

# 대중교통 승하차 수요분석을 통한 서울시 역세권 유형화 및 토지이용 특성 연구<sup>1)</sup>

## A Study of Land Use Characteristics by Types of Subway Station Areas in Seoul Analyzing Patterns of Transit Ridership

이정우 Jeongwoo Lee<sup>2)</sup>, 고주연 Joo Yeon Go<sup>3)</sup>, 전상우 Sangwoo Jeon<sup>4)</sup>, 전철민 Chulmin Jun<sup>5)</sup>

### Abstract

This study categorizes types of Seoul's subway station areas by the diurnal pattern of transit ridership at peak and non-peak times using cluster analysis. Principal component analysis was then conducted to reduce many overlapping land use variables to latent factors, which in turn were used in a multinomial logit model to analyze the relationship between the diurnal pattern of rail ridership and the land use patterns of different station areas. Unlike studies that use a fixed time frame for morning and afternoon peak periods, this study identifies the position of a ridership concentration for each station by comparing the average ridership of half-hour intervals throughout the day. The study finds six main categories of ridership diurnal pattern and shows that the starting position and duration of peak periods vary by station area and that the level of transfer ridership also varies by time and by station type. Moreover, the results demonstrate that the diurnal pattern of subway ridership is closely related to land use, block and lot size, and accessibility of bus services in the station areas.

Keywords: Transit Oriented Development, Railway Station Areas, Ridership Pattern, Land Use, Smart Card Data, Cluster Analysis

### I. 서론

#### 1. 연구의 배경 및 목적

기후변화에 대한 위기가 고조되면서 에너지 문제에 대한 관심이 증대됨에 따라 에너지 효율적인 도시구조를 위해 다각적인 노력이 시도되고 있으며, 이에

대한 해결책으로 대중교통지향형 도시개발(Transit Oriented Development: TOD)에 대한 관심과 관련 연구도 증가하였다. TOD는 승용차의 이용을 억제하면서 보행 및 대중교통 이용을 활성화시킬 수 있도록 대중교통 결절점을 중심으로 도시구조의 재편을 유도하는 계획기법으로 도시계획과 교통계획의 통합적인 계획요소를 찾아 해결책을 모색한다는 점에서

1) 본 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A5B8A03045234).

2) 서울시립대학교 도시과학연구원 연구교수(제1저자) | Research Prof., The Institute of Urban Science, Univ. of Seoul | Primary Author | jeongwoo@uos.ac.kr

3) 서울시립대학교 도시과학연구원 연구교수 | Research Prof., The Institute of Urban Science, Univ. of Seoul | gojy@uos.ac.kr

4) 서울시립대학교 공간정보공학과 석사과정 | M.S. Candidate, Dept. of GeoInformatics, Univ. of Seoul | swjeon@uos.ac.kr

5) 서울시립대학교 공간정보공학과 교수(교신저자) | Prof., Dept. of GeoInformatics, Univ. of Seoul | Corresponding Author | cmjun@uos.ac.kr

주목받아 왔다.

이와 같은 맥락에서 1990년대 중반 이후부터 우리나라에서는 서울 및 대도시의 주요 역세권을 중심으로 용도지역을 상향 조정하고 지하철역 주변지역을 지구단위계획으로 지정하여 도시환경을 재정비하는 등 대중교통 및 보행이용 개선효과를 위해 노력을 기울여 왔으나 그 효과는 여전히 제한적인 수준에 머물렀다(임희지 2005). 또한, 서울과 같은 공간적·시간적 편중현상이 심한 대도시권에서는 하루 동안 발생하는 대중교통 수요 중 상당 부분이 특정시간대에 집중됨으로써 대중교통 혼잡과 서비스 질의 하락, 에너지 낭비 등 사회적 비용이 급증하고 있어 수요관리 측면의 교통정책이 절실히 요구된다.

따라서 TOD 효과를 높이기 위해서는 하루 동안의 수요변동을 고려하여야 하며, 이를 위해서는 시간대에 따른 변화 양상과 함께 하루 중 가장 많은 통행량이 발생하는 첨두시간의 특성에 대한 이해가 선행되어야 한다. 또한 이러한 고려를 바탕으로 다양한 역세권 유형별로 분석 결과에 따른 적합한 개발방식의 적용이 필요하다.

이러한 배경에서 본 논문은 대중교통지향형 도시개발의 기본방향을 모색하는 데 필요한 실증적 연구 차원에서 서울시 지하철역을 대상으로 시간대별 지하철 이용 및 버스 환승 수요와 첨두 특성을 중심으로 역세권의 유형화를 시도하고, 이어 결과로 도출된 서로 다른 유형의 역세권을 토지이용, 대중교통 접근성, 도시공간구조 측면에서 비교·분석함으로써 이들 요소가 대중교통 이용행태와 어떠한 연관성을 지니는지에 대해 분석하고자 한다. 또한 이렇게 분석된 결과를 토대로 향후 보다 효과적인 수요 관리와 기반시설관리를 할 수 있는 지하철 역세권의 합리적 계획을 위한 시사점을 도출하고자 한다.

## 2. 선행연구 고찰

TOD 효과를 높이기 위해서 역세권에 도입될 다양한 토지이용 및 교통기반시설 기준을 제시하기에 앞서 다양한 역세권 유형별로 적합한 분석이 필요하며 이러한 의미에서 역세권 유형의 분류는 중요하다. 대중교통지향형 개발을 위한 역세권 유형 설정 연구는 크게 토지이용과 같은 계획적 차원의 유형화와 통행행태자료를 이용한 실증적 차원의 유형화로 구분할 수 있는데 연구 사례를 구체적으로 살펴보면 <표 1>과 같다.

앞서 Calthrope(1993)은 TOD를 도시형 TOD와 근린주구형 TOD로 분류한 바 있으며, 이어 국내의 많은 연구가 역세권의 토지이용을 비롯한 도시계획 내용을 중심으로 서울시 역세권을 유형화하였다. 최근 연구를 중심으로 살펴보면, 이주아, 조무상, 구자훈(2013)은 군집분석을 이용하여 역세권을 용도복합 특성에 따라 5개 유형으로 분류하고 토지이용 복합 특성과 시간대별 도시철도 이용행태 간의 상관성이 있음을 증명하였다. 최형선, 김태호, 이주형(2013)은 용도별 개발밀도, 토지이용 다양성, 대중교통 접근성 등 역세권의 물리적 특성을 포함하는 TOD의 계획요소를 기반으로 요인분석을 실시하여 역세권을 7개의 유형으로 분류하였으며 토지이용과 대중교통 접근성, 연계교통수단의 특성이 별개의 특성으로 유형화됨을 보여주었다.

임삼진, 박준태, 김태호(2013)는 대중교통 결절지 분포 현황과 버스전용차로, 지하철 노선을 종합적으로 고려하여 역세권을 환승 특성 유형별로 구분하여 분석하였으며, 다중회귀분석을 통해 역세권 유형별 대중교통 이용 수요에 영향을 미치는 TOD 계획요소를 규명하였다. 김수연, 엄선용, 이명훈(2013)은 토지이용변수를 바탕으로 K-평균 군집분석을 실시하여 상업·업무 중심형, 고층주거 우세형, 공업중

표 1 \_ 서울시 역세권 유형분류 관련 선행연구

| 구분            | 연구자                  | 유형분류 기준                 | 역세권 유형분류 결과 |   |
|---------------|----------------------|-------------------------|-------------|---|
| 토지이용에 의한 유형분류 | 임희지(2005)            | 중심지 위계                  | 5개 유형       | 도심 / 부도심 / 지역 중심 / 지구 중심 / 생활권 중심 및 기타  |
|               | 오영택 외 (2009)         | 토지이용 특성                 | 2개 유형       | 주거 / 비주거  |
|               | 손동욱, 김진(2010)        | 주거용도 개발용량               | 2개 유형       | 주거 / 비주거  |
|               | 이은아 외 (2013)         | 토지이용 특성                 | 4개 유형       | 주거 / 상업 · 업무 / 주거 · 상업 · 업무 / 기타  |
|               | 이주아, 조무상, 구자훈 (2013) | 토지이용 특성                 | 5개 유형       | 업무 / 상업 / 교육 / 주거 / 주거위주 복합   |
|               | 김수연, 엄선용, 이명훈 (2013) | 토지이용 특성                 | 4개 유형       | 상업, 업무 중심형, 고층주거 우세형, 공업 중심형, 저층주거 소상공업 우세형   |
|               | 최형선, 김태호, 이주형 (2013) | 토지이용, 대중교통, 연계 교통수단의 특성 | 7개 유형       | 고밀-상업 업무형 / 소규모 획지형 / 주거 밀집형 / 복합 개발형 / 연계수단형 / 타역인접형 / BRT 혼합형                                       |
| 통행행태에 의한 유형분류 | 성현곤, 김태현 (2005)      | 지하철 승 · 하차량             | 7개 유형       | 주거 / 상업 및 여가 / 고용 / 주거 및 고용 / 주거 및 상업 · 여가 복합 / 고용 및 상업 · 여가 복합 / 주거 · 고용 · 상업 및 여가 복합                |
|               | 이금숙 외 (2012)         | 지하철 승 · 하차량             | 4개 유형       | CBDs and city centers / sales and business / manufacturing industry / hotel and restaurant employment |

심형, 저층주거 · 소상공업 우세형으로 역세권을 분류하고 역세권 유형별 거리에 따른 개발밀도를 분석하였다. 손동욱, 김진(2010)은 역세권을 주거 중심 역세권과 비주거 중심 역세권으로 분류하였으며, 이들 두 그룹 간의 대중교통 이용률을 비교 · 분석함으로써 TOD 개념에서 강조하는 ‘고밀개발’과 ‘토지이용의 혼합’과 같은 도시공간 특성들이 대중교통 이용률 증가를 유도하는 데 효과가 있음을 입증하였다.

통행행태 자료를 이용한 역세권 유형분류 연구는 토지이용에 의한 유형연구에 비해 그 수가 많지 않다. 지하철 이용행태를 바탕으로 역세권을 유형화한 연구

로 성현곤, 김태현(2005)의 연구가 있으며, 이 연구에서는 요일 · 시간대별 지하철 승 · 하차 패턴을 토대로 생성된 변수들을 이용하여 요인 분석을 실시하고 분석 결과를 바탕으로 토지이용 특성과의 연관성을 파악하기 위하여 다차원적도법을 사용하여 역세권을 유형화하였다. 이금숙 외(2012)는 일일 교통카드자료를 이용하여 승객의 통행을 아침, 낮, 저녁 시간대로 구분하여 승 · 하차 이용량을 산출하여 이를 바탕으로 계층적 군집분석을 수행하여 역세권을 분류하였으며, 역세권 내 인구밀도, 종사자수, 교육, 금융, 판매시설수를 토대로 토지이용 현황과의 연관성을 파악하였다.

선행연구 검토 결과, 최근 국내에서 다양한 역세권 유형 기준과 방법에 대한 연구가 수행되었으며 방법론 측면에서 상당한 진전이 있었다고 판단된다. 그러나 대부분의 연구에서 유형분류 기준으로 토지이용이나 개발밀도와 같은 계획적 차원의 요소에 의존한 것으로 보인다. 기존 계획적 측면의 유형 구분은 토지이용이나 계획 특성에 기반한 합리적 기능유도의 관점에서 역세권의 유형화를 시도하였다고 볼 수 있으나, 실제 이용자를 중심으로 형성되는 역세권의 위계를 고려한 유형화는 실질적인 통행행태의 이해로부터 역세권 특성을 도출한다는 점에서 보다 대중교통 이용 증대 방안을 마련하는 데 중요한 의미를 지닌다고 볼 수 있다.

대중교통 이용자의 통행패턴을 이용하여 실증적으로 역세권을 유형화한 연구들의 경우 지하철 승·하차의 수요 변동을 토대로 역세권의 위계를 고려하고 있으나 하루 동안 발생하는 수요 중 상당 부분이 집중되는 첨두시간 설정의 기준점이나 첨두 지속시간에 대한 언급은 없으며, 내용적 측면에서 판단하면 대체로 일괄적인 첨두시간대를 적용하여 연구를 수행한 것으로 판단할 수 있다. 또한 이용 수요에서 다른 교통수단으로의 환승패턴은 고려되지 않은 한계가 있다. 그러나 동일한 승·하차량을 가진 역이라도 주변 토지이용에 따라 첨두 통행시간의 시작 및 지속시간이 다르게 나타난다. 또한, 버스와 지하철 간 환승패턴 또한 지역의 특성 및 지하철역 주변의 접근성과 버스운행 서비스에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 이러한 특성은 지하철 역세권과 대중교통의 이용행태를 이해하고 설명하는 데 있어 중요한 요소다. 이에 본 논문에서는 역세권별 상이한 승·하차 첨두시간대의 시작시간이나 지속시간, 그리고 버스-지하철

간 환승 특성까지를 고려하여 역세권을 분류하고 분석 결과를 토대로 역세권의 토지이용 및 도시공간구조를 비롯한 물리적 특성과의 연관성을 파악해 봄으로써 연구의 시사점과 차별성을 두고자 하였다.

### 3. 분석의 범위와 방법론

본 연구의 공간적 범위는 다양한 대중교통 변수와 토지이용 측면 변수의 수집이 유용한 서울시를 대상으로 지하철 노선 9개와, 국철, 분당선상의 총 272개 역세권을 포함하며 2012년 이후 개통된 철도역은 제외하였다. 본 논문에서 사용된 역세권의 범위는 서울시 행정구역 내 위치한 지하철역 승강장을 중심으로 한 500m 반경으로 제한한다. 도시계획적 측면에서 역세권을 정의하면, 보행자가 철도역에 접근가능한 최대거리를 중심으로 설정하는 보행가능 권역과 철도역을 중심으로 그 주변 지역의 토지이용과 부동산 가치 측면에서 영향을 받는 권역으로 구분할 수 있다(이연수, 추상호, 강준모 2011; 이창효, 장성만, 이승일 2013). 본 논문에서는 역의 토지이용상의 영향권 측면보다는 역을 이용하는 보행자들의 접근성 측면에 초점을 맞추어 역세권을 정의하였다. 따라서 보행 접근성을 기준으로 역세권 범위를 설정한 기존 연구들에서 일반적으로 활용되고 있는 기준(400~600m)들과 도시계획지침상 규범적으로 설정된 역세권 범위<sup>6)</sup>를 고려하여 역 중심 반경 500m를 역세권의 범위로 설정하였다.

본 논문은 크게 3단계로 구성된다. 첫째, 역세권 유형화와 관련된 선행연구 고찰을 통하여 본 논문의 착안점 및 진행방향을 설정하였으며, 역세권별 대중교통 승·하차패턴의 특성과 역사 주변의 토지이용을 비롯

6) 서울시 도시계획조례 시행규칙(제16조의 2)과 서울시의 역세권 지구단위계획 수립 및 운영기준에서는 역세권을 '지하철, 국철, 경전철 등의 모든 개통된 역의 중심으로부터 반경 500m 이내의 지역'으로 정의하고 있음.



한 물리적 특성과의 연관성을 파악하기 위해 대중교통 수요 변화패턴을 유형화하였다. 우선 대용량의 교통트랜잭션 데이터베이스에서 통행패턴을 찾아내는 데이터마이닝(data mining) 기술을 이용하여 역세권 내의 지하철과 버스 이용객의 유·출입 통행량 변화를 분석하고 군집분석을 이용하여 역세권의 유형화를 시도하였다. 이때 군집분석에 이용할 통행량 관련 변수를 추출하기 위하여 각 지하철역 침두시간대의 이용률 집중 특성을 산정하였다. 기존의 일괄적인 침두시간대를 적용한 연구들과 달리 본 논문은 지하철역별로 수요가 몰리는 시간대가 다양하다는 것에 초점을 두고 오전과 오후를 구분하여 최고 통행량을 기록하는 침두시간대를 역세권별로 개별 설정하고 이를 중심으로 30분 간격의 승·하차량을 검토함으로써 수요가 집중하는 시각과 집중 지속시간을 검토하였다. 이와 같은 방법으로 수요패턴의 특징을 나타내는 20개의 변수를 역별로 생성하고 군집분석을 시행하였으며, 분석 결과 6개의 역세권 유형이 도출되었다.

둘째, 역세권 유형별 토지이용 특성을 살펴보고자 각 역사별 500m 이내의 보행권 범위를 중심으로 토지이용과 교통접근성, 개발밀도 및 도시공간구조와 관련되는 19개의 물리적 변수들을 주성분 분석을 이용하여 7개로 압축하였다.

셋째, 분류된 역세권 유형의 토지이용 특성을 비교·분석하기 위하여 주성분 분석을 통해 추출한 도시 특성 요인 점수를 독립변수로 사용하고, 군집분석을 통해 분류된 6개의 역세권 유형을 종속변수로 사용하여 다항로지트분석을 실시하였다.

본 논문에서 분석을 위한 자료는 교통카드 자료, 역세권 주변의 토지이용 관련 현장조사자료, 집계구 통계자료, GIS 연계자료 등이 다양하게 활용되었다. 역세권별 승객승·하차량을 나타내는 대중교통이용수요를 바탕으로 역세권을 유형화하였으며, 이를 추출하기 위해 주중인 2011년 10월 19일 수요일의 교통카드

데이터를 사용하였다. 본 자료로부터 군집분석에 활용된 시간대별 지하철 승·하차량과 버스-지하철 간 환승량 변수, 그리고 침두 특성 변수를 도출하였으며, 도시조직 및 토지이용과 관련한 변수는 역세권 내 도시조직의 물리적 특성에 관한 것으로 기존 연구 및 문헌 검토를 토대로 대중교통 이용에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 선정하였다.

이에 역세권의 개발밀도, 토지이용, 버스 접근성, 지하철 환승센터, 도시공간구조 등이 포함되었다. 역세권의 개발밀도와 관련해서는 통계청의 2010년 집계구 자료를 이용하여 인구, 가구 및 사업체 밀도로 구성하였으며, 토지이용 관련 변수는 공동주택, 단독주택, 업무시설, 상업시설, 근린생활시설, 문화집회시설, 교육시설, 판매시설, 공장, 창고시설로 구성하였다. 버스 접근성 관련 변수는 버스노선수와 버스정거장수이며, 지하철 환승센터 관련 변수는 지하철역수와 역사 면적의 변수가 이에 해당한다. 도시공간구조 관련 변수는 2011년 도로명주소 기본도 자료를 이용한 도로율, 필지 크기, 블록 크기, 교차로 밀도의 변수를 포함하였다. 이 중 사업체 밀도와 교차로 밀도 요인은 공통성 항목에서 0.4 이하의 낮은 설명력을 가지는 항목으로 분류되어 주성분 분석에서는 제외되었다. 따라서 최종 19개로 구성된 도시 특성 자료들은 역세권 승·하차 자료와 함께 지리정보시스템(geographic information system)의 지오코딩(geo-coding) 과정을 거쳐 좌표를 획득하고, 집계구 구역단위로 집계된 개발밀도 관련 변수값들은 자료의 분석 단위에 동일하게 분포되어 있다는 가정하에 공간보간법(spatial interpolation) 이론에 기초한 방법을 이용하여 각각의 승강장 중심점에서 500m 내 보행역세권에 맞추어 재산정하였다. 역세권의 도시 특성 요소와 관련된 각 변수들에 대한 설명과 활용 자료 및 시간 범위는 <표 2>에 정리하였다.

표 2\_ 변수 선정

| 분석변수            | 변수         | 변수 설명            | 활용 자료                   |
|-----------------|------------|------------------|-------------------------|
| 교통행태            | 승·하차량      | 30분별 지하철승·하차량    | 교통카드 (2011)             |
| 도시 공간구조 및 교통인프라 | 인구밀도       | 역세권 인구수 밀도       | 집계구 통계 (2010)           |
|                 | 가구밀도       | 역세권 가구수 밀도       |                         |
|                 | 사업체 밀도     | 역세권 사업체수 밀도      |                         |
|                 | 도로율        | 역세권 도로 면적        |                         |
|                 | 필지 크기      | 역세권 필지 평균 크기     | 도로명주소 기본도 (2011)        |
|                 | 블록 크기      | 역세권 블록 평균 크기     |                         |
|                 | 교차로 밀도     | 역세권 교차로수 밀도      |                         |
|                 | 버스노선수      | 역세권 버스노선수        |                         |
|                 | 버스정거장수     | 역세권 버스정거장수       |                         |
|                 | 역사 면적      | 역사 면적            |                         |
| 토지이용            | 지하철역수      | 역세권 지하철역수        | 역세권 토지이용 용도별 연면적 (2011) |
|                 | 공동주택       | 공동주택 연상 면적       |                         |
|                 | 단독 및 다가구주택 | 단독 및 다가구주택 연상 면적 |                         |
|                 | 업무시설       | 업무시설 연상 면적       |                         |
|                 | 상업시설       | 상업시설 연상 면적       |                         |
|                 | 근린생활시설     | 근린생활시설 연상 면적     |                         |
|                 | 문화집회시설     | 문화집회시설 연상 면적     |                         |
|                 | 교육시설       | 교육시설 연상 면적       |                         |
|                 | 판매시설       | 판매시설 연상 면적       |                         |
|                 | 공장         | 공장시설 연상 면적       |                         |
|                 | 창고시설       | 창고시설 연상 면적       |                         |

군법(K-means)을 사용하여 재유형화하였다. Ward법에 의한 결합방식을 사용한 계층적 군집분석 결과 6개 그룹으로 군집화되는 과정을 확인하였다. Case 설명 기준 변수는 계층적 군집분석의 경우와 동일하게 <표 3>에 나열된 20개의 승·하차 수요와 관련된 표준화 변수를 선정하였으며, 반복계산으로 군집화가 진행됨에 따라 군집 중심점이 변화되는 방법을 이용하였다. 분석 결과 계층적 군집분석의 결과와 거의 유사한 패턴으로 분류되었으나 2개의 이상치<sup>7)</sup>가 제외되었다.

본 논문에서는 시간대별 통행행태를 이용하여 역세권 유형을 분류하기 위하여 하루 총통행량, 환승량, 그리고 침투 특성 관련 변수들을 포함하여 변수를 구성하였다. 버스-지하철 간의 환승량 관련 변수를 포함한 것은 지하철 역세권이 최종 목적지가 아닌 경우 다른 교통수단으로 환승하여 최종 목적지까지 이동하므로 환승비율을 통해 버스가 철도의 지선 역할을 하고 있는 역세권을 효과적으로 구분할 수 있기 때문이다.

로 구분할 수 있기 때문이다.

또한 기존의 일괄적인 침투시간 적용 연구들과 달리 본 논문은 지하철역별로 그 이용패턴이 다양하다는 것에 주안점을 두고 오전, 오후 시간대 최고 승·하차량을 기록하는 침투시각을 중심으로 30분 간격의 승·하차량을 검토하여 검토값이 최대 승·차량의 90%를 넘으면 침투시간의 지속 범위에 포함하였다(Chen, Chen and Barry 2009).

## II. 역세권 유형분류 및 토지이용 변수 구축

### 1. 역세권 유형분류

272개 역의 역세권을 통행패턴 특성 차원에서 동질한 그룹으로 나누기 위해 군집분석을 시행하였다. 군집분석은 우선 계층적 군집분석(hierarchical clustering)을 시행한 후에 가장 적절한 수의 군집을 결정해서 K-평균

7) 비분류된 역세권은 마곡역과 가좌역을 포함한 총 2곳으로 K-평균법 분석에서 제외하였음. 두 역 모두 하루 총승차량과 하차량이 500명 미만으로 일정한 침투패턴이 관찰되지 않는 역임. 마곡역의 경우 하루 총하차량이 276명에 불과하고 전 시간대별 평균 하차량이 10명 미만인 반면에 특정 시간 3시 30분~4시 사이에만 하차량이 82명으로 몰려 당일 행사나 특정 변수의 영향을 받은 것으로 보이며 K-평균법 군집분석의 결과 이상치로 유형분류에서 제외되었음.

첨두 특성 변수를 사용하여 역세권을 유형화한 것은 동일한 승·하차량을 가진 역의 경우도 매우 다른 첨두 특성을 지닐 수 있기 때문이다. 예를 들어, 대림역과 압구정역의 경우 하루 총승차량이 2만 8천 명 정도로 비슷하나 압구정역의 경우 오전첨두 승차량이 562명인 반면, 대림역의 경우 같은 시각의 승차량이 1,952명으로 압구정역에 비해 3~4배 높았다. 또한 오전첨두 지속시간 또한 압구정역은 30분인 것과 비교해 대림역은 1시간으로 두 배 길었다. 반대로 오후첨두의 경우 압구정역의 승차량이 대림역의 승차량보다 1.5~2배 높았으며 오후첨두 지속시간 또한 압구정역이 대림역에 비해 3배 정도 길게 지속되는 것으로 관찰되었다(〈그림 1〉 참조).

이러한 첨두 특성을 바탕으로 한 분류가 출·퇴근 및 통학, 쇼핑, 위락 등의 통행 목적별 토지이용의 특성과 역이 위치하는 입지 특성을 대변할 수 있다고 판단하였다. 따라서 승차량과 하차량을 구분하고 오전과 오후 각각의 첨두 특성 변수들을 역세권 유형 기준에 사용함으로써 시간대별 승·하차 수요 변동과

함께 통행 집중으로 인한 혼잡이 시작되는 시각과 지속시간을 고려하였으며, 이와 같은 방법으로 해당 역세권 유형의 일반성과 특수성을 적절히 반영하였다.

군집분석 결과, 총 6개의 그룹이 형성되었으며 군집분석에 사용된 유형별 통행 특성 변수의 평균값은 〈표 3〉에 정리되었다. 논의의 편의상 군집의 순서는 상주인구 밀도가 가장 높은 그룹부터 가장 낮은 그룹순으로 나열하였다. 유형별 승·하차 패턴의 흐름을 도식화한 그래프와 각 유형에 포함된 역사명은 〈표 4〉에 나열되었다. 전체적인 통행 흐름 형태는 이 중 첨두 형태의 모습이 일반적이며 첨두 형태는 오전첨두 시간대가 가장 높고 오후첨두시간대는 퇴근시간대의 분산과 비통근통행 증가로 오전첨두보다 낮은 것으로 관찰되었다.

최종 유형분류된 270개 역 중 73개 역이 제1유형 역세권에 해당하며 〈그림 2〉에서 보듯이 서울시 전 도시철도 호선에 고루 분포되어 있는 편이나, 가장 많은 비중(약 40%)의 역들이 5호선과 7호선에 집중한 특징이 있다. 〈그림 3〉에 표준화계수값으로 표현

그림 1 \_ 역세권별 첨두 특성분석(압구정역 vs 대림역)

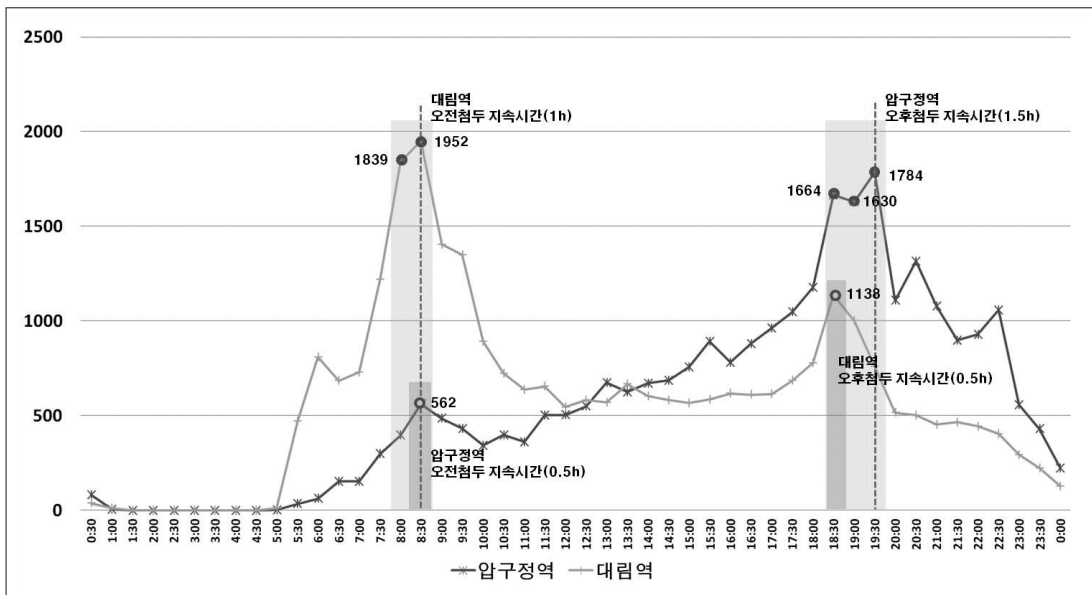


표 3\_유형별 통행 특성 평균값

| 구분                      | 유형1      | 유형2       | 유형3      | 유형4      | 유형5       | 유형6       | ANOVA<br>(F value) |
|-------------------------|----------|-----------|----------|----------|-----------|-----------|--------------------|
|                         | n=73     | n=22      | n=90     | n=31     | n=25      | n=29      |                    |
| 하루 총승차량                 | 7,383.10 | 27,515.06 | 7,285.92 | 6,625.40 | 35,236.76 | 10,439.18 | 91.8***            |
| 하루 총하차량                 | 6,926.08 | 27,234.03 | 7,225.32 | 6,690.05 | 36,466.60 | 10,811.03 | 90.5***            |
| 오후첨두 승차량 / 오전첨두 승차량     | 0.38     | 0.55      | 1.06     | 1.78     | 4.56      | 3.62      | 329.6***           |
| 오후첨두 하차량 / 오전첨두 하차량     | 1.95     | 1.78      | 0.79     | 0.85     | 0.59      | 0.33      | 30.4***            |
| 오후첨두 승차량 / 비첨두 승차량      | 0.98     | 1.30      | 1.54     | 1.37     | 2.19      | 3.33      | 29.9***            |
| 오후첨두 하차량 / 비첨두 하차량      | 2.29     | 2.15      | 1.41     | 1.03     | 0.93      | 0.94      | 41.4***            |
| 오전 승차량 첨두 시작시간          | 8.10     | 8.12      | 8.13     | 8.40     | 8.78      | 8.34      | 27.9***            |
| 오전 하차량 첨두 시작시간          | 8.56     | 8.69      | 8.69     | 8.73     | 8.98      | 8.66      | 4.6***             |
| 오후 승차량 첨두 시작시간          | 18.08    | 18.43     | 18.34    | 16.89    | 18.40     | 18.43     | 97.1***            |
| 오후 하차량 첨두 시작시간          | 19.08    | 19.00     | 18.91    | 16.83    | 18.52     | 18.83     | 68.3***            |
| 오전 승차량 첨두 지속시간          | 0.71     | 1.09      | 0.76     | 0.73     | 0.74      | 0.89      | 190.3***           |
| 오전 하차량 첨두 지속시간          | 0.66     | 0.79      | 0.61     | 0.83     | 0.54      | 0.64      | 128.9***           |
| 오후 승차량 첨두 지속시간          | 0.69     | 0.68      | 0.67     | 0.69     | 0.78      | 0.61      | 4.0***             |
| 오후 하차량 첨두 지속시간          | 0.75     | 1.02      | 0.75     | 0.81     | 0.96      | 0.70      | 43.5***            |
| 승차량 비첨두 지속시간            | 9.96     | 10.27     | 10.19    | 8.51     | 9.48      | 9.98      | 28.9***            |
| 하차량 비첨두 지속시간            | 10.56    | 10.32     | 10.29    | 8.93     | 9.88      | 10.14     | 11.1***            |
| 오전첨두 환승량                | 643.49   | 3,115.74  | 386.07   | 234.42   | 1,301.04  | 442.15    | 26.8***            |
| 오후첨두 환승량                | 254.18   | 1,612.50  | 359.43   | 264.58   | 2,537.04  | 973.75    | 26.6***            |
| 오전첨두 환승량 / 오전첨두 승 · 하차량 | 0.163    | 0.226     | 0.097    | 0.068    | 0.064     | 0.088     | 8.5***             |
| 오후첨두 환승량 / 오후첨두 승 · 하차량 | 0.079    | 0.126     | 0.107    | 0.083    | 0.141     | 0.195     | 7.1***             |

주: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

된 유형별 첨두 특성을 살펴보면, 유형 1의 오전승차 첨두 시작시간이 6개 유형 중 가장 빠르고 오후하차의 첨두 시작시간은 가장 늦음을 알 수 있다. 또한 첨두와 비첨두시간대 승 · 하차량의 차이가 커 승차의 경우 가장 낮은 첨두율을 가지며 하차의 경우 가장 높은 첨두율을 가진다. 오후를 예로 들면, 첨두시간대 하차량이 비첨두시간대 하차량보다 2.3배 높다. 6개 역세권 유형 중 오전첨두시간대 가장 높은 승차량을 보유한 특징을 고려하여 제1유형을 ‘오전승차 집중 역세권’이라 명명하였다.

