

개통 이후의 지하철역 거리에 기반한 주택가격의 시간적 반응 - 개통 후 10년의 대전 도시철도를 중심으로 -*

Temporal Reaction of House Price Based on the Distance from Subway Station since Its Operation

- Focused on 10-year Experience after Opening of the Daejeon Urban Transit Line -

강재원** · 성현곤***

Kang, Jae-Won · Sung, Hyungun

Abstract

This study analyzed whether a subway accessibility impact on house price is constant since its operation over time or not. The study was approached specifically to answer two research questions. One is "Are there significant temporal variations in the relationship between subway accessibility and housing price transacted after its opening?" The other one is "How the pattern of its temporal variation in housing price is formed as a function of the distance from the nearest station?"

The study area is the subway station areas in the Daejeon metropolitan city, South Korea. Its first subway line has started to be opened in 2006 with 12 stations and then opened its additional 10 stations in 2007. It can be more appropriate to observe its impacts of subway accessibility on housing price because it has only one transit line with more than 10-year reaction term to its operation. The study employed alternative models to estimate yearly variation of subway accessibility on house price for the station areas with 500-meter and 1-kilometer radius respectively. While the study originally considered both a hedonic price model with interaction terms of its access distance to yearly transacted housing and a time-variant random coefficient model, the former model was finally selected because it is better fitted.

Based on our analysis results, the reaction of house price to its transit line had significant temporal variation over time after opening. In addition, the pattern in its variation from our analysis results indicates that its capitalization impact on house price is over-estimated in its first several years after the opening. In addition, its positive capitalization impact is more effective in the 1000-meter station area than in the 500-meter one.

키워드 역세권, 주택가격, 지하철, 접근성, 시간적 반응
Keywords Station Area, Housing Price, Subway, Accessibility, Temporal Reaction

1. 서론

오랫동안 교통시설의 공급은 도시개발과 도시 부동산 자산의 공간적 분포 패턴에 상당한 영향을 미치는 것으로 인식되어 왔

다. 교통시설에 대한 투자는 도시경제에 밀접한 영향을 끼치는 데, 교통접근성의 향상은 주민, 종사자, 방문객들에게 입지적 매력을 증가시켜 도시를 보다 더 활성화시키게 된다. 특히, 대중교통에 해당하는 도시철도의 새로운 공급은 승용차보다는 대

* 이 논문은 정부(미래창조과학부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(2018R1A2A2A05023450).
 ** Master student, Dept. of Urban Engineering, Chungbuk National University (egk024@naver.com)
 *** Associate Professor, Dept. of Urban Engineering, Chungbuk National University (Corresponding Author: hgsung@chungbuk.ac.kr)

중교통의 이용을 촉진하여 개인의 통행비용의 절감을 유도하게 된다.

이러한 다양한 기대된 편익은 이론적으로 그 시설이 운영되기 이전부터 도시의 자산가치의 일부 또는 전체가 빠르게 자본화된다. 그리고 실제로도 미국의 워싱턴 메트로(Damm et al., 1980), 시카고 미드웨이(McMillen and McDonald, 2004), 한국의 서울 지하철 9호선(최성호·성현곤, 2011), 우이 경전철(황현주·정의철, 2018) 등의 실증연구에서 대중교통 시설의 공급에 대한 기대감은 실제 개통 이전인 계획 승인 또는 공사 착공의 사업단계에서 자산의 기대가치가 미리 자본화되어짐을 보고하고 있다.

이들 연구들의 이론과 실증에 기반한다면 다음과 같은 질문들이 이후에 유발되어지는 것은 또한 자연스러운 것이다. 도시철도의 공급의 기대에 따른 도시부동산 가치의 자본화 효과는 개통 이후에는 어떻게 변화할까? 실제로 개통되어 다양한 편익이 발생함에 따라 그 효과는 보다 더 상승할까? 또는 실제 개통에 따른 기대 편익이 적어 그 효과는 개통 이전보다 감소할까? 아니면 실제 편익이 이미 개통 이전에 자본화되었으므로 그 효과는 개통 직전의 효과와 변화가 없을까? 등이다.

지금까지의 기존 연구들의 실증에 기반한다면 그 결론은 혼재되어 있으며 확실하지 않다. 예를 들어, McMillen and McDonald(2004), 황현주·정의철(2018) 등의 연구에 따르면 도시철도의 사업계획 발표 이후의 개통 이전의 효과는 다소 줄어들음을 보고하고 있다. 반면에 미국 로스앤젤레스 I-210 고속도로 확장에 따른 주택가격 시공간 효과를 분석한 Chernobai et al.(2011)은 개통 이후가 가장 큰 가격상승 효과가 있음을 밝히고 있다. 유사하게 폴란드의 워쇼(Warsaw) 지하철(Trojanek and Gluszak, 2017)과 미국 미네소타주의 경전철(Cau and Lou, 2018) 등의 공급에 따른 자산가치 상승은 개통 이후보다 크게 지속적으로 증가하는 패턴을 보고하고 있다.

본 연구는 한국의 대전 대도시권에서의 최초의 지하철 노선의 개통 이후의 주택가격의 연도별 시간-변동(time-variant)효과를 파악함으로써 이러한 연구질문들에 대한 결론을 규명하고자 하는데 목적이 있다. 기존의 대부분의 연구들은 개통 전후 또는 특정 기간 간의 비교분석 기법으로 DID(Difference-in-Difference) 기반의 헤도닉 모형을 적용하여 왔다. 그러나 이러한 방법론은 지하철 접근성의 자산가치 영향에 대한 한계거리의 불명확성과 대조군의 엄정한 선정 등에서 어려움이 있다. 또한, 이 방법론은 연도별 차별적 효과의 파악에서 복잡하다는 단점이 있다. 따라서 본 연구는 지하철역 인접성과 거래연도의 상호작용항을 고려한 헤도닉 모형과 연도별 시간-변동 확률계수모형의 적용을 통하여 연도별 가격의 변동에 따른 통계적 유의성과 방향성, 그리고 규모 등의 변화패턴을 보다 명확하게 파악하고자 한다.

II. 선행연구 고찰과 가설설정

1. 선행연구의 고찰

본 연구에서는 교통시설 중에서 철도의 부동산 자본화 효과를 개통 이후의 횡단면 분석과 개통 이전과 이후의 가격변화 비교분석으로 대별하여 주로 고찰하였다. 먼저 철도의 건설 및 개통은 역세권 부동산 가치에 긍정적 또는 부정적 영향을 가질 수 있음을 확인하였다. 긍정적 효과에 대한 실증연구들 중에서 성현곤(2011)은 TOD(대중교통중심개발)계획요소가 부동산 가격상승에 긍정적 효과를 준다고 분석했으며, Lakshmanan et al.(2015)은 대중교통 기반시설의 개발은 부동산 시장에 개입하여 지역 경제의 이익을 불러올 것으로 예측했다. Daniel G. Chatman et al.(2012)은 New Jersey's River Line을 대상으로 분석한 결과, 경전철 역세권 내 소규모 주택이 가격변화에 보다 더 긍정적인 영향을 받는다고 분석했다. Wang(2017)은 중국 베이징의 지하철 인접성의 프리미엄은 거리가 10% 인접할수록 0.2~0.9%증가하며, 이러한 자본화 효과는 고급 주택이나 관리비가 높은 주택에서의 편익은 보다 적어짐을 실증하고 있다. Chen and Haynes(2015)는 Beijing~Shanghai 간 고속철도의 접근성이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였는데, 철도역까지의 이동시간 또는 거리가 10% 감소할 경우 주택가격은 0.08~0.09% 상승하는 것으로 나타났다. Hess and Almeida(2007)는 도시철도의 개통은 이용자의 여행 시간을 단축시키며, 이를 통해 역세권 내 주택가격이 최대 32%까지 상승할 수 있는 것을 확인하였다. 미국 샌디에고 지역의 경우, 경전철 역세권 1/4 마일 이내의 주택가격이 더 높은 것으로 나타났다(Duncan, 2008), 버팔로 역시 경전철 역세권의 주택가격이 2~5% 높은 것을 확인 할 수 있었다(Hess and Almeida, 2007). 또한, 서울에서의 새로운 지하철 공급으로 인접하지 않은 지역이지만 네트워크 접근성의 향상이 이루어진 역세권에서의 주택가격의 편익은 0.2~0.8% 정도 향상됨을 밝히고 있다(Lee et al., 2018).

