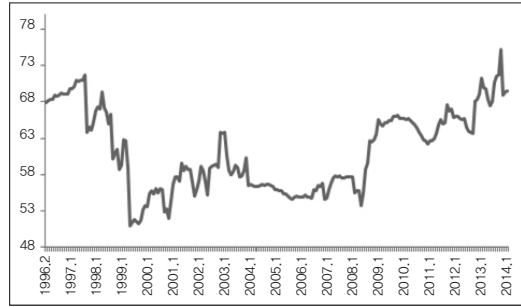
IV. 전이효과의 변화 추세

2000년 이전과 이후의 두 개의 하위표본 분석 결과가 보여주듯이 지역 간 전이효과는 기간에 따라 다르게 나타날 가능성이 높다. 이와 같은 전이효과의 변화 추세를 연속적으로 살펴보기 위하여 표본을 이동(rolling)하면서 전이효과를 추정하였다. 먼저 1986년 2월부터 1996년 1월까지 10년의 기간에 대한 전이효과를 추정한 후, 10년의 표본수를 일정하게 유지한 상태에서 표본 기간을 1개월씩 이동시키면서 전이효과에 어떠한 추세적인 변화가 발생하였는지를 살펴보았다.

〈그림 1〉은 이러한 방법으로 추정된 전체 전이효과 지수의 변동 추이를 보여주고 있다. 전이효과 지수는 1997년 초의 약 70% 수준에서 1999년 5월에는 51.0%까지 하락하는 모습을 보였다.¹⁰⁾ 이후 2000년대 중반에는 비교적 안정적인 모습을 보이다가 2000년대 후반부터 다시 상승하기 시작하여 최근에는 다시 70% 내외 수준에 이르고 있다.

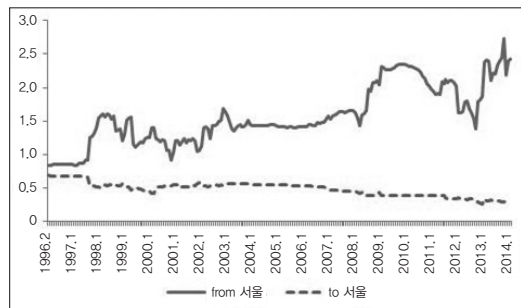
앞 장의 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 발견된 가장 큰 특징 중 하나는 서울의 아파트 가격이 다른 지역에 미치는 영향은 커진 반면, 다른 지역으로부터 받는 영향의 정

그림 1 _ 전이효과 지수의 변화 추이



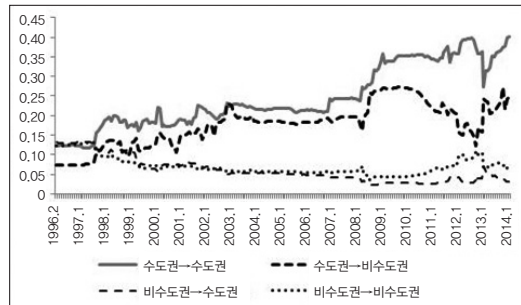
주: 가로축의 시점은 10년 표본의 마지막 시점을 의미함.

그림 2 _ 서울의 전이효과 변화 추이



주: 가로축의 시점은 10년 표본의 마지막 시점을 의미함.

그림 3 _ 수도권과 비수도권의 평균 전이효과 변화 추이



주: 가로축의 시점은 10년 표본의 마지막 시점을 의미함.

도는 작아졌다는 점이였다. 이러한 점을 확인하기 위하여 〈그림 2〉에서는 서울의 전이효과의 추이를 살펴보았다. 먼저 다른 지역의 가격 변동이 서울에 미

10) 10년의 구간을 유지한 상태에서 표본을 이동하면서 전이효과를 계산하였으므로 1999년 5월은 1989년 6월에서 1999년 5월의 기간을 의미함.