23개의 역세권을 포함하는 제2유형의 경우 전체 역의 55%가 2호선과 4호선에 집중되어 있다. 제2유형으로 구분되는 역세권은 오전의 버스-지하철 간

환승량이 타 지역에 비해 높게 나타난다. 또한 오전 승차량의 첨두 시작이 빠른 반면 오후 승차량의 첨두 시작이 늦어 비첨두 지속시간이 길게 나타나는 특징이 있다. 또한 오전 승차량 첨두 시작이 빠르고 첨두 지속시간도 1시간 이상 지속되어 아침 혼잡이 예상되는 역세권에 해당한다. 6개 유형 중 오전 환승량이 가장 많고 오전 첨두시 환승비율이 총통행량의 20% 이상을 차지하는 것으로 관찰되어, 버스-지하철 간 환승거점으로 이용되고 있음을 알 수 있다. 이에 제2유형을 ‘오전환승집중 역세권’으로 명명하였다.

제3유형은 총 90개의 역세권을 포함하고 있으며 이 중 약 40%의 역사가 5호선과 국철 노선에 위치해 있으나 나머지 60%의 역은 분당선을 포함한 전 호선

표 4\_유형별 승·하차 패턴

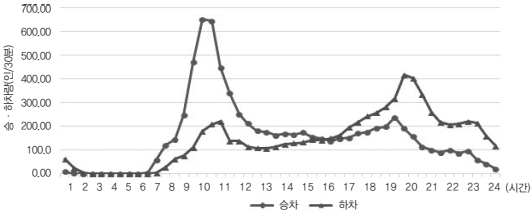
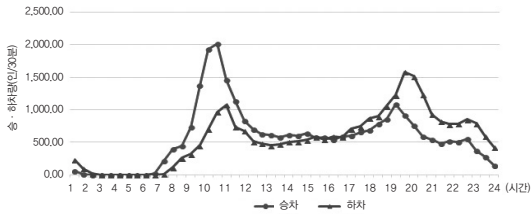
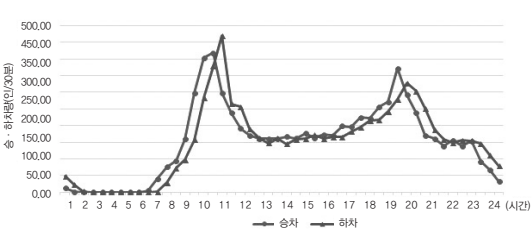
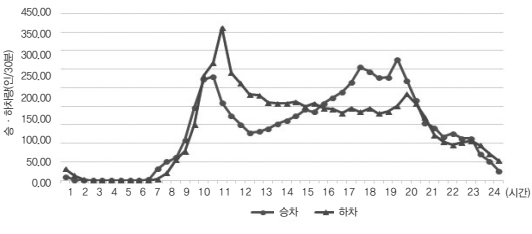
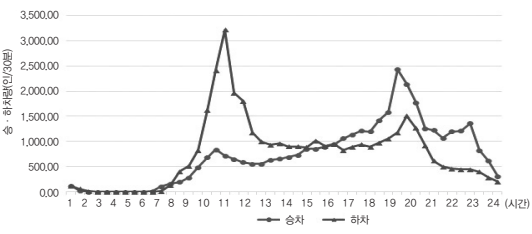
| 유형별 승·하차 패턴   | 유형에 포함된 역이름(가나다순)  |
|---|--|
|    | <p><b>제1유형: 오전승차집중 역세권(73개)</b></p> <p>가양역, 강동역, 개롱역, 개포동역, 개화산역, 개화역, 공방시장역, 구파발역, 군자역, 굽은다리역, 금천구청역, 금호역, 노들역, 녹번역, 녹전역, 답십리역, 당고개역, 대청역, 대지역, 독바위역, 돌곶이역, 둔촌동역, 등촌역, 독섬유원지역, 마들역, 망우역, 망원역, 먹골역, 면목역, 명일역, 목동역, 무악재역, 문정역, 미아역, 방화역, 봉천역, 봉화산역, 사가정역, 상계역, 상봉역, 상일동역, 새철역, 석수역, 신길역, 신답역, 신대방삼거리역, 신곡동역, 신방화역, 신이문역, 신정네거리역, 신정역, 신천역, 신평역, 송정역, 암사역, 양천구청역, 역촌역, 염창역, 오류동역, 옥수역, 용답역, 용마산역, 우장산역, 응암역, 증계역, 중곡역, 중랑역, 중화역, 증산역, 종신대입구역, 하계역, 행당역, 홍제역</p>  |
|    | <p><b>제2유형: 오전환승집중 역세권(23개)</b></p> <p>강변역, 구로디지털단지역, 길음역, 낙성대역, 노량진역, 노원역, 당산역, 대림역, 미아사거리역, 사당역, 서울대입구역, 석계역, 수유역, 신대방역, 신도림역, 신풍역, 쌍문역, 연신내역, 왕십리역, 창동역, 천호역, 함정역, 화곡역</p>  |
|   | <p><b>제3유형: 승·하차 동일수요 역세권(90개)</b></p> <p>가락시장역, 강동구청역, 개롱역, 경찰병원역, 고덕역, 고려대역, 광나루역, 광흥창역, 구로역, 구의역, 구일역, 길동역, 남구로역, 녹사평역, 대모산입구역, 도곡역, 도림천역, 도봉역, 동대입구역, 독섬역, 마장역, 마포구청역, 마포역, 몽촌토성역, 반포역, 발산역, 방이역, 방학역, 버티고개역, 보라매역, 보문역, 불광역, 상도역, 상수역, 상왕십리역, 상월곡역, 샛강역, 서대문역, 서빙고역, 석촌역, 선유도역, 성북역, 성신여대입구역, 송파역, 수서역, 수색역, 숙대입구역, 숭실대입구역, 신금호역, 신논현역, 신당역, 신사역, 신설동역, 신용산역, 아차산역, 아현역, 안암역, 애오개역, 약수역, 양원역, 양천향교역, 양평역, 어린이대공원역, 여의나루역, 영등포시장역, 오금역, 오목교역, 온수역, 올림픽공원역, 외대앞역, 용산역, 월곡역, 용봉역, 이태원역, 이촌역, 잠실나루역, 장승배기역, 종합운동장역, 증미역, 지축역, 천왕역, 청구역, 태릉입구역, 한남역, 한성대입구역, 한티역, 화랑대역, 회기역, 효창공원앞역, 흑석역</p> |
|  | <p><b>제4유형: 오후수요집중 역세권(31개)</b></p> <p>거여역, 공릉역, 구룡역, 구반포역, 구산역, 남성역, 남태령역, 대흥역, 도봉산역, 독립문역, 동묘앞역, 동작역, 마천역, 사평역, 수락산역, 신반포역, 안국역, 용두역, 월계역, 월드컵경기장역, 을지로3가역, 을지로4가역, 이대역, 일원역, 잠원역, 제기동역, 종로5가역, 창신역, 학여울역, 한양대역, 회현역</p>   |
|  | <p><b>제5유형: 유동통행집중 역세권(25개)</b></p> <p>강남역, 건대입구역, 고숙터미널역, 교대역, 남부터미널역, 동대문역, 동대문역사문화공원역, 명동역, 삼성역, 서울역, 선릉역, 시청역, 신촌역, 압구정역, 양재역, 역삼역, 영등포역, 을지로입구역, 잠실역, 종각역, 종로3가역, 청량리역, 충무로역, 혜화역, 홍대입구역</p>  |



표 4\_유형별 승·하차 패턴(계속)

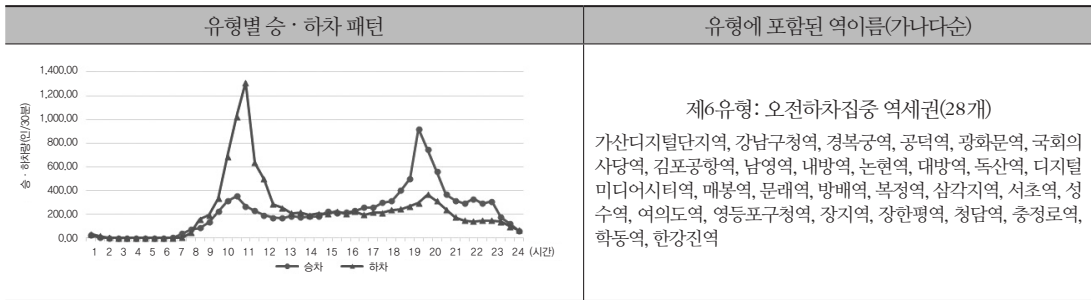
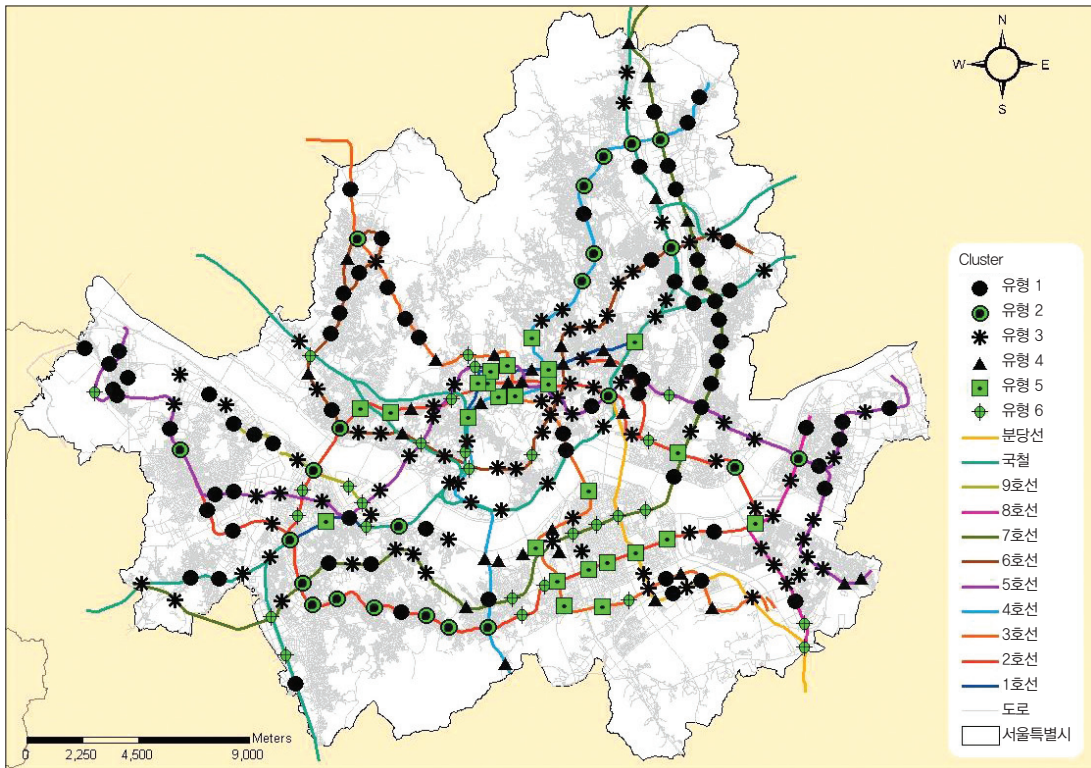


그림 2\_역세권 유형화



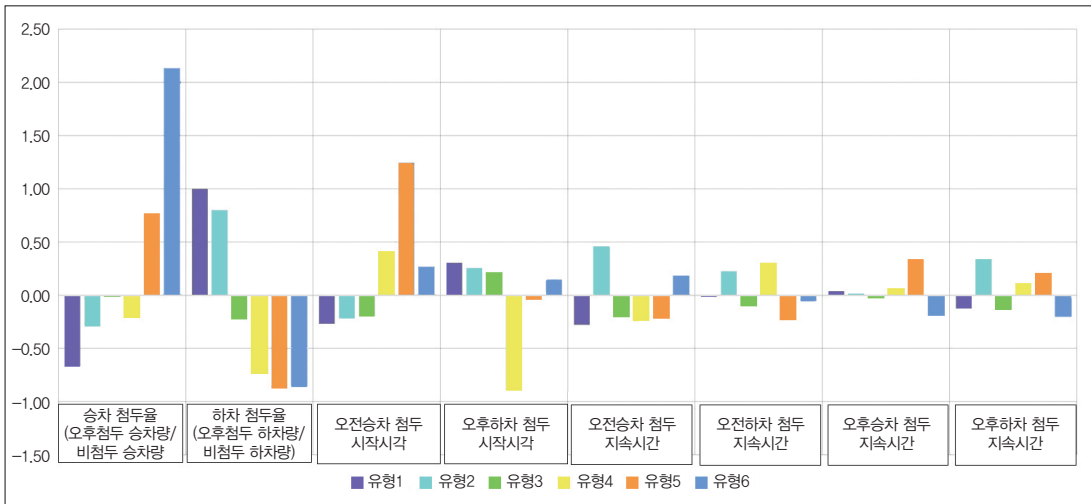
에 걸쳐 골고루 분포되어 있다. 총 6개의 유형 중 가장 많은 케이스를 포함한 역세권 유형으로, 오전 승차량 첨두의 시작이 빠르고 저녁 하차량 첨두의 시작이 느린 편이며 전반적인 승·하차량의 첨두 지속시간이 짧다. 가장 큰 특징은 전 시간대에 걸쳐 승차와 하차의 수요가 거의 동일하게 유지된다는 점이며 이를 고려하여 제3유형을 ‘승·하차 동일수요 역세권’

이라 명명하였다.

제4유형은 31개의 역세권을 포함하며 8호선과 9호선을 제외한 전 호선에 걸쳐 1~5개의 역이 골고루 분포되었다. 제4유형 역세권의 경우 하루 총통행량이 가장 적으며 오후의 승·하차량 첨두 시작이 가장 빠른 곳에 해당한다. 가장 큰 특징은 오후 비첨두 시간대 이용률이 높아 첨두시간대 대비 비첨두시간



그림 3\_ 유형별 침두 특성 표준화계수값 비교



대 수요의 차이가 가장 적다는 점이다. 이에 제4유형을 ‘오후수요집중 역세권’이라 명명하였다.

제5유형은 강남, 고속터미널역, 서울역, 청량리역을 포함한 총 25개의 지역 중심지로 주요 환승센터의 역할을 하는 역세권이 대거 포함되었다. 제5유형 대다수의 역이 도심을 통과하는 2호선, 3호선, 4호선 지하철 노선에 집중되어 있으며 오전에는 하차량이 많은 도착지로 저녁에는 승차량이 우세한 출발지 역할을 한다. 오전 하차량의 침두 지속시간은 짧고 시작 시간이 명확한 반면, 오후 승차량의 경우 침두시간이 가장 오래 지속되는 것으로 나타났으며 이는 퇴근시간의 분산에 의한 것으로 해석된다. 타 역세권에 비해 전 시간대에 걸쳐 가장 높은 승·하차량을 유지하는 역세권에 해당하므로 제5유형을 ‘유동통행집중 역세권’이라 명명하였다.

제6유형의 경우 오전과 오후 침두 차이가 극명하게 드러나며 비침두시간의 통행량이 침두시간 통행량의 30% 수준에 머무는 정도로 매우 낮아 시간대별 수요 불균형 정도가 심한 역세권으로 파악된다. 오후 침두시 버스-지하철 간 환승량이 통행량의 20%를 차지할 정도로 환승비율이 높은 것도 특징이다. 오후

침두시 승차량이 오전침두시 승차량에 비해 3.6배나 높은 반면, 오후침두시 하차량은 오전 침두시에 비해 3배 정도 낮게 나타난다. 따라서, 오전에는 도착지로 서 저녁에는 출발지 역할을 하는 역세권으로서 출·퇴근 목적 통행에 영향을 많이 받는 지역임을 알 수 있다. 이에 제6유형을 ‘오전하차집중 역세권’이라 명명하였다.

## 2. 토지이용 변수 구축: 주성분 분석

여섯 집단의 역세권 유형에 따른 토지이용변수의 기술통계값은 <표 5>와 같다. ‘오전승차집중 역세권’(유형 1)의 경우 가구수와 인구수, 공동주택 밀도가 가장 높았으며 ‘오전환승집중 역세권’(유형 2)의 경우 블록 및 필지 평균 크기는 가장 작은 반면, 단독 및 다가구 주택 밀도가 높아 소규모 개발지역임을 알 수 있다. ‘승·하차 동일수요 역세권’(유형 3)의 경우 평균 필지 크기가 크고 교육시설 비율이 가장 높은 곳에 해당하며 ‘오후수요집중 역세권’(유형 4)의 경우 업무시설과 교육 및 판매시설이 공동주택과 함께 높은 비율로 혼재되어 토지용도 복합의 특징이 가장 두

표 5\_역세권 유형별 토지이용의 기술통계값

| 토지이용 및<br>도시공간구조 | 역세권 유형(승강장 중심점 반경 500m 이내) |                    |                    |                    |                    |                    |
|------------------|----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                  | 유형1                        | 유형2                | 유형3                | 유형4                | 유형5                | 유형6                |
| 근린생활시설(㎡)        | 113,321.06 (10.7%)         | 212,947.54 (15.8%) | 139,716.49 (13.0%) | 167,585.32 (14.1%) | 371,083.25 (18.9%) | 210,372.64 (15.9%) |
| 상업시설(㎡)          | 1,067.22 (0.1%)            | 2,016.32 (0.1%)    | 1,159.78 (0.1%)    | 1,489.16 (0.1%)    | 3,823.75 (0.2%)    | 1,332.55 (0.1%)    |
| 도로면적(㎡)          | 159,425.13 (15.0%)         | 200,713.51 (14.9%) | 163,942.78 (15.2%) | 151,772.18 (12.7%) | 201,243.65 (10.3%) | 171,880.36 (13.0%) |
| 문화집회시설(㎡)        | 2,271.15 (0.2%)            | 5,681.39 (0.4%)    | 5,743.40 (0.5%)    | 7,569.04 (0.6%)    | 31,855.80 (1.6%)   | 13,878.23 (1.0%)   |
| 업무시설(㎡)          | 34,137.86 (3.2%)           | 113,948.98 (8.4%)  | 91,441.51 (8.5%)   | 144,576.31 (12.1%) | 661,026.74 (33.7%) | 318,395.81 (24.0%) |
| 가구수              | 5,183.82                   | 4,646.64           | 3,807.09           | 3,128.10           | 2,206.04           | 2,373.39           |
| 인구수              | 19,541.24                  | 19,407.67          | 13,699.79          | 11,522.95          | 8,717.59           | 8,675.07           |
| 공동주택(㎡)          | 524,956.28 (49.4%)         | 473,209.83 (35.1%) | 446,959.04 (41.5%) | 496,419.49 (41.7%) | 239,934.32 (12.2%) | 330,502.47 (24.9%) |
| 블록 평균크기          | 9,827.54                   | 5,170.85           | 12,508.44          | 12,806.56          | 6,206.01           | 14,843.70          |
| 필지 평균크기          | 859.73                     | 378.83             | 1,303.73           | 871.18             | 648.97             | 1,234.97           |
| 단독주택(㎡)          | 170,231.83 (16.0%)         | 208,096.30 (15.4%) | 125,085.90 (11.6%) | 94,534.52 (7.9%)   | 105,958.05 (5.4%)  | 83,321.41 (6.3%)   |
| 창고(㎡)            | 1,120.24 (0.1%)            | 4,065.85 (0.3%)    | 3,836.82 (0.4%)    | 2,414.13 (0.2%)    | 4,268.85 (0.2%)    | 11,077.99 (0.8%)   |
| 공장(㎡)            | 2,579.58 (0.2%)            | 22,133.01 (1.6%)   | 12,627.83 (1.2%)   | 3,570.66 (0.3%)    | 4,113.29 (0.2%)    | 115,484.37 (8.7%)  |
| 역사면적(㎡)          | 5,217.55 (0.5%)            | 7,371.75 (0.5%)    | 6,203.00 (0.6%)    | 6,106.59 (0.5%)    | 14,582.25 (0.7%)   | 7,335.33 (0.6%)    |
| 지하철역수            | 1.14                       | 1.50               | 1.22               | 1.23               | 2.09               | 1.39               |
| 버스노선수            | 74.79                      | 101.29             | 79.34              | 81.38              | 116.69             | 72.13              |
| 버스정거장수           | 24.07                      | 29.75              | 22.75              | 20.32              | 31.91              | 23.68              |
| 교육시설(㎡)          | 35,842.97 (3.4%)           | 54,449.28 (4.0%)   | 60,006.50 (5.6%)   | 58,508.41 (4.9%)   | 78,421.82 (4.0%)   | 26,544.45 (2.0%)   |
| 판매시설(㎡)          | 12,273.07 (1.2%)           | 44,186.08 (3.3%)   | 19,711.30 (1.8%)   | 56,321.38 (4.7%)   | 244,763.76 (12.5%) | 36,851.61 (2.8%)   |

표 6\_변수의 공통성과 설명된 요인 총분산 분석

| 공통성     |       | 요인 | 설명된 총분산 |       |        |            |       |       |            |       |       |
|---------|-------|----|---------|-------|--------|------------|-------|-------|------------|-------|-------|
|         |       |    | 초기 고유값  |       |        | 추출 제곱합 적재값 |       |       | 회전 제곱합 적재값 |       |       |
| 변수      | 추출    |    | 합계      | %분산   | %누적    | 합계         | %분산   | %누적   | 합계         | %분산   | %누적   |
| 근린생활시설  | 0.774 | 1  | 4.44    | 23.39 | 23.39  | 4.44       | 23.39 | 23.39 | 2.89       | 15.22 | 15.22 |
| 상업시설    | 0.810 | 2  | 2.87    | 15.10 | 38.49  | 2.87       | 15.10 | 38.49 | 2.61       | 13.75 | 28.97 |
| 도로율     | 0.646 | 3  | 1.94    | 10.23 | 48.83  | 1.94       | 10.23 | 48.73 | 2.50       | 13.14 | 42.11 |
| 업무시설    | 0.668 | 4  | 1.74    | 9.34  | 58.06  | 1.77       | 9.34  | 58.06 | 1.86       | 9.79  | 51.90 |
| 문화집회시설  | 0.632 | 5  | 1.34    | 7.04  | 65.10  | 1.34       | 7.04  | 65.10 | 1.83       | 9.65  | 61.56 |
| 가구밀도    | 0.897 | 6  | 1.27    | 6.69  | 71.79  | 1.27       | 6.69  | 71.79 | 1.81       | 9.50  | 71.06 |
| 인구밀도    | 0.929 | 7  | 1.11    | 5.83  | 77.62  | 1.11       | 5.83  | 77.62 | 1.25       | 6.56  | 77.62 |
| 공동주택    | 0.660 | 8  | 0.93    | 4.91  | 82.53  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 필지 평균크기 | 0.825 | 9  | 0.73    | 3.86  | 86.39  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 블록 평균크기 | 0.852 | 10 | 0.55    | 2.89  | 89.29  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 버스노선수   | 0.838 | 11 | 0.46    | 2.40  | 91.69  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 버스정거장수  | 0.811 | 12 | 0.39    | 2.06  | 93.74  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 역사면적    | 0.849 | 13 | 0.30    | 1.58  | 95.33  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 지하철역수   | 0.820 | 14 | 0.26    | 1.36  | 96.69  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 다가구주택   | 0.601 | 15 | 0.22    | 1.13  | 97.82  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 교육시설    | 0.775 | 16 | 0.18    | 0.92  | 98.74  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 판매시설    | 0.570 | 17 | 0.14    | 0.76  | 99.50  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 공장      | 0.888 | 18 | 0.07    | 0.39  | 99.89  | -          | -     | -     | -          | -     | -     |
| 창고시설    | 0.905 | 19 | 0.02    | 0.11  | 100.00 | -          | -     | -     | -          | -     | -     |

드러지는 역세권에 해당한다. ‘유동통행집중 역세권’(유형 5)의 경우 업무·상업·판매·근린생활시설의 비율이 가장 높은 반면, 주거용도 개발용량이 낮은 곳으로 유동인구의 흐름이 집중되며, 평균 2개의 지하철 노선이 지나가는 역세권으로 환승센터 역할을 하는 곳을 알 수 있다. 마지막 ‘오전하차집중 역세권’(유형 6)의 경우 상주인구수가 가장 적은 반면, 공장과 창고와 같은 산업시설과 업무시설 비율이 높고 블록이 대규모로 형성되어 있는 점을 볼 때 건물의 규모가 크고 제조업 관련 종사자의 통근통행이 많은 곳으로 판단된다.

앞서 구분한 6개로 유형화된 역세권들과 토지이용 간의 관계를 살펴보기 위하여 19개의 도시계획요소 변수를 요인추출의 방법으로 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하여 압축하였다.

이는 토지이용 관련 변수 간의 상관관계가 높은

것으로 분석되어 다중공선성 문제를 해결하고 수집된 다양한 변수의 정보 손실을 최소화하면서 요인수를 줄이기 위한 방법이다. 공통성 항목에서 요인들에 의하여 설명되는 비율이 0.5 이상의 높은 설명력을 가지는 변수만을 포함하였으며, 요인적재량을 단순화하기 위해 직각회전 중 Varimax 방식을 택하였다. 초기 설명된 총분산표에서 고유값(Eigen-value) 1 이상인 회전제곱합 적재값은 총 7개 요인으로 분류되었으며 이는 77.62%의 양호한 전체 누적 설명력을 보였다(〈표 6〉 참조).

〈표 7〉의 주성분 분석의 구성항목을 살펴보면 크게 토지이용 부문에서 4개의 요인과 교통 부문에서 2개 요인, 그리고 도시공간구조에서 1개 요인으로 구분할 수 있다. 7개의 요인들 중 제1요인은 역세권 복합개발과 관련된 ‘근린생활시설’, ‘상업시설’, ‘도로율’, ‘업무시설’, ‘문화집회시설’로 구분되었으

표 7\_ 회전된 성분행렬값

| 구분       | 요인명           | 선택항목    | 성분     |        |        |        |        |        |        |
|----------|---------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|          |               |         | 1      | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      |
| 토지<br>이용 | 고용 중심         | 근린생활시설  | 0.836  | -0.133 | -0.153 | -0.004 | 0.117  | 0.129  | 0.062  |
|          |               | 상업시설    | 0.828  | -0.117 | -0.113 | 0.191  | 0.208  | 0.026  | 0.134  |
|          |               | 도로율     | 0.684  | -0.091 | -0.354 | -0.034 | 0.043  | 0.167  | -0.114 |
|          |               | 문화집회시설  | 0.541  | -0.239 | 0.487  | -0.093 | 0.049  | 0.071  | 0.173  |
|          |               | 업무시설    | 0.537  | -0.388 | 0.167  | -0.101 | 0.138  | 0.408  | 0.069  |
|          | 주거밀집          | 가구밀도    | -0.194 | 0.909  | -0.034 | -0.083 | -0.144 | 0.041  | -0.051 |
|          |               | 인구밀도    | -0.041 | 0.899  | -0.232 | -0.090 | -0.227 | -0.045 | -0.058 |
|          |               | 공동주택    | -0.197 | 0.721  | 0.278  | -0.060 | 0.033  | 0.138  | -0.012 |
|          | 교육판매<br>시설    | 교육시설    | -0.081 | -0.097 | -0.038 | -0.044 | -0.095 | 0.066  | 0.862  |
|          |               | 판매시설    | 0.288  | 0.011  | 0.048  | 0.023  | 0.243  | -0.084 | 0.647  |
|          | 산업시설          | 창고시설    | 0.070  | -0.111 | -0.036 | 0.940  | 0.040  | 0.042  | 0.000  |
|          |               | 공장      | -0.026 | -0.056 | 0.009  | 0.939  | -0.014 | 0.037  | -0.028 |
| 교통       | 환승센터          | 역사 면적   | 0.085  | -0.141 | 0.010  | -0.011 | 0.905  | 0.046  | -0.008 |
|          |               | 지하철역수   | 0.206  | -0.127 | -0.013 | 0.037  | 0.862  | 0.086  | 0.093  |
|          | 버스<br>접근성     | 버스노선수   | 0.229  | -0.091 | -0.027 | -0.002 | 0.126  | 0.872  | -0.005 |
|          |               | 버스정거장수  | 0.046  | 0.241  | -0.137 | 0.108  | -0.011 | 0.849  | -0.003 |
| 도시<br>공간 | 블록 및<br>필지 규모 | 블록 평균크기 | -0.160 | 0.037  | 0.899  | -0.013 | -0.024 | -0.122 | -0.022 |
|          |               | 필지 평균크기 | -0.064 | 0.067  | 0.896  | -0.024 | -0.049 | -0.101 | -0.023 |
|          |               | 단독주택    | 0.387  | 0.279  | -0.550 | -0.061 | -0.173 | -0.192 | -0.007 |

주: 음영은 각 요인에 높게 적재된 해당 변수를 나타냄.