철도 접근성의 변화나 새로운 공급에 따른 부동산 가격의 부정적인 영향에 관한 실증연구들도 존재한다. 이러한 연구들은 철도 접근성 자체가 부정적 영향을 주는 경우와 접근성이 아닌 시설 자체의 운영과 구조 또는 주변 주거환경이 부정적 영향을 미치는 요인들을 규명한 연구로 구분할 수 있다. 전자의 경우의 연구는 주로 미국 뉴저지 리버라인(River Line)(Chatman et al., 2012)과 버지니아주의 지상으로 운영되는 경전철 노선(Wagner et al., 2016)의 실증연구들로부터 확인할 수 있다. Chatman et al.(2012)은 미국 뉴저지의 지역 간 철도 노선과 도시철도 노선을 강안을 따라 연결하는 리버라인에 대하여 반복매매지수 모형을 활용하여 분석한 결과 주택가격의 순효과는 중립적이거나 오히려 부정적일 수 있음을 밝히고 있다. 이와 유사한 결과로 Wagner et al.(2016)은 미

국 버지니아 경전철인 지상으로 운영되는 “Tide” 노선의 개통 후 4년까지의 주택가격을 분석한 결과, 반경 1,500m 역세권 주택가격은 개통 이후 거의 8% 정도 감소하였으며, 이는 인구 규모가 적고, 상대적으로 지하철 네트워크가 발달하지 않아서 그럴 수 있음을 암시하고 있다.

철도시설 접근성 향상이 부정적인 영향을 미칠 수 있지만, 철도시설의 구조와 위치, 그리고 그 지역 주변의 환경으로 인한 주택가격에 부정적인 영향을 고찰할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 이재명·김진유(2015)는 지상 전철역이 주택가격에 미치는 영향을 실증 분석하여 소음과 진동으로 인한 부정적 영향도 있는 것을 확인했으며, 서울시 1, 2호선을 중심으로 분석 결과, 200m 이내에서 아파트가격에 부정적 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이석하(2003)는 고가역의 경우 주변 주택에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석하였으며, 양희범(2005)은 철도소음이 존재하는 아파트의 경우 평당 4.56% 가격하락 하는 것을 확인하였다. 조정민(2011)은 노원구와 분당에서 접근성이 떨어질수록 아파트가격이 상승하는 것을 확인하였으며, 이는 역 주변 상권이 발달한 곳은 보다 혼잡하고 복잡하여 거주환경적 측면에서 부정적으로 작용한 것이라고 추론하였다. Kilpatrick et al.(2007)은 역과 지나치게 가까우면 소음, 혼잡, 오염, 교통체증의 요인으로 인해 주택가격이 하락하는 것을 확인하였다.

지금까지의 관련된 선행연구의 고찰은 주로 철도 개통 이후의 주택가격에 대한 접근성 개선효과를 다루었으나, 이러한 효과는 그 기대감으로 인하여 개통 이전에 자본화되어짐을 밝히고 있는 연구들이 있다. 미국의 워싱턴 메트로(Damm et al., 1980), 시카고 미드웨이(McMillen and McDonald, 2004), 한국의 서울 지하철 9호선(최성호·성현곤, 2011), 우이 경전철(황현주·정의철, 2018) 등의 실증연구들이 이에 해당한다. 최성호·성현곤(2011)은 기본계획 승인 전부터 주택가격의 자본화 효과가 미리 실현될 뿐만 아니라 기공식, 사업시행자 선정, 개통 이전과 개통 이후 1년까지 시간이 흐름에 따라 철도역 접근성의 자본화 효과는 점점 더 커질 뿐만 아니라 그 영향거리도 증가함을 밝히고 있다. 이 연구는 서울시 9호선을 대상으로 역세권의 주택가격 영향 범위가 기본계획 승인 이전단계에서는 500m에서 개통 이후 1년에는 660m로 증가하였음을 보고하고 있다. 황현주·정의철(2018)은 지하로 운영되는 우이 경전철 노선을 대상으로 2017년 개통 이전의 자본화 효과를 고찰한 결과, 사업 승인이 이루어진 시기에서 가장 큰 폭으로 그 효과가 반영되었으며, 이는 공사가 시작된 시점까지 유지되었음을 밝히고 있다. 반면에 개통 이후는 그 효과가 감소하였음을 밝히고 있다. 이러한 결과는 McMillen and McDonald(2004)의 결과와 유사하다. 이들은 개통 이전 10년부터 개통 후 5년 이후까지 기간을 대상으로 미국 시카고의 공항에서부터 도심까지 운행하는 급행철도 노선의 자본화 효과를 분석하였다. 이들의 분석결과는 그 효과는 개통 이전부터 나타나기 시작하여

개통 시점에 이를수록 점점 증가하다가 개통 이후부터는 점점 감소하기 시작하고 있음을 밝히고 있다. 2009년 5월에 일부 개통, 2011년 10월 완전 개통된 싱가포르의 서클 라인(Circle Line)의 민간주택가격에 미친 영향을 분석하고 있는 Diao et al.(2017)은 600-meter 역세권 주택가격은 개통 이전 1년부터 자본화 효과가 나타나기 시작하였으며, 개통 시점에 근접할수록 그 효과는 감소함을 밝히고 있다. 5개 역 부분 개통인 2009년 5월부터 다른 노선과 네트워크 연결이 이루어진 2010년 4월 이전까지는 통계적 유의하지 않다가 4월 이후부터 2011년 10월 이전까지는 4%, 그 완전 연결 이후부터 2년간은 9.5%의 긍정적인 가격상승 효과가 있음을 밝히고 있다.

2. 연구가설의 설정

만약에 다른 조건이 동일하다면, 개통 이후 시간이 지남에 따라 지하철 인접성의 자산가치의 효과는 어떻게 변화할까? 앞서 언급한 바와 같이 지금까지 선행연구의 실증에 따르면 그 결론은 혼재되어 있으며, 명확하지 않다. McMillen and McDonald(2004), 황현주·정의철(2018) 등은 개통 이후에 오히려 자산가치의 상승효과는 감소하는 경향을 보고하고 있다. 반면에 최성호·성현곤(2011), Trojanek and Gluszek(2017), Cau and Lou(2018) 등은 자산가치 상승이 개통 이후보다 크게 지속적으로 증가하는 패턴을 보고하고 있다. 이러한 명확하지 않은 결론은 두 가지 관점에서 맥락적으로 설명이 가능하다. 첫째는 대부분의 기존 연구들이 개통 이후 1년(최성호·성현곤, 2011; 황현주·정의철, 2018), 2년(Diao et al., 2017), 또는 최대 5년(McMillen and McDonald, 2004) 등 상대적으로 짧은 기간을 대상으로 하고 있다는 점이다. 지하철 개통에 따른 접근성의 향상이 주택가격에 미치는 영향은 단기간에서는 실현가치에 대한 불확실성이 여전히 존재하여 그 패턴을 정확하게 실증하는 것은 어려울 수 있다. 그러나 시간이 어느 정도 충분히 경과한 후는 기대와 실제 가치의 차이가 줄어들면서 그 패턴을 충분히 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째는 다양한 환경요인이 실제 개통 이후의 그 효과를 명확하게 파악하는 것을 어렵게 할 수 있다. 예를 들어, 네트워크 연결성(Diao et al., 2017; Trojanek and Gluszek, 2017; Lee et al., 2018), 철도시설의 지상구조물과 소음, 진동 등의 부정적 환경(Kilpatrick et al., 2007; 이재명·김진유, 2015; Wagner et al., 2016), 주택하위시장(Chatman et al., 2012)의 효과가 중첩되어 나타나기 때문으로 해석할 수 있다.

이러한 두 가지 요인들을 충분히 통제한다면, 지하철의 새로운 공급의 자본화 효과는 개통 이전부터 발현하기 시작하여, 개통 이후부터는 일정하게 유지될 것으로 예상할 수 있다. 개통 이전까지는 실증적, 이론적 접근에서 쉽게 파악할 수 있다. 예를 들

어, 대부분의 실증연구(Damm et al., 1980; McMillen and McDonald, 2004; 최성호·성현곤, 2011; Diao et al., 2017; 황현주·정의철, 2018)들이 이를 뒷받침하고 있다.

McMillen and McDonald(2004)는 식(1)과 같이 이론적으로 교통시설 투자의 효과가 개통 이전에 자본화되어지는 효과를 서술하고 있다. 지하철 개통 시점을 t 라고 가정할 때, 그 시점은 실제 개통 이전의 계획 승인, 실제 착공 등 시기($t-k$)에서 관련 이해 당사자에게 알려지게 된다.

$$\Delta P_{t \pm k} = \frac{\Delta R_t(d)}{r(1+r)^k} \quad (1)$$

이때, 주택가격(p)의 개통 이전의 변화(ΔP_{t-k})는 개통 시점의 지하철역까지의 거리(d)의 함수를 가진 임대율 변화(ΔP_{t+k})와 할인율(r)에 의하여 결정되어진다. 여기서 우리는 지하철 개통 시점(t), 역의 위치와 통행시간과 비용 등에 대하여는 이미 알고 있는 사실이므로, 식(1)과 같이 주택가격은 시설 투자의 정보를 알게 된 시점(k)으로부터 t 시점까지 할인되어진다. 여기서는 임대료, 그 자체는 개통 이전까지는 증가하지는 않지만, 주택가격은 이의 상승에 대한 기대감으로 개통 이전부터 증가하게 되는 것이다.