치는 전이효과는 시간이 지남에 따라 감소하는 모습을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 즉, 서울의 아파트 가격 변동은 시간이 지남에 따라 점차 다른 지역의 가격 변동에 의해 설명되는 부분이 상대적으로 줄어들고 있다. 반면, 서울이 다른 지역에 미치는 전이효과, 즉 다른 지역의 아파트 가격 변동이 서울의 가격 변동에 의해 설명되는 부분은 2000년대 후반의 표본이 포함되면서 급격하게 높아진 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 <표 5>에서 살펴본 바와 같이 수도권과 비수도권으로 구분하여 전이효과의 변화 추이를 살펴보았다. <그림 3>은 <표 5>의 괄호 안에 표시된 것처럼 평균 전이효과를 보여주고 있다. <그림 3>을 보면 우선 수도권에서 수도권으로의 전이효과가 가파르게 증가해 왔음을 알 수 있다. 1990년대 중반에 0.12 수준에 불과하였던 수도권 내의 평균 전이효과는 이후 꾸준한 증가세를 보였으며, 특히 2000년대 후반의 자료가 포함되면서 0.4 내외까지 크게 상승하였다.

수도권에서 비수도권으로의 평균 전이효과는 1997년 중반까지만 해도 0.07 정도로 다른 방향의 전이효과에 비해 낮은 수준이었다. 그러나 이후 수도권 내의 전이효과와 마찬가지로 빠르게 증가하는 추세를 보이고 있다. 다만 2010~2012년 말에 단기적으로 하락하였으나 최근에는 약 0.25 수준까지 다시 상승하는 모습을 보였다.

이에 비해 비수도권에서 수도권으로의 전이효과는 2000년대 초반까지 완만한 감소추세를 보인 후 0.03~0.04 내외에서 안정된 모습을 나타내고 있으며 비수도권에서 비수도권으로의 전이효과도 2011~2012년에 잠시 상승한 것을 제외하면 대체로 비수도권에서 수도권으로의 전이효과와 유사한 모습을 보이고 있다.

V. 결론

본 논문은 서울과 6개 광역시의 아파트 매매가격을 이용하여 지역 간 전이효과를 살펴보았다. 기존의 연구들에서는 출레스키 분해를 이용하여 서울의 강남 등 특정 지역의 가격 변동이 다른 지역에 미치는 한 방향만의 영향만을 분석하였다. 이러한 방법은 동시에 강남의 가격이 다른 지역에 영향을 주지만 반대는 성립하지 않는다는 가정에 기초하고 있으므로 VAR 모형에서 변수의 순서에 따라 결과가 달라질 수 있다는 문제가 있다. 이에 비해 본 논문에서는 예측오차 분산분해를 사용함으로써 변수의 순서와 상관없이 7개 지역 간 상호 영향을 함께 추정함으로써 가격 변동의 지역 간 전이효과를 체계적, 종합적으로 파악하였다. 이를 통해 하나의 분석 틀 안에서 지역 간 전이효과의 방향성뿐 아니라 그 상대적 크기도 비교하였다는 점에서 본 연구의 의의가 있다고 볼 수 있다.

분석 결과에 따르면, 7개 지역 간 상호 전이효과는 상당히 높은 수준이며 전체 지역의 가격 변동의 절반 이상이 전이효과에 의해 설명되고 있다. 한편, 이러한 전체 전이효과의 크기는 시간에 따라 변동하고 있으며 최근에는 상승하고 있는 추세를 보이고 있다. 한편, 전이효과의 방향은 기간에 따라 큰 차이를 보여주고 있다. 2000년 이전의 기간에서는 비수도권으로부터의 전이효과가 수도권으로부터의 전이효과보다 오히려 더 크게 나타났으나, 2000년 이후의 기간에서는 수도권의 영향력이 훨씬 더 크게 추정되었다. 기존의 연구들이 주로 서울 또는 강남지역의 주택가격이 다른 지역의 주택가격을 선도하고 있다는 결과를 제시하고 있는데, 본 연구의 결과 또한 적어도 2000년 이후에는 이와 일치되는 것으로 나타났다. 이에 더하여 본 논문에서는 수도권의 영향력이 시간이 지남에 따라 대체로 상승하고 있음을 발견하였다. 또한 본 논문은 수도권의 영향뿐 아니라 비수도권에서 수도

권으로의 전이효과 및 비수도권에서 비수도권으로의 전이효과도 함께 분석하였는데 비수도권으로부터의 전이효과는 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있음을 발견할 수 있었다.