며 토지이용상 고용기능을 담당하고 있다. 제2요인은 상주인구밀도와 관련된 ‘가구밀도’, ‘인구밀도’, ‘공동주택’으로 구성되었다. 제3요인은 도시공간구조와 관련된 ‘필지 크기’와 ‘블록 크기’ 항목이 포함되며, 단독주택은 대규모 블록 및 필지개발과 상반되는 관계에 놓여 있는 요인으로 구성되었다. 제4요인은 환승센터 특성과 관련된 ‘역사 면적’과 ‘지하철역수’로 구성되었으며, 제5요인은 버스접근성과 관련이 깊은 ‘버스정거장수’, ‘버스노선수’로 구성되는 것으로 확인되었다. 제6요인은 ‘교육시설’과 ‘판매시설’로 구성되었으며, 제7요인은 산업시설과 관련된 ‘공장’ 및 ‘창고시설’로 구성되었다.

이렇게 추출된 도시 특성 요인들이 앞서 분류된 서로 다른 유형 역세권의 대중교통 이용행태와 어떤 연관성을 지니는지에 대해 다음 장에서 자세히 논의한다.

### III. 역세권 유형과 토지이용 간의 관계분석

〈그림 4〉에 표현된 바와 같이, 통행행태로 분류된 역세권 유형과 토지이용 및 도시 특성요소는 매우 밀접한 관계가 있는 것으로 나타난다. 배후 주거시설이 밀집된 경우나 업무 및 산업시설 비중이 높은 경우 침두시간의 승·하차 수요변동 패턴의 차이가 명확하게 드러난다. 예로 ‘오전승차집중 역세권’(유형 1)의 주거밀집 요인의 표준화계수는 서울 역세권 평균 기준보다 1.5~2배 높으며 ‘유동통행집중 역세권’(유형 5)의 고용 중심 요인의 표준화계수는 역세권 평균 기준에 비해 약 2.5배 높은 수치로 나타났다.

이러한 역세권 유형별 변화에 토지이용, 대중교통 접근성, 도시공간구조가 어떻게 영향을 미치고 있는지 보다 명확하게 분석하기 위하여 다항로짓모형(multinomial logit model)을 적용하였다. 다항로짓

그림 4\_ 역세권 유형별 도시 특성 요소 표준화계수 비교(평균=1.0)

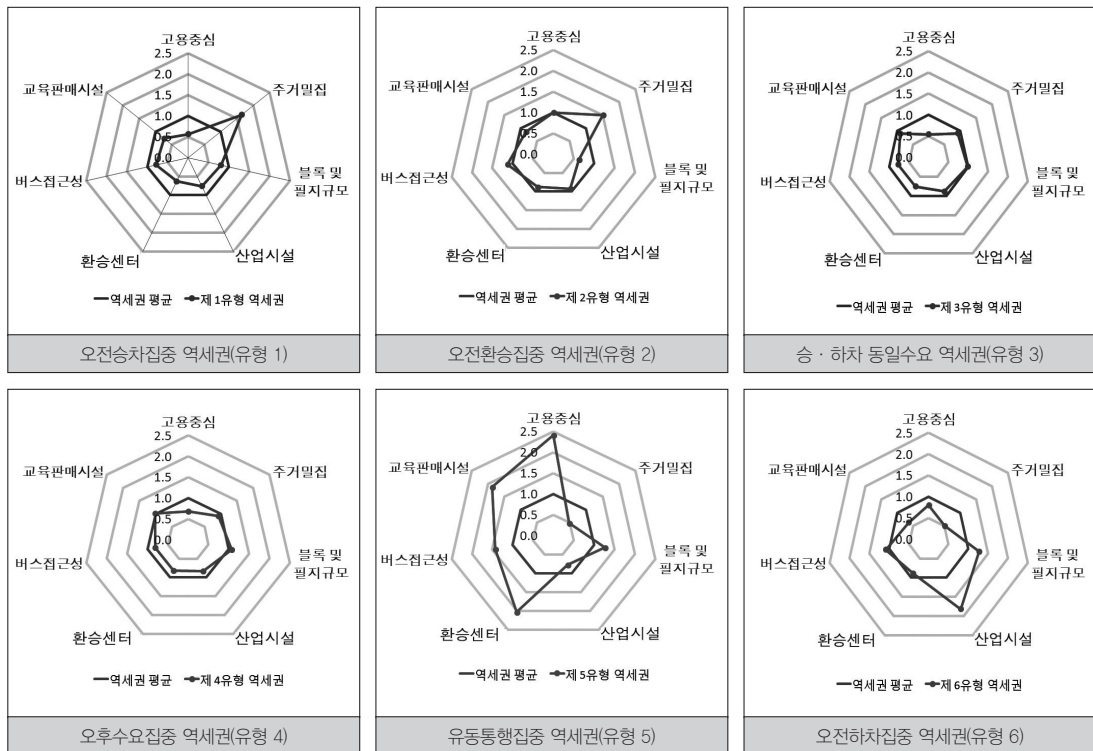


표 8\_ 다항로짓 분석 결과표

| 변수                      | 유형1 vs 유형3     |          | 유형2 vs 유형3 |          | 유형4 vs 유형3 |          | 유형5 vs 유형3 |          | 유형6 vs 유형3 |          |
|-------------------------|----------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|
|                         | 회귀<br>계수       | 표준<br>오차 | 회귀<br>계수   | 표준<br>오차 | 회귀<br>계수   | 표준<br>오차 | 회귀<br>계수   | 표준<br>오차 | 회귀<br>계수   | 표준<br>오차 |
| 고용집중                    | -1,335***      | 0,412    | 0,707***   | 0,342    | 0,401***   | 0,246    | 1,427***   | 22,398   | 0,726***   | 7,591    |
| 주거밀집                    | 1,376***       | 0,274    | 0,655***   | 0,323    | -0,080***  | 0,242    | -0,811***  | 4,506    | -0,914***  | 8,722    |
| 블록 및 필지 규모              | -0,954***      | 0,380    | -1,681***  | 0,659    | 0,092***   | 0,180    | 0,245***   | 0,786    | 0,288***   | 2,232    |
| 산업시설                    | -2,449***      | 1,066    | 0,199***   | 0,466    | -0,344***  | 0,512    | -1,009***  | 1,526    | 0,474***   | 3,276    |
| 환승시설                    | -0,996***      | 0,379    | 0,302***   | 0,277    | 0,186***   | 0,570    | 0,947***   | 15,140   | 0,413***   | 2,941    |
| 버스 접근성                  | -0,117***      | 0,226    | 0,671***   | 0,306    | 0,149***   | 0,357    | 0,786***   | 6,195    | 0,526***   | 3,959    |
| 교육판매시설                  | -1,211***      | 0,500    | 0,129      | 0,295    | 0,212***   | 0,968    | 0,682***   | 7,743    | -1,262***  | 3,911    |
| Chi-Square(Sig)         | 215,979(0,000) |          |            |          |            |          |            |          |            |          |
| -2 Log Likelihood(null) | 872,825        |          |            |          |            |          |            |          |            |          |
| -2 Log Likelihood(full) | 656,846        |          |            |          |            |          |            |          |            |          |

주: \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

분석의 종속변수는 6개의 유형화 그룹이며, 적용 식은 다음과 같다.

$$P(y_i=j) = \frac{\exp(X_i\beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^m \exp(X_i\beta_k)} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

$P(y_i=j)$ :  $i$ 번째 observation에서 종속변수  $j$ 번째 군집의 역세권 유형이 채택될 확률

$X_i$ : 각 역세권별 산정된 토지이용 변수

$\beta_j$ : 미입력 파라미터

$m$ : 군집 개수(6개)

‘승·하차 동일수요 역세권’(유형 3)을 reference 유형으로 선정하였으며 이는 가장 많은 수의 역세권을 포함하고 있으며 승차와 하차 수요가 전 시간에 걸쳐 동일하게 유지된다는 점에서 기준 그룹으로 선정하였다. 즉, 다항로짓모형을 통해 승·하차 수요의 불균형 형태를 보이는 역세권 유형과 승·하차 동일수요 역세권 유형 간의 토지이용 특성의 차이점을 설명하고자 하였으며, 다항로짓의 회귀계수 결과를 비교해 보면 <표 8>과 같다. 우선 ‘오전승차집중 역세권’(유형 1)의 경우 오전첨두시간대 출발지 기능을

하는 주거 중심 역세권으로 분류할 수 있으며, 업무시설이나 근린생활시설과 상업시설과 같은 고용유발 효과가 있는 시설이 적은 곳에 해당한다. 또한, 전반적인 블록 및 필지 규모가 소규모로 개발되고 역사 규모가 작으며 산업시설이나 교육·판매시설 또한 ‘승·하차 동일수요 역세권’(유형 3)에 비해 통계적으로 유의하게 적었다.

‘오전환승집중 역세권’(유형 2)의 경우 업무 및 근린생활시설과 함께 주거시설이 집중되어 있으나 ‘승·하차 동일 수요 역세권’(유형 3)에 비해 블록 및 필지 규모가 작아 주로 주거를 지원하는 근린생활시설과 소규모 상권이 밀집된 근린 중심지에 해당하는 것으로 판단된다. ‘오전승차집중 역세권’(유형 1)과 비슷하게 오전첨두시간대 출발 인원이 도착 인원보다 훨씬 많은 역세권이지만, 역이 위치하는 입지가 버스 접근성이 높아 환승센터 기능을 수행한다는 점에서 단일생활권을 형성하는 ‘오전승차집중 역세권’(유형 1)과 구분된다.

‘오후수요집중 역세권’(유형 4)의 경우 ‘승·하차 동일수요 역세권’(유형 3)과 전반적인 토지이용 및 도시형태가 흡사하지만, 업무 및 근린생활시설과 같

은 고용 중심의 시설과 판매시설이 다소 더 집중되어 있으며 교육시설 개발용량 또한 타 역세권에 비해 높은 곳으로 파악되었다. 유동통행이 많은 학원가와 학교를 중심으로 하교 시간대 학생들의 통행량이 많고 역세권 내 높은 비율의 판매시설이 포진해 있어 하교와 쇼핑 관련 목적 통행이 오후시간에 집중되는 곳으로 해석된다.

‘유동통행집중 역세권’(유형 5)의 경우 버스와 지하철의 환승센터 기능을 수행하는 역사 규모가 큰 역세권으로 유동인구가 집중하는 지역 중심지에 해당한다. 토지이용상으로는 고용기능인 오피스와 상업시설, 근린생활시설이 밀집하여 오전첨두시간대 하차량이 승차량보다 많은 고용 중심 역세권으로 구분된다. 또한 교육시설과 판매시설이 타 역세권에 비해 1.5배 높은 수준으로 밀집되어 있으며 이는 오후 시간대에 승·하차 인원이 30분당 1천 명 수준으로 유지되는 것과 관련이 있어 보인다. 또한 본 유형에서만 뚜렷하게 나타나는 10시 이후의 승차 집중은 쇼핑위락 중심지로서의 특성을 분명하게 보여준다.

오전첨두시간대 도착지 기능을 하는 ‘오전하차집중 역세권’(유형 6)의 경우 버스 접근성이 양호하며 업무시설과 산업시설이 집중된 반면, 주거시설 및 교육·판매시설이 ‘승·하차 동일수요 역세권’(유형 3)보다 유의하게 적은 곳으로 나타났다. 고용 중심의 단일 토지이용이 이루어지는 공간 특성으로 미루어 첨두시간대와 비첨두시간대 통행량의 불균형이 심한 것은 통행자들의 출퇴근 목적 통행 외의 대중교통 이용 수요가 적은 것과 관련이 있는 것으로 판단된다.

연구 결과 역세권 유형에 따라 오전, 오후의 첨두특성이 다르게 나타났고, 버스 환승 수요 또한 역세권 유형별로 집중되는 시간대가 서로 차이를 보여주었으며 이러한 수요패턴의 변화는 역세권 주변의 물리적 토지이용과 깊이 연관되어 있음이 관찰되었다. 전체적으로 유형별 토지이용 속성을 비교해본 결과,

주거시설이 집중된 곳은 오전 승차량이 많은 반면, 오후하차 첨두의 시작이 늦은 경향이 있다. 반대로 고용시설이 집중된 곳은 오횘은 하차량이 많고 저녁은 승차량이 많은 특징이 있다. 이러한 특징은 단일용도의 토지이용 특성을 가진 역세권에서 더 극명하게 드러났으며 첨두시간대의 이용률 집중 정도가 높았다. 반대로 주거, 업무, 상업, 교육시설이 복합되어 있는 역세권은 전 시간대에 걸쳐 승차와 하차 수요가 비슷하게 유지되고 첨두시간대와 비첨두시간대의 철도 이용률의 차이도 크지 않았다. 특히 교육 및 판매시설이 밀집된 역세권의 경우 오후 지하철 이용이 집중되어 오후첨두가 타 역세권에 비해 빠른 시각에 시작됨을 알 수 있었다.

이러한 결과는 토지이용의 특성에 따라 지하철역의 시간대별 이용 특성이 달라짐을 보여준 기존 연구(성현곤, 김태현 2005; 이금숙 외 2012)의 결과를 뒷받침하며, 이에 더해 혼합적 토지이용의 특성에서 뚜렷한 첨두 특성의 차이를 확인함으로써 정책·연구적 측면의 시사점을 제시하고 있다. 우선 단일·복합토지이용에 따라서 시간대별 이용패턴이 달라지는 것을 실증적으로 확인한 본 연구는 단일 토지이용의 경우 역세권 내 이동이 특정 시간에 발생함으로써 통행 집중의 문제를 극복하기 어려우나, 복합토지이용의 경우 시설이용 시간이 분산됨에 따른 통행 분산 효과를 볼 수 있음을 시사한다. 더불어 토지이용의 혼합적 특성에 따라 지하철역의 이용패턴이 복합적으로 나타나며 첨두 통행의 시작시간이나 지속시간이 지하철역별로 상이함을 보여준 본 논문의 결과는 일률적인 첨두시간대를 준거로 한 분석은 그 한계를 가질 수밖에 없음을 보여준다.

또한 상이한 지하철 수요패턴은 역세권 주변의 토지이용뿐만 아니라 도시조직을 구성하는 블록 및 필지의 크기와 버스교통의 접근성과도 상관이 있는 것으로 분석되었다. 예를 들면, 상대적으로 버스 접근



근성이 좋고 소규모 필지의 상권이 집중된 근린 중심지 역세권의 경우 버스-지하철 환승이 가장 빈번하게 일어나는 곳으로, 아침시간대 지하철 통행량의 첨두시간이 평균 1시간 이상 길게 지속되는 것으로 검토되었다. 이는 소규모 필지로 구성된 블록을 따라 소규모 상점들이 많이 분포되어 있는 도심지나 기성 시가지의 물리적 특성을 반영한 결과로, 지하철역의 이용행태가 지하철 역 주변의 보행 환경 및 버스운행 서비스와 밀접한 관련이 있음을 보여준다(정현영, 최치국 2004). 이러한 결과들을 종합적으로 살펴볼 때, 대중교통 이용 활성화 정책의 시너지 효과를 창출할 수 있도록 가로 정비와 더불어 버스 환승시설과 보행 기반시설의 정비를 통합적으로 고려하는 정책 방안도 함께 고민되어야 할 것이라 판단된다.

#### IV. 결론

본 논문에서는 토지이용 측면에서 지하철 역세권 이용행태와 밀접한 연관성을 분석하였다. 시간대별 대중교통 수요패턴의 특징을 나타내는 20개의 변수를 역별로 생성하고 군집분석을 시행하였으며, 분석 결과 6개의 역세권 유형이 도출되었다. 다음 역세권 유형별 토지이용 특성을 살펴보고자 각 역사별 보행권 범위를 중심으로 토지이용과 버스노선수, 주택, 인구밀도, 필지, 도로율 등의 19개 물리적 변수들을 주성분 분석을 이용하여 7개로 압축하였으며 이를 다항로지트모형을 이용하여 역세권 유형별로 비교분석하였다.

본 논문의 계획적 함의 및 공간 정책적 시사점은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 역세권을 오전·오후 첨두시간의 승·하차 이용자수를 중심으로 실증적으로 유형화함으로써 역세권별 통행행태를 정확히 파악할 수 있다. 실제 역이 갖는 기능과 환승패턴이 다르므로 역세권 유형별로 차별화된 정비수단과 지역특성을 고려한 역세권 중심의 토지이용과 통

행패턴을 유도하는 정책이 필요하다. 이러한 관점에서 이용자의 통행행태를 기반으로 역세권을 유형화하고 분석 결과를 토대로 토지이용과의 연관성을 파악한 본 논문은 향후 특정 도시계획적 요소 증감에 따른 지하철 수요패턴 변화를 예측할 수 있으며 역세권의 개발계획 수립 시 기초자료로 제시될 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구의 결과를 토대로 하루 동안의 수요변동을 적절히 고려하여 역세권 내 환승시설과 같은 기반시설을 보완할 경우 첨두시 혼잡을 완화함으로써 대중교통 서비스 질 개선에 기여할 수 있다. 본 논문의 결과 대중교통 이용 수요의 첨두 시작시간과 지속시간은 지역적 특성에 따라 차이를 보여주었다. 예로 ‘오전환승집중 역세권’의 경우 버스와 지하철 간 환승비율이 아침에 높고 오전첨두가 길게 지속되기 때문에 아침 출근시간 일대 혼잡을 예상할 수 있다. 이러한 정보는 해당 역세권 주변의 대중교통의 서비스 수준 향상을 위한 도시철도 역세권 보조시설의 정비 및 확충을 고려하는 데 판단의 근거를 제시한다는 점에서 매우 유용하다. 특히 버스노선 조정이나 버스·지하철 회차대수 증가 시 막대한 예산이 소요되는데, 일괄적인 첨두시간을 적용할 것이 아니라 선택과 집중의 전략으로 역세권 유형별로 상이한 첨두시간을 겨냥한 서비스 개선정책을 선보인다면 보다 효과적으로 대중교통 이용률을 높일 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구 결과는 각 개별 역세권마다 시간대별 승·하차 이용자수와 역사 주변 지역의 도시특성 요소가 다른 것을 이용하여 TOD 개발의 우선순위를 선정하는 데 활용될 수 있다. 이미 상업·업무시설에 대한 분포와 밀도가 포화상태이거나 대중교통 접근성이 우수한 지점을 지양하고, 장래 이용자가 증가하면서 역세권 내 개발 잠재력이 풍부한 장소를 선별함으로써 차등적인 TOD 개발계획이 수립될 수 있을

것이다. 이와 같은 의미에서 단일용도의 토지이용 특성이 강했던 ‘오전승차집중 역세권’과 ‘오전하차집중 역세권’을 조명할 필요가 있다. 두 역세권 유형의 경우 첨두시간대 대비 비첨두시간대 수요의 불균형이 심하고 이용자수가 승차와 하차 중 하나의 통행행태에 집중되어 나타나는 경향이 있다. TOD 계획요소인 토지이용 복합전략을 해당 유형 역세권 지역을 중심으로 추구한다면 토지이용 기능 배분에 따른 통행 수요관리효과를 가장 크게 볼 수 있으리라 판단된다.

마지막으로 이미 기성 시가지가 고밀되어 있는 서울의 경우 고밀 전략이나 토지이용에 대한 규제만으로는 성공적인 TOD의 효과를 기대하기 힘들다. 또한 토지이용계획 변경과 교통정책 시행은 오랜 시간과 막대한 비용이 소요된다는 점을 감안할 때 TOD 통합 계획요소와 더불어 시간적 측면의 고려를 할 필요가 있다. 예로 출근과 통학시간의 조정 등으로 업무시간을 긴 시간에 걸쳐 탄력적으로 운영할 수 있다면 첨두시간과 비첨두시간대의 수요 분산을 통해 혼잡현상을 일부 완화시킬 수 있을 것이며 첨두시 용량에 맞추어 유지되는 대중교통 시스템을 보다 효율적으로 운용할 수 있을 것이다.

본 논문은 오전·오후 첨두시의 승·하차 이용자 수뿐만 아니라, 역별 오전 및 오후의 첨두 시작시간과 첨두시간의 지속시간을 감안하여 역사 주변의 토지이용 특성과 함께 역세권을 유형화한 점에서 타 연구와의 차별성을 갖고 있다. 대중교통 이용효율성을 높이기 위해서는 역세권 유형별 비첨두시간대와 첨두시간대의 수요의 균형을 도모하여야 하며 그런 의미에서 본 논문의 결과는 대중교통 분담률을 높이기 위한 도시정책 의사결정에 기초자료로 제공될 수 있다.

본 논문이 가지는 제한점은 다음과 같다. 우선 본 논문은 서울의 지하철 역세권의 공간적 특성을 연구하기 위하여 연구의 범위를 서울로 한정하였으나, 향후에는 수도권 전체에 대한 연결성을 염두에 두고 수

도권 광역철도를 중심으로 역세권의 이용 특성에 대한 실증연구가 필요하다고 판단된다. 또한, 본 분석은 주중 하루치 교통카드 데이터의 결과를 제시하였기 때문에 지하철 역세권과 대중교통의 이용행태의 일부를 이해하는 자료에 불과하므로 결과를 일반화함에 있어서 간과될 수 있는 부분을 보완할 필요가 있다. 따라서 향후 요일별 특히 주중과 주말의 승하차수요의 차이를 고려한 추가 연구가 필요할 것으로 판단된다. 마지막으로, 본 논문은 첨두시 통행 특성을 기반으로 역세권을 유형화하여 토지이용 계획의 방향을 제안하였기 때문에, 향후 계획 수립에 실질적으로 활용하기 위해서는 도시공간 구조상의 중심지 체계별 특성을 감안하여 대중교통 이용효율성을 제고할 수 있는 정책적 제안으로 발전시켜야 할 것이다.

#### 참고문헌 •••••

- 김수연, 엄선용, 이명훈. 2013. 토지이용 특성별 서울시 역세권의 범위설정에 관한 연구. 국토계획 48권, 1호: 23-37.
- 성현곤, 김태현. 2005. 서울시 역세권의 유형화에 관한 연구: 요일별 시간대별 지하철 이용인구를 중심으로. 대한교통학회지 23권, 8호: 19-29.
- 손동욱, 김진. 2010. 서울시 역세권의 도시공간특성과 대중교통 이용률간의 연관성 분석. 한국도시설계학회지 11권, 1호: 33-44.
- 오영택, 김태호, 박제진, 노정현. 2009. 토지이용유형별 서울시 역세권 대중교통 이용수요 영향인자 실증분석. 대한토목학회논문집D 29권, 4호: 467-472.
- 이금숙, 송예나, 박종수, Aderson, William P. 2012. 서울 대도시권 하루 시간대별 지하철 통행흐름 패턴과 토지이용과의 관계. 한국경제지리학회지 15권, 1호: 26-41.
- 이연수, 추상호, 강준모. 2011. 서울시 지하철 역세권의 공간적 범위 설정과 특성분석. 국토계획 46권, 7호: 57-72.
- 이은아, 손의영, 김설주, 황보연. 2013. 역세권 기반 도시철도의 역별 수요추정. 국토연구 77권, 2호: 189-203.
- 이주아, 조무상, 구자훈. 2013. 토지이용 복합특성과 시간대별 도시철도 이용패턴의 상관관계 연구. 국토계획 48권, 4호: 19-31.

이창효, 장성만, 이승일. 2013. 역사 내 이동거리를 고려한 지하철 도보역세권 설정 연구. 국토계획 48권, 3호: 235-248.

임삼진, 박준태, 김태호. 2013. 서울시 도시철도 환승역세권 유형별 대중교통이용자 특성 비교연구. 한국철도학회 논문집 16권, 2호: 129-137.

임희지. 2005. 고밀다핵도시 서울의 대중교통이용 활성화를 위한 역 중심 개발 유도방안 연구. 대한교통학회지 23권, 5호: 93-104.

정현영, 최치국. 2004. 지하철 이용 활성화를 위한 환승체계의 정책대안 평가. 대한교통학회지 22권, 2호: 27-39.

최형선, 김태호, 이주형. 2013. 서울시 지하철 역세권의 TOD 계획요소별 공간적 특성 분류. 한국지리정보학회지 16권, 2호: 1-15.

Calthrope, Peter. 2013. *The Next American Metropolis: Ecology, Community, and the American Dream*. Princeton: Architectural Press.

Chen, Cynthia, Chen, Jason, Barry, James. 2009. Diurnal pattern of transit ridership: a case study of the New York City subway system. *Journal of Transport Geography* 17, no.3: 176-186.

- 논문 접수일: 2015. 1. 20
- 심사 시작일: 2015. 1. 28
- 심사 완료일: 2015. 2. 9

## 요약

주제어: 대중교통지향형 도시개발(TOD), 역세권, 통행행태, 토지이용, 교통카드데이터, 군집분석

본 논문은 서울 도시철도 역세권을 대상으로 각 지하철역의 첨두시간과 비첨두시간의 승·하차 이용자수를 중심으로 실증적으로 역세권을 유형화함으로써 역세권별 통행행태를 파악하였다. 유형화된 역세권과 토지이용 간의 관계를 살펴보기 위하여 다양한 토지이용 변수를 주성분 분석을 이용하여 압축하였고 추출된 도시 특성 요소들은 역세권의 대중교통 이용패턴과 어떻게 연관성을 지니는지 분석하기 위해 다항로짓모델이 사용되었다. 기존의 일괄적인 첨두시간대를 적용한 연구들과 달리 본 논문은 지하철역별로 이용패턴이 다양하다는 것에 주안점을 두고 최대 승·하차량을 기록하는 첨두시간을 중심으로 30분 간격의 승·하차량을 검토하여 역별 첨두 시작시간과 첨두 지속시간을 산정하였다. 연구 결과, 승·하차 이용패턴에 따라 6개의 역세권 유형이 도출되었

으며, 역세권 유형에 따라 오전과 오후의 첨두 특성이 다르게 나타났고 버스-지하철 간 환승수요 또한 유형별로 집중되는 시간대가 서로 다름을 보여주었다. 또한, 이러한 수요패턴의 변화는 역세권 주변의 토지이용, 도시공간구조, 그리고 대중교통 접근성과 깊이 연관되어 있음이 검토되었다. 본 논문은 오전·오후 첨두시의 승·하차 이용자수뿐만 아니라, 역별 오전 및 오후의 첨두 시작시간과 첨두시간의 지속시간을 고려하여 역사 주변의 토지이용 특성과 함께 역세권을 유형화한 점에서 타 연구와의 차별성을 갖고 있다. 대중교통 이용의 효율성을 높이기 위해서는 역세권 유형별 비첨두시간대와 첨두시간대의 수요의 균형을 도모해야 하며 그런 의미에서 본 논문의 결과는 대중교통 분담률을 높이기 위한 도시정책 의사결정에 기초자료로 제공될 수 있을 것이다.

# 행위자 기반 도시모형의 개발과 실증적 적용\*

## Development and Application of an Agent Based Urban Model

김동한 Kim Donghan\*\*, 김현중 Kim Hyunjoong\*\*\*, 구형수 Koo Hyeongsu\*\*\*\*, 김은빈 Kim Eunbin\*\*\*\*\*

### Abstract

Since the pioneering work of Lowry in the 1960s, many urban models have developed to understand how urban systems work and change. Early urban models tend to focus on the relationship and interaction between land use and transportation, but recent urban models pay more attention to urban morphology with an interest on self-organising nature of urban systems. Agent based urban modelling approach is gaining popularity as a new means to study an urban systems in this context. This study aims to develop an agent based urban model as a new scientific tools to understand changes in urban systems and to support planning policy making. The study introduces urban economic theory and analysis into the agent based modelling framework. We then developed a model by using an open source programming platform, Repast Simphony. The model was applied to a case study area of Busan Metropolitan Area(Busan, Gimhae, Yangsan) to see if it properly works and generates valid simulation outcomes. We has confirmed that the model offers new and meaningful ways to understand urban future.

Keywords: Agent Based Model, Urban Model, Land Use Change, Urban Planning, Complexity

### 1. 서론

도시모형(Urban Model)은 1960년대 개발된 라우리(Lowry) 모형을 필두로 하여 도시공간의 성장과 변화를 파악하기 위한 목적으로 다양하게 개발되고 활용된 바 있다. 전통적인 도시모형은 토지이용교통모형(Land Use Transportation Interaction Model)으로 일컬어지기도 하는데, 이들은 교외도시의 성장, 신도시의 개발 등이 도시정책의 주요한 관심이었던 시기에

발전하기 시작한 것으로, 토지이용과 교통망의 상호관계에 중점을 두고 대규모 토지공급의 파급효과와 이에 대응하는 교통수요 등을 파악하는 데 주로 활용되었다(Batty 1989).

이들 모형의 타당성과 유용성은 여전히 유효하다고 할 수 있으나, 새롭게 대두되고 있는 난개발, 개별입지 등 보다 미시화되고 다양해진 국토·도시 공간문제를 탐색하고 관련 정책의 파급효과를 살펴보는 데는 한계를 가지고 있다(Batty 2004).

\* 본 논문은 '김동한, 서태성, 구형수, 강민규 외, 2014. 행위자 기반의 공간변화 시뮬레이션 모형구축과 국토도시정책 활용방안 연구 안양: 국토연구원'의 내용을 기초로 작성되었음.

\*\* 국토연구원 책임연구원(제1저자) | Associate Research Fellow, Korea Research Institute for Human Settlements | Primary Author | dhkim@krihs.re.kr

\*\*\* 일리노이주립대학교 방문연구원 | Visiting Research Fellow, Univ. of Illinois at Urbana-Champaign | k452k452@hanmail.net

\*\*\*\* 국토연구원 책임연구원 | Associate Research Fellow, Korea Research Institute for Human Settlements | shkoo@krihs.re.kr

\*\*\*\*\* 국토연구원 연구원 | Assistant Research Fellow, Korea Research Institute for Human Settlements | ebkim@krihs.re.kr

서구 선진국 등에서는 1980년대 이후 보다 다양한 이론과 방법론에 기반한 도시모형의 개발이 추진되고 있는데, 이들 모형들은 도시공간의 발전현상과 동인을 상향식(bottom-up) 관점에서 보다 구체적으로 파악하고 대처하기 위한 목적을 가지고 있다(Batty 2008).

우리나라도 향후에는 정부 주도의 대규모 개발보다는 민간 주도의 중소규모 개발이 국토·도시의 변화를 주도할 것으로 예상되고 있어, 기업, 가구 등 미시적인 행위주체가 유발하는 공간변화와 이에 대한 공간정책의 파급효과를 다양한 시나리오하에서 예측해볼 수 있는 시뮬레이션 모형을 개발하고 관련 정책의 효율적 수립과 집행에 활용하기 위한 방안을 모색해 볼 필요성이 있다.

본 논문의 주요 목적은 미시적이고 동태적인 관점에서 국토와 도시 공간구조의 변화를 시뮬레이션하기 위한 도시모형을 구축하는 데 있다. 이를 위해 도시계획과 지리학 등의 분야에서 최근 활발히 논의되고 있는 행위자 기반 모형(Agent Based Model) 방법론을 중심으로 모형을 개발하고 활용방안을 살펴보고자 한다.