이론적으로는 개통 이전까지 지하철 인접할수록 주택가격은 개통 이전까지 증가하다가 이후부터는 일정하게 된다(McMillen and McDonald, 2004). 그러나 인접한 시점에서의 개통 이전과 이후의 주택가격 변화의 정도(각각 ΔP_{t-k} 과 ΔP_{t+k})는 불확실성으로 인하여 정확하게 실제 가격으로 자본화되지 않을 수 있다. 그러나 일정 기간이 지난 후에는 지하철 접근성의 실제 효과를 인지하게 되어 그 영향은 일정하게 될 것으로 예상할 수 있다.

여기서의 연구 질문은 지하철 개통 이전과 이후의 인접한 기간 동안의 기대효과가 실제 주택가격에 어떻게 반영이 될 것인가이다. 이에 대한 시나리오는 세 가지가 있을 수 있다. 첫째는 이론적 접근으로 임대료(R), 할인율(r), 지하철역 인접성에 따른 거리함수의 가격효과(d)를 모두 인지하는 완전정보 시장에서는 <그림 1>의 (a)와 같이 개통 시점 이후부터는 가격의 변화가 없게 될 것이다. 둘째는 개통 이후의 지하철 접근성 효과(d) 또는 실질 임대료(R)가 과소하게 반영되어 실제 개통 이후 일정기간 동안 주택가격이 증가하고, 이후 그 효과가 동일하여지는 (b)와 같은 경우이다. 마지막으로는 개통 이전에 자본화 효과가 과도하게 반영되어 실제 개통 이후에는 주택가격이 일정 기간 동안 감소하는 조정기간을 갖는 (c)의 경우이다. 대부분의 실증연구들은 (b)와 (c)의 경우가 실질적으로 있을 수 있음을 보고하고 있다.

본 연구의 분석대상이 되는 대전 지하철은 그 지역에서의 최초의 노선이다. 그러므로 서울(Lee et al., 2018), 싱가포르(Diao et al., 2017), 폴란드(Trojanek and Gluszak, 2017) 등과 같이 다른

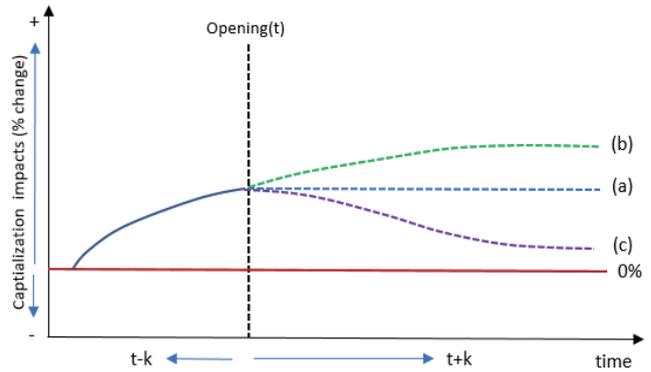


Figure 1. Temporal capitalization impacts on house price before- and after-opening of a subway line

지하철 노선의 네트워크 연결 효과가 없다. 그러나 대전 지하철 역세권의 주택 수요자들은 이러한 정보를 충분히 고려하지 않을 수 있다. 그러므로 본 연구에서의 분석대상 지역에서의 개통 이후의 주택가격은 다른 사례 도시의 경우와 같이 <그림 1>의 (c)와 같이 그 효과가 충분히 클 것으로 예상하고 과도하게 반응할 수 있을 것이다. 또한, 대전 도시철도는 지상 구간을 운영하지 않고 있다는 점에서 소음이나 미관 등으로 인한 지하철의 인접성의 부정적 효과가 없을 것으로 예상된다는 점에서 궁극적인 주택가격은 상승하는 형태로 예상할 수 있다. 이러한 가정하에서 본 연구의 대상 지역인 대전 지하철 역세권에서의 지하철 개통 이후의 자본화 효과는 초기에는 과도하게 반응하지만, 점차 감소하는 조정기간을 거쳐 일정하게 되는 시나리오 (c)의 변화패턴을 보일 것으로 예상할 수 있다.

III. 연구의 범위 및 방법론

1. 연구의 범위

본 연구는 대전광역시 도시철도 1호선을 역세권을 대상으로 개통 이후 12년 동안 지하철 인접성이 주택가격의 연도별 변화에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 하는 것이다. 대전 도시철도 1호선은 2006년에 1구간(12개 역)을 개통하였고, 2007년에 2구간(10개 역)을 추가 개통하여 총 22개 역으로 운행 중이다. 시간적 범위는 대전 지하철 1호선의 개통 시점과 맞물리는 2006년부터 시작하여 2017년까지이다. 분석대상이 되는 주택가격 자료는 단독 및 다세대·다가구 주택이 아닌 공동주택인 아파트를 대상으로 활용하고자 한다. 이는 이 자료가 다른 자료에 비하여 상대적으로 구독이 용이한 점도 있지만 다른 주택 유형에 비하여 주택의 질적 속성과 가격 차이가 적기 때문이다.

공간적 범위는 <그림 2>와 같이 대전시 전체의 1호선(총연장 22.6km) 역세권이다. 대전의 지하철 노선은 단 한 개의 노선만 운행 중이기 때문에 다른 노선에 의한 네트워크 외부영향이 없어 개통 이후 12년간의 주택가격 변화를 관측하기 적합하다. 또한, 모든 노선이 지하로 운행되기 때문에 소음, 나쁜 경관, 도시공간의 단절 등 부정적인 요소는 적다. 이 노선의 역세권은 주로 대부분 주거지역이면서 일부가 상업지역으로 이루어져 있으며, 시청과 정부청사역은 업무중심지(CBD)로 형성되어 있다. 이 지역은 2002~2012년에 대규모 택지개발이 이루어진 바 있어 이에 대한 영향도 받았을 것을 고려해야 한다.

본 연구에서는 지하철 역세권의 범역을 500m 이내와 1000m 이내로 구분하여 주택, 여기서는 아파트 가격의 연도별 변화 형태를 분석하고자 한다. 제도적 관점에서의 역세권은 국내 철도법과 도시계획지침 등에서 1차 역세권과 2차 역세권으로 나뉘는데 1차 역세권은 역사를 중심으로 보행거리 5분 이내(반경 500m 이내)로 규정하고 있고, 2차 역세권은 보행거리(반경 1km 이내)로 규정하고 있다.

이와 관련된 실증연구에서도 역세권의 범위를 500m 내외로 파악하고 있는 연구들이 다수 있다. 예를 들어, 최창식(2004)은 역 주변 아파트 가격상승의 영향권을 분석하여 540m를 역세권의 범위로, 최성호·성현곤(2011)은 500~660m로 규명한 바 있으며, 이규태 외(2016)는 600m를 중심으로 가장 큰 효과가 발생한다고 하였다. 해외에서도 유사한 사례를 찾아보면 다음과 같다. Debrezion et al.(2007)은 250m~500m, Diao et al.(2017)은 600m로 분석하였다. Calthorpe(1993)는 TOD 개발을 위한 보행권으로 2000ft(약 600m)로 역세권의 범위를 설정 한 바 있다. 이는 국내의 법적인 역세권의 의미와 기존 연구를 근거하여 보았을 때 지하철 접근성의 가격변화 효과가 500m 전후에서 유의한 점을 고려한 것으로, 최대 1000m를 벗어나지 않을 것이라고 판단했기 때문이다. 아파트의 위치가 다수의 역세권에 걸쳐 포함되는 경우

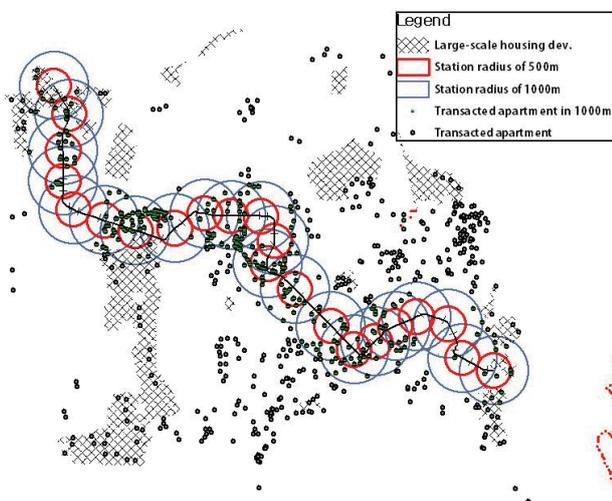


Figure 2. Route and station areas of the Daejeon subway line

에는 가장 가까운 역까지의 거리를 산출하여 분석에 사용하였다.