주택은 공간적 이동이 불가능하므로 지역 간에 직접적인 교역의 대상이 되지 못한다. 이러한 주택의 특징은 전이효과를 제약하는 요인으로 작용할 수 있다. 그럼에도 불구하고 전이효과가 높게 추정되었다는 사실은 주택시장이 경제 전체적인 경기 변동이나 금융환경의 변화에 민감하게 반응하고 있으며 동시에 교통·통신의 발전에 따라 정보가 지역 간에 빠르게 전파되고 있음을 시사하고 있다. 이에 따라 각 지역의 아파트 매매시장이 실질적으로 높은 상호 연관성을 보이고 있는 것으로 판단된다.

참고문헌 •••••

강임호, 조영진. 2014. 시차공적분을 통해 본 수도권과 비수도권 아파트시장의 특성. 국토연구 80권: 67-81.

김익준, 김양수, 신명수. 2000 수도권 아파트 가격의 지역적 인과성 분석. 국토계획 34권, 4호: 109-117.

문규현, 이동희. 2011. 강남아파트시장은 전국아파트시장을 선도하는가?. 산업경제연구 24권, 1호: 115-136.

박해선, 김승년. 2014. 주택가격의 지역 간 상호의존성이 관한 연구: 서울지역 아파트 매매가격을 중심으로. 산업경제연구 27권, 2호: 565-583.

박현수, 안지아. 2009. VAR모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구. 부동산연구 19집, 1호: 27-69.

서승환. 2007. 주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로. 서울시연구 8권, 4호: 1-13.

이상경. 2003. 서울 주택시장으로부터 지방주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구. 국토계획 38권, 7호: 81-90.

전해정. 2013. 서울시 주택가격 변동성 및 이전효과에 관한 실증분석. 지역연구 29권, 4호: 83-98.

최혜림, 유정석. 2013. 지역별 아파트 시장 간의 변동성 전이효과 분석. 국토계획 48권, 1호: 113-130.

한국은행. 2012. 부채경제학과 한국의 가계 및 정부부채. 서울: 한국은행.

Diebold, F. and K. Yilmaz. 2009. Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets. *Economic Journal* 119: 158-171.

_____. 2012. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting* 28: 57-66.

Koop, G., H. H. Pesaran, and S. Potter. 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics* 119: 119-147.

Pesaran, H. H. and Y. Shin. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters* 58: 17-29.

- 논문 접수일: 2014. 6. 3
- 심사 시작일: 2014. 7. 17
- 심사 완료일: 2014. 8. 6

요약

주제어: 전이효과, 아파트 가격, 예측오차 분산분해, 벡터자기회귀모형, 수도권

본 논문은 7개 대도시지역 아파트 매매가격의 지역 간 전이효과를 추정하였다. 기존의 연구와는 달리 본 논문에서는 변수의 순서에 영향을 받지 않는 예측오차 분산분해를 이용함으로써 가격 변동의 전이효과를 보다 체계적이고 종합적으로 분석하였다. 첫째, 7개 지역 가격변동 중에서 전이효과에 의한 부분을 나타내는 전이효과 지수를 산출하였다. 둘째, 방향성을 고려하여 한 지역이 다른 지역의 가격변동에 의해 영향을 받는 전이효과뿐 아니라 다른 지역에 미치는

전이효과도 함께 추정하였다. 셋째, 이러한 방향성에 따라 특정 지역의 순 전이효과를 계산하였다. 분석 결과에 따르면 전체 전이효과 지수가 50%를 웃돌고 있어 우리나라 아파트 매매시장이 상당한 정도로 통합되어 있음을 시사하고 있다. 한편, 전이효과의 방향은 2000년 이전에는 비수도권으로부터의 전이효과가 더 크게 추정되었으나 2000년 이후에는 수도권 내의 전이효과 및 수도권에서 비수도권으로의 전이효과가 훨씬 커지고 있는 것으로 나타났다.