한편, 행위자 기반 모형은 도시공간의 변화를 가구나 기업 등 개별 행위자의 의사결정 행위(decision making behaviour)에 따라 파악할 수 있게 하는 논리적 틀을 제공하나, 행위자가 의사결정을 수행하는 구체적인 기준 등을 제공하는 것은 아니다. 행위자의 의사결정 기준은 모형을 개발하는 연구자가 임의로 정의하거나 기존의 이론 등을 적용할 수 있는데, 본 논문에서는 행위자의 입지선택을 위한 기반이론으로 계량경제학의 입지이론을 적용하여 모형을 개발하고자 한다. 그리고 개발한 모형을 사례지역에 적용하

여 모형의 논리적·실증적 타당성을 검토하고, 다양한 정책 시나리오에 따른 공간적 변화를 시뮬레이션하여 모형의 실용적 확장 가능성을 검토하고자 한다.

이와 같은 일련의 과정을 통하여 궁극적으로는 향후 국토 및 도시 공간의 변화를 연구하기 위한 새로운 도시모형 연구방법론을 정립함과 동시에, 지속가능한 국토·도시 정책의 수립과 집행에 기여할 수 있는 정책 지원 수단으로의 발전 가능성을 제시하고자 한다.

## II. 행위자 기반 도시모형의 개념과 특징

### 1. 행위자 기반 모형의 개념과 특징

행위자 기반 모형은 개별 행위자와 주변 환경을 기본적인 구성요소로 하여 대상 시스템을 구체화하고, 이들 간의 상호작용에 따른 시스템 변화를 동태적으로 시뮬레이션하는 모형이다. 행위자 기반 모형은 사회경제 시스템이나 도시공간 문제를 연구하기 위해 태동한 방법론은 아니며, 자연과학 분야에 이론적 기반을 두고 프랙탈(fractal), 나비효과(butterfly effect) 등 기존의 과학이론으로는 설명할 수 없는 자연현상을 연구하는 새로운 이론인 복잡계 이론(complexity theory)을 구성하는 중요한 방법론으로 발전하고 있다.

그러나 행위자 기반 모형은 과거 뉴턴(Newton)의 중력이론(gravity theory) 등이 그러하였듯이, 사회현상을 파악하는 새로운 논리적 틀과 방법으로 도입되고 그 활용이 확산되고 있다. 특히, 경제학자 Schelling(1971)이 행위자 기반 모형의 개념을 기반으로 서로 다른 인종 간의 주거분리(residential segregation) 현상을 설명한<sup>1)</sup> 이후에 사회과학 분

1) 각 개인이 이웃에 자신과 동일한 인종이 많이 거주하면 그곳에 계속 거주하고 그렇지 않으면 다른 곳으로 이주하는 과정이 반복될 경우, 사회 전체적인 관점에서는 주거분리 현상이 일어남을 설명하였음.



아에서도 행위자 모형의 활용가치가 증대하기 시작하였다(Huang, Parker, Filatova and Sun 2013; O'Sullivan 2008; Benenson 2004).

행위자 기반 모형의 특성을 이해하기 위해 일반적인 관점에서 행위자 기반 모형의 구성요소를 살펴보면, 행위자 기반 모형은 행위자(agent), 환경(environment), 속성(attribute), 주변 이웃(neighbourhood), 의사결정규칙(decision making behaviour) 등 다섯 가지 구성요소로 나누어 살펴볼 수 있다. 행위자 기반 모형의 가장 핵심적인 요소는 '행위자'이며, 행위자가 활동하는 공간이 바로 '환경'이다. 이때 환경이 구체적 속성을 가지고 행위자와 상호작용을 하는지 여부에 따라 추상적 환경 또는 실제적 환경 등 두 가지 유형으로 구분할 수 있다. '속성'은 행위자의 고유한 속성값 또는 환경의 고유한 상태값을 의미하며, '주변 이웃'은 행위자가 의사결정 시 고려하는 공간적 범위를 정의하는데, 폰노이만(von Neumann) 네이버후드, 무어(Moore) 네이버후드 등과 같은 유형이 있다. 그리고 '의사결정규칙'은 각 행위자의 고유한 행태 특성을 규정하게 되는데, 개별 모형마다 다른 방식으로 정의될 수 있다.

이러한 행위자 기반 모형은 앞서 반드시 행위자에 관한 세부적인 실증 데이터를 가지고 있어야만 하는 것은 아니며, 많은 경우 이론적 가설 등을 적용하여 시뮬레이션을 수행하기도 한다. 이러한 관점에서 행위자와 환경요소의 실증성 여부에 따라 행위자 기반 모형은 이론적(theoretical) 모형, 유사 실증적(quasi-empirical) 모형, 실증적(empirical) 모형 등으로 구분할 수 있다(김동한 2012; Couclelis 2002).

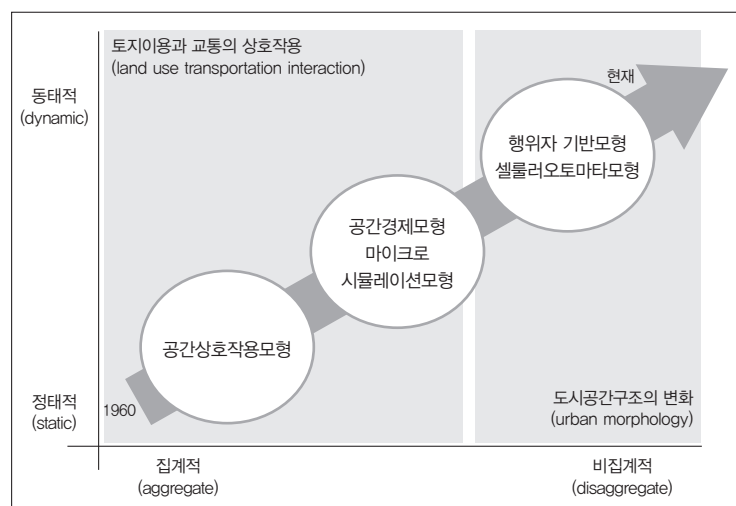
이때 어느 유형이 다른 유형

보다 더 유용하다고 할 수는 없으며 각 유형별로 서로 다른 활용 특성을 가지고 있다. 이론적 모형은 새로운 지식의 탐구, 유사 실증적 모형은 행위자 또는 환경의 변화를 가정한 가상적 실험, 실증적 모형은 새로운 사실의 발견이나 인과관계 증명 등의 목적으로 활용할 수 있다.

## 2. 도시모형 방법론으로서의 행위자 기반 모형

도시모형이 단일의 이론 또는 방법론에 기반하고 있는 것은 아니다. 변화하는 시대적 여건, 정책적 필요성, 학술적 발전 등에 영향을 받아 다양한 형태와 스타일의 도시모형이 발전되어 왔다. 각각의 도시모형은 고유한 논리적 구조와 기능을 가지고 있으며 유형을 구분하기도 용이하지 않은 경우가 많으나, 도시모형의 발전 과정을 간략하게 살펴보면 <그림 1>과 같이 도식화할 수 있다. 도시모형의 초기 발전기에는 도시를 하향식(top-down) 관점에서 정태적(static)이고 집계적(aggregate)인 방법으로 파악하고자 하였으나 최근에는 상향식(bottom-up) 관점에서 동태적(dynamic)이고 비집계적(disaggregate)인 방법으

그림 1 \_ 도시모형 패러다임의 변화 과정





로 파악하는 패러다임으로 변화하고 있다. 내용적인 측면에서 초기의 도시모형은 토지이용과 교통의 상호관계(land use transportation interaction)에 중점을 두고 인구, 고용, 산업 등 도시 시스템의 다양한 부분을 종합적으로 고려하고자 하였으나, 최근의 도시모형은 토지이용과 교통의 종합적 상호관계보다는 도시형태의 변화(urban morphology) 등 도시 시스템의 부문적 측면에 더 중점을 두고 개발되고 있다(Batty 2009; Iacono, Levinson and El-Geneidy 2008).

행위자 기반 모형은 비집계적인 관점에서 상향식으로 도시 공간구조의 형성과 변화를 파악하는 도시모형의 새로운 방법론으로도 본격적으로 활용되기 시작하고 있는데, 이는 무엇보다 행위자 기반 모형 방법론을 통하여 도시 시스템의 변화를 유발하는 행위주체를 능동적으로 고려할 수 있게 함과 동시에 도시의 변화를 동태적이고 미시적인 관점에서 파악할 수 있게 하기 때문이다.

행위자 기반 모형은 도시현상을 모델링함에 있어 다음과 같은 장점을 가지고 있다(김동한 2012). 첫째, 도시를 구성하는 각 행위집단과 행위주체 간의 상호작용을 통해 도시현상을 설명함으로써, 도시현상을 상향식 관점에서 이해할 수 있게 한다. 둘째, 필지나 셀과 같은 미시적 공간단위에서 동태적인 공간변화 시뮬레이션을 용이하게 할 수 있다. 셋째, 다양한 분과 학문에서 활용되는 방법론으로 다양한 모델 개발 플랫폼이 존재하고 모형개발에 필요한 시간과 비용을 줄일 수 있다.

하지만 행위자의 의사결정 행위를 설명할 수 있는 사회과학적 이론이 아직 부족하고, 실증 데이터의 부재 등으로 모형의 검증이 어렵다(Batty and Torrens 2005)는 한계도 있다. 특히 개별 행위자에 관한 구체적인 데이터를 확보하여 대규모 실증적 모형으로 개발하고자 할 경우, 방대한 데이터 요구량이 모형의 실용적 활용에 걸림돌이 될 수도 있다.

### III. 행위자 기반 도시모형의 설계와 개발

#### 1. 전제조건 및 기반 이론

전술한 바와 같이 최근 행위자 기반 모형이 도시모형의 새로운 방법론으로 각광받고 있고 개발과 활용이 증가하고 있다. 그러나 아직은 초기 단계라고 할 수 있으며 완성된 범용모형으로 개발된 사례는 거의 없다고 할 수 있다. 주로 학술적이고 실험적인 차원에서 모형개발이 추진되고 있는데, 내용적 특성을 살펴보면 주로 임의적(ad-hoc) 의사결정규칙과 자기발견적(heuristic) 접근방법에 기반하여 모형이 개발되고 있으며 사회경제적 이론 체계와의 통합은 아직 미흡한 상황이다(Crooks, Castle and Batty 2008; Manson and O'Sullivan 2006; Matthews, Gilbert, Roach, Polhill and Gotts 2007). 이로 인해 대다수의 행위자 기반 도시모형은 도시 공간의 변화를 자율적인 자기조직화(autonomous self-organisation) 관점에서 주로 파악하고, 도시의 변화에 영향을 미치는 사회경제적 동인 등은 체계적으로 고려하지 못하는 한계를 가지고 있다.

이에 반해 본 논문은 이와 같은 기존 행위자 기반 도시모형의 한계점을 극복하고 보다 체계적인 사회과학 이론과 방법론을 행위자 기반 모형과 결합하고자 하는 접근방법을 취한다. 그리고 이를 위해 행위자의 주요한 의사결정 알고리즘으로 계량경제학적 이론과 방법론을 활용하고자 한다. 그러나 계량경제 모형 자체의 개발이나 심화를 추구하는 것은 아니며 여타 도시모형과 마찬가지로 여러 가지 이론, 방법, 기법 등을 복합적으로 사용하는 관점에서 접근한다.

따라서 본 논문에서 개발하는 행위자 기반 도시모형은 행위자 기반 모형을 구성하는 핵심적인 요소에 부가하여 다양한 사회경제적 분석기법 등을 통합한 통합적 행위자 기반 모형이라고 할 수 있다.

이는 행위자가 대상지의 공간환경과 밀도 등에 대한 정보를 인식하고 입지선택을 수행하기 위해서 필요한 의사결정 기준을 정의하는 모듈이다. 행위자 기반의 공간변화 시뮬레이션 모형의 근간을 이루는 부분이며, 연구자가 자의적(ad-hoc)으로 구성한 의사결정규칙 또는 기존의 사회경제이론 체계 등 다양한 기준에 의해 자유롭게 설정 가능한 부분이기도 하다.

본 논문에서는 행위자의 입지선택을 위한 의사결정 기준으로 도시경제학 분야의 입지이론을 접목하고자 하는데, 이와 같은 입지선택 이론은 크게 두 가지로 구분하여 살펴볼 수 있다.

폰 튀넨(von Thunen)의 농업적 토지이용이론에 기반을 두고, Alonso(1964)가 현대적 도시공간의 관점에서 재구성하여 도시경제학의 근간을 이루고 있는 입찰지대이론(bid-rent theory)과, 실증적 검증에 보다 중점을 두고 제안된 McFadden(1973)의 확률적 효용이론(random utility theory)에 입각한 입지선택 이론 등이다.

전자는 서로 다른 행위자(기업, 가구 등) 간의 지불능력 차이에 따른 시장경쟁과 도심지로부터의 거리와 교통비 간의 트레이드오프(trade-off) 관계를 통해 도시공간구조의 형성을 설명하고 있으며, 후자는 서로 다른 선호를 가지는 행위자의 효용극대화 원칙에 입각한 확률적 입지선택에 따른 공간구조의 형성을 설명할 수 있다.

양자 모두 도시경제학 분야에서 많은 연구가 이루어졌으며, 다양한 확장모형이 존재한다. 그러나 Anas(1982) 등은 입찰지대이론은 이론적 설명력이 높으나 실증적 추정 등에서는 확률적 효용이론이 보다 유리하다고 주장하기도 한다.

이론적·방법론적 차이는 있으나, 양자 모두 공간구조변화의 기반이론으로서 행위자 기반 모형과 결합이 가능하다. 그러나 본 논문은 개별 행위자의 선호요

인을 보다 다양하게 고려하고 통계적으로 추정할 수 있는 확률적 효용이론에 기반하여 가구(household), 산업(manufacturer), 개발자(developer) 등과 같은 개별 행위자의 입지선택 원리를 정의하고자 하며, 이에 따라 각 행위자는 자신의 효용을 극대화하는 위치에 입지하게 된다. 이에 대한 함수는 <식 1>과 같다. 해당 함수에 실제 사용할 변수는 선행연구 등에서 주로 활용되는 변수를 검토하여 확정하고자 하며, 다음 장에서 보다 구체적으로 제시하도록 한다.

$$U_{ai} = \sum_{s=1}^S \beta_s X_{ai} + \varepsilon_{ai} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기서  $S$ 는 선택 가능한 대안의 집합,  $\beta_s$ 는 각 대안에 대한 계수,  $X_{ai}$ 는 각 개인  $i$ 의 선택대안  $a$ 에 대한 벡터,  $\varepsilon_{ai}$ 는 검블(Gumbel) 분포를 따르는 확률적 부분을 의미한다. 한편, 이상과 같은 전제하에 로짓모형을 구성하여 각 대안에 대한 선택확률을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$P_{ai} = \frac{e^{x_{ai}}}{\sum_{k \in S_{ai}} e^{x_{ki}}} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

## 2. 모형의 구조와 구동절차

본 논문에서 개발하는 행위자 기반 모형의 전체적인 구조와 구동 절차는 <그림 2>와 같으며, 모형은 다수의 하위모듈로 구성된다. 각 모듈별로 주요한 기능과 역할을 요약하면 다음과 같다. 먼저 공간환경 모듈은 대상지의 토지이용 유형, 인프라 및 서비스시설 유무, 토지 가격, 표고 및 경사 등 다양한 변수를 모형에 로딩하여, 행위자가 이러한 정보를 인식하고 자신의 효용을 산정할 수 있도록 함과 동시에, 모형에서 정의한 분석방법에 의하여 행위자가 입지선택 가능지를 인식할 수 있도록 한다. 행위자 생성모듈에서는 가구, 산업, 개발자 등 공간변화를 유발하는 행위주체를 생

성한다. 이때 실제 통계자료를 분석<sup>2)</sup>하여 통계적 비율에 의하여 행위자를 지역적으로 배분한다. 이후 각 행위자는 행위자 입지선택 모듈의 함수식에 기반하여 자신의 효용을 산출하고 이를 극대화하는 입지선택을 하게 되는데,<sup>3)</sup> 이때 입지선택에 영향을 미치는 변수와 계수는 별도의 로짓분석을 수행하여 선정한다. 한편 모형의 보정은 시뮬레이션 결과와 <식 2>에 의해 산정된 확률맵을 비교·검토하여 수행한다. 각 행위자가 선호에 따라 입지선택을 수행하면, 그 결과로 토지이용 속성과 개발밀도가 변화하게 되며, 시스템의 변화 총량은 외생변수 또는 시나리오상의 가설에 의해 제약을 받는다. 시뮬레이션은 몬테카를로 기

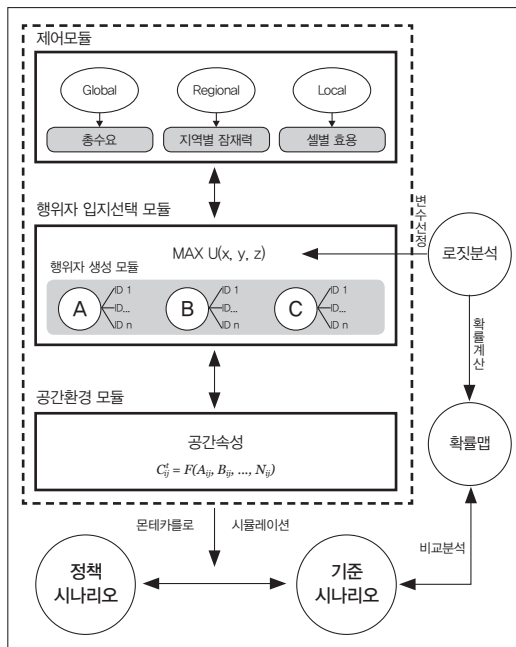
법에 의하여 여러 번 수행하고,<sup>4)</sup> 확률값을 도출할 수 있도록 설계하였다. 시뮬레이션 결과 분석은 내부 분석모듈과 외부의 분석모형을 공히 활용하고자 한다.

### 3. 개발환경 및 개발방법

시뮬레이션 모형은 과학적 지식과 원리를 기반으로 하여 구축된 논리적 구조물이나, 궁극적으로는 컴퓨터 환경에서 프로그램의 형태로 구현된다. 따라서 모형개발을 위해서는 대상이 되는 문제의 정의와 관련 이론 등 검토, 행위자의 의사결정 기준과 함수 등 정의, 논리적 구성모듈 등 설계와 같은 개념적 설계가 선행되어야 하며, 이를 컴퓨터 환경에서 구동 가능한 프로그램의 형태로 구현하기 위한 노력이 필요하다. 그리고 기 개발된 모형을 수정하거나 보완하는 것이 아니라 새로운 프로그램의 형태로 개발하고자 할 경우 많은 시간과 비용이 소요된다.

행위자 기반 모형은 국토나 도시 등 공간연구 분야의 고유한 방법론이 아니라 자연과학 및 사회과학의 다양한 분야에서 확산되고 있는 방법론으로서, 해외의 대학과 연구소 등에서 행위자 기반 모형을 보다 효율적으로 개발하고 활용하기 위해 개발한 유상의 소프트웨어와 무상의 오픈소스 소프트웨어가 다수 존재한다. 이들 소프트웨어는 구체적인 분석방법론, 의사결정 함수 등 모형의 논리적 구성을 위한 알고리즘은 제공하지 않으나, 모형개발을 위한 프로그래밍을 용이하게 도와주는 플랫폼의 기능을 제공하고 있다. 따라서 이를 모형개발의 플랫폼으로 활용할

그림 2\_ 모형의 기본 구조와 구동 절차



- 이 모형은 셀 단위로 기본적인 입지선택을 수행하나, 행위자의 생성을 위해 사례지역의 벡터(vector)자료 형태의 통계지리 정보를 입력정보로 활용하며, 통계지리 정보에 포함된 속성정보로부터 필요한 인구통계 정보를 로딩하여 분석 및 할당을 수행함.
- 개발자의 입지선택 행위를 행위자 기반 모형 또는 도시모형에서 고려하는 방법으로는 이윤 극대화(profit maximisation), 손실 회피(loss averting), 선호요인(developer preference) 등에 의한 방법이 있음(Magliocca, Brown, McConnell and Nassauer et al. 2014). 본 논문에서는 선호요인에 의하여 개발자의 입지선택을 추정함.
- 몬테카를로 시뮬레이션 반복횟수를 올릴수록 결과 산출에 필요한 시간이 증가하게 되는데, 2차원 공간에서 미시적 입지선택을 수행하는 행위자 기반 모형의 경우, 시뮬레이션에 필요한 시간이 비공간적인 모형보다 더 많이 필요한 경향이 있음.

경우 자료의 입출력을 위한 기능개발 등 모형의 논리적 구성과는 무관한 모든 기능까지 자체적으로 개발할 필요가 없어 모형개발에 필요한 시간과 비용을 줄일 수 있다.

여러 종류의 유무상의 행위자 기반 모형개발 플랫폼이 존재하나, 공간정보를 활용한 행위자 기반 도시 모형의 개발에 유용한 플랫폼은 미국의 노스웨스턴 대학에서 개발한 넷로고(NetLogo), 시카고 대학에서 개발한 리파스트(Repast), 조지메이슨 대학에서 개발한 지오메이슨(GeoMason) 등이 있다.

각 플랫폼은 장단점이 있는데, 넷로고 등은 프로그래밍이 상대적으로 쉽기는 하나 자체적인 언어를 사용하는 관계로 모형의 확장성 등에 한계가 있으며, 리파스트와 지오메이슨은 자바(java) 언어의 사용을 기반으로 하고 있어 프로그램의 호환성과 확장성이 보다 더 좋다고 할 수 있다. 리파스트는 지오메이슨과 비교하여 보다 많은 모형개발자층을 확보하고 있는데 본 논문은 향후 모형의 확장성 등을 고려하여 자바 언어 기반의 리파스트 심포니(Repast Symphony) 버전을 활용하여 모형을 개발한다.

## IV. 모형의 적용

### 1. 예비 시뮬레이션

#### 1) 개요

도시모형의 개발은 컴퓨터 프로그래밍을 수반하게 되는데, 모형이 오류 없이 코딩되어 잘 작동하는지, 입력자료 및 계수변화 등에 적절하게 반응하는지 등에 대한 검토와 검증이 필요하다. 그러나 개발 초기 단계에서부터 실제 사례지역의 데이터를 사용하여 시뮬레이션하면서 이와 같은 과정을 수행할 경우 모형의 수정과 보완을 어렵게 하므로, 우선 가상의 공

간에서 가상의 데이터를 사용하여 모형을 구동하고 예비 시뮬레이션을 수행하여 모형의 행태와 결과물을 검토하였다.

예비 시뮬레이션은 모형의 논리적 구조에 따른 결과물이 정상적으로 도출되는지 검증하고자 하는 것이며, 추후 실제 사례지역에 적용 시 파라미터를 산정하는 근거로 활용하고자 하는 것이다. 이를 위해 모형의 구조상 중요성이 가장 높다고 할 수 있는 행위자의 입지선택 함수를 대상으로 파라미터 변화에 따라 그에 부응하는 공간패턴이 산출되는지 검토하였다.

### 2) 시뮬레이션 및 결과

이와 같은 목적하에 가상의 공간과 입력변수를 행위자 입지선택에 상정하여 도출되는 결과를 검토하였다.

입력변수는 행위자의 입지선택에 영향을 미치는 요인을 중심지 접근성(A), 도로 접근성(S), 인구밀도(C), 통계적 난수(R) 등으로 상정하였으며(〈그림 3〉참조), 이를 기반으로 가설적인 효용함수를 구성하고, 각 변수에 대한 선호변화를 상정하여 행위자의 효용변화에 대응한 적합한 결과물을 산출하는지 검토하였다.

실험 결과 〈그림 4〉에서 보는 바와 같이 각 변수에 대한 선호가 변화함에 따라 차별화된 효용의 분포를 보여주고 있다. 모형에서 상정한 효용함수 등은 잘 작동하고 있는데, 각 개별 변수인 중심지 접근성(A), 도로 접근성(S), 인구밀도(C)에 대한 계수값( $\beta_A, \beta_S, \beta_C$ )이 증가하거나 감소할수록 효용이 증가하거나 감소

그림 3\_ 입지선택에 영향을 미치는 요인

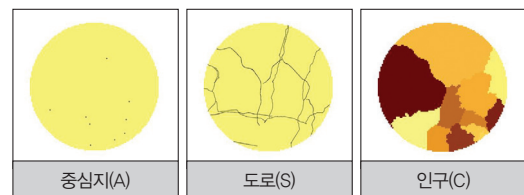
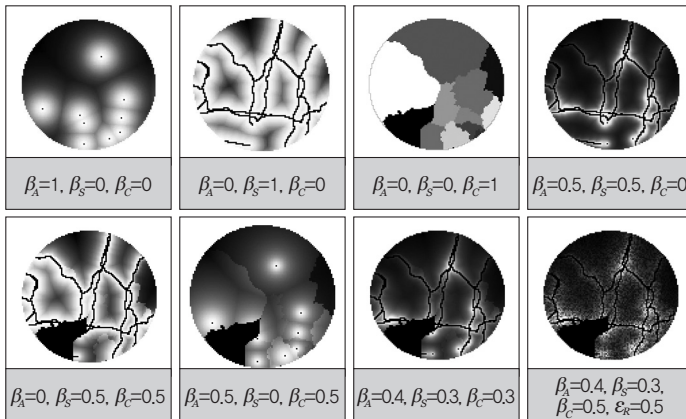


그림 4\_ 입지선택 효용변화 시뮬레이션



주: 색이 진해질수록 효용이 낮음.

하는 결과를 보여주고 있다. 특히 통계적 난수( $\epsilon_k$ )<sup>5)</sup>까지 추가로 고려할 경우 실제 현실공간에서 나타나는 것과 같은 불규칙성과 이질성을 구현하고 있으므로, 실제 사례지역의 현실에 부합하는 변수 및 계수를 적용하여 시뮬레이션을 수행할 경우 타당성 있는 결과를 도출할 수 있을 것으로 판단된다.

## 2. 실증 시뮬레이션

### 1) 개요

다음으로는 사례지역을 대상으로 모형을 적용하고 시나리오별로 시뮬레이션을 수행한 뒤 결과를 분석하였다. 사례지역은 부산권(부산시, 김해시, 양산시)으로 선정하였으며, 해당 지역의 특성에 맞는 입지 요인과 밀도패턴 등을 로짓분석을 통해 도출하고 시뮬레이션에 반영하였다. 시뮬레이션은 현 추세연장(business as usual) 시나리오와 정책시나리오를 대상으로 수행하고 결과를 분석하였다.

본 논문에서 개발하는 모형은 행위자의 입지선택

에 관한 의사결정 행위를 기본적인 동인으로 하여 공간의 변화를 시뮬레이션할 수 있도록 고안되었다. 그러나 행위자의 종류와 유형 등은 고정하지 않았으며, 대상지의 특성, 분석 목적 등에 따라 차별화하여 정의할 수 있도록 하였다.

국토공간의 변화에는 다양한 행위주체가 영향을 미치고 있으며, 연구와 분석의 목적에 따라 서로 다른 유형의 행위자를 고려할 수 있을 것이다. 사례연구지역인 부산권의 경

우 부산시 내부의 고밀복합개발입지, 김해시와 양산

그림 5\_ 사례연구 대상지



5) 난수의 값은 0과 1사이의 범위에서 발생됨.



표 1 \_ 개별 산업입지 결정요인 변수 설명

| 구분   |          | 내용                      | 자료형태 |
|------|----------|-------------------------|------|
| 종속변수 | 개별 산업입지  | 개별 산업입지=1, 개별 산업입지 아님=0 | 이산형  |
| 독립변수 | 경제성      | 평균 공시지가(원)              | 연속형  |
|      | 배후<br>특성 | 경제활동 인구수(블록*)           | 연속형  |
|      |          | 제조업 종사자수(읍면동)           | 연속형  |
|      |          | 반경 500m 내 공업지역 토지이용수    | 연속형  |
|      |          | 녹지지역(녹지지역=1, 녹지지역 아님=0) | 이산형  |
|      | 교통특성     | 도로와의 거리(m)              | 연속형  |
|      |          | IC까지의 거리(m)             | 연속형  |
|      |          | 기차역까지의 거리(m)            | 연속형  |
|      | 자연특성     | 표고(m)                   | 연속형  |
|      |          | 경사(도)                   | 연속형  |

주: \*는 (주)오픈메이트의 공간DB인 통계지리정보 활용.

시의 개별 산업입지가 최근의 공간변화의 주요 동인이라고 할 수 있다.

이와 같은 관점에서 사례분석에서는 개별 산업입지를 유발하는 행위주체로 개별 산업(manufacturing firm) 행위자를 고려하여 시뮬레이션을 수행하였다.

한편 이들 행위자는 더욱 다양한 기준으로 세분화할 수 있을 것이나, 행위자를 세분화하는 것은 데이터 구축과 분석 등에 많은 시간과 비용이 소요된다. 본 논문은 이와 같은 대규모 실용모형을 개발하기 이전 단계에서 핵심방법론과 알고리즘을 개발하고 검증하는 연구의 성격을 지니고 있어 행위자의 속성과 유형은 가급적 단순화하였다. 행위자 유형과 속성에 관한 세분화는 후속 연구에서 모형을 보다 실용화하는 관점에서 추진 가능할 것이다.

## 2) 모형의 보정을 위한 실증분석

개별 산업입지 행위자별로 입지선택에 영향을 미치는 주요 변수를 결정하기 위해 이항로짓분석을 수행하였다. 주요 변수는 선행연구, 전문가 자문, 대상지 특성 분석, 자료구득 가능 여부 등을 고려하여 선정하였으며, 경제성, 배후 특성, 교통 특성, 자연 특성 등 입지선택에 영향을 미치는 다양한 요인이 포함되도록 하였다.<sup>6)</sup> 각각에 대한 자료구축 과정과 분석 결과는 다음과 같다.

### (1) 변수구축

개별 산업입지의 결정요인 분석을 위한 종속변수는 개별 산업입지 유무이며, 독립변수들은 산업입지 관

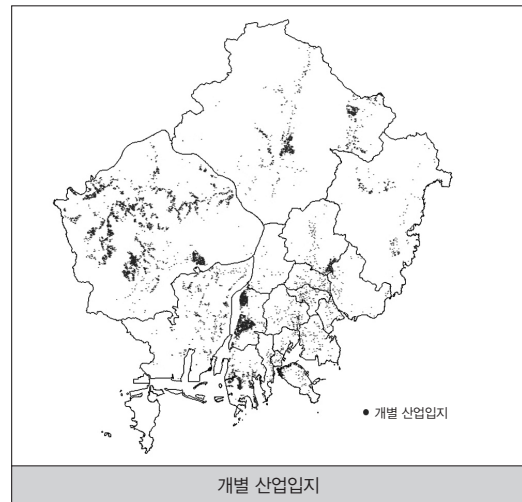
6) 입지선택 요인으로 고려하는 변수가 많으면 모형의 현실성과 설명력을 높일 수는 있으나, 반면 모형개발의 효율성 문제, 다중공선성 문제 등을 야기할 수 있으므로 적절한 수준에서 변수를 선정할 필요가 있음. 한편 오컴의 면도날(Ockham's Razor) 원칙에 따라 동일한 현상을 설명하는 두 가지의 이론이 있다면 더 간단한 이론이 더 바람직하다는 경제성의 원칙도 고려하여 모형과 변수를 고려할 필요가 있음.