2. 분석 자료와 요약통계량

분석 자료는 국토교통부에서 제공하는 아파트 실거래가 DB를 사용하여 개통 시점인 2006년부터 2017년까지의 대전시 아파트 실거래가 자료를 구축하였고 이에 포함된 위치정보를 활용하여 공간정보 자료를 구축하였다. 아파트 단지 정보는 부동산114와 네이버부동산 단지 정보를 활용하여 매칭하였으며, 대전 도시철도 1호선의 역별 월별 이용자 수는 대전도시철도공사로부터 제공 받았다. 용도지역은 국토교통부 용도지역 DB를, 택지개발 현황은 택지정보시스템 자료를 활용하였고, 대전 지하철 노선은 국가교통데이터베이스에서 제공받아 GIS도면 구축을 하였다.

분석 자료의 기초통계량은 <표 1>과 같다. 종속변수는 m^2 당 아파트 거래가격으로, 이를 2015년 12월 기준으로 불변가격으로 전환하여 로그화한 값을 최종 종속변수로 적용하였다. 본 연구는 12년간의 주택가격의 차이를 다루고 있기 때문에 시계열 가격의 변동을 제어할 수 있도록 불변가격으로 적용하였다. 이러한 예는 Damm et al.(1980), Cau and Lou(2018)에서 살펴볼 수 있다. 또한, 기존 연구들(Chatman et al., 2012; Wang, 2017; Hyun and Milcheva, 2019)과 유사하게 불변 주택가격을 로그화하여 설명변수 한 단위 변화에 따른 주택가격의 % 변화를 파악할 수 있도록 하였다.

주택가격에 영향을 미치는 관련 결정요인들은 기존 부동산연구에서 많이 사용된 아파트 개별면적, 층수, 총세대 수, 주차대수, 난방 방식, 구조, 건축연한을 통제변수로 사용하였다(박운선·임병준, 2010; 성현곤, 2011; 이규태 외, 2016). 추가로 대전시의 공간적 특성을 통제하기 위한 택지개발 유무, 용도지역을 통제변수로 사용하였다. 성현곤 외(2010)는 고밀도 개발지역은 다양한 시설들이 존재해 지하철 이용수요가 많으므로 지하철 이용자 수가 많은 고밀개발지역은 아파트가격에 영향을 준다고 분석하였다. 따라서 아파트로부터 가장 가까운 역의 월별 이용자 수를 변수로 추가하였다. 역의 접근성을 보기 위한 지표로 가장 가까운 역으로부터의 거리를 변수로 사용하였고, 계절에 따른 아파트 거래량을 통제하기 위하여 계절변수를 추가하였다. 거래연도를 연도별 터미 변수로 사용하여 연도별로 접근성의 영향력을 보고자 하였다. 아파트 개별면적과 총세대 수, 역으로부터의 거리에는 로그를 취해 정규분포의 형태로 변형 뒤 분석을 실시했다.

3. 분석 방법론의 설정

본 연구에서 채택하고자 대안적으로 고려한 모형은 주택거래 연도와 지하철 인접성 경사함수의 상호작용항을 고려한 헤도닉 가격모형과 연도별 시간-변동 확률계수모형이다. 기존 연구에서

Table 1. Summary statistics

구분 Classification	500m 이내 / Obs.= 28,934				1000m 이내 / Obs.= 72,543				
	평균 Mean	표준편차 Std.Dev.	최솟값 Min	최댓값 Max	평균 Mean	표준편차 Std.Dev.	최솟값 Min	최댓값 Max	
log (제곱미터 당 아파트 불변가격(만원)) Housing constant price per squared meter (10,000KRW)	5.64	0.25	4.20	6.62	5.57	0.31	3.72	6.65	
Log (아파트 개별면적) Apartment area	4.31	0.36	2.65	5.56	4.27	0.38	2.65	5.56	
층수 No. floors	8.61	5.29	1	39	8.51	5.15	1	39	
Log (총세대 수) Total no. housing within the complex	6.39	0.96	2.94	7.83	6.49	0.98	2.77	7.98	
가구 당 주차대수 No. parking available per household	0.87	0.7	0	2.71	0.89	0.6	0	2.71	
난방 방식 (ref. 개별난방) Heating type (ref. Individual)	중앙 난방 Central heating	0.25	0.43	0	1	0.25	0.44	0	1
	지역 난방 Area heating	0.03	0.18	0	1	0.06	0.24	0	1
구조 (ref. 계단식) Stairway access)	복도식 Corridor access	0.19	0.39	0	1	0.23	0.42	0	1
	중앙코어식 Center-core access	0.01	0.1	0	1	0	0.06	0	1
건축연한 No. years constructed	13.5	7.26	0	39	13.77	7.43	0	39	
역 별 월 지하철 이용자 수(만인) Monthly subway ridership by station (10,000 people)	26.13	10.94	4.34	61.50	28.29	12.35	2.06	73.57	
택지개발사업 유무 Large-scale housing dev. Area (ref.=no)	Yes	0.1	0.3	0	1	0.12	0.33	0	1
용도지역 (ref. 주거용도) Zoning type (ref.=Residential)	상업용도 Commercial	0.13	0.34	0	1	0.08	0.28	0	1
Log (가장 가까운 역으로부터의 거리) Distance from the nearest station		5.79	0.39	4.46	6.21	6.26	0.48	4.46	6.9
계절 (ref. 가을) Season transacted (ref. Fall)	봄 Spring	0.25	0.43	0	1	0.24	0.43	0	1
	여름 Summer	0.23	0.42	0	1	0.25	0.43	0	1
	겨울 Winter	0.25	0.43	0	1	0.24	0.43	0	1
거래연도 Transaction year (Dummy)		2012.17	3.13	2006	2017	2011.9	3.24	2006	2017

접근한 방법론은 개통 전후 또는 특정 기간 간의 비교분석 기법으로 DID(Difference-in-Difference) 기반의 헤도닉 모형을 적용하여 왔다. 그러나 이러한 방법론은 지하철 접근성의 자산가치 영향에 대한 한계거리의 불명확성과 대조군의 엄정한 선정 등에서 어려움이 있다. 또한, 이 방법론은 연도별 차별적 효과를 파악하는 데 있어서 한계가 있다.

1) 헤도닉 가격모형

헤도닉 가격모형(Hedonic price model)은 Lancaster(1966)의

이론에 근거를 두고 있으며, Rosen(1974)과 Freeman(1979)에 의해 이론적 확립이 이루어진 것으로 주택의 가격과 특성들 간의 관계를 다음의 식(2)와 같이 나타낸다.

$$P = h(S, N, L, etc) \tag{2}$$

이때 P는 주택의 가격이고, S(주택구조 변수들: structural variables), N(근린환경 변수들: neighborhood variables), L(장소적·지역적 변수들: locational variables)은 주택의 개별적 암

목가격의 결정요인들을 의미한다. 이 모형은 주택의 가격의 결정요인을 분석하는데 기존 연구에서 많이 쓰여 왔다(Chalermpong, S, 2007; Chen et al., 1998). 이러한 헤도닉 가격결정 모형을 아파트 특성요인을 독립변수로 하고 아파트의 실거래가격을 종속변수로 하는 다중회귀모형(multiple regression model)으로 변환하면 다음과 같은 함수 형태로 표현할 수 있다.

$$P = \alpha_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 N_i + \beta_3 L_i + \beta_4 etc_i \quad (3)$$

본 연구에서는 역세권의 아파트 실거래가격을 로그화된 불변 가격으로 하여 종속변수로 사용하였고, 아파트 개별면적, 층수, 총세대 수, 주차대수, 난방 방식, 구조, 건축연도, 아파트와 가장 가까운 거리의 역 이용자 수, 택지개발사업 유무, 용도지역, 거래된 아파트의 계절 더미를 설명변수로 하여 분석하였다.

본 연구의 분석에서 가장 중요하게 다루어지는 설명변수들은 가장 가까운 지하철역으로부터의 로그화된 거리 변수와 실제로 거래된 아파트의 연도 더미, 그리고 이들 두 변수들간의 교호항이다. 여기서 첫 번째 변수는 McMillen and McDonald(2004)에서 주택가격 자본화 효과 수식에서의 지하철역 인접성에 따른 거리함수의 가격효과(d)를 의미한다. 두 번째 변수는 주택가격(P)의 개통 원년(=2006년) 대비 거래연도의 주택가격의 평균 변화($P_{t+k} - P_{t=2006}$)를 의미한다. 마지막으로 세 번째 변수는 이들 두 변수들의 교호작용항으로 가장 인접한 역으로부터의 가격경사함수(d)가 연도별로 차이가 통계적으로 유의하며, 그 차이가 얼마나 변화되는지를 파악할 수 있는 지표이다. 본 연구에서 적용한 헤도닉 가격모형은 McMillen and McDonald(2004)의 접근방식과 유사하다.

2) 시간-변동 확률계수모형

기존 연구는 대부분 시점이 고정된 모형을 사용하여 시점의 변화를 고려하지 못한 점에서 한계를 지닌다. 따라서 본 연구에서는 도시철도 역세권이 아파트가격에 미치는 영향력의 연간 차이 및 유사성을 동시에 고려할 수 있는 확률계수모형(random coefficient model)을 추가로 고려하였다.

전통적인 회귀모형은 회귀계수 값이 일정하다고 가정하는 고정계수(fixed parameters)모형이다. 경제주체의 행태 다양성, 경제구조의 복잡성, 미래불확실성 등으로 인한 회귀모형의 다중공선성 및 이분산성 문제가 심화될수록, 고정계수를 가정한 모형은 설명력이 크게 저하된다. 거래연도별 이질성 문제를 완화하기 위해선, 회귀계수의 변화를 허용하는 가변계수(varying coefficient)모형을 사용할 필요가 있다. 확률계수모형은 주로 시계열 분석에서 적용되고 있다. 먼저 고정효과를 반영하는 선형회귀모형은 식(4)와 같다.

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

여기서 Y_i 는 아파트 가격, X_i 는 아파트 가격결정요인 벡터를 의미하며, 이때 $E[\varepsilon_i] = 0$, $Var[\varepsilon_i] = \sigma_i^2 I$ 로 가정한다. 식(2)에서 아파트의 거래연도별 이질성을 허용하고, β_i 는 동일한 분포에서 도출되었다고 가정한다면, β_i 는 식(5)와 같이 표현할 수 있다.

$$\beta_i = \beta + \mu_i \quad (5)$$

β 는 아파트 가격결정요인 변수와 아파트 가격 간의 평균적인 관계를 나타낸다. 이때, 이때 $E[\mu_i] = 0$, $Var[\mu_i] = \Omega$ (공분산행렬)로 가정한다. 식(4)를 식(5)에 대입하면, 식(6)과 같은 축약모형이 도출된다.

$$\begin{aligned} Y_i &= X_i \beta_i + (\varepsilon_i + X_i \mu_i) \\ &= X_i \beta_i + \omega_i \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 $\omega_i = \varepsilon_i + X_i \mu_i$ 를 나타내고, $E[\omega_i] = 0$, $Var[\omega_i] = \sigma_i^2 I + X_i \Omega$, $X_i = \Pi$ 로 가정한다. 식(6)의 축약모형은 일반화 자승기법(GLS)을 이용하여 추정하는데 일반화자승추정량(GLS)은 다음과 같다.

$$\hat{\beta}_i = \sum_i W_i b_i \quad (7)$$

실증분석에서는 공분산(행렬)을 알 수 없기 때문에 최소자승법을 이용하여 추정계수($\hat{\beta}$)와 공분산추정치(\hat{V})를 이용하여 공분산을 추정하여 사용한다.

IV. 분석결과와 토의

1. 분석결과

1) 최종모형의 선정

본 연구의 분석모형은 최종적으로 지하철 역세권 범역을 500-meter와 1000-meter로 각각 모형화하고, 이들을 또한 지하철 인접성 거리함수와 연도별 가격 차이의 교호작용을 가진 헤도닉 가격모형(모형 A-1, B-1)과 연도별 시간-변동 확률계수모형(모형 A-2, B-2)으로 하여 4가지로 분석결과를 <표 2>에 요약하여 제시하고 있다. 즉, 기존의 연구에서 많이 사용되었던 헤도닉 가격모형과 연간 차이를 가변변수로 적용한 확률계수모형으로 구분하여 분석하였으며 0~500m 와 0~1000m 두 개의 범위로 진행하였다. 헤도닉가격모형의 경우 거래연도와 역부터의 거리의 교호항을 제거한 상태의 OLS 모형도 같이 분석하였으나 최종적으로 제시한 교호항을 추가한 모형보다 Adj. R-squared 값과 AIC/BIC 값이 낮아 여기에서는 제시하지 않았다.

〈표 2〉를 보면, 헤도닉가격모형과 확률계수모형의 독립변수의 계수와 부호는 매우 유사한 결과인 것을 확인 할 수 있다. 그러나 설명력을 비교하는 지표인 Log-likelihood값을 비교하면 헤도닉 가격모형의 값이 더 높아 모형적합도가 더 높은 것을 확인할 수

있었고 AIC/BIC 값도 헤도닉가격모형이 더 낮아 500m, 1000m 모두 헤도닉가격모형의 설명력이 우수한 것을 확인 할 수 있었다. 따라서 최종 모형은 지하철 인접성 거리함수와 연도별 가격 차이의 교호작용을 가진 헤도닉가격모형을 선택하고 그 결과로

Table 2. Analysis results

Variable	500-m Radius Station Area (A)				1,000-m Radius Station Area (B)				
	Hedonic Model (A-1)		Random-Coefficient Model (A-2)		Hedonic Model (B-1)		Random-Coefficient Model (B-2)		
	Coef.	t	Coef.	z	Coef.	t	Coef.	z	
Log-area	0.032***	9.42	0.035***	10.35	0.141***	54.07	0.141***	54.09	
No. floors	<i>x</i>	0.011***	18.68	0.011***	18.56	0.015***	31.10	0.015***	31.11
	<i>x</i> ²	-0.0004***	-13.42	-0.0003***	-13.26	-0.001***	-22.53	-0.001***	-22.54
Log-no. housing within the complex	0.134***	82.39	0.133***	82.30	0.065***	58.97	0.065***	58.97	
No. parking available per household	0.079***	45.45	0.079***	45.83	0.062***	39.41	0.062***	39.43	
Heating type (ref. Individual)	Central heating	0.033***	10.94	0.033***	11.06	0.071***	30.42	0.071***	30.43
	Area heating	0.008	1.24	0.009	1.49	0.178***	46.74	0.178***	46.75
Structure (ref. Stairway access)	Corridor access	-0.049***	-16.03	-0.048***	-15.92	-0.085***	-37.46	-0.085***	-37.46
	Center-core access	0.079***	7.06	0.085***	7.54	-0.029**	-2.08	-0.029**	-2.07
No. years constructed	<i>x</i>	-0.043***	-68.29	-0.044***	-69.80	-0.028***	-61.59	-0.028***	-61.62
	<i>x</i> ²	0.001***	32.13	0.001***	33.53	0.000***	22.63	0.000***	22.65
Monthly subway ridership by station	0.001***	11.23	0.001***	11.46	0.005***	64.56	0.005***	64.58	
Large-scale housing dev. Area (ref.=no)	Yes	-0.030***	-7.68	-0.029***	-7.51	0.002	0.83	0.002	0.84
	Commercial	-0.197***	-45.84	-0.198***	-46.36	-0.192***	-51.89	-0.192***	-51.91
Log-distance from the nearest station (Log-D)	0.035	1.54	-0.061***	-19.58	-0.258***	-20.71	-0.177***	-8.08	
Season transacted (ref. Fall)	Spring	-0.011***	-3.75	-0.011***	-3.87	-0.005**	-2.15	-0.005**	-2.14
	Summer	-0.004	-1.29	-0.004	-1.39	-0.016***	-6.76	-0.016***	-6.76
	Winter	0.007**	2.42	0.007**	2.30	0.011***	4.70	0.011***	4.71
Transaction year (ref.= Yr. 2006)	Yr.2007	1.203***	7.66	0.045***	4.94	-0.145	-1.48	-0.136	-1.41
	Yr.2008	1.025***	7.06	0.091***	10.57	0.579***	6.47	0.585***	6.62
	Yr.2009	0.867***	6.18	0.160***	19.18	-0.134	-1.56	-0.121	-1.43
	Yr.2010	0.808***	5.77	0.178***	21.23	-0.445***	-5.16	-0.431***	-5.05
	Yr.2011	0.540***	3.84	0.170***	20.13	-0.732***	-8.43	-0.717***	-8.35
	Yr.2012	0.697***	4.74	0.133***	14.92	-0.824***	-9.09	-0.807***	-9.00
	Yr.2013	0.704***	4.88	0.157***	18.33	-0.862***	-9.71	-0.846***	-9.63
	Yr.2014	0.757***	5.30	0.183***	21.39	-0.802***	-9.10	-0.786***	-9.01
	Yr.2015	0.704***	4.91	0.214***	24.83	-0.718***	-8.15	-0.702***	-8.06
	Yr.2016	0.733***	5.18	0.260***	30.65	-0.736***	-8.47	-0.720***	-8.38
Yr.2017	0.566***	3.94	0.320***	37.05	-0.628***	-7.12	-0.612***	-7.02	