련 선행연구(산업연구원 1987; 김태환 1990; 김창석, 남진 1996; 이한일, 이번송 2002; 최창규, 이원영 2008; 안영수 2013)를 참조하여 변수들을 선정 및 구축하였다.

개별 산업입지의 변수들은 경제성, 배후 특성, 교통 특성, 자연 특성으로 분류하였는데, 경제성은 거의 유일하게 구축 가능한 자료인 평균 공시지가를 대리 변수로 활용하였고, 배후 특성은 개별 산업입지의 근린 및 환경 특성을 중심으로 구성하였다. 산업입지의 결정요인 중 고용의 용이성은 매우 중요하므로 경제 활동 인구수와 제조업 종사자수를 본 모형에 활용하였다. 그리고 집적 경제를 추구하는 산업의 입지 특성을 고려하기 위해서는 반경 500m 내 공업지역 토지이용수를 독립변수로 활용하였으며, 변수의 구축은 근접 분석(neighborhood analysis) 중 중심합(focal sum)을 이용하여 개별 산업입지를 중심으로 설정, 반경 500m 내 토지피복도상 공업지역으로 활용되고 있는 토지이용수를 계산하였다. 배후 특성 중 녹지지역을 터미변수로 선정하 이유는 우리나라에서 일반적으로 나타나고 있는 개별 산업입지의 입지적 특성을 반영하기 위함이다. 즉, 우리나라의 개별 산업입지

그림 6\_ 종속변수



는 도시지역이 아닌 비도시지역, 특히 녹지지역을 중심으로 입지하고 있어 새로운 난개발을 초래하는 것으로 보고되고 있다. 이에 본 논문에서는 개별 산업입지의 일반적인 입지 특성이 부산권에도 적용되는지를 확인하기 위해 녹지지역을 배후 특성 중 하나로 통제하였다. 또한 교통 특성은 해당 시설로부터의 거리를 기준으로 변수를 구축하며, 도로와의 거리, IC까지의 거리, 기차역까지의 거리로 구성하였으며, 마

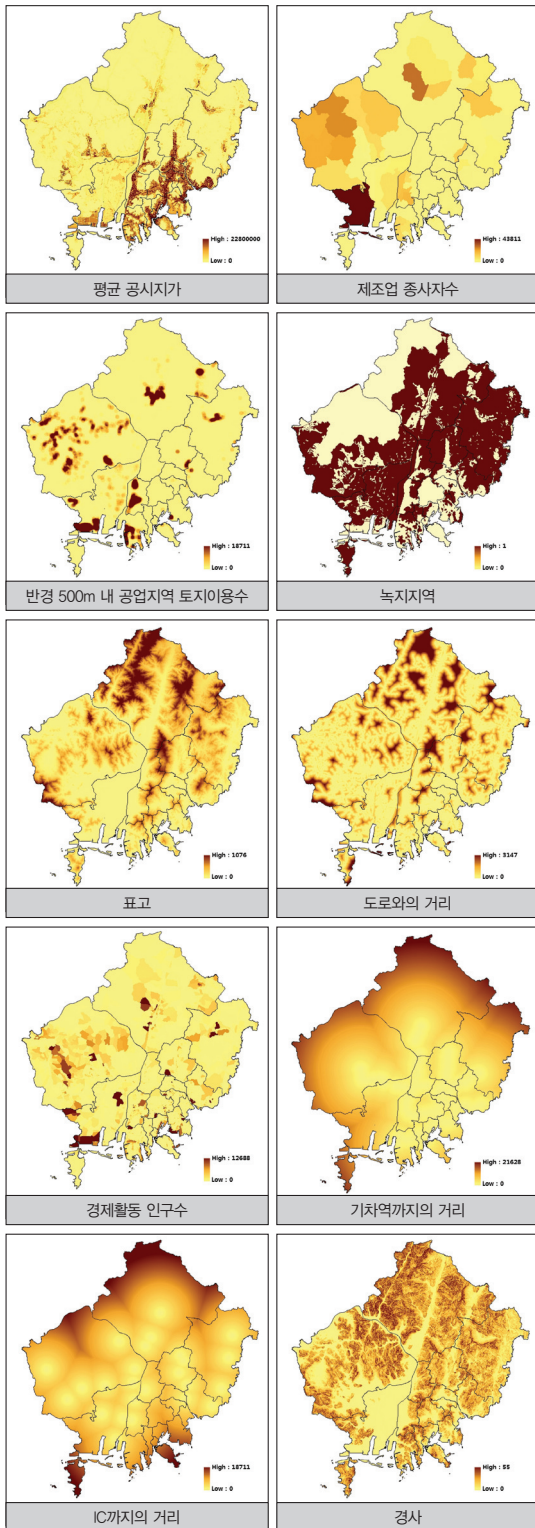
표 2\_ 개별 산업입지 결정요인 분석 결과

| 구분    |                       | 계수         | 유의 수준 | 표준오차   | 표준화 계수  |
|-------|-----------------------|------------|-------|--------|---------|
| 상수항   |                       | -1,3760541 | ***   | 0,0360 | -       |
| 경제성   | 평균 공시지가               | -0,0000004 | ***   | 0,0000 | -0,0651 |
| 배후 특성 | 경제활동 인구수              | -0,0001837 | ***   | 0,0000 | -0,0907 |
|       | 제조업 종사자수              | 0,0000192  | ***   | 0,0000 | 0,0939  |
|       | 반경 500m 내 공업지역 토지이용 수 | 0,0191155  | ***   | 0,0006 | 0,1917  |
|       | 녹지지역                  | -0,2640981 | ***   | 0,0253 | -0,0721 |
| 교통 특성 | 도로와의 거리               | -0,0016864 | ***   | 0,0001 | -0,3228 |
|       | IC까지의 거리              | -0,0000944 | ***   | 0,0000 | -0,1740 |
|       | 기차역까지의 거리             | 0,0000474  | ***   | 0,0000 | 0,1299  |
| 자연 특성 | 표고                    | -0,0018510 | ***   | 0,0001 | -0,1741 |
|       | 경사                    | 0,0067599  | ***   | 0,0015 | 0,0382  |

주: 1)  $\chi^2=5616$ ,  $-2\text{Log likelihood}=52930$ ,  $\text{ROC Curve}=0.732$ .

2) \*\*\*  $p<0.01$ , \*\*  $p<0.05$ , \*  $p<0.1$ .

그림 7\_ 독립변수



지막으로 자연 특성은 경사도와 표고를 적용하였다.

개별 산업입지 결정요인으로 고려한 변수들은 <표 1>과 같으며, <그림 6>과 <그림 7>은 각 종속변수와 독립변수를 공간자료로 구축한 것으로 자료 해상도는 50m×50m다.

## (2) 추정 결과

개별 산업입지의 결정요인에 대한 로짓분석 결과는 <표 2>와 같다. 모형의 설명력(ROC Curve=0.732)은 높은 편이며, 모든 변수들의 유의 수준이 99% 이상인 것으로 분석되었고, 전반적으로 산업입지의 결정요인과 유사하게 나타났다.

## 3) 시뮬레이션

시뮬레이션은 분석자료와 동일한 해상도인 50m×50m 격자셀을 기반으로 하였으며, 기준 시나리오와 정책 시나리오로 구분하여 수행하였다. 기준 시나리오는 현 추세연장 시나리오라고도 할 수 있다. 즉, 현재와 같은 공간변화 패턴이 향후에도 계속될 경우를 상정하고 이러한 전제하에 시뮬레이션을 수행하였다. 이를 위해 로짓 분석을 통해 도출한 계수를 적용하여 시뮬레이션을 수행하고, 개별 산업입지가 현재와 같은 패턴으로 미래에도 진행될 경우에 나타나게 될 공간구조를 파악하였다.

시뮬레이션 결과로 나타나는 구체적인 공간변화 패턴은 <그림 8>과 같은데, 요약하여 살펴보면 개별 산업입지의 경우 김해시, 양산시 등으로 확산되어 도시의 외연적 확산이 계속적으로 진행되는 것으로 파악되었다.

반면 정책 시나리오는 기준 시나리오에 대비하여 특정한 정책 개입을 가정하고 이에 따라 도출되는 대안적 미래를 비교하기 위한 시나리오다. 이와 같은 정책 시나리오는 토지이용 및 밀도규제 등 다양한 공간

그림 8\_기준 시나리오 시뮬레이션 결과



그림 9\_신규 산업단지 후보지



그림 10\_정책 시나리오 시뮬레이션 결과



정책 시나리오를 정의하고 그 효과를 파악하고자 하는 목적을 가지고 있다. 본 논문에서 정책 시나리오로 개별 산업입지의 경우, 김해시와 양산시에는 개별공장입지 및 증설 기준을 강화하는 한편 새로운 산업단지의 조성<sup>7)</sup>을 가정하였다. 김해시에 상정한 신규 산업단지는 <그림 9>와 같으며 시뮬레이션 결과는 <그림 10>과 같다.

### 3. 시사점

사례지역인 부산권 지역은 주거 및 산업개발 수요가 지속되고 있으며, 향후에도 개발압력이 계속 발생할 것으로 예상되고 있는데, 현 추세연장을 가정한 미래의 공간구조와 정책적 개입을 가정한 미래의 공간구조는 중요한 차이점이 있는 것으로 판단된다.

한편 부산권 지역은 산업입지에 대한 수요가 높아 개별 산업입지가 지속적으로 증가하고 있는데, 특히 김해시의 공장 난개발 문제는 수년 전부터 대두되어 진행되고 있다. 개별 공장입지의 증가는 해당지역의

생산성을 증대시키는 면이 있으나, 주로 미개발 상태의 오픈 스페이스를 무계획적으로 훼손시키며 자연 환경에 대한 사회적 비용 등을 상승시키는 문제점을 가지고 있다.

기준 시나리오하에서의 시뮬레이션은 현재와 같은 패턴으로 개별 공장이 증가할 경우에 대한 미래를 보여주고 있는데, 분산적인 개별 공장입지가 지속될 경우 오픈 스페이스에 대한 압력과 훼손이 더욱 심화될 것임을 알 수 있다. 해당 지자체 등도 이러한 문제를 인식하고 이에 대응하기 위하여 개별 공장의 입지 기준을 강화하거나 계획입지를 유도하기 위한 신규 산업단지를 조성하는 등의 정책을 시행하고 있는 상황이기도 한데, 이와 같은 적극적인 정책 개입이 없을 경우 공장 난개발의 문제는 더욱 심화될 것임을 보여주고 있다.

반면 정책 시나리오하에서의 시뮬레이션은 정책적 규제(regulation)와 유도(relocation)를 가정한 대안적 미래를 보여준다고 할 수 있다. 시뮬레이션 결과에서 살펴본 바와 같이 입지매력도가 양호한 곳에 산업

7) 김해시는 개별 공장의 무분별한 확산을 막기 위한 방편으로, 신규 산업단지의 지정과 조성을 추진 중임. 그중 대동산업단지는 김해시 대동면 원촌리 500 일대에 조성할 예정이며, 개발제한구역 해제 등의 문제로 아직 최종 확정 안 되었으나, 교통 여건 등이 우수하여 개별 공장의 집단입지를 확보할 수 있을 것으로 예상됨(한국경제 2013). 본 논문에서는 상기와 같이 진행되고 있는 대동산업단지의 신설을 가정하여 시뮬레이션을 수행함. 다만, 본 논문은 해당 산업단지의 지정 및 조성과 관련하여서는 중립적인 견해를 가지고 있으며, 본 논문에서의 이론과 논리적 전제 등을 기준으로 구성한 행위자의 입지 선호에 따라 해당 위치의 입지가 선호될지를 시뮬레이션하고 결과를 분석함.

단지를 신규로 조성하면 개별 공장의 집적을 유도할 수 있고 이를 통해 공장 난개발을 일부 해소할 수 있을 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 산업단지 조성을 통해 절대적인 수용량이 충분히 충족되거나, 그 외의 지역에 대한 신규 산업입지 자체가 제한되지 않는다면, 공장 난개발의 문제는 계속될 수밖에 없을 것임을 알 수 있다. 한편 개발제한구역을 해제하여 조성하는 산업단지 등은 일종의 섬과 같은 형태로 추후의 자발적인 군집(clustering)과 집적(agglomeration)을 발생시키는 데는 한계가 있다고 할 수 있다. 따라서 산업단지 조성 시 이러한 측면도 보다 면밀히 파악해 보고 추진할 필요가 있을 것이다.

## V. 결론 및 향후 과제

우리나라 국토는 2000년대 초반 이후 수도권 외곽을 중심으로 난개발의 문제를 겪기 시작하였으며, 이에 대응하기 위하여 다양한 제도적 개선책을 마련한 바 있다. 그러나 공간계획제도는 각종 개발행위를 원천적으로 차단하기 위한 수단이 될 수는 없으며, 따라서 다양한 형태의 난개발은 아직도 진행 중인 국토·도시문제라고 할 수 있다. 예를 들어, 대도시 외곽의 아파트 난개발은 줄어들었다고 할 수 있으나, 비도시 지역의 공장 난개발, 도시지역 내부의 고층건물 난개발 등과 같은 공간문제가 나타나고 있다. 그리고 최근 각종 규제완화의 필요성이 대두되면서, 녹지·관리 지역에 대한 공장 증설이 보다 수월해지도록 제도가 개선되었으며,<sup>8)</sup> 도시 내부의 재건축과 재개발에 대한 규제도 완화되면서 기존 도시지역의 고밀복합형 추진개발이 증가할 가능성도 존재한다.

그럼에도 불구하고 이로 인해 나타날 국토·도시

공간의 변화와 파급효과를 미리 검토하고 대응하기 위한 과학적 정책 지원수단은 아직 부족한 실정이다.

이러한 배경하에 본 논문에서는 행위자 기반 도시모형의 구축 방법론을 정립하고 실증모형을 개발하였다. 본 논문에서 제안한 행위자 기반의 공간변화 시뮬레이션 모형은 가구, 기업, 개발자 등 개별적 행위주체의 입지선택 행위를 상향식 관점에서 파악하기 위한 구성요소(효용극대화 원칙에 기반한 행위자 입지선택 모듈)를 핵심적인 요소로 하여 개발되었다. 그러나 동시에 행위자의 입지선택에 영향을 미치는 요인들을 하향식 관점에서도 반영할 수 있게 하는 구성요소(지역적, 전역적 요인을 반영할 수 있는 제약요인 모듈)까지 통합적으로 설계되었다. 따라서 이 연구에서 제안한 모형을 보다 보완하고 정교화하면 ‘정책 변화 → 행위 변화 → 공간 변화’로 이어지게 되는 일련의 과정에 대한 파급효과를 사전에 검토하여 볼 수 있다.

한편 본 논문은 기 개발되어 공개된 행위자 기반 모형을 수정·보완한 것이 아니라 자체적으로 논리적·기술적 프레임워크를 개발한 것으로, 독자성과 혁신성이 있는 연구 결과라고 할 수 있다. 본 논문에서 개발한 행위자 기반 도시모형은 외국의 연구자 등이 개발하여 배포한 기존 모형 등의 논리적 전제와 기능에 종속되지 않으며, 독자적 확장 가능성을 가지고 있다. 따라서 후속의 연구개발을 통하여 독창적인 도시모형으로의 발전 가능성이 높다고 할 수 있다.

따라서 본 논문에서 개발한 행위자 기반 도시모형은 현재 상태로도 재사용이 가능하여 당해 연도 연구에서 시험연구 지역으로 선정한 부산권 이외의 다른 지역을 대상으로도 모형의 적용과 시뮬레이션 결과의 도출이 가능하다.

8) 녹지지역과 관리지역 지정 이전부터 운영해 온 공장은 앞으로 2년간 건폐율 40%까지 기존 부지 내 설비 증설 또는 근로복지시설 확충 등 시설 증설이 가능해짐(국토교통부 2014).

그러나 컴퓨터 프로그래밍 등에 관한 전문지식이 없는 정책결정자나 일반사용자가 사용하기에는 한계가 있는 상황인데, 이는 모형의 구동을 위한 그래픽사용자환경(GUI)까지 개발하지는 않았으며, 모형의 구동을 위해서는 모형의 소스코드에 대한 이해가 필요하기 때문이다.

그리고 보다 실용적인 정책지원 모형으로의 개발을 위해서는 대상이 되는 정책문제의 정의, 관련 데이터 분석작업 등도 추가적으로 필요하다고 할 수 있으며, 지속적인 연구개발을 통해 모형을 확장하고 보완해 나갈 필요성이 있다.

#### 참고문헌 •••••

- 김동한, 2012. 행위자 기반 도시모형의 장점 및 한계 분석에 관한 연구. 국토연구 75권: 69-85.
- 김동한, 서태성, 구형수, 강민규, 성해정, 김은빈, 2014. 행위자 기반의 공간변화 시뮬레이션 모형구축과 국토도시정책 활용 방안 연구. 안양: 국토연구원.
- 김창석, 남진, 1996. 수도권지역 기업본사의 입지이전 경로와 특성에 관한 연구. 국토계획 31권, 1호: 43-72.
- 김태환, 1990. 한국의 공업입지 결정요인에 관한 연구. 석사학위논문, 서울대학교.
- 산업연구원, 1987. 기업의 입지결정요인분석. 서울: 산업연구원
- 안영수, 2013. 토지이용-교통모델 기반의 수도권 기업입지모델 개발 연구. 박사학위논문, 서울시립대학교.
- 이한일, 이변송, 2002. 수도권내 이전제조업체의 입지결정요인분석. 국토계획 37권, 7호: 103-116.
- 최창규, 이원영, 2008. 수도권 교외지역 개별입지공장 입지 요인에 대한 연구. 한국지역개발학회지 20권, 3호: 21-38.
- 한국경제, 2013. 김해 대동첨단산업단지 조성 '탄력'. 7월 29일. <http://golf.hankyung.com/news/app/newsview.php?id=201307297600h&nid=009&sid=010620>(2014년 10월 20일 검색).
- Alonso, W., 1964. *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Anas, A., 1982. *Residential Location Markets and Urban Transportation: Economic Theory, Econometrics and Policy Analysis with Discrete Choice Models*. New York: Academic Press.
- Batty, M., 1989. Urban modelling and planning: Reflections, retrodictions and prescriptions. In *Remodelling Geography*. ed. B. Macmillan, 147-169. Oxford: Blackwell.
- \_\_\_\_\_. 2004. Agents, cells, and cities: new representational models for simulating multiscale urban dynamics. *Environment and Planning A* 37, no.8: 1373-1394.
- \_\_\_\_\_. 2008. Fifty years of urban modeling: Macro-statics to micro-dynamics. In *The Dynamics of Complex Urban Systems: An Interdisciplinary Approach*. eds. Albeverio, S., Andrey, D., Giordano, P. and Vancheri, A. Heidelberg: Physica-Verlag HD.
- \_\_\_\_\_. 2009. Urban modelling. In *International Encyclopedia of Human Geography*. eds. Kitchin, R. and Thrift, N., 51-58. Amsterdam: Elsevier Science.
- Batty, M. and Torrens, P. M., 2005. Modelling and prediction in a complex world. *Futures* 37, no.7: 745-766.
- Benenson, I., 2004. Agent-based modeling: From individual residential choice to urban residential dynamics. In *Spatially Integrated Social Science*. eds. Goodchild, M. F. and Janelle, D. G. Oxford: Oxford University Press.
- Couclelis, H., 2002. Why I no longer work with agents: A challenge for ABMs of human-environment interactions. In *Agent-based Models of Land-use and Land-cover Change*. eds. Parker, D. C., Berger, T. and Manson, S. M., 3-5. Belgium: LUCC International Project Office.
- Crooks, A., Castle, C. and Batty, M., 2008. Key challenges in agent-based modelling for geo-spatial simulation. *Computers, Environment and Urban Systems* 32, no.6: 417-430.
- Huang, Q., Parker, D., Filatova, T. and Sun, S., 2013. A review of urban residential choice models using agent-based modeling. *Environment and Planning B: Planning and Design* 41, no.4: 661-689.
- Iacono, M., Levinson, D. and El-Geneidy, A., 2008. Models of transportation and land use change: A guide to the territory. *Journal of Planning Literature* 22, no.4: 323-340.
- Magliocca, N. R., Brown, D. G., McConnell, V. D., Nassauer, J. I. and Westbrook, S. E., 2014. Effects of alternative developer decision-making models on the production of ecological subdivision designs: Experimental results from an agent-based model. *Environment and Planning B: Planning and Design* 41, no.5: 907-927.
- Manson, S. and O'Sullivan, D., 2006. Complexity theory in the study



- of space and place. *Environment and Planning A* 38, no.4: 677-692.
- Matthews, R. B., Gilbert, N. G., Roach, A., Polhill, J. G. and Gotts, N. M. 2007. Agent-based land-use models: A review of applications. *Landscape Ecology* 22, no.10: 1447-1459.
- McFadden, D. 1973. Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. In *Frontiers in Econometrics*. ed. Zarembka, P., 105-142. New York: Academic Press.
- O'Sullivan, D. 2008. Geographical information science: Agent-based models. *Progress in Human Geography* 32, 4: 1-10.
- Schelling, T. C. 1971. Dynamic models of segregation. *Journal of Mathematical Sociology* 1: 143-186.

- 
- 논문 접수일: 2015. 7. 10
  - 심사 시작일: 2015. 7. 22
  - 심사 완료일: 2015. 8. 5

---

## 요약

주제어: 행위자 기반 모형, 도시모형, 토지이용 변화, 도시계획, 복잡성

미시화되고 다양화되는 국토·도시 공간변화 어젠다에 과학적으로 대처하기 위해서는 이를 효과적으로 파악할 수 있는 방법론에 기반한 도시모형의 개발과 활용이 필요하다. 본 논문에서는 가구, 기업 등 개별적인 행위주체가 유발하는 공간변화를 사전에 파악해 볼 수 있는 행위자 기반의 도시모형 방법론을 정립하고, 실증적으로 활용 가능한 시험모형을 개발하였다. 자바(Java) 프로그래밍 언어 기반의 오픈소스 플랫폼을 활용하여 모형을 개발하였으며, 모형의 핵심 알고리즘으로는 도시경제학의 입지선택이론을

적용하였다. 모형의 타당성과 실용성을 검증하기 위하여 이론 시뮬레이션을 수행한 뒤, 부산권(부산시, 김해시, 양산시) 지역에 시범모형을 적용하여 개별 산업입지 등이 유발하는 공간변화를 시뮬레이션하고 결과를 분석하였다. 시뮬레이션은 두 가지 시나리오를 상정하여 수행하였다. 현 추세연장 시나리오 하에서는 개별 산업입지의 산발적인 외연적 확산이 나타나게 되나, 신규 산업단지 지정 등을 상정한 정책 시나리오하에서는 보다 압축된 공간구조의 형성이 가능할 것으로 나타났다.

# Pricing the Options in Housing Contracts and Risk Management\*

## 주택거래 계약에 내재된 옵션가치 산정과 위험관리

Kim Changki 김창기\*\*, Shin Dong-Hoon 신동훈\*\*\*, Kim Myeong-Hyeon 김명현\*\*\*\*, Jeong Seung-Young 정승영\*\*\*\*\*

### Abstract

The recent global financial crisis has hampered economic activities in many ways; however, the impact on the real estate market has been particularly huge. In Korea, falling real estate prices has meant many construction companies going bankrupt because of the vast number of unsold apartments. To alleviate this problem, construction companies have begun to provide potential apartment buyers with free options such as the withdrawal guarantee option, principal guarantee option, premium guarantee option, and buy-back option. In this study, we attempt to analyze the real value and the market risk of these options which has no market value yet. To price the options, we used GARCH option pricing model and Esscher transform. As the result, the price of the withdrawal guarantee option was significantly higher than the other options, and this fact implies that this option may be attractive to the investor in terms of marketing, while the construction firms as issuer may pay the costs. In addition, we applied the DD(Default to Distance) of two companies and VaR of the options in order to manage the risk caused by the options. As the result, according to the analysis of the DD, the issue of the options seems to be helpful to the company immediately. According to the VaR analysis, the principal guarantee option is the most risky option among the options by falling the value of the asset and the value of the option in depressing markets.

Keywords: Global Financial Crisis, House Price Index Derivatives, Risk Management

### I. Introduction

The recent global financial crisis, which was triggered by a liquidity crunch in the US mortgage market in 2007, rapidly spread worldwide and it is now considered the most severe recession since the Great Depression. As demonstrated by Brunnermeier (2009), the current crisis has similarities to other systemic banking crises in how it was amplified from turmoil in financial markets to economic recession, including negative effects on borrowers'

\* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government(NRF-2014S1A3A2036037) and INHA UNIVERSITY Research Grant. We thank two anonymous referees for many valuable comments and suggestions to improve the study.

\*\* Associate Prof., Korea University Business School | Primary Author | 고려대학교 경영대학 부교수(제1저자) | changki@korea.ac.kr

\*\*\* Assistant Prof., Dept. of Global Banking and Finance, Inha Univ. | Corresponding Author | 인하대학교 글로벌 금융학과 조교수(교신저자) | dhshin@inha.ac.kr

\*\*\*\* Ph. D. Candidate, Korea University Business School | 고려대학교 경영대학 박사과정 | macrovue@korea.ac.kr

\*\*\*\*\* Prof., Dept. of Real Estate Management, Kimpo Univ. | 김포대학교 물류부동산과 교수 | jk0519@hotmail.com

balance sheets, narrowed lending channels, runs on financial institutions, and counterparty credit risk. However, by contrast, it has its own distinctive feature, namely that the turmoil was caused by the market's massive reliance on derivatives such as structured and securitized financial securities (i. e., its dependence on the shadow banking system). With the increase in the popularity of securitized off balance sheet securities, a substantial portion of credit risk was possible to pass down to other financial institutions. This meant that banks did not have strong incentives to take particular care when approving and monitoring loan applications, which resulted in cheap credit and a fall in lending standards. This laid the foundations for the crisis.<sup>1)</sup>

The global financial crisis negatively influenced the real estate market globally in three inter-related sections, namely investment, development, and occupational demand[GLA Economics (2011)].<sup>2)</sup> The financial crisis also caused a considerable adjustment in the property market in South Korea as discussed further in Section 3. Moreover, a number of idiosyncratic warning signs in the property market existed before the crisis. The most destructive of these signs was the skyrocketing construction of newly built housing units, which remained unsold mainly in response to government policies, which aimed to depress housing demand.<sup>3)</sup> Moreover, a number of factors challenged the mid- to long-term outlook of the market, including demographic changes, a high level of debt to disposable income ratio in the household sector, and inadequate anticipated housing supply.

It is apparent that the stock piling of unsold housing units in combination with the challenges mentioned above place a question mark on the prospects of the housing market in South Korea. In particular, the former issue has more foreseeable and significant impacts on construction companies because it can ultimately result in a series of bankruptcies in the industry. Therefore, construction companies must look for strategies to overcome these challenges. One such strategy, which is the main topic of the present study, is issuing financial guarantees to potential homebuyers not only as a marketing strategy but also as a risk management strategy.

At present, a few construction companies in South Korea provide potential apartment buyers with free options such as withdrawal guarantee options, principal guarantee options, premium guarantee options, or buy-back options. On one hand, using free options can be considered an effective way to manage the current slumping market condition. However, on the other hand, an increase in the reliance on these off balance sheet guarantees reminds us of what happened from 2007 to 2009, namely the uncontrollable accumulation of risk. This study discusses the usefulness and riskiness of issuing these options.

---

1) Refer to Mishkin (2011) for more discussion.

2) The financial crisis has caused not only the breakdown of the credit transmission mechanism but also produced the changes in the value of the financial instruments, especially in the value of the mortgage derivatives. Chen, Chang, Lin, and Shyu (2010) showed that housing price jump risk caused by this subprime crisis changes the valuation of mortgage insurance contracts by assuming that the housing price process follows a jump diffusion process.

3) As discussed further in Section 2, an increase in unsold housing units causes construction companies to undergo serious liquidity problems under the prevailing preconstruction sales system. Although stockpiling unsold housing units eased slightly in 2009, there has been a rapid increase in the number of unsold apartment units since 2004 (24,825 units in 2004 vs. 123,297 units in 2009) and most of those unsold units are located in Seoul and its surrounding regions (97,690 units or 79.2 percent as of 2009).

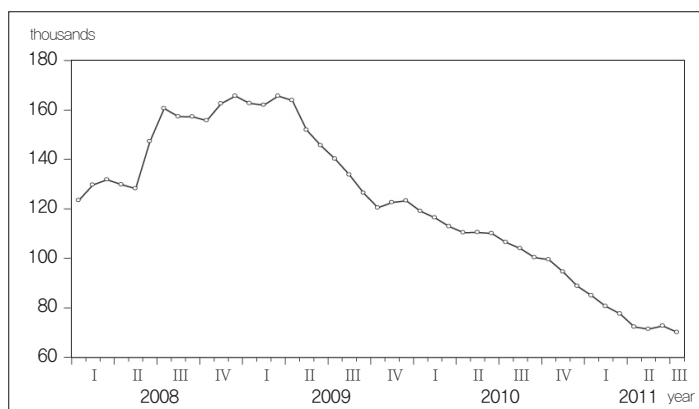
In Section 2, four representative forms of financial guarantees are introduced. The Apartment Purchase Price Index (APPI) is discussed as a proxy of underlying asset price and, using time series analysis, the autoregressive moving average (ARMA) and generalized autoregressive conditional heteroskedastic (GARCH) models are applied on the log difference series of its historical data in order to capture the conditional mean and conditional variance, respectively, in Section 3. The AR(1)–GARCH(1,1) specification is modeled and the conditional Esscher transform is employed to find a risk–neutral measure for pricing these options in Section 4. Finally, the new source of risk is discussed resulting from issuing these financial guarantees free of charge in Section 5.

## II. House price index options offered for apartment sales

South Korea has adopted a preconstruction sales system under which project managers recruit occupants at the beginning or at an early stage of their projects for approximately 10 to 20 percent of completion rates.<sup>4)</sup> The adoption of this system was supported by the fact that the interests of construction companies, homebuyers, and the government coincided. Under this system, construction companies can finance their projects by collecting installments and securing the demand for housing units under construction beforehand. Homebuyers are also able to gain profits from the difference between sale prices (or listed prices) and market prices, while the government can achieve its housing supply target without providing a high level of financial assistance to the market.

In South Korea, apartments have been termed a low–risk high–yield asset class for the past 30 years or so. However, the market for this asset class has been contracting since the global financial crisis in 2007. Furthermore, strict pricing regulation and increasing debt in the household sector have changed the conception of property as a promising source of investment. Recently, the contraction in the market has been more dramatic among medium– to large–sized apartments, because these are experiencing relatively sharp falls in prices and because they tend to be located in regional areas where housing distribution rates are

Figure 1 \_ The number of unsold housing units nationwide(2008~2011)



4) Consequently, project managers are able to finance their projects using the installments paid for by occupants as long as they have obtained both the ownership of sites and a housing guarantee from Korean Housing Guarantee Co. Ltd, a state-owned company. The payable installments consist of the subscription fee, down-payment, intermediate payments, and the remainder. The first three payments have to be below 10 percent, 20 percent including the subscription fee, and 60 percent of the unit price. Therefore, the preconstruction sales system benefits project managers by providing them with a robust source to finance their projects.

already higher than that in metropolitan areas, forcing construction companies to suffer stressful financial difficulties. These financial difficulties are exaggerated by a drop in subscription rates for newly built apartments.