다음 페이지에 계속

Variable	500-m Radius Station Area (A)				1,000-m Radius Station Area (B)					
	Hedonic Model (A-1)		Random-Coefficient Model (A-2)		Hedonic Model (B-1)		Random-Coefficient Model (B-2)			
	Coef.	t	Coef.	z	Coef.	t	Coef.	z		
Interaction term between Log-distance from the nearest station and Transaction year	Yr.2007×Log-D	-0.196***	-7.40			0.019	1.23			
	Yr.2008×Log-D	-0.159***	-6.48			-0.104***	-7.49			
	Yr.2009×Log-D	-0.120***	-5.05			0.027**	2.01			
	Yr.2010×Log-D	-0.106***	-4.50			0.082***	6.09			
	Yr.2011×Log-D	-0.061**	-2.58			0.128***	9.47			
	Yr.2012×Log-D	-0.095***	-3.82			0.138***	9.71			
	Yr.2013×Log-D	-0.092***	-3.78			0.148***	10.65			
	Yr.2014×Log-D	-0.097***	-4.01			0.139***	10.12			
	Yr.2015×Log-D	-0.082***	-3.40			0.129***	9.39			
	Yr.2016×Log-D	-0.079***	-3.32			0.140***	10.33			
Yr.2017×Log-D	-0.040	-1.64			0.131***	9.50				
cons.		4.571***	34.17	5.127***	214.10	6.158***	76.01	6.144***	76.77	
Model statistics	No. obs.		28934		28934		72534		72534	
	No. groups (=Year)				12				12	
	Adjusted R-squared		0.5112				0.4945			
	Log-likelihood		9031.03		8941.28		5776.03		5709.04	
	LR test vs. linear model		chi2(2)=0.00, P-value= 1.0000					chi2(2)=1557.10, P-value = 0.0000		
	AIC / BIC		-17980.08 / -17640.89		-17816.57 / -17543.57		-11470.08 / -11093.21		-11352.08 / -11048.75	

Note: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

설명하고자 한다.

2) 분석결과의 해석

최종 모형인 500-meter와 1000-meter 역세권별 교호작용항의 헤도닉 모형의 분석결과(모형 A-1과 모형 B-1)를 기반으로 하여 분석결과를 제시하고 해석하여 보면 다음과 같다. 먼저 이들 두 모형 간 아파트 가격결정요인 변수들은 기존 연구와 유사한 결과를 도출하고 있음을 알 수 있다. 예를 들어, 아파트 면적이 클수록, 층수가 중간층에 속할수록, 총세대 수가 많을수록, 세대당 주차장면 수가 많을수록, 중앙난방일수록, 중앙코어식 구조일수록 단위면적 당 아파트 가격(%)은 증가함을 분석결과는 보여주고 있다. 층수의 제공변수가 음(-)의 형태를 보인 것은 아파트의 로얄층이 존재함을 시사한다. 건축연한은 연식이 오래될수록 가격이 낮으므로 음(-)의 형태이지만 제공변수의 경우, 재건축에 대한 기대효과 때문에 양(+)의 모습을 띤다. 즉, 아파트 건축연한이 오래될수록 주택가격은 낮아지지만 재건축 연한에 대한 기대감으로 보다 오래된 아파트는 다시 그 가격이 증가하는 형태를 보이고 있다.

대규모 택지개발이 이루어진 곳은 주택가격이 1000m 이내에서는 통계적으로 유의하지 않았고 500m 이내에서는 (-)형태를

보였다. 아파트와 가장 가까운 역의 이용자 수도 (+)형태를 보였다. 이는 철도 이용수요가 높은 역은 대부분 비주거 고밀도 개발이 이루어진 곳으로 이러한 물리적 특성이 가격에 간접적 영향을 미친 것으로 판단된다. 상업용도 지역이 음(-)의 형태를 보이는 이유는 상업용도 지역의 아파트들은 대부분 소규모 빌라형식의 아파트이므로 편의시설이 적은 등의 특성으로 인하여 낮은 가격을 형성하고 있기 때문으로 판단된다. 또한, 거래된 아파트의 계절요인에서는 가을에 거래된 아파트에 비하여 전반적으로 봄과 여름은 낮은 가격에, 겨울에는 보다 높은 가격으로 거래됨을 알 수 있다. 이는 중고등학교 입학에 의한 학군 이주수요에 의한 것으로 풀이할 수 있다. 500m 역세권 범위에 대한 이러한 가격결정요인들의 분석결과는 1000m 역세권 범위의 모형(모형 B-1)에서도 유사하게 나타났다.

2. 토의: 개통 이후의 주택가격의 반응

본 연구의 주된 관심은 지하철 개통 이후로 그 접근성이 주택가격에 미치는 영향 정도가 차이가 있는지, 있다면 그러한 변화 패턴은 어떻게 되는지를 파악하기 위한 것이었다. <표 2>의 분석결과에서의 모형 A-1(반경 500m 역세권 범위)과 모형 B-1(반경

1000m 역세권 범역)의 가장 가까운 철도역으로부터 로그-거리함수의 회귀계수는 0.035와 -0.258의 값을 보이고, 전자는 통계적으로 유의하지 않으며, 후자는 통계적으로 유의함을 보이고 있다. 이는 지하철 반경 500m 내에서의 거리별 아파트 가격의 차이가 기준연도인 2006년도에서는 거의 없으나, 반경 1000m 범역으로 한다면 25.8% 정도 차이가 남을 의미한다. 이러한 결과는 도보 접근거리인 1차 역세권 내에서의 아파트 가격은 부분 개통 첫해인 2006년에는 차이가 없지만 2차 역세권으로 범역이 확대될 경우에는 지하철역으로부터 멀어질수록 아파트 거래가격은 상대적으로 낮게 거래되고, 최대 단위 면적당 아파트 거래 가격은 25.8% 낮게 거래되었음을 의미한다.

다른 한편으로 지하철 인접성 로그-거리함수(d)와 개통 이후 거래년도(t+k)의 교호작용항을 살펴보면, 500m 역세권 범역인 모형 A-1에서는 2017년도 교호작용항만이, 1000m 역세권 범역인 모형 B-1에서는 2007년도 만이 통계적으로 유의하지 않고 다른 거래연도와 교호작용은 모두 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 이는 해당 2개년도만이 2006년 기준연도의 로그-거리함수의 회귀계수와 동일하며, 나머지 연도는 통계적으로 뚜렷하게 차별적인 변화패턴을 보이고 있음을 시사한다. 모형 A-1의 2017년도 거래된 아파트는 2006년 거래된 아파트와 지하철 인접성 로그-거리 값과 동일, 즉 반경 500m 이내에서 거래가격의 차이가 없으며, 반경 1000m 이내의 2007년도는 2006년도와 동일한 거래가격의 최대 차이가 25.8%가 있음을 의미한다.

<그림 3>은 연도별 거래된 아파트 더미변수(transaction year)와 가장 가까운 지하철역까지의 로그함수(Log-D)와의 교호작용항의 회귀계수를 2006년 기준년도 로그함수 계수와의 합에 음의 값을 적용하여 도출한 것이다. 이들 교호작용항은 기준년도와 비교한 상대적인 값이므로 기준년도 대비 변화의 정도를 의미한다.

그러므로 기준년도의 회귀계수값을 교호작용항에 더하여 주는 것이 절대적인 주택가격의 % 변화를 보여주는 것이다.

<그림 3>을 살펴보면, 부분 개통연도인 2006년 이후로 주택가격의 연도별 지하철 인접성 가격의 효과가 4~5년 정도까지는 보다 큰 폭으로 원거리에 위치한 아파트 보다 커지다가 그 이후부터는 그 차이가 다소 작아지면서 안정적인 변동패턴을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉, 개통 이후 초기 4~5년의 기간 동안은 아파트 가격이 500m 역세권 범역에서는 7.2%~16.1%, 1000m 범역에서는 17.6%~36.2%의 거래가격의 차이가 발생하지만, 이후부터는 500m 이내에서는 0~6%, 1000m 이내에서는 11.0%~13.0%의 차이를 보이고 있다.

결과적으로 개통 후 초기 몇 년 동안은 대전에서는 최초의 지하철이 개통됨으로 인하여 주택가격 상승에 대한 기대감이 보다 커서 거래가격의 차이가 보다 큰 폭으로 반영되었다가 이후부터는 그 차이가 보다 감소함을 보여주고 있다. 이러한 결과는 앞서 가설에서 논의한 <그림 1>의 (c)의 형태와 가장 부합하며, McMullen and McDonald(2004)가 제시한 개통 인접 시점까지의 주택가격은 증가하다가 이후부터는 일정하게 된다는 이론에도 유사한 형태라고 판단 할 수 있다. 특히, 이러한 가격차이는 500m 범역보다는 1000m 범역의 역세권 내 아파트 거래가격의 차이가 보다 큼을 알 수 있다. 이는 도보 접근거리를 벗어나는 지역에 위치한 주택에 비하여 도보 접근거리내에 위치한 주택들 간의 가격차이는 상대적으로 크지 않음을 시사한다.