As shown in Figure 1, the number of unsold housing units nationwide peaked at the end of 2008 (165,599 units) and it has been steadily decreasing since the middle of 2009 (70,087 units in the third quarter of 2011).

The new trend and forces mentioned above encourage construction companies to look for various strategies to manage their financial difficulties. One of these strategies is issuing options or guarantees to potential homebuyers in order to promote housing sales. By offering such free options, housing units under construction are considered more attractive to homebuyers since it is possible to transfer the risk caused by the preconstruction sales system to issuers, resulting in an increase in demand. A summary of the free options used by construction companies is presented next.<sup>5)</sup>

### 1. Withdrawal guarantee option

An option holder is allowed to pay a portion of the unit price when signing a contract and to defer the payment of the remainder up to two years. The holder is also entitled to cancel his/her contract without a cancellation charge within six months of the completion of the construction project and 5 to 10 percent of the interest on the installments (or principals) paid accrue depending on the contract period. Moreover, the withdrawal is covered by guarantee insurance and the installments paid as well as the interest accrued are refunded by the issuer upon cancellation. Therefore, this option is an effective vehicle to increase subscription rates, especially when the prospects of the market are so gloomy that the chances of issuing other types of options are limited. Although the issuer of this option can ease its financial difficulties by attracting more homebuyers, the risk transferred to it can be uncontrollable if a large number of contracts are cancelled unexpectedly. Moreover, this option can be abused by speculative investors during periods of low interest rates. The cancellation of contracts also causes losses in terms of opportunity cost.

### 2. Principal guarantee option

A holder of this option is entitled to receive a predefined amount of money from the construction company or

---

5) Unfortunately, the volume of the options issued cannot be clearly identified for the following reasons. First, these options are issued as a marketing strategy by a few construction companies; thus, options are not tradable in the market. Second, these options are unregulated and firms have no obligation to report them; therefore, it is hard to obtain exact statistics on the outstanding quantity of them. Furthermore, firms that issue options are mostly small or medium sized, and the financial soundness of these companies is usually weak; therefore, they do not want to report the option volumes for fear of the resulting effect on their reputations in the market. Nonetheless, we tried to collect and analyze the statistics of the options using a key word search including “options, premium, buy-back, principal, unsold and so on” from the major newspapers. We observed that the types of options issued have evolved according to financial and market status, especially during the four distinctive periods of large financial events in the Korean housing market: the Asian financial crisis in 1997, credit card crisis and new governmental regime in 2004, and global financial crises in 2007/2008 and in 2011. The principal guarantee option, which guarantees “no loss for holding apartments” dominated (it was the only type issued in 1997 and 2004). However, this option was not enough for clients during the global financial crisis in 2007/2008. Homebuyers asked construction companies to guarantee their “potential profit” in this distressing time. Therefore, premium guarantee options became popular.



cancel the housing purchase contract when the market price falls below the listed price. Upon cancellation, only the principals paid are returned. Like the withdrawal guarantee option, this option has the disadvantage that the issuer becomes unable to manage claims to refund installments when a large number of contracts are cancelled simultaneously.

### 3. Premium guarantee option

An issuer of this option guarantees to pay a predefined premium above the initial sale price to the holder or to give discounts while the holder pays the remainder if the unit is not traded at a predetermined level of premium within six to 12 months of the completion of the construction project.<sup>6)</sup> This approach secures returns on investment to the option holder and, therefore, improves confidence among investors.

### 4. Buy-back option<sup>7)</sup>

A holder of this option has the right to resell the apartment to the issuer after having lived there for two or three years. Although this option has its own advantages compared with other types of options, it is usually issued by a low credit-rated or financially vulnerable company that is experiencing liquidity problems. This means that this option tends to be issued by a company facing a high level of financing risk and/or default risk in the situation where an inflow of funds is needed urgently within a short period. Indeed, a number of cases have even been reported where some builders in financial difficulties saved themselves from bankruptcy by issuing this option.

## III. Data

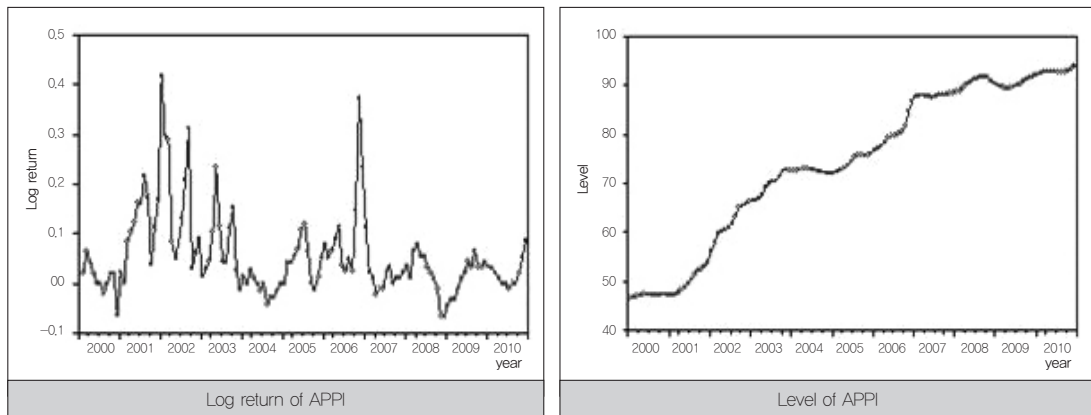
There are a number of modeling issues when using apartment sales data in order to use apartments as the underlying assets. First, transaction data are inadequate for asset pricing modeling compared with stocks or bonds trading data because they show illiquidity in transaction frequency and large amounts of trading costs. Moreover, the fact that apartments attract investors as well as homebuyers should be taken into account. In particular, in South Korea small apartments are more often considered residential housing, while speculation plays a significant

---

6) The premium above the initial sale price is usually determined as between Korean won (KRW) 30,000,000 and KRW 50,000,000 above the listed price. For example, if the predetermined premium amount was KRW 30,000,000, the issuer would have to pay up to that amount if the market price falls or does not rise to that amount.

7) Ong, Ooi, and Sing (2000) and Sing, Ong, and Sirmans (2003) introduced asset-backed securitization (ABS) deals and a buy-back option embedded in the ABS in Singapore, which is a kind of call option giving the potential of the real estate to the bondholder. Sing, Ong, and Sirmans (2003) utilized a binomial option pricing framework and calculated the explicit prices of the embedded buy-back option.

Figure 2 \_ Relative return and the APPI(2000~2010)



role in the market about their large-sized counterparts. In other words, the size of apartments should be carefully examined, and this is partly supported by data that show that the prices of large apartments are more volatile. Next, if an index is used as a proxy, it is important to check that the proxy tracks the movement of actual sale prices accurately. Finally, because the APPI data is low frequency and illiquid, it may be difficult to catch up the change of financial environment immediately.

Incorporating the above issues, time series data of the APPI maintained by Kook Min Bank are selected as the underlying assets.<sup>8)</sup> This index is based on nationwide apartment sale prices since 1986. Figure 2 shows the relative return (or log return) and the development of the price index from 2000 to 2010.

It is possible to analyze the business cycle in the housing market using a Markov regime-switching model and its development over time with the log difference series of the index. As a result, a number of characteristic features in the market can be found for the past 10 years. As shown in the left panel of Figure A1(Business Cycle in the APPI), there was a recession in 2000 and 2001 because of the bursting of the dot.com bubble followed by a mild downturn in 2004 and 2005 and a negative impact of the recent global financial crisis in 2008 and 2009. The absolute level of the index, however, kept increasing, though several slumps, demonstrating that there was downside rigidity in the market, which is distinct from other assets. It is important to note that the index series indicates downside rigidity in the market because the absolute level of the index keeps increasing regardless of the percentage change.

In the right panel of Figure A1(Percentage Change in the APPI), the series of percentage change shows that this index was a leading indicator of the economy; the market was sturdy by being lower-bounded by -1.64 percent and the impact of the global financial crisis was limited since the percentage change recovers in 2008. Interestingly, the market experienced a severe downturn in 2004 and 2005 in terms of the percentage change of

8) For more information, see [http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&\\_nextPage=page=B001478.popular](http://land.kbstar.com/quics?asfilecode=5023&_nextPage=page=B001478.popular).

the index, which was caused by the credit card debacle in 2003.

As discussed in Chen, Cox, and Wang (2010), in contrast to the efficient market hypothesis, empirical studies of the dynamics of housing prices have found evidence that autocorrelation and mean reversion in housing prices are significant. Therefore, it is necessary to model the APPI using time series analysis, while the ARMA and GARCH structures are implemented in order to capture the conditional mean and conditional variance, respectively. Specifically, the ARMA(R,M) and the GARCH(P,Q) structures are modeled as follows<sup>9)</sup>:

$$ARMA(R, M) : X_t + c + \sum_{i=1}^R \phi_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^M \theta_j \epsilon_{t-j} + \epsilon_t \quad \langle 1 \rangle$$

$$GARCH(P, Q) : \sigma_t^2 = d + \sum_{i=1}^P a_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^Q \beta_j \epsilon_{t-j}^2 \quad \langle 2 \rangle$$

where  $\{\epsilon_t\}$  is an independent and identically distributed (iid) normal distribution with mean 0 and variance 1, and R, M, P, and Q represent the order of autocorrelation, moving average, GARCH, and ARCH effects, respectively.

The purchase price index turns out to be a difference stationary series since, using the augmented Dickey – Fuller (ADF) test in order to incorporate its trend into the intercept, it fails to reject the null hypothesis with the index series itself (t-statistics: 0.226862; p-value: 0.9739), while suggesting to reject the null with its first-difference series (t-statistics: -6.785402; p-value: 0.0000). By performing the Box – Jenkins procedure and examining the resulting correlogram, the ARMA(1,0) structure (or the AR(1) structure for simplicity) is selected and additional statistical tests are carried out with the residuals in order to check whether any ARCH/GARCH effects remain.

The autocorrelation structure in Figure A2 shows that the log difference series of the APPI follow the AR(1) structure in the conditional mean.

Table 1 summarizes the outputs of the AR(1)–GARCH (1,1) specification for the log difference series from January 1989 to June 2011 (270 monthly observations) under the assumption of Gaussian innovations.

For the volatility structure

Table 1 \_ Estimated coefficients and test statistics of AR(1)–GARCH(1,1)

| Variable          | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob.  |
|-------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| $c$               | 0.001805    | 0.001148   | 1.571977    | 0.1160 |
| $\phi$            | 0.7892***   | 0.040384   | 19.54222    | 0.0000 |
| Variance Equation | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob.  |
| $d$               | 2.57E-06*** | 6.15E-07   | 4.185775    | 0.0000 |
| $\beta$           | 0.4662***   | 0.094940   | 4.910871    | 0.0000 |
| $\alpha$          | 0.5309***   | 0.072173   | 7.355988    | 0.0000 |

Note: Persistency parameter,  $\lambda (= \alpha + \beta)$  shows a strong dependency between the past and future volatility. This phenomenon is well documented in the finance literature and the persistency indicates that the apartment index employed in this study behaves as similar to the financial market equity index.

9) It is assumed that the covariance stationary condition is met. For details, see Chen, Cox, and Wang (2010).

of the series, the GARCH(1,1) structure is chosen through the ARCH LM test and correlogram analysis. It is important to note that the volatility of this series has a tendency to persist because the sum of the two parameters ( $\alpha$  and  $\beta$ ) determine whether the persistency of volatility is close to one, which is a typical feature of high-frequency financial data. Based on the analysis shown in Figure A3, the AR(1)-GARCH(1,1) model structure is shown to be the most suitable for modeling the APPI.

#### IV. Pricing the apartment price index options

GARCH option pricing models have been popular and useful for modeling volatility clustering in asset prices. After Engle (1982) and Bollerslev's (1986) initial contributions, Engle and Mustafa (1992) studied the implied conditional volatilities from the prices of options and Duan (1995) developed a discrete-time option pricing model and its delta in the context of GARCH. However, since most have no closed-form solutions except Heston (1993) and Heston and Nandi (2000), several computational methods such as Duan and Simonato's (1998) empirical Martingale simulations and Ritchken and Trevor's (1999) lattice algorithm have been devised. In addition to the computational problems, an arbitrage-free proof of the GARCH option pricing model complying with that of Black and Scholes (1973) and Merton (1973) can be found in Kallsen and Taqqu (1998). This is accomplished using the geometric Brownian motion to connect the discrete-time GARCH model. Giovanni, Engle, and Mancini (2006) refined their GARCH options in incomplete markets. Cao and Wei (2010) suggested valuing housing index derivatives based on an equilibrium valuation framework in order to avoid the non-tradability of housing indices. Our methodology keeps the risk-neutral framework by eliminating the market price of risk from the underlying equation.

The Esscher transform is a time-honored instrument in actuarial science that was introduced by Esscher (1932). Recently, a number of studies of actuarial science have applied it to pricing financial securities in an incomplete market. Gerber and Shiu (1994) and Siu, Tong, and Yang (2004) applied the Esscher transform in order to value derivatives securities under primitive securities governed by various stochastic processes including the Weiner process. Chen, Cox, and Wang (2010) employed the Esscher transform in order to develop a pricing framework that could investigate the sustainability of the Home Equity Conversion Mortgage program in the US.

Let  $S_t$  be the time series data of the monthly APPI from January 2000 to December 2010 and  $Y_t$  be the log return  $\ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$  of the data  $S_t$ . Then, the first-difference series of the log return  $DY_t = Y_t - Y_{t-1}$  becomes stationary and the ADF test ( $-1.413021$  in the level,  $-5.324349$  in the first-difference form) supports this result.

Let  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  be a complete probability space, where  $P$  is a statistical probability measure and  $\mathcal{F}$  is the filtration related to the development of the APPI. Let  $T$  be the expiration of the option. Bühlmann, Delbaen, Embrechts, and Shiryaev (1996) introduced the conditional Esscher transform, which is generalized to stochastic processes. In

this study, the conditional Esscher transform is defined as:

$$f_{X_t}^*(x|\mathcal{I}_{t-1}) = f_{X_t}(x|\mathcal{I}_{t-1}) \frac{\exp(\lambda_t x)}{E[\exp(\lambda_t x)|\mathcal{I}_{t-1}]} \quad \langle 3 \rangle$$

where  $f_X$  and  $f_X^*$  represent the probability density function of before and after the exponential operation and  $\mathcal{I}_{t-1}$  represents the information set containing all the information up to time  $t-1$ . Then, it can be proved that, for some constant  $\lambda_t$  and

$$A_t = \prod_{k=1}^T \frac{\exp(\lambda_t Y_k)}{E[\exp(\lambda_t Y_k)|\mathcal{I}_{t-1}]} \quad \langle 4 \rangle$$

$\{A_t\}_{t=1,2,\dots,T}$  is a Martingale. Let  $P_t$  be the restriction of the measure  $P:=P_t$  on the information set  $\mathcal{I}_t$ . In order to construct a risk-neutral probability measure  $Q$ , which is equivalent to the physical measure  $P$  on  $(\Omega, \mathcal{I})$ , we choose  $\lambda_t = \frac{r - \hat{\mu}_k}{\sigma_t} - \frac{1}{2}$ ,  $t=1, 2, \dots, T$ , and take  $dQ_t = A_t dP_t$ ,  $Q_t = Q_{t+1}|\mathcal{I}_t$ , and a probability measure  $Q=Q_T$  on  $(\Omega, \mathcal{I})$ . Then, it is shown that:

$$E^{Q_t}[\exp(Y_t)|\mathcal{I}_t] = \exp(r) \quad \langle 5 \rangle$$

where  $r$  is the risk-free interest rate. Consequently, under the risk-neutral measure  $Q$ , it can be shown that  $Y_t|\mathcal{I}_{t-1} \sim N(r - \frac{1}{2}\sigma_t^2, \sigma_t^2)$ .

In Section 3, we showed that  $DY_t$  fits to the AR(1)-GARCH(1,1) structure; i.e.,  $DY_t = \phi DY_{t-1} + \epsilon_t$ ,  $\epsilon_t|\mathcal{I}_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$  and  $\sigma_t^2 = w + \alpha\sigma_{t-1}^2 + \beta\epsilon_{t-1}^2$ . Although this model specification is general, we choose the Heston and Nandi (2000) model as our basic GARCH(1,1) model because some option prices can be obtained in closed form. The volatility process in the model of Heston and Nandi (2000) is suggested as  $\sigma_t^2 = w + \alpha\sigma_{t-1}^2 + \beta(z_t - r\sigma_t)^2$  where  $z_t \sim N(0, 1)$  in the physical measure and the risk-neutral version of this volatility structure can be written as  $\sigma_t^2 = w + \alpha\sigma_{t-1}^2 + \beta(z_t - r^*\sigma_t)^2$ .<sup>10)</sup> The estimated parameters of the given model are shown in Table 2. With this underlying process specified, the option formulas for the financial guarantees discussed in this study can be expressed

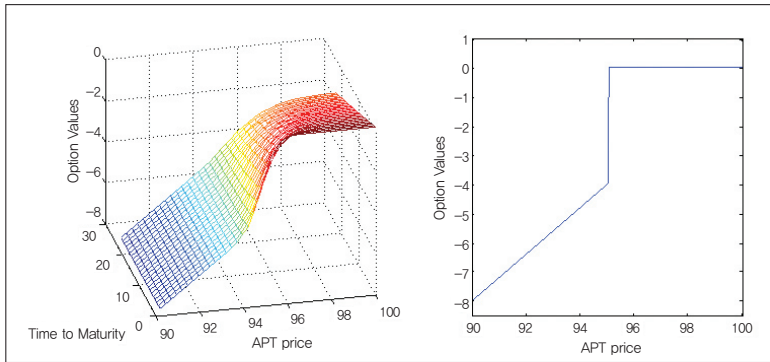
Table 2 \_ The estimated parameters of the AR(1)-GARCH(1,1) model

| Phi( $\phi$ ) | Alpha( $\alpha$ ) | Beta( $\beta$ ) | Gamma( $r$ ) | Omega( $w$ ) | Current GARCH Variance $\sigma_{t-1}^2$ |
|---------------|-------------------|-----------------|--------------|--------------|---|
| 0.7095        | 0.9010            | 2.3611E-06      | 5.33         | 1.5831E-06   | 2.897E-05                               |

10) The risk-neutral process has the same form as does the real process with  $\lambda$  replaced by -0.5 and replaced by  $r^* = r + \lambda + 0.5$  in Proposition 1 of Heston and Nandi (2000).



Figure 3 \_ Payoff graph of a short position of the withdrawal guarantee option



as a combination of the three traditional options: the American digital put option, the European put option, and the European digital put option.

### 1. Withdrawal guarantee option

A holder of this option is entitled to cancel his/her contract at any time before moving in ( $T_1$ ) without incurring a cancellation charge. Upon cancellation, the installments ( $K_t$ ) paid as well as the interest ( $int_t$ ) accrued from time 0 to  $t$  are refunded by the issuer. The amount of installments is bound by the terms of the contract and it is generally set to be a proportion of the initial sale price ( $K_0$ ), namely  $a \cdot K_0$ , where  $0 < a < 1$ . An individual homebuyer is considered to lose his/her interest to hold this option and cancel the contract when the actual sale price at time  $t$  ( $S_t$ ) is below a trigger value ( $E$ ), which is the minimum acceptable price. Although each individual has his/her own lower bound, meaning that the trigger value is likely to be a random variable, it is assumed to be constant in this study for simplicity.

Therefore, the issuer can be considered to have a short position of an American-style put option, maturing at time  $T_0$   $aK_0 \cdot int_t$  with a trigger value of  $E$  through stopping time  $\tau = \inf\{0 < t < T_1 : S_t < E\}$ . Specifically, the payoff of this option is a combination of an American digital option paying for interest and an ordinary American put option paying  $(a(K_0 - S_t))^+$  with  $a$  as the strike price where  $(x)^+ = \max\{x, 0\}$ . The payoff of this option is graphically represented in Figure 3.

At time  $t$ , the value of an American put option expiring at time  $T_1$  with a strike price  $E$  where  $t < \tau < T_1$  is formulated by:

$$P^{AD}(t, E) + E^0 [e^{-r(t-T)} (K_t \cdot int_t + (a(K_0 - S_t))^+ \cdot 1_{E-S(t) > 0})], \text{ where } 1_{E-S(t) > 0} = \begin{cases} 1, & \text{if } E - (S_t) > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad \langle 6 \rangle$$

### 2. Principal guarantee option

Assume that an apartment is sold at time 0 for  $K_0$ . With the principal guarantee option, if its sale price at time  $T_1$  ( $S_{T_1}$ ) falls below, the difference between the two prices ( $K_0 - S_{T_1}$ ) is returned to the option holder. Therefore, the issuer can be considered to have a short position of a European put option, maturing at  $T_1$  with the exercise price  $K_0$ . The payoff is illustrated in Figure 4.

At time  $t$ , the value of a European put option with strike  $K_0$  that expires at time  $T_1$  is formulated by:

$$P^E(T_1-t, K_0) = e^{-r(T_1-t)} E^Q[(K_0 - S_{T_1})_+]$$

<7>

### 3. Premium guarantee option

An issuer of this option guarantees a premium of when the option holder moves in while anticipating the sale price will increase, namely the issuer expects the sale price when moving in ( $S_{T_1}$ ) will be higher compared with the initial sale price at contract ( $K_0$ ). As a result, this option can be categorized by whether the entire loss below the premium  $(K_0 + a - S_{T_1})_+$  or the loss up to the premium is  $(K_0 + a - S_{T_1})_+ - (K_0 - S_{T_1})_+$  guaranteed.

#### 1) Guaranteeing the entire loss

If the option guarantees the entire loss when  $S_{T_1}$  falls below  $(K_0 + a)$ , the issuer can be regarded as having a short position of a European put option maturing at  $T_1$  with an exercise price of  $(K_0 + a)$ , which pays  $(K_0 + a - S_{T_1})$  at maturity. The payoff at maturity is shown in Figure 5.

The value of the premium guarantee option should be  $P^E(T_1-t, K_0+a)$  using the notation in <7>.

#### 2) Guaranteeing the loss up to the premium

If the option guarantees the loss up to the premium when  $S_{T_1}$  falls below  $(K_0 + a)$ , the issuer can be regarded as having a short position of a European put spread option maturing at  $T_1$  with exercise prices of  $(K_0 + a)$  and  $K_0$ , which pay  $(K_0 + a - S_{T_1})_+ - (K_0 - S_{T_1})_+$  at maturity. The payoff of a short position at maturity is illustrated in Figure 6.

Figure 4 \_ Payoff graph of a short position of the principal guarantee option

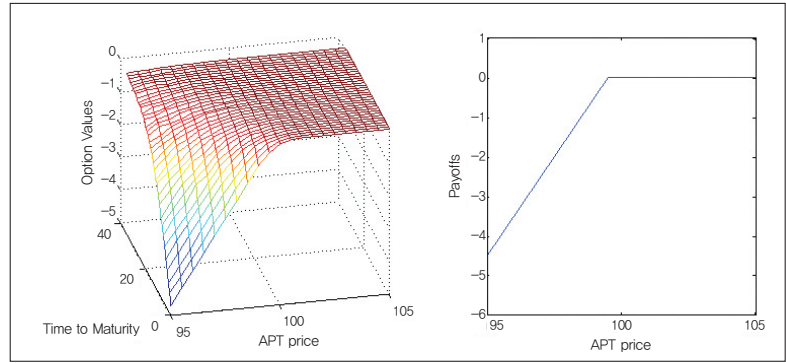


Figure 5 \_ Payoff graph of a short position of the premium guarantee option (guaranteeing the entire loss)

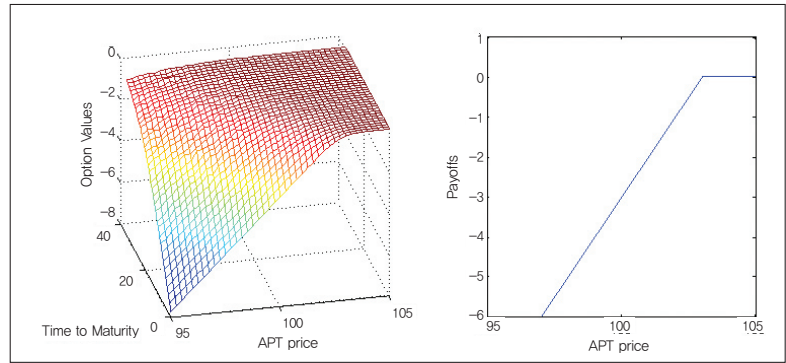
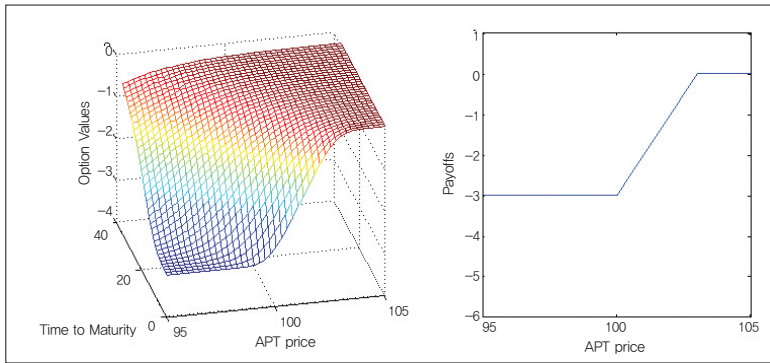


Figure 6 \_ Payoff graph of a short position of the premium guarantee option (guaranteeing the entire loss)



This spread option is the combination of two European put options that have different strike prices, where the value of the premium guarantee option equals  $P^E(T_1-t, K_0) - P^E(T_1-t, K_0+a)$ .

#### 4. Buy-back option

After moving in at time  $T_1$ , a holder of this option has the right to resell the apartment unit to the issuer if the sale price at time  $T_2$  falls below the initial sale price ( $K_0$ ). Therefore, it can be considered that the issuer has a short position of a European put option maturing at  $T_2$  with an exercise price  $K_0$ , which pays  $(K_0 - S_{T_2})_+$  to the option holder. The payoff of this option is the same as that of the principal guarantee option except for the timing of the contract and maturity; thus, its payoff graphs and more analysis except pricing the option in Table 3 are omitted. The value of the buy-back option is expressed as follows:

$$P^E(T_2-T_1, K_0) = e^{-r(T_2-T_1)} E^Q[(K_0 - S_{T_2})_+] \quad \langle 8 \rangle$$

The price of each option is estimated under the assumption that the underlying asset price follows an AR(1)-

Table 3 \_ Parameters and options prices

| Options<br>Parameters    | Withdrawal<br>guarantee | Principal<br>guarantee | Premium Guarantee* |          | Buy-Back Option |
|--------------------------|-------------------------|------------------------|--------------------|----------|-----------------|
|                          |                         |                        | Type a             | Type b   |                 |
| Spot Price (S)           | 100                     | 100                    | 100                | 100      | 100             |
| Strike Price (K)         | 100                     | 100                    | 100                | 100      | 100             |
| Risk Free Rate (month)   | 3.45%/12                | 3.45%/12               | 3.45%/12           | 3.45%/12 | 3.45%/12        |
| Time to Maturity (month) | 12                      | 36                     | 36                 | 36       | 36              |
| Deposit ratio            | 80%                     | N/A                    | N/A                | N/A      | N/A             |
| Interest rate of Depos.  | 5%/12                   | N/A                    | N/A                | N/A      | N/A             |
| Deposit(=K*.8)           | 80                      | N/A                    | N/A                | N/A      | N/A             |
| Trigger value            | 95                      | N/A                    | N/A                | N/A      | N/A             |
| Premium                  | N/A                     | N/A                    | 3                  | 3        | N/A             |
| Option Prices            | 3.5525                  | 0.0046                 | 0.0364             | 0.0319   | 0.0054          |

Note: \*Type a and Type b of the premium guarantee option denote the option guaranteeing the entire loss and the option guaranteeing the loss up to the premium amount, respectively.

GARCH(1,1) process. In pricing, there are two groups of parameters. The first group of parameters is applicable to all options, and these are listed in all columns. The other is specific to a certain option and only relevant parameter values are recorded. The parameters used in this study are summarized in Table 3.

## V. Risk management

### 1. Risk sensitivity analysis

This section discusses the rationale behind the growing popularity of housing index options using the classical Greeks analysis by focusing on the aspect of information sensitivity.

As discussed in Section 3, the APPI, which is the proxy of the underlying assets, has continued to increase since 2000 without showing a severe downturn. As a result, the development of the index influenced the risk management patterns of the issuers and buyers of options. Generally, if the underlying asset price shows downward rigidity for an extended period of time, the issuer becomes insensitive to the movement of its price and this pattern can be explained using the Greeks analysis. Moreover, the Greeks are vital tools in risk management because they provide the issuer with information about the sensitivity of the option price that results from movements in the underlying asset price, time value of money, interest rate, and implied volatility. The information sensitivity discussed in this section is realized through two paths: time to maturity and the movement in the underlying asset price.

First, there is a path in which the sensitivity of the Greeks becomes more dramatic as time approaches maturity. It is also possible to notice in Figures 7, 8, and 9 that the three measures of sensitivity – delta, gamma, and theta – become more dramatic as time to maturity decreases, resulting in the option price becoming more sensitive correspondingly. Second, both the issuer and the holder have different motivations to the changes in sensitivity measures according to the change in the level of the underlying asset price, and this study provides a rationale for this path in terms of information sensitivity. The Greeks of the withdrawal guarantee option are illustrated in Figure 7.

The left figure shows how delta responds to a change in maturity and apartment (APT) price. Since construction companies are in the short position, positive delta, negative gamma, and positive theta are shown in the figures. These characteristics are the same in the other figures below. Owing to the properties of the APT price index, typical delta hedging is not considered and thereby risk analysis related to delta is impractical.<sup>11)</sup> However, it is worth watching carefully the delta dynamics in terms of information analysis. The center figure of Figure 7 shows the change in delta, namely the gamma dynamics, and the right figure shows the theta that represents

---

11) Although the risks of holding the short positions are conventionally managed through dynamic hedging using replicating portfolios, construction companies cannot follow this strategy since the underlying assets have not yet been constructed, their transactions are illiquid (although they have been completed), and the index used as a proxy is not traded in the market.

Figure 7\_ The Greeks of the withdrawal guarantee option

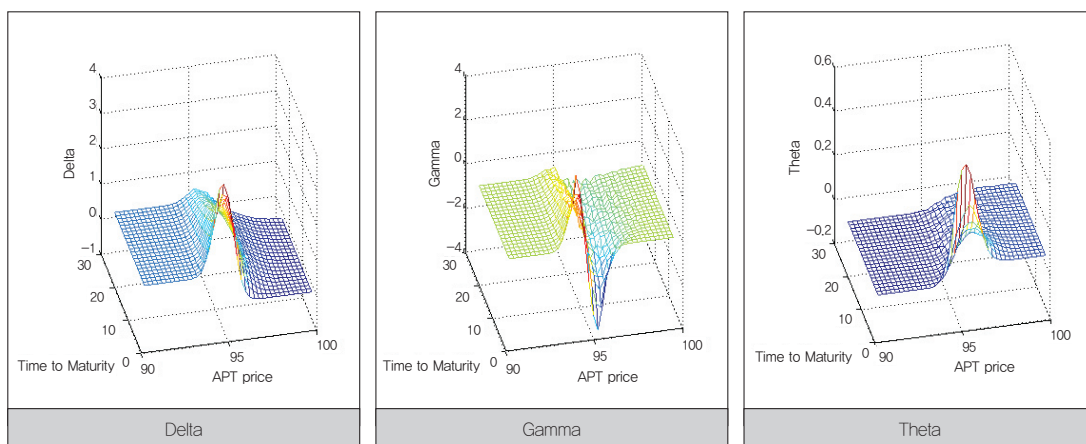


Figure 8\_ The Greeks of the principal guarantee option

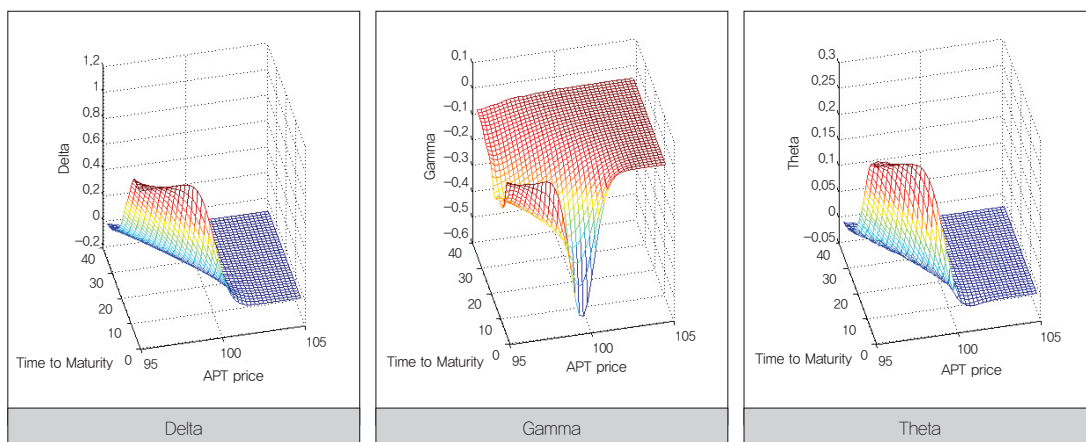
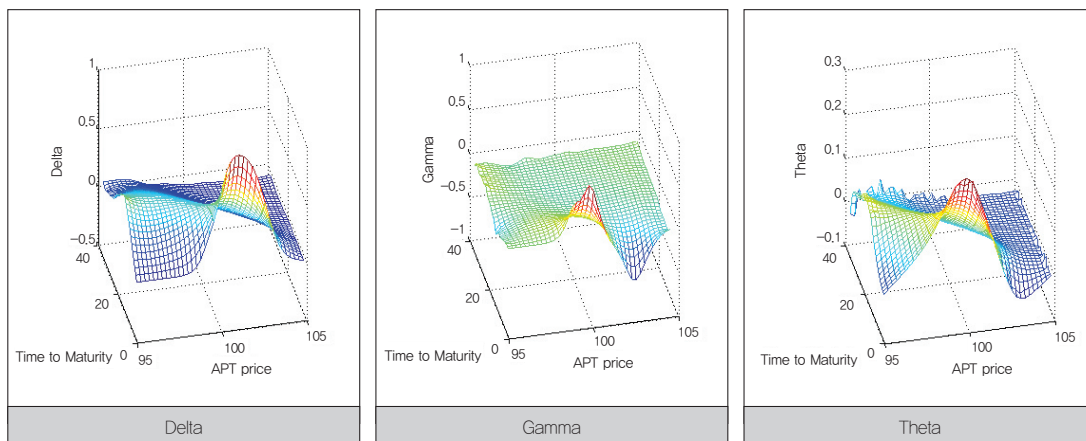


Figure 9\_ The Greeks of the premium guarantee option





time decay, which is the hypothetical gain of the option in the short position. From the analysis of the Greeks of the withdrawal guarantee option, both out of the money (OTM) and into the money (ITM) show no dramatic movement, indicating that risk management is required in the at the money (ATM) area.<sup>12)</sup>

Unlike the analysis of the Greeks of the withdrawal guarantee option, the Greeks of the principal guarantee option show a somewhat biased movement in both delta and theta, indicating that risk management should be focused on the ITM area (Figure 8). Except this point, most characteristics are similar to those of the Greeks of the withdrawal guarantee option. The Greeks of the premium guarantee option show similarities with the analysis of the Greeks of the withdrawal guarantee option. However, risk management should be also considered both in the OTM and in the ITM areas (Figure 9).

Even though it is not possible to construct a delta-neutral portfolio because of the characteristics of the house price index, the three Greeks – delta, gamma, and theta – are important risk management measures for construction companies. In particular, the delta of a currently traded option is sensitive to the movement of the index because the option's price tends to jump when the underlying asset price moves from the OTM level to the ATM level.

Because the index shows a downward rigidity, construction companies may have previously been less motivated to manage risks. However, the declining prospects of the market mean that construction companies have to manage the risks caused by fluctuations in the index or a long-term slump in the market. Moreover, they have to take two more measures (i.e., gamma and theta), which represent the sensitivity of delta and time decay, respectively. These two measures should be analyzed at the same time since they have different signs.

When the underlying asset price remains high during the life of a put option, theta is the only measure that the issuer of the option must take into account and the short position gains profit by the amount of the time value of money as time passes. However, this profit is not actually realized since the options are issued for free as a marketing strategy. When the underlying asset price is at the OTM level, both the issuer and the buyer are better off with the free options and neither is motivated to collect additional information, maintaining a win – win situation. However, if the underlying asset price falls from the OTM level to the ATM level, both parties become extremely anxious about obtaining price information, causing the options to become information-sensitive instruments abruptly. Therefore, unlike in the win – win situation, the issuer has to manage the risks caused by the movement in the underlying asset price over the course of the option's life in this new situation.

## 2. Default risk management: A case study

Construction companies have attempted to provide various types of financial guarantees for homebuyers not

---

12) When the underlying asset price remains high, the asset price is likely to be in the OTM level for a put option issuer.

only as a marketing strategy but also as a risk management strategy in order to reduce the number of unsold apartment units. Cash inflow into a construction company consists of its own equity capital, loans from financial institutions, and payments from homebuyers. Recently, the apartment sales market has experienced a slump after the global financial crises. This market condition is gradually leading to a series of bankruptcies affecting small and low credit-rated companies as well as large financially healthy companies. This is because stockpiling unsold apartment units under the current frozen market condition means that the third source of the cash inflow becomes limited to a large extent, causing those companies to suffer serious financial challenges. Therefore, construction companies began to provide tools to transfer the risks associated with real estate trade in order to reduce the number of unsold apartment units and thus to increase their cash influges from homebuyers. In other words, these options started to gain popularity as a vehicle to manage default risk. Therefore, issuing these options is closely related to the default risks of construction firms.

In order to estimate the default probability of a company, the model in Merton (1974) is employed. Merton calculated the probability of the default of a company at time  $t$  using the following formula:

$$\text{Default Probability} = N(-\text{DTD}_t),$$

Where  $N(\cdot)$  denotes the cumulative distribution function of the standard normal random variable and the distance-to-default,  $\text{DTD}_t$ , is defined by

$$\text{DTD}_t = \frac{\ln(V_t/L) + (\mu - \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad \langle 9 \rangle$$

where the asset value  $V_t$  of a company follows the geometric Brownian motion with drift  $\mu$  and volatility  $\sigma$ , and  $L$  denotes the amount of liability with maturity  $T$ .

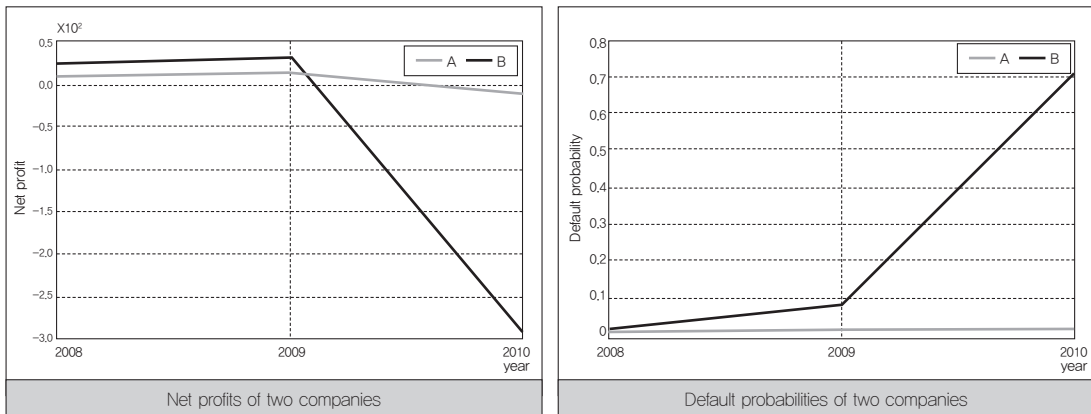
As a case study, the present study examines two construction companies (A and B in Figure 10). These companies initially had similar degrees of financial stability and probabilities of default (i.e., before the global financial crisis in 2007). Company A adopted an active marketing strategy as well as a risk management strategy by providing buy-back options. By contrast, company B remained passive without attempting any novel strategies. As a result, company A was able to stabilize net profit and default probability until 2010, especially when the impact of the financial crisis became devastating in 2009, while company B failed to avoid serious management challenges in terms of net profit and default probability.

However company A has also experienced financial difficulties due to the continuing decline in the price of apartment that is a serious source of risk to the apartment option providers as discussed in the next section.

### 3. A new source of risks from issuing options

Providing financial guarantees to homebuyers as a marketing strategy incurs a potential source of risk by the

Figure 10 \_ Net profits and default probabilities of two companies



Note: The source of the data was closed by the request of the two firms.

issuing company when house prices drop.<sup>13)</sup> Therefore, it is important to analyze the level of risk incurred, and this risk analysis is carried out in this subsection using a simulation with the same parameter sets used in Section 4.<sup>14)</sup>

First, the prices of the withdrawal guarantee, the principal guarantee, and the premium guarantee (Type b) options are simulated in Table 4, assuming that house prices collapse by 5, 10, or 15 percent after either three or nine months without varying the other parameters. Table 4 shows that when house prices fall by 5 percent, the price of the withdrawal option does not increase. This is not only because this option is not likely to be exercised for being lower bounded to hold it by 95 percent of the initial underlying price, namely being in the ATM condition, but also because the level of contingency vanishes. In addition, the interest accrued on the installments diminishes as time to maturity decreases. However, if the underlying asset price plummets by 10 or 15 percent, the option price directly reflects this plunge because the option is exercised early. This price usually becomes more sensitive to a certain level of depreciation of the underlying asset since the maturity of this option is relatively short (e.g., 12 months). For the case of the principal guarantee option, the impact of a slight fall – 5 percent or less – is limited to the issuer regardless of its timing. However, it becomes riskiest in the relative change in prices, corresponding to a sharp collapse in the underlying asset price, such as 15 percent in this study, because it bears the burden caused by the depreciation of the underlying asset completely. Unlike the principal guarantee option, the loss ensured by the premium guarantee option (Type b) is bounded by the premium amount, meaning that the impact of a collapse in the value of the underlying asset is limited to the issuer. However, it deteriorates compared with

13) Overall, the housing market in Korea is expected to experience a short-term adjustment until 2012. This will be caused by a possible reversal of monetary policy followed by a steady downturn from 2013 to 2017 as baby boomers start to retire. When the number of households aged 35 to 54 begins to decrease nationwide, the housing market is forecasted to plummet regardless of property location or size.

14) We assume that a hypothetical construction company issues the withdrawal guarantee, the principal guarantee, and the premium guarantee options embedded in an apartment sale.

Table 4 \_ Risk sensitivity analysis under market collapsing

| Type of Option   | Initial Price | Rate of Collapse   |         |                    |         |                    |         |
|------------------|---------------|--------------------|---------|--------------------|---------|--------------------|---------|
|                  |               | 5%                 |         | 10%                |         | 15%                |         |
|                  |               | Timing to Collapse |         | Timing to Collapse |         | Timing to Collapse |         |
|                  |               | 3 month            | 9 month | 3 month            | 9 month | 3 month            | 9 month |
| Withdrawal       | 3.6768        | 3.4279             | 2.0961  | 8.0000             | 8.0000  | 12.0000            | 12.0000 |
| Principal        | 0.0044        | 0.1735             | 0.3290  | 1.7913             | 2.8380  | 6.0106             | 7.5545  |
| Premium (Type b) | 0.0283        | 0.5780             | 1.0006  | 2.0858             | 2.5209  | 2.6987             | 2.7708  |

the case of the principal guarantee option through the use of relatively less intense rates of depreciation up to 10 percent.

Next, value at risk (VaR)<sup>15)</sup> is simulated in, Tables 5, 6, and 7 at 1 percent and 5 percent probabilities in the issuer's profit and liability distribution, assuming that the drift in the apartment sale price is constant or decreases by 5 and 10 percent per annum. In each case, the losses from both the depreciation in the value of the housing unit and the issuing of an option are incurred by the issuing company. Therefore, this novel marketing strategy places a new source of risk on the issuer in the form of the latter risk.

The withdrawal guarantee option is not likely to be triggered or exercised if the underlying asset is depreciated by 5 percent or less, while the other two options are affected by the fluctuation of the asset throughout their maturities. Specifically, when the apartment sale price is assumed to remain constant, most simulated losses are lower than 5 percent of the asset value, which prevents early exercises of the options issued. As a result, the loss incurred from issuing this option is realized only by the interest accrued on the installments, which leads to the same values of VaR at both probability levels. Moreover, the loss from this source can be higher than the loss from the depreciation of the underlying asset because the former includes the amount of interest to be paid.

As expected, the guarantee that ensures the principal amount can result in huge losses for the issuer. The simulation results for this option indicate that the losses from both these sources affect the issuing company by the same degree regardless of the levels of probability selected, while the loss incurred from issuing the premium guarantee option (Type b) is bounded by its premium amount. It is expected that the loss incurred from the depreciation of the underlying asset will increase if the drift in the apartment sale price declines from 0 percent to -5 percent. Among these options, the loss of the withdrawal option is simulated to be the least because the maturity of this option is only one-third that of the other two options (Table 6). In addition, since this option also guarantees the interest accrued, this proportion is realized in excess of the loss incurred from the asset depreciation.

When the underlying asset is assumed to experience the severest slump (-10 % per annum, Table 7), the losses

15) From the result of Kevin and David (2006), VaR is flawed in several perspectives. We have tried several risk measures and notice that basic arguments in this study do not change, therefore we adopt VaR measure.

Table 5\_ Risk sensitivity analysis with VaR (Case of market drift = 0%)

| Category         | Drift of Apartment Sales Price = 0% per Annum |                  |         |                        |                  |         |
|------------------|---|------------------|---------|------------------------|------------------|---------|
|                  | VaR Critical Point                            |                  |         |                        |                  |         |
| Type of Option   | 1%  |                  |         | 5%                     |                  |         |
|                  | Loss from Depreciation                        | Loss from Option | Total   | Loss from Depreciation | Loss from Option | Total   |
| Withdrawal       | 5,0869  | 3,6667           | 8,7536  | 3,3918                 | 3,6667           | 7,0585  |
| Principal        | 8,5135  | 8,5135           | 17,027  | 6,0411                 | 6,0411           | 12,0822 |
| Premium (Type b) | 8,5135  | 3                | 11,5135 | 6,0411                 | 3                | 9,0411  |

Table 6\_ Risk sensitivity analysis with VaR (Case of market drift = -5%)

| Category         | Drift of Apartment Sales Price = -5% per Annum |                  |         |                        |                  |         |
|------------------|--|------------------|---------|------------------------|------------------|---------|
|                  | VaR Critical Point                             |                  |         |                        |                  |         |
| Type of Option   | 1%   |                  |         | 5%                     |                  |         |
|                  | Loss from Depreciation                         | Loss from Option | Total   | Loss from Depreciation | Loss from Option | Total   |
| Withdrawal       | 6,3674   | 8,4392           | 14,8066 | 5,9141                 | 8,0480           | 13,9621 |
| Principal        | 21,2522  | 21,2522          | 42,5044 | 19,0721                | 19,0721          | 38,1442 |
| Premium (Type b) | 21,2522  | 3                | 24,2522 | 19,0721                | 3                | 22,0721 |

Table 7\_ Risk sensitivity analysis with VaR (Case of market drift = -10%)

| Category         | Drift of Apartment Sales Price = -10% per Annum |                  |         |                        |                  |         |
|------------------|---|------------------|---------|------------------------|------------------|---------|
|                  | VaR Critical Point                              |                  |         |                        |                  |         |
| Type of Option   | 1%  |                  |         | 5%                     |                  |         |
|                  | Loss from Depreciation                          | Loss from Option | Total   | Loss from Depreciation | Loss from Option | Total   |
| Withdrawal       | 6,7502  | 8,1858           | 14,9360 | 6,3681                 | 7,5798           | 13,9479 |
| Principal        | 31,9968   | 31,9968          | 63,9936 | 30,3031                | 30,3031          | 60,6062 |
| Premium (Type b) | 31,9968   | 3                | 34,9968 | 30,3031                | 3                | 33,3031 |

incurred from the withdrawal guarantee option are lower compared with the case of market drift = -5%.

This is because, under the new drift level, the depreciation of the underlying asset accelerates so that this option is triggered to be exercised earlier in a shorter period time. Therefore, a massive collapse in the apartment sale price causes the early exercises of the options issued so that the amount of losses is prevented from being blown up excessively.

As the final simulation, we considered how counterparty credit risk affects option prices. As shown in Table 8, as the default probability of the issuing company increases, the practical option price decreases as expected. In addition, the effect of the default probability is relatively minor compared with the effect of the drift.



Table 8 \_ Effects of the default probabilities of construction companies

| Category                 | Effects of Default Probabilities of Construction Companies |         |        |         |
|--------------------------|--|---------|--------|---------|
| Default Probability      | 0.5%   |         | 10%    |         |
| Drift of Apartment Price | 3.45%  | -10%    | 3.45%  | -10%    |
| Withdrawal               | 3.6485   | 6.3227  | 3.3002 | 5.7190  |
| Principal                | 0.0056   | 34.8557 | 0.0050 | 31.5278 |
| Premium (Type b)         | 0.0337   | 4.0293  | 0.0304 | 3.6446  |

## VI. Conclusion

The housing market in South Korea, which has developed under a preconstruction sales system, features downward rigidity and sturdiness despite several slumps. However, the market trend is expected to be reversed by the impact of the global financial crisis as well as a number of domestic risk factors. The use of the current early warning signs for construction companies is alarming because unsold apartment units are stockpiling. This oversupply is intensifying the financial difficulties suffered by construction companies because of a drop in cash inflows from homebuyers. In order to manage this challenge, the concept of providing financial guarantees to homebuyers is gaining popularity as a novel marketing strategy as well as a risk management strategy. Generally, homebuyers can benefit by investing in apartment units and exploiting these options for free, since contingent losses caused by the depreciation of house prices are borne to the issuers. As this marketing strategy attracts more potential buyers, issuing companies are able to reduce their default risks because the ensuing improved cash inflows from customers.

In South Korea, however, the popularity of these options is largely misunderstood because of the historic downward rigidity and sturdiness of the housing market. In fact, issuers are mainly motivated to reduce their high levels of short-term default risks at the expense of more uncertain levels of longer-term price risk based on the speculation that the historic market movement would continue in the future without understanding their risks fully.

In order to analyze the risks associated with issuing these options more extensively, the underlying asset prices were modeled using the AR(1)-GARCH(1,1) model to capture their stochastic properties and the conditional Esscher transform was applied to value the guarantees. According to the result of the analysis, the price of the withdrawal guarantee option is significantly higher than the others. As the reason, it has relatively shorter tenor and higher fixed interest rate than those of the other options under the faltering property market. This option clearly has a strong marketing effect, but it should be financial burden to the company. After pricing the options, their risks were analyzed using the Greeks to assess risk sensitivity, the distance-to-default measure to illustrate the benefit of reducing default risk, and simulation to demonstrate new sources of risk. On the process of measuring DD, we compare the risks of two companies, one did used such options and another did not, and the one used

options was able to stabilize their DD significantly than the other. However, we also performed simulation to demonstrate new sources of risk. This emphasizes the possibility that the housing index derivatives issued as risk management and marketing tools can be a new source of future risk.

Although the present research analyzed the risks associated with the financial guarantees extensively, a number of future research topics could complement this study. The issuing patterns of these options should be analyzed in connection with the distributional information of the index and the issuing data on the options. Under the current preconstruction sales system in Korea, the described options are often exercised many years after contracts have been signed. This forward nature of the commitment could entail a credit risk for the issuing party since the construction companies that issue free options are usually small or medium-sized ones. Long-term options that offer interest guarantees are also related to interest rate risks. Furthermore, many homebuyers take out huge loans from banks at variable interest rates. This could lead to financial distress when interest rates soar.

## References •••••

- Black, Fischer and Scholes, Myran. 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, no.3: 637–654.
- Bollerslev, Tim. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, no.3: 307–327.
- Brunnermeier, Markus K. 2009. Deciphering the liquidity and credit crunch 2007–2008. *Journal of Economic Perspectives* 23, no.1: 77–100.
- Bühlmann, Hans, Delbaen, Freddy, Embrechts, Paul, and Shiryaev, Albert. N. 1996. No-arbitrage, change of measure and conditional Esscher transforms. *CWI Quarterly* 9: 291–317.
- Cao, Melanie and Wei, Jason. 2010. Valuation of housing index derivatives. *Journal of Futures Markets* 30, no.7: 660–688.
- Chen, Ming Chi, Chang, Chia Chien, Lin, Shih Kuei, and Shyu, So De. 2010. Estimation of housing price jump risks and their impact on the valuation of mortgage insurance contracts. *Journal of Risk and Insurance* 77, no.2: 399–422.
- Chen, Hua, Cox, Samuel H., and Wang, Shaun S. 2010. Is the home equity conversion mortgage in the United States sustainable? Evidence from pricing mortgage insurance premiums and non-recourse provisions using the conditional Esscher transform. *Insurance: Mathematics and Economics* 46: 371–384.
- Duan, Jin Chuan. 1995. The Garch option pricing model. *Mathematical Finance* 5, no.1: 13–32.
- Duan, Jin Chuan and Simonato, Jean Guy. 1998. Empirical martingale simulation for asset prices. *Management Science* 44, no.9: 1218–1233.
- Engle, Robert F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, no.4: 987–1007.
- Engle, Robert F. and Mustafa, Chowdhury. 1992. Implied ARCH models from options prices. *Journal of Econometrics* 52, no.1–2: 289–311.
- Esscher, F. 1932. On the probability function in the collective theory of risk. *Skandinavisk Aktuarietidskrift* 15: 175–195.
- Gerber, Hans U. and Shiu, Elias S. W. 1994. Option pricing by Esscher transform. *Transactions of the Society of Actuaries* 46: 99–191.
- Giovanni, Barone Adesi, Engle, Robert F., and Mancini, Lorian. 2006. *GARCH Options in Incomplete Markets*. Tokyo: Center for Economic Institutions, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University. Working paper.
- GLA Economics. 2011. *Credit Crunch and the Property Market*. London: Greater London Authority. [http://www.london.gov.uk/mayor/economic\\_unit/docs/credit-crunch.pdf](http://www.london.gov.uk/mayor/economic_unit/docs/credit-crunch.pdf)

- (accessed 31 August, 2011).
- Heston, Steven L. 1993. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options. *The Review of Financial Studies* 6, no.2: 327-343.
- Heston, Steven L. and Nandi, Saikat. 2000. A closed-form GARCH option valuation model. *Review of Financial Studies* 13, no.3: 585-625.
- Kallsen, Jan and Taqqu, Murad S. 1998. Option pricing in ARCH-type models. *Mathematical Finance* 8, no.1: 13-26.
- Kevin, Dowd and David, Blake. 2006. After VaR: The theory, estimation, and insurance applications of quantile-based risk measures. *Journal of Risk and Insurance* 73, no.2: 193-229.
- Merton, Robert C. 1973. Theory of rational option pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science* 4, no.1: 141-183.
- \_\_\_\_\_. 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance* 29: 449-470.
- Mishkin, Frederic S. 2011. Over the cliff: From the subprime to the global financial crisis. *Journal of Economic Perspectives* 25, no.1: 49-70.
- Ong, Seow Eng, Ooi, Joseph, and Sing, Tien Foo. 2000. Asset securitization in Singapore: A tale of three vehicles. *Real Estate Finance* 17, no.2: 47-56.
- Ritchken, Peter and Trevor, Rob. 1999. Pricing options under generalized GARCH and stochastic volatility processes. *The Journal of Finance* 54, no.1: 377-402.
- Sing, Tien Foo, Ong, Seow Eng, and Sirmans, C. F. 2003. Asset-backed securitization in Singapore: Value of embedded buy-back options. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 27, no.2: 173-189.
- Siu, Tak Kuen, Tong, Howell, and Yang, Hailiang. 2004. On pricing derivatives under GARCH models: A dynamic Gerber-Shiu approach. *North American Actuarial Journal* 8, no.3: 17-31.

- 
- Received April 10, 2015
  - Reviewed April 21, 2015
  - Accepted May 11, 2015

## 요약

주제어: 글로벌 금융위기, 주택가격지수 파생상품, 위험관리

최근의 금융위기는 다방면에서 경제적 활동을 제약 해왔는데 부동산에서의 충격은 더욱 막대했다. 국내에서 부동산 가격의 하락은 미분양된 아파트 수의 증가로 인한 많은 건설사들의 부도를 초래한다. 이러한 문제를 완화하기 위해, 몇몇 건축회사들은 아파트의 잠재적 구매자들에게 분양취소 보장옵션, 원가보장 옵션, 프리미엄 보장옵션, 환매옵션 같은 무료 옵션을 지급하기 시작했다. 본 논문에서는 가치가 매겨지지 않은 이러한 옵션들이 어떤 시장가치를 가지며, 어떤 위험을 가지는지를 분석하는 데 목적이 있다. 이 옵션들의 가격을 평가하기 위하여 GARCH Option Pricing Model과 Esscher Transform을 사용

하였다. 평가 결과, 네 가지 옵션 중 분양취소 보장옵션의 가격이 다른 옵션들보다 월등히 높았으며, 이는 마케팅 측면에서 매력적인 반면, 건설사들에 부담으로 작용할 것으로 보인다. 또한 이 옵션들이 초래할 것으로 보이는 위험을 관리하기 위하여 DD(Default to Distance)와 VaR을 적용하여 분석하였다. 그 결과, DD의 분석에 따르면, 옵션의 발행은 일시적으로 회사에게 도움이 되는 것으로 보인다. 하지만 VaR의 분석에 따르면, 미래의 시장이 침체될수록, 원가보장 옵션이 자산가치 하락과 옵션평가 하락에 의해 가장 위험한 옵션으로 분석되었다.

Figure A1 \_ Business Cycle [left] and Percentage Change in the APPI

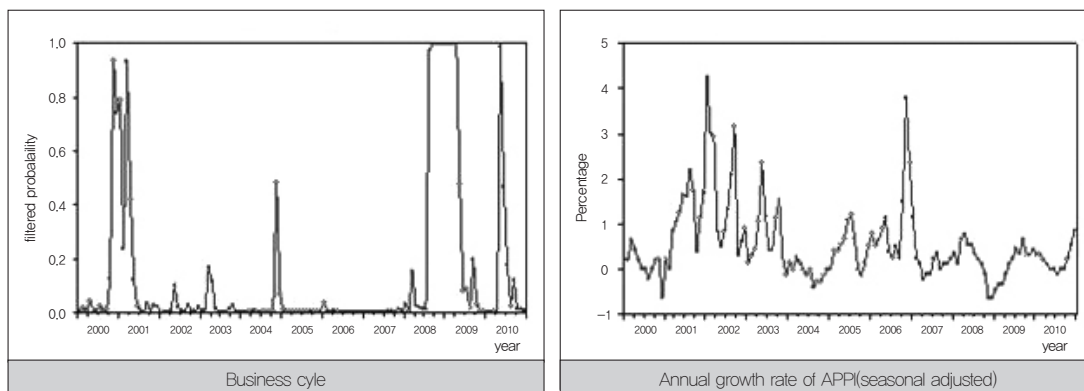


Figure A2 \_ Correlogram of the House Price Index

| Autocorrelation | Partial Correlation |   | AC    | PAC    | Q-Stat | Prob  |
|-----------------|---------------------|---|-------|--------|--------|-------|
|                 |                     | 1 | 0.735 | 0.735  | 166.55 | 0.000 |
|                 |                     | 2 | 0.551 | 0.023  | 260.46 | 0.000 |
|                 |                     | 3 | 0.370 | -0.094 | 302.80 | 0.000 |
|                 |                     | 4 | 0.329 | 0.0179 | 336.39 | 0.000 |

Figure A3 \_ Correlogram of GARCH(1,1) Residuals

| Autocorrelation | Partial Correlation |   | AC     | PAC    | Q-Stat | Prob  |
|-----------------|---------------------|---|--------|--------|--------|-------|
|                 |                     | 1 | 0.089  | 0.089  | 2.0839 | —     |
|                 |                     | 2 | -0.016 | -0.025 | 2.1544 | 0.142 |
|                 |                     | 3 | -0.105 | -0.103 | 5.0807 | 0.079 |
|                 |                     | 4 | -0.025 | -0.007 | 5.2448 | 0.155 |
|                 |                     | 5 | 0.069  | 0.070  | 6.5154 | 0.164 |
|                 |                     | 6 | 0.040  | 0.017  | 6.9376 | 0.225 |

# 역내 및 역외 간 인구이동과 경제성장의 관계 연구\*

## The Relative Impact of Migration Intra and Inter Regions on Economic Growth

이재민 Lee Jaimin\*\*, 김희호 Kim Heeho\*\*\*

### Abstract

This study is to investigate the relationship between migration and regional economic growth in our country using empirical analysis. Specifically, we use state and county-level panel data from 2000 to 2013 and from 2000 to 2011 respectively and make use of fixed and random effects estimation methods and system GMM, to find out what kind of effects migration has on regional economic growth.

State level analyses show that intra-state migration increases each state's per capita income and that it generates divergence of per capita income for each state. County level analyses show that inter county migration for the same state increases each county's per capita income and that it gives rise to divergence of per capita income for each county.

The net product taxes induce divergence of per capita income for each county and state but the population above 15 years old yields its convergence.