그리고 <그림 1>의 (a)와 (b)의 패턴이 아닌 (c)와 같이 개통 이후의 지하철 접근성에 따른 영향력 차이의 점차적인 감소와 이후의 안정화 추세는 초기단계에서는 실질적인 지하철 이용수요가 예측치에 도달할 것으로 예상하여 그 접근성의 자본화 가격이 보다 과도하게 반영되었다가 점차적으로 감소하는 것으로 풀이할

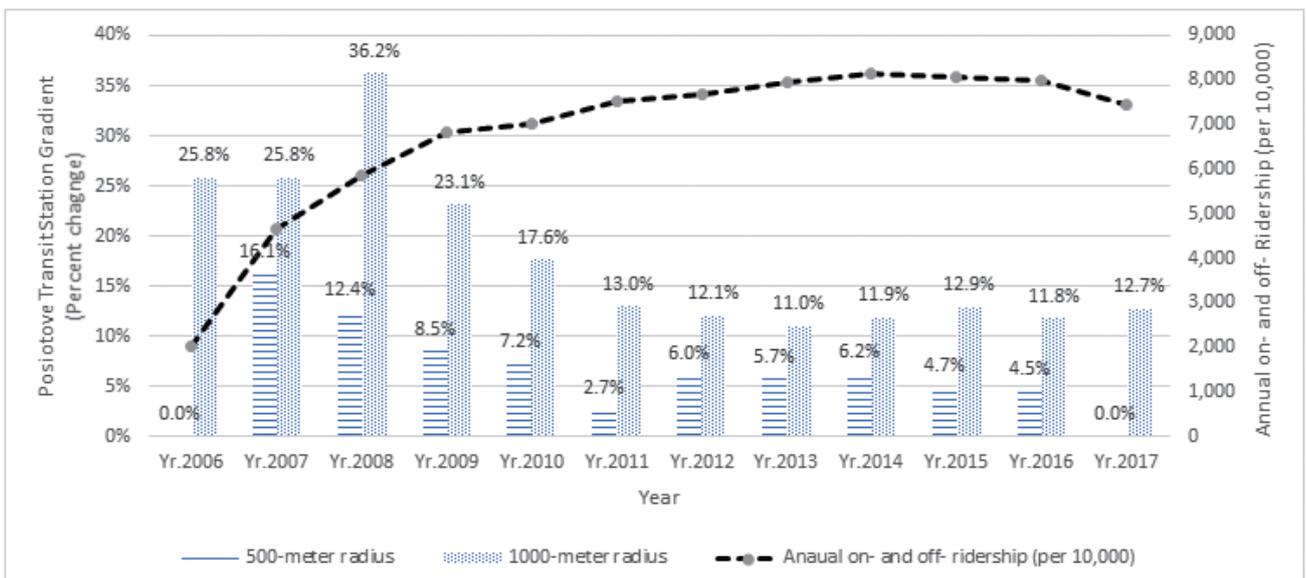


Figure 3. Yearly transit station gradient of housing price and on- and off-ridership since subway opening

수 있다. 이후의 안정화 단계는 지하철 이용수요가 점차적으로 수렴되면서 그 영향력의 변동이 수렴하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 실제 지하철 이용수요의 연도별 증감 추세를 살펴보면 알 수 있다. 즉, 개통 이후 초기 단계에서는 그 이용추세가 빠르게 증가하면서 실질적인 기대가격이 과도하게 자본화되지만, 이후 점차적으로 그 이용수요 증가가 감소하면서 실제의 자본화 가격이 안정화되어짐을 알 수 있다.

한편, 2008년은 1000m 역세권의 거래가격의 차이는 다른 인접한 연도의 거래가격의 차이에 비하여 보다 큰 폭을 보이고 있다. 이는 2008년 미국에서 시작된 세계금융위기로 인한 영향으로 판단된다. 이 시기에는 아파트 거래가격의 일시적으로 하락한 패턴을 보인 분석결과가 있다(이재명·김진유, 2015). 이러한 경제 불안정기의 지하철역 인접성에 대한 큰 폭의 차이는 소비자들이 접근근성이 보다 양호한 주택에 대한 선호가보다 크기 때문으로 풀이할 수 있다. 그러나 세계금융위기가 접근성의 차이에 따른 국내 아파트 가격에 차별적인 영향을 주었다는 것을 일반화하기에는 관련 연구가 추후에 진행되어 이를 확인할 필요가 있다고 판단된다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 지하철 접근성의 영향력이 시간이 지남에도 불변의 영향을 미치는지 분석하기 위해 헤도닉가격모형(hedonic price model)과 확률계수모형(random coefficient model)을 사용했다. 대전 도시철도 1호선이 개통한 2006년부터 2017년까지의 역세권 아파트 거래가격을 이용하여 500m 역세권 범역과 1000m로 역세권 범역으로 각각 구분하여 분석을 실시하였다. 2017년 불변가격으로 제곱미터 당 아파트 거래의 로그가격을 종속변수로 설정하고, 이에 영향을 미치는 아파트 가격결정요인을 설명변수로 모형을 구축하였다. 그리고 연도별로 지하철역 인접성의 영향 정도가 차별적으로 변화하는지와 그 변화패턴을 관찰하기 위하여 거래연도 더미변수와 지하철역 로그-거리 변수의 상호작용항을 설정한 헤도닉 가격모형과 연도별 시간-변동 확률계수모형을 이용하여 추정하였다. 모형분석결과, 헤도닉가격모형의 역과의 거리와 거래연도의 상호작용을 추가한 모형의 적합도가 보다 좋아 이를 최종모형으로 선정하였다.

거래연도별 지하철역 인접성의 영향 정도가 변화함을 파악할 수 있는 교호작용항 분석결과에 의하면, 연간 지하철 접근성의 영향력 차이는 500m 이내 모형보다는 1000m 모형에서 뚜렷했다. 이는 도보 접근거리내에 위치한 아파트들의 가격차이는 크지 않고, 이를 벗어난 거리에 위치한 아파트에 비하여 그 효과가 큼을 보여준다. 이러한 결과는 아파트의 공급이 반드시 지하철역과 보다 인접하지 않고 도보 거리 내에 위치하여도 그 편익을 소비자들은 어느 정도 구가할 수 있음을 보여주는 것이다.

한편, 아파트 거래가격의 지하철 인접성의 차이는 개통 이후 보다 더 시간이 갈수록 그 긍정적인 효과가 점차 줄어들고, 특히 보다 더 근거리에 있을수록 그 차이가 크지 않은 것으로 파악되었다. 이는 대전시 지하철 노선이 1개에 국한되어, 실제 추정된 이용수요보다 개통 후의 지하철 이용 편익이 크지 않은 것 때문으로 풀이된다. 만약 지하철 개통 이후의 보다 큰 편익을 구가하고자 한다면 대중교통의 네트워크를 보다 향상시키려는 노력이 필요하다고 판단된다.

결론적으로 본 연구의 분석결과에 기반한다면 지하철 개통 이후 초기 기간에는 지하철 인접성에 따른 아파트 거래가격의 차이가 큰 폭으로 발생하다가 점점 더 시간이 흐름에 따라 그 차이가 감소하여 안정화되는 패턴을 확인할 수 있었다. 이러한 초기 개통단계에서의 큰 폭의 거래가격의 차이는 개통 이전과 유사하게 지하철 접근성에 대한 과도한 기대가 주택가격에 반영되었지만, 점차 실질적인 지하철 이용수요가 파악됨에 따라 안정화 단계에 접어들게 됨을 보여주는 것이다. 즉, 도시철도 개통 이전뿐만 아니라 개통 이후의 초기단계에는 그 이용수요의 불확실성이 내포되어 주택가격의 과대·과소 추정이 발생할 수 있음을 시사한다.

본 연구의 한계점으로는 개통 후 10년간의 분석 기간을 짧으로써 장기간의 경기변동에 따른 주택가격의 영향력을 충분히 통제하지 못하였다는 것이다. 실질적으로 지하철역 접근 근거리에 따른 주택가격에 대한 상대적인 영향력의 차이가 가장 큰 기간은 2008년이다. 이러한 연도별 영향력의 차이가 금융위기에 따른 반응과 중첩되어 나타날 수 있다는 점에서 본 연구결과를 일반화하기에는 추가적인 연구가 이루어질 필요가 있다고 보여진다.

인용문헌 References

1. 박운신·임병준, 2010. “헤도닉 가격모형을 활용한 아파트 가격결정요인 분석”, 『대한부동산학회지』, 28(2): 245-271.
Park, W.S. and Lim, B.J., 2010. “A Study on the Factors Affecting Apartment Price by Using Hedonic Price Model”, *Journal of Korea Real Estate Society*, 28(2): 245-271.
2. 성현곤·이지선·김진유·박현수, 2010. “도시철도의 개통이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 『한국교통연구원 수시연구보고서』, 1-134.
Sung, H.G., Lee, J.S., Kim, J.Y., and Park, H.S., 2010. “Impacts of Urban Railway Opening on Housing Price: The Case of Railway Line No.9 in Seoul”, *Report of The Korea Transport Institute*, 1-134.
3. 성현곤, 2011. “대중교통 중심의 개발(TOD)이 주택가격에 미치는 잠재적 영향”, 『지역연구』, 27(2): 63-76.
Sung, H.G., 2011. “A Study on Estimating the Potential Impacts of Transit-oriented Development on Housing Price”, *Journal of the Korean Regional Science Association*, 27(2): 63-76.
4. 양희범, 2005. “아파트가격에 내재된 철도소유 가치추정”, 『국토계획』, 40(3): 247-258.

- Yang, H.B., 2005. "Estimation of the Value of Railway Noise within Apartment Housing Prices", *Journal of Korea Planners Association*, 40(3): 247-258.
5. 이규태·김은지·도수관, 2016. "도시철도 건설과 역세권이 아파트 가격에 미치는 영향 분석: 대구도시철도 3호선 역세권 거리와 아파트 면적 구분 중심으로", 「지역연구」, 32(1): 3-26.
Lee, G.T., Kim, E.J., and Do, S.G., 2016. "An Analysis of the Impact of Subway Construction on Apartment Price in the Station Areas: Focusing on the Daegu Subway Line 3", *Journal of the Korean Regional Science Association*, 32(1): 3-26.
6. 이석하, 2003. "지하철역사와 역세권 특징이 아파트가격에 미치는 영향에 대한 연구: 서울 동북지역을 중심으로", 건국대학교 석사학위논문.
Lee, S.H., 2003. "A Study on Effect of Characteristics of Subway Stations and Nearby Land Uses on Apartment Prices", Master Dissertation, Konkuk University.
7. 이재명·김진유, 2015. "다수준 회귀분석을 활용한 수도권 지상 전철역이 주변 주택가격에 미치는 영향 실증 분석", 「국토계획」, 50(2): 157-171.
Lee, J.M., and Kim, J.Y., 2015. "Empirical Analysis on Impact of Ground Level Subway Station on Neighboring Apartment Price Using Multilevel Regression Model", *Journal of Korea Planners Association*, 50(2): 157-171.
8. 조정민, 2011. "지하철역 접근성이 소형과 중대형 아파트의 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 강남구·노원구·분당을 중심으로", 건국대학교 대학원 석사학위논문.
Jo, J.M., 2011. "Study Focused upon the Effects of the Subway Accessibility of Small Sized Apartments", Master Dissertation, Konkuk University.
9. 최성호·성현곤, 2011. "지하철9호선 건설이 주변 아파트 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 사업단계별 효과를 중심으로", 「국토계획」, 46(3): 169-177.
Choi, S.H. and Sung, H.G., 2011. "Identifying the Change of Influencing Power of the Subway Line 9 Construction Project over Housing Prices - Focusing on the Business Effects During the Entire Project Stages", *Journal of Korea Planners Association*, 46(3): 169-177.
10. 최창식, 2004. "지하철 건설이 아파트가격에 미치는 공간적 영향 분석: 서울 지하철 7호선을 중심으로", 「서울도시연구」 5(4): 1-12.
Choi, C.S., 2004. "Spatial Impact Analysis of the Seoul Subway Line 7 on Apartment Properties", *Seoul Studies*, 5(4): 1-12.
11. 황현주·정의철, 2018. "경전철 건설 사업단계 및 역세권 특성이 주변지역 아파트 매매가격에 미치는 영향에 관한 연구: 우이신설 경전철을 중심으로", 「주택도시연구」, 8(2): 1-19.
Hwang, H.J. and Jeong, E.C., 2018. "A Study on Effects of Railway Construction Stages and Characteristics of Station Area on Apartment Prices: Case of Ui-Sinseol Light Rail in Seoul", *SH Urban Research & Insight*, 8(2): 1-19.
12. Calthrope, P., 1993. *The Next American Metropolis: Ecology, Community, and the American Dream*, New York: Princeton Architectural Press.
13. Cao, X. and Lou, S., 2018. "When and How Much Did the Green Line LRT Increase Single-Family Housing Values in St. Paul, Minnesota?", *Journal of Planning Education and Research*, 38(4): 427-436.
14. Chalermpong, S., 2007. "Rail Transit and Residential Land Use in Developing Countries: Hedonic Study of Residential Property Prices in Bangkok", *Thailand Transportation Research Record*, 2038: 111-119.
15. Chatman, D.G., Tulach, N.K., and Kim, K., 2012. "Evaluating the Economic Impacts of Light Rail by Measuring Home Appreciation: A First Look at New Jersey's River Line", *Urban Studies*, 49(3): 467-487.
16. Chen, H., Rufolo, A., and Dueker, K.J., 1998. "Measuring the Impact of Light Rail Systems on Single-family Home Values: Application", *Transportation Research Record*, 1617: 38-43.
17. Chen, Z. and Haynes, K.E., 2015. "Impact of High Speed Rail on Housing Values: An Observation from the Beijing-Shanghai Line", *Journal of Transport Geography*, 43(C): 91-100.
18. Chernobai, E., Reibel, M., and Carney, M., 2011. "Nonlinear Spatial and Temporal Effects of Highway Construction on House Prices", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42: 348-370.
19. Damm, D., Lerman, S.R., Lerner-Lam, E., and Young, J., 1980. "Response of Urban Real Estate Values in Anticipation of the Washington Metro", *Journal of Transport Economics and Policy*, 14(3): 315-336.
20. Debrezion, G., Pels, E., and Rietveld, P., 2007. "The Impact of Railway Stations on Residential and Commercial Property Value: A Meta-analysis", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2): 161-180.
21. Diao, M., Leonard, D., and Sing, T.F., 2017. "Spatial-difference-in-differences Models for Impact of New Mass Rapid Transit Line on Private Housing Values", *Regional Science and Urban Economics*, 67: 64-77.
22. Duncan, M., 2008. "Comparing Rail Transit Capitalization Benefits for Single-family and Condominium Units in San Diego, California", *Transportation Research Record*, 2067: 120-130.
23. Freeman, A.M., 1979. "Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues", *Scandinavian Journal of Economics*, 81: 154-171.
24. Hess, D.B. and Almeida, T.M., 2007. "Impact of Proximity to Light Rail Rapid Transit on Station-area Property Values in Buffalo, New York", *Urban Studies*, 44(5/6): 1041-1068.
25. Hyun, D. and Milcheva, S., 2019. "Spatio-temporal Effects of an Urban Development Announcement and Its Cancellation on House Prices: A Quasi-natural Experiment", *Journal of Housing Economics*, 43: 23-36.
26. Kilpatrick, J.A., Throupe, R.C., Carruthers, J., and Krause, A., 2007. "The Impact of Transit Corridors on Residential Property Values", *Journal of Real Estate Research*, 29(3): 303-320.
27. Lakshmanan, T.R., Anderson, W.P., and Song, Y., 2015. "Knowledge Economy in The Megalopolis: Interactions of Innovations in Transport, Information, Production and Organizations", Abingdon, Oxford: Routledge.
28. Lancaster, K.J., 1966. "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, 74: 132-157.
29. Lee, C.M., Ryu, K.M., Choi, K., and Kim, J.Y., 2018. "The

- Dynamic Effects of Subway Network Expansion on Housing Rental Prices Using a Repeat Sales Model”, *International Journal of Urban Sciences*, 22(4): 1-17.
30. McMillen, D.P. and McDonald, J., 2004. “Reaction of House Prices to a New Rapid Transit Line: Chicago’s Midway Line, 1983-1999”, *Real Estate Economics*, 32(3): 463-486.
31. Rosen, S., 1974. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 82(1): 35-55.
32. Trojanek, R. and Gluszak, M., 2017. “Spatial and Time Effect of Subway on Property Prices”, *Journal of Housing and the Built Environment*, 33(2): 359-384.
33. Wagner, G.A., Komarek, T., and Martin, J., 2016. “Is the Light Rail ‘Tide’ Lifting Property Values? Evidence from Hampton Roads, Virginia: Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper No. 16-26.
34. Wang, X., 2017. Subway Capitalization Effect in Beijing: Theory and Evidence on the Variation of the Subway Proximity Premium”, *Papers in Regional Science*, 96(3): 495-518.

Date Received 2019-01-17
 Date Reviewed 2019-02-07
 Date Accepted 2019-02-07
 Date Revised 2019-03-11
 Final Received 2019-03-19