Keywords: Migration, Economic Growth, Convergence, Divergence, Panel Data

### I. 서론

#### 1. 연구의 배경 및 목적

최근 정부 및 공공기관의 세종특별자치시 이주에 따라 우리나라 인구이동은 새로운 국면을 맞고 있다. 기존의 수도권 인구집중과는 별개로 세종특별자치시, 혁신 및 기업 도시로의 기관 및 기업 이주는 우리나라 인구이동에 새로운 영향을 미칠 것으로 보인다. 실제로

2000년 이후 수도권(서울, 인천 및 경기지역)은 2010년까지 양(+)의 순이동(총전입-총전출)을 유지하다가 2011년 이후부터 음(-)의 순이동으로 변화하였다. 또한 2000년부터 2010년까지 수도권 순이동의 절대 수준도 전반적으로 감소하고 있는 실정이다. 그리고 충청(대전시, 세종특별자치시 및 충청남북도) 및 강원권은 2005년까지 음의 순이동을 나타냈지만 2006년부터 양의 순이동을 보이고 있다. 이외에도 제주특별자치도는 2010년 이후부터 양의 순이동으로 변화하고

\* 본 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 수행된 것임. 또한 본 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A3A2044238).

유익한 논평을 주신 익명의 심사위원들과 편집검열을 해주신 국토연구원 출판 담당자들에게 감사드립니다.

\*\* 경북대학교 경제통상학부 교수(제1저자) | Prof., School of Economics and Trade, Kyungpook National Univ. | Primary Author | jm064@knu.ac.kr

\*\*\* 경북대학교 경제통상학부 교수 | Prof., School of Economics and Trade, Kyungpook National Univ. | kimhh@knu.ac.kr

있는 점이 특색이다. 이는 우리나라 지역별 인구이동이 2000년대 중반 이후 큰 변화를 겪고 있음을 의미하고 있다.

앞에서 지적한 것처럼 이러한 인구이동은 행정중심복합도시인 세종특별자치시 개발과 혁신도시<sup>1)</sup> 및 기업도시<sup>2)</sup> 사업이 2000년대 중반 이후부터 본격적으로 시작된 것에 기인한 것으로 보인다. 비록 기관 이주와 입주는 최근에 이루어지고 있지만 개발계획 발표와 건설을 통하여 인구이동에 변화를 유발하고 있는 것으로 보인다. 그리고 우리나라 지역별 인구이동 변화와 별도로 우리나라 전체의 총전입 및 총전출 규모는 감소하는 패턴을 보이고 있는데 2000년과 2013년 전국의 총전입(총전출) 규모는 각각 900만 9,441명과 741만 1,784명으로 연평균 약 1.49% 수준으로 감소하고 있는 실정이다. 전체 인구 대비 총전입(총전출) 비중도 2002년 19.35%로 정점을 찍은 이후 감소하다가 2006년에 일시적으로 19.07%로 반등하였으나 이후 계속 하락하여 2013년에는 14.49% 수준으로 감소하였다. 결국 전반적인 인구이동 규모가 2000년대 이후 감소하고 있는데 이는 우리나라의 인구구조 변화인 저출산 및 고령화로 인한 인구증가율의 정체와 밀접한 관련이 있을 것으로 보인다.

우리나라 경제성장률을 살펴보면 2000년대 이후 전반적으로 감소하는 경향을 보이고 있는데 구체적으로 2002년 7.37%로 정점을 찍은 이후 감소 추세를 유지하다가 2006년에 5.50%로 반등하였지만 다시 감소 추세를 보였다. 그 후 2013년에는 2.89% 수준을 나타냈다. 결국 전체 인구이동 수준이 높을 때 경제성장률이 높았음을 알 수 있다.

일반적으로 인구이동(migration)이 경제에 어떠한 영향을 미치는 것인가에 대해서 크게 세 가지로 구분하여 분석하고 있다. 첫째, 인구이동과 교역을 대체재(substitutes)로 보는 모형으로 전통적인 Heckscher-Ohlin 무역이론에 입각하고 있다. 즉 임금 수준이 노동생산성보다 낮은 국가에서 높은 국가로 인구가 이동하여 전 세계 생산량 수준이 증가하며 국가 간 임금 수준이 수렴(convergence)한다는 이론이다.

둘째, Borjas(2000)의 노동시장모형(labor market model)으로 이민(immigration) 유입으로 노동공급곡선이 이동하여 균형임금 수준이 하락하지만 자본보유자의 편익이 증가하여 전체 소득은 증가할 수 있다는 것이다. 여기서 이민을 통하여 증가한 전체 소득 부분을 이민잉여(immigration surplus)라고 정의한다.

셋째, 인구이동과 경제성장을 연계하는 모형으로 다양한 연구가 존재하는데 일반적으로 인구이동(유입)을 통하여 가용노동인력이 증대되고 기술력을 보유한 인력들이 유입됨에 따라 인적자본 축적이 가능해지며 이를 통하여 기술진보를 유발하여 경제성장을 가능하게 한다는 것이다. 대표적인 연구로 Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009) 등은 1인당 GDP가 상이한 국가 및 지역이 인구이동을 통하여 경제성장 수렴(convergence) 현상이 발생한다고 하였다.

본 논문에서는 세 번째 연구 주제인 인구이동과 경제성장과의 관계를 성장회귀식을 통하여 분석하고자 한다. 이러한 연구는 국내에서도 왕형근(2006), 김정훈(2010), 변창욱, 최윤기, 김동수(2011) 등이 수행한 바 있다. 그러나 해외 연구뿐만 아니라 국내 연구에서는 인구이동을 단순히 광역권 차원의 지역 간

1) 혁신도시는 행정중심복합도시와 연계하여 추진된 지역균형발전사업으로 공공기관 지방 이전과 산학연관의 협력을 통하여 지역의 성장거점에 조성되는 미래형 도시로서 산학연계를 통한 혁신을 창출하는 혁신거점도시, 지역별 주제를 가진 개성 있는 특성화도시, 누구나 살고 싶은 친환경 녹색도시, 학습과 창의적 교류가 가능한 교육문화도시 등으로 구성되어 있음.

2) 정부는 2005년 8월 태안군, 무주군, 원주시, 충주시, 무안군, 영암·해남 등 6곳을 선정하였으며, 무안군은 산업교역형, 원주와 충주는 지식기반형, 무주군, 태안군, 영암·해남은 관광레저형으로 개발계획을 시행하고 있음.



이동에 한정하여 분석한 것이 다수다.

본 논문에서는 기존의 연구와 두 가지 측면에서 차별성을 두고 접근하고자 한다. 먼저 광역자치단체 차원의 인구이동뿐만 아니라 기초자치단체의 인구 이동도 고려하여 인구이동과 경제성장의 관계를 분석한다.

그다음으로 인구이동을 다양하게 정의하여 분석하고자 한다. 광역권 차원에서는 지역 간 이동과 지역 내 이동으로 구분하여 분석하고 기초자치단체 차원에서도 지역 내 이동 외에도 지역 간 이동을 세분하여 분석한다.

이러한 차별적인 접근을 통하여 인구이동과 경제성장과의 관계를 분석하는 것이 본 논문의 목적이다. 특히 인구이동을 통하여 지역 간 소득격차가 감소하는지 혹은 증가하는지에 대한 분석을 시도할 것이다. 즉 경제성장론에서 지적되고 있는 지역 간 1인당 소득의 수렴(convergence)과 발산(divergence)이 인구 이동에 어떠한 영향을 받고 있는지를 본 분석에서 설명할 것이다. 그리고 이러한 분석을 통하여 최근 세종특별자치시, 혁신 및 기업도시로의 기관 이주에 따라 과연 경제성장 패턴이 어떻게 변화할 것인지에 대하여 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## 2. 선행연구 고찰

지역 간 경제성장과 인구이동에 관한 국외 연구로는 Barro and Sala-I-Martin(1995)과 Acemoglu(2009)의 연구를 들 수 있다. 이들은 1인당 경제성장률의 지역 간 격차가 존재할 때 어떠한 형태로 이 격차가 줄어들어 지역 간 1인당 소득수준을 수렴하는지에 대한 가설을 제안하였다.

국내에서 왕형근(2006)은 우리나라 지역의 인구증감률이 지역의 1인당 소득 증감률에 어떠한 영향을 미치는지 성장회귀식을 통하여 분석하였다. 분석

결과에 의하면 지역 인구 증가율은 지역의 1인당 소득 증가율을 낮추는 것으로 분석되었다. 즉 인구수준 변화를 통하여 지역 간 경제성장의 수렴현상이 발생하는 것으로 나타났다.

김정훈(2010)은 우리나라 지역별 인구증감률이 지역경제 성장률에 미치는 효과를 고정효과 추정방법을 이용하여 분석하였는데 인구증가율이 높은 지역일수록 경제성장률이 낮아서 수렴가설이 성립한다는 결론을 제시하였다.

변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 앞의 두 연구와 달리 인구증감률이 아닌 지역별 인구이동 변화율을 이용하였다. 이를 통해 인구이동은 1인당 생산성 수준에 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉 인구이동 수준이 높을수록 1인당 생산성이 증가해 발산 가설이 성립하는 것으로 나타났다.

이외에도 인구이동을 포함하지 않은 지방재정 분권과 지역경제성장 수렴에 관한 연구로 김종구(2008) 및 김현아(2007) 등의 연구가 있다.

본 논문과 달리 인구이동 혹은 인구변화율이 어떠한 경제변수에 영향을 받는지를 설명한 연구도 있다. 왕형근(2006)은 1인당 소득이 지역별 인구변화율에 양(+)의 영향을 미친다고 하였으며 김현아(2013)는 기대소득, 대학생 이상 학생수, 도로연장, 1인당 복지 지출, 공시지가, 전세가격, 1인당 지방세 등이 지역 인구이동에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 또한 미시자료를 이용하여 지역 간 인구이동 결정요인 분석을 시도한 것으로 이상호(2010)의 연구도 있다.

## 3. 본 논문의 차별성 및 기본 아이디어

본 논문은 인구이동과 지역경제성장과의 관계에 주목한다는 측면에서 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구와 유사하다고 볼 수 있다. 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구에서는 광역자치단체 자료만을 이

용하였지만 본 논문에서는 광역자치단체 자료 외에도 기초자치단체 자료를 이용하였다. 또한 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서 전기 종속변수가 설명변수로 이용되었지만 이 변수의 내생성에 대한 검증은 시도되지 않았다는 측면에서 한계가 존재하는데, 본 논문에서는 내생성 검증을 시도하였고 내생성을 보완하는 추정방법도 이용하였다.

그리고 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 인구이동 변수 외에 다른 설명변수를 고려하지 않아 인구이동으로 인한 효과의 적절성에 대한 의문이 제기될 수 있었다. 왕형근(2006)에서도 지역별 인구 변화율이 지역별 1인당 소득에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였지만 인구 변화를 외에 다른 변수를 고려하지 않았으며 전기 종속변수의 내생성도 고려하지 않았다. 마찬가지로 기초자치단체 자료는 이용하지 않고 광역권 자료만 이용하였다.

본 논문에서는 인구이동으로 인한 1인당 소득 변화를 분석할 것이며 김정훈(2010)의 연구방법론에 따라 지역경제변수를 추가하여 지역의 특성을 통제하여 인구이동 효과의 강건성(robustness)을 추구하고자 하였다.

구체적으로 우리나라 광역자치단체 및 기초자치단체의 연도별 패널자료(panel data)를 이용하여 인구이동을 통하여 지역 간 경제성장 격차가 어떻게 변화하고 있는지를 살펴볼 것이다.

본 논문에서는 광역 및 기초자치단체의 지역 내 인구이동과 지역 간 인구이동이 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 패널자료 분석방법인 고정효과(fixed effects) 및 임의효과(random effects) 추정방법(estimation methods)을 이용할 것이며 전기 종속변수(lagged dependent variables)의 내생성(endogeneity)을 감안하여 시스템 일반화된 적률법

(system method of moments estimation)을 이용할 것이다.

일반적으로 저소득 지역에서 고소득 지역으로 인구가 이동하면 고소득 지역의 경제성장 수준을 약화시킬 것이고 상대적으로 저소득 지역의 경제성장을 촉진하여 지역 간 경제성장의 수렴현상이 발생한다고 본다. 과연 지역 간 및 지역 내 인구이동을 통하여 지역별 소득 수준의 수렴현상이 발생하는지를 분석할 것이다.

나아가 인구이동과 별도로 15세 이상 인구를 설명변수로 이용하여 생산가능인구의 전반적인 증가가 지역별 소득 수준 수렴을 유발하고 있는지도 살펴볼 것이다. 그리고 조세변수가 지역별 소득 수준에 어떠한 영향을 미치는지도 분석할 것이다.

본 논문은 2장에서 인구이동과 경제성장의 관계에 대해서 논의할 것이며 인구이동 유형에 대해서도 정의할 것이다. 3장에서는 추정방법과 변수 및 자료에 대해 설명하고 4장에서 분석결과를 제시할 것이다. 마지막 장에서는 인구이동 및 지방자치단체 유형에 따른 경제성장 패턴에 대해 설명하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## II. 인구이동과 경제성장

### 1. 인구이동과 지역경제성장

인구이동을 통하여 경제성장이 어떠한 영향을 받는지는 크게 두 가지 측면으로 생각할 수 있다. 첫째, 인구이동의 증가로 인하여 우리나라 전체 경제성장률이 증대된다. 이는 사실 경제가 성장하면 인구이동이 유발될 것이며 이는 다시 경제에 활력소로 작용하여 성장을 촉진하게 되는 것이다.<sup>3)</sup>

〈표 1〉은 1993년부터 2013년까지 인구이동의 한

3) 인구이동과 경제성장 간에 인과관계가 존재하는지를 검증하는 것도 필요한 부분일 것임. 그러나 본 논문의 자료가 약 13년 정도의 자료이므로 그랜저 인과관계 검증을 위한 충분한 자료로 보기 어려움. 따라서 본 논문의 분석은 인과관계를 검증하는 것은 아님.

표 1 \_ 인구이동과 경제성장률과의 상관관계

| 구분           | 국내총생산     | 1인당<br>국내총생산 | 총전입 |
|--------------|-----------|--------------|-----|
| 국내<br>총생산    | -         | -            | -   |
| 1인당<br>국내총생산 | 0.9978*** | -            | -   |
| 총전입          | 0.5314**  | 0.5374**     | -   |

주: \*\*\*, \*\*는 각각 1%, 5% 유의 수준에서 유의함.

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>, (2014년 8월 4일 검색).

유형인 총전입 증감률과 경제성장률인 국내총생산 및 1인당 국내총생산 증감률과의 상관계수를 산정한 것이다. 결국 인구이동과 경제성장률 간에는 양(+)의 상관관계가 존재하므로 인구이동이 증가하면 경제가 성장한다는 것을 알 수 있다.

이와 별도로 지역별 인구증감률과 지역별 경제성장률 간에 어떠한 관계가 존재하는지를 분석해야 할 것이다. Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009)는 지역 간 인구이동으로 인하여 지역별 1인당 소득 수렴현상이 촉진된다고 하였다.

지역 간 경제성장 수렴은 크게  $\beta$ 수렴과  $\sigma$ 수렴으로 구분할 수 있다.  $\beta$ 수렴은 1인당 소득(per capita income or product) 기준으로 가난한 지역이 부유한 지역을 따라잡는다(catch up)는 개념이다.  $\sigma$ 수렴은 1인당 소득의 지역 간(국가 간) 격차가 감소한다는 개념으로 지역 간 1인당 소득의 로그값의 표준편차가 감소하는 것으로 해석할 수 있다.<sup>4)</sup>

이외에도 인구이동에 따른 지역 간 경제 격차의 수렴을 절대적 수렴(absolute convergence)과 조건부 수렴(conditional convergence)으로 구분할 수도 있다. 기술 수준이 동일하고 저축률, 인구증감률, 감

가상각률 등이 동일한 폐쇄경제에서는 초기의 1인당 자본 수준의 차이로 1인당 소득의 격차가 발생할 수 있다. 이때 1인당 자본 수준의 차이로 가난한 지역의 경제성장률(자본축적률)이 부유한 지역의 경제성장률(자본축적률)을 능가함에 따라 가난한 지역과 부유한 지역의 1인당 소득 수준이 동일해진다는 것이 절대적 수렴의 논리다.

조건부 수렴은 지역 간 기술 수준이 상이하고 저축률, 인구증감률, 가상각률 등도 상이한 상태에서 시간이 지남에 따라 개별 지역은 서로 다른 정상 수준(steady state)으로 수렴할 수 있는데 만일 특정 지역이 그 경제의 정상 수준과 큰 격차를 보일 때 여타 지역보다 성장률이 더 높을 수 있다는 것이다. 조건부 수렴에서는 부유한 지역과 가난한 지역의 1인당 소득이 동일해지지 않을 수도 있다. 다만 신고전학파 모형(neo-classical model)에 의하면 수렴속도와 정상 수준과의 격차는 반비례 관계에 있기 때문에 일반적으로 소득 수준이 낮은 지역에서 높은 성장률이 나타난다고 하였다.<sup>5)</sup>

이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.<sup>6)</sup> 1인당 소득,  $y$ 의 초기값과  $T$ 기 값을 각각  $y_0$ 와  $y_T$ 로 정의하고 일정한 성장률( $r$ )로 변화하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$y_T = y_0(1+r)^T \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이때 <식 1>에 자연로그를 취하고 이를 정리하면 다음과 같다.

4) 김정훈(2010)은 수렴을 1인당 GRDP의 지역 간 변이계수 추이를 이용하여 분석하였음.

5) 현재 본 논문에서는 전기 종속변수 외에도 인구이동 변수가 설명변수로 포함되므로 이는 절대적 수렴이 아닌 조건부 수렴으로 보아야 할 것임.

6) 본 논문에서는 Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009) 등이 제시한 회귀모형을 이용하였으며 이를 설명한 김정훈(2010)의 연구도 인용하였음.

$$\log(y_t) = \log(y_0) + T\log(1+r) \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$$\log(1+r) = \frac{1}{T}[\log(y_t) - \log(y_0)] \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

그리고  $\log(1+r)$ 은  $\log(r)$ 과 유사하며 매클로린 전개(Maclaurin expansion)를 적용하면  $r$ 로 간단히 산출될 수 있다(단,  $r$ 는 0에 근접한 작은 수여야 한다).

$$r \cong \frac{1}{T}[\log(y_t) - \log(y_0)] \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

〈식 4〉는 0기부터  $T$ 기까지 경제의 평균성장률이  $r$ 로 일정함을 의미한다. 만약  $T$ 기( $t=0, 1, 2, \dots, T$ ) 동안  $N$ 개 지역( $i=1, 2, \dots, N$ )의 경제성장률이 수렴하는 경우를 가정하는 가장 단순한 회귀분석모형은 다음과 같다.

$$r_{it} = a_0 + a_1 \log(y_{i0}) + u_{it} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

이때  $a_1$ 이 0보다 작고, 초기 1인당 소득이 높으면 경제성장률( $r_{it}$ )이 낮은 값을 가지게 되므로 각 지역 간의 경제성장률이 수렴할 것이다.

Barro and Sala-i-Martin(1995)에서는 경제성장률을 연간 경제성장률로 제안하였고 이로 인해  $r_{it}$  대신  $\log(y_{it}) - \log(y_{it-1})$ 를 대입하고, 초기값[ $\log(y_{i0})$ ] 대신 전기값[ $\log(y_{it-1})$ ]을 제시하였다. 또한 지역 간 자료 이용으로 인하여 패널자료가 되므로 지역의 관찰되지 않은 특성과 시간더미변수를 추가하여 다음과 같은 회귀분석모형을 제안하였다.

$$\log(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = \alpha + \beta \log(y_{it-1}) + a_i + \eta_t + u_{it} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

이때  $a_i$ 는 개별 지역의 관찰되지 않은 특성변수이며  $\eta_t$ 는 연도더미변수(yearly dummy variables)를 의미한다. 절대적 수렴가설을 고려하면  $\beta$ 값이 음의 값을 가질 것이며,  $\beta$ 는 수렴속도가 될 것이다.

위의 모형에서 인구이동변수( $M$ )를 고려하고 전기변수를 좌측으로 이동하면 회귀모형식이 다음과 같이 변한다.

$$\log(y_{it}) = \alpha + (1+\beta)\log(y_{it-1}) + \eta M_{it} + a_i + \eta_t + u_{it} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

이때  $1+\beta$ 는 양의 값을 가질 것이며,  $\eta$ 는 인구이동변수( $M$ )가 금기의 1인당 소득에 어떠한 영향을 미치는지를 나타낼 것이다. 인구이동 변수( $M$ )를 순유입 변수로 정의하면  $\eta$ 값이 음(-)의 값이고 인구유입이 증가할 때 1인당 소득 수준이 감소하여 지역 간 소득 격차가 감소한다는 것으로 볼 수 있으며, 양(+)의 값이고 인구유입이 증가하면 1인당 소득 수준이 증가하여 인구이동을 통하여 오히려 소득격차가 증가하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구의 1인당 소득 수준의 수렴은 전기 종속변수뿐만 아니라 인구이동 변수가 포함되어 있으므로 조건부 수렴이며  $\beta$ 수렴으로 볼 수 있다.

## 2. 인구이동 유형

인구이동은 지방자치단체 간의 이동과 지방자치단체 내의 이동으로 구분할 수 있다. 행정개념상 2014년 현재 우리나라 지방자치단체는 17개 광역자치단체와 226개의 기초자치단체로 구분할 수 있다.<sup>7)</sup> 광역자치단체의 경우에는 ‘동일 시도 내 이동’과 ‘타 시도

7) 행정개념상 기초자치단체는 우리나라 시군구를 포함하고 있는데 자치 기능이 없는 일반구와 제주특별자치도의 행정시는 기초자치단체가 아님. 그러나 본 분석에 이용된 기초자치단체란 개념은 행정개념상의 그것이 아니라 통계청에서 제공하고 있는 자료에 근거한 기초자치단체를 지칭함.

표 2\_ 지방자치단체별 인구이동 유형

| 광역자치단체              |                     |         |
|---------------------|---------------------|---------|
| 동일 시도 내 이동          |                     | 0 이상    |
| 전체 순이동              | 타 시도 간 순이동          | +, 0, - |
| 기초자치단체              |                     |         |
| 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 |                     | 0 이상    |
| 전체 순이동              | 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 | +, 0, - |
|                     | 타 시도 간 순이동          | +, 0, - |

간(순)이동'으로 구분할 수 있다. 동일 시도 내 이동은 서울특별시에서 서울특별시로 이주하는 경우이며 타 시도 간(순)이동은 서울특별시에서 다른 광역자치단체로 이동하는 것으로 서울특별시 입장에서 전입과 전출이 발생할 수 있다.

〈표 2〉에서와 같이 기초자치단체 입장에서는 크게 네 가지 범주로 구분할 수 있는데 우선 '동일 시도 내 동일 시군구 내 이동'은 서울특별시 강남구에서 강남구로 이동하는 경우이며 '동일 시도 내 타 시군구 간 순이동'은 서울특별시 강남구와 서초구 간의 인구이동이며 '타 시도 간 순이동'은 서울특별시 강남구와 경기도 고양시와의 인구이동이다. '전체 순이동'은 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동과 타 시도 간 순이동을 합산한 개념이다.

〈표 3〉에서는 2013년 현재 광역자치단체<sup>8)</sup>의 동일 시도 내 이동 규모가 나타나 있는데 전국적으로 약 499만여 명에 달하고 있다. 그리고 타 시도 간 순이동은 대전광역시, 울산광역시, 세종특별자치시, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 경상남도, 제주특별자치도 등에서 순유입이 발생하고 있으며 서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 전라북도, 전라남도, 경상북도 등은 순유출이

표 3\_ 광역자치단체별 인구이동 현황(2013년)

(단위: 명)

| 구분      | 동일 시도 내 이동 | 타시도 간 순이동 |
|---------|------------|-----------|
| 서울특별시   | 1,053,008  | -100,550  |
| 부산광역시   | 358,352    | -17,710   |
| 대구광역시   | 258,107    | -11,351   |
| 인천광역시   | 297,446    | 22,035    |
| 광주광역시   | 155,265    | -2,592    |
| 대전광역시   | 148,793    | 311       |
| 울산광역시   | 107,253    | 2,307     |
| 세종특별자치시 | 4,105      | 8,696     |
| 경기도     | 1,274,495  | 74,131    |
| 강원도     | 136,041    | 2,986     |
| 충청북도    | 139,959    | 3,113     |
| 충청남도    | 159,556    | 13,375    |
| 전라북도    | 189,665    | -2,197    |
| 전라남도    | 151,466    | -2,306    |
| 경상북도    | 201,206    | -1,865    |
| 경상남도    | 293,031    | 3,794     |
| 제주특별자치도 | 60,607     | 7,823     |
| 전국      | 4,988,355  | 0         |

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

발생하고 있다.

본 논문의 첫 번째 가설로 동일 지역 내 인구이동이 증가하면 1인당 소득 수준이 증가하여 지역 간 소득 격차가 수렴하지 않고 발산한다는 것이다. 이는 지역 내 경제활동이 증가하면 지역 내 인구이동이 활발해지기 때문이다. 따라서 동일 지역 내 인구이동 변수의 추정치는 양(+)의 값을 가질 것이다.

그리고 특정 지역의 지역 간 순이동이 증가하면 그 지역의 경제활동이 활발해질 것이므로 1인당 소득 수준이 증가할 것이다. 이 역시 인구이동으로 인하여 소득 격차가 수렴하지 않고 발산하는 것으로 볼

8) 기초자치단체의 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동, 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동, 타 시도 간 순이동 등은 지면관계상 기술하지 않았지만 독자들의 요구가 있으면 제공할 것임.



수 있다. 따라서 타 지역 간 인구이동 변수의 추정치도 양(+)의 값을 가질 것이다.

다만 광역자치단체와 달리 기초자치단체는 두 가지 지역 간 순이동 변수가 존재한다. 본 논문에서는 기초자치단체 수준에서 타 시도 간 이동 변수와 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변수가 어떠한 양상을 보이는지를 분석할 것이다.

### III. 추정방법과 변수 및 자료설명

#### 1. 추정방법

본 논문에서는 추정모형으로 <식 7>을 이용할 것이며 인구이동 변수로서 광역자치단체의 경우에는 동일 시도 내 이동과 타 시도 간 순이동을 이용할 것이다. 그리고 기초자치단체의 경우에는 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동, 동일 시도 내 타 시군구 간 이동, 그리고 타 시도 간 순이동을 인구이동 변수로 이용할 것이다. 그리고 모든 인구이동 변수는 전년도 대비 증가율을 이용할 것인데 이는 기존의 연구방법론을 따른 것이다.

<식 7>에서 알 수 있듯이 전기 종속변수 즉, 전년도 1인당 소득변수[ $\log(y_{it-1})$ ]를 설명변수로 이용하고 있기 때문에 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 이러한 모형을 동적패널모형(dynamic panel data model)이라고 하는데 전기 종속변수가 존재하는 동적패널모형에서는 전기 종속변수의 내생성으로 인하여 고정효과 및 확률효과 추정방법에 의한 추정치가 비일치성(inconsistency)을 가질 수 있다.

따라서 이에 대한 내생성 검증을 수행해야 하는데 본 논문에서는 Davidson and MacKinnon(1993)이 제안한 회귀분석 기반 Durbin-Wu-Hausman(이하 DWH) 검정방법을 이용할 것이다.

DWH 검정은  $y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_2 + \beta_2 x + u$ 와 같은 추정모

형에서  $y_2$ 의 내생성이 의심될 때 모형 외부에서 새로운 도구변수( $z$ )를 이용하여  $y_2 = a_0 + a_1 x + a_2 z + v$ 와 같은 추정모형을 추정하고 이때 잔차항( $\hat{v}$ )을 이용하여  $y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_2 + \beta_2 x + \beta_3 \hat{v} + e$ 를 추정하고  $\beta_3$ 에 대한  $t$ -test를 수행하는 방식으로 이루어진다. 만일  $y_2$ 가 외생적이라면  $\beta_3$ 의  $t$ -통계량이 작게 산정될 것이며 반대로 내생적이라면  $\beta_3$ 의  $t$ -통계량이 크게 산정될 것이다.

DWH 검정을 위해서는 추가적인 도구변수(instrumental variables)  $z$ 가 필요한데 이 변수들은 내생성이 의심되는 전기 종속변수와 상관성이 높아야 하고 교란항과는 상관관계가 존재해서는 안 된다.

본 논문에서는 이러한 도구변수로 지역별 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 이용할 것이다. 순생산물세는 지역 내 총생산물의 조세 부분에 해당되는 개념이며 15세 이상 인구는 생산가능인구를 의미하는데 전기 종속변수인 1인당 소득과 충분히 밀접한 관련이 있을 것으로 판단되어 도구변수로 이용하였다.

만일 DWH 검정을 통하여 전기 종속변수가 외생적이라면 일반적인 패널자료 분석방법인 고정효과(fixed effects) 및 임의효과(random effects) 추정방법을 이용할 것이다.

그러나 전기 종속변수가 내생적이라면 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)가 제안한 ‘시스템 일반화된 적률법(system generalized method of moments estimation, 이하 시스템 GMM)’을 이용할 것이다. 이 추정방법에서는 <식 7>을 1계 차분(first difference)한 후에 전기 종속변수에 대한 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 값의 과거값을 이용한다. 또한 ‘1단계 시스템 GMM(one step 시스템 GMM)’ 추정방법이 아닌 ‘2단계 시스템 GMM(two step 시스템 GMM)’ 방법을 적용하였는데 이는 후자가 전자에 비해 좀 더 효



울적인 추정치(lower bias and standard errors)를 제공하기 때문이다(Roodman 2009).

그리고 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 인구 이동 변수 외에 다른 설명변수를 이용하지 않았지만 김정훈(2010)은 지역경제성장 관련 변수들을 설명 변수로 이용하고 있다. 예를 들어 지방세, 지방교부세, 국고보조금, 자본지출, 경제활동인구 등이다. 본 논문에서는 인구이동 변수 외에 다른 경제변수를 고려하지 않은 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구방법을 기본모형으로 하고 다른 경제변수를 고려한 김정훈(2010)의 연구방법을 확장모형으로 가정할 것이다. 본 논문의 확장모형에서는 지역경제활동과 관련된 변수들을 이용할 것인데 DWH 검정에 이용된 지역별 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 이용할 것이다.

본 논문은 광역권 외에도 기초자치단체에 대한 분석을 수행하고 있는데 충분한 연도에 걸친 다양한 지역경제변수를 구득하기 어려운 점이 있어 이 두 변수를 이용하였다. 그리하여 지역별 경제활동 변수를 통제하여 순수한 인구이동 변수가 1인당 소득에 미친 효과를 분석하였다.

또한 개별 인구이동 변수의 강건성(robustness)을 검증하는 차원에서 개별 인구이동 변수들을 교대로 삽입하여 추정하였다.

## 2. 변수 및 자료설명

본 논문에서는 광역자치단체자료는 16개 광역시도의 2000년부터 2012년까지의 자료다.<sup>9)</sup> 1인당 소득 변수로서 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서 이용한

취업자수 대비 지역 내 총생산(GRDP) 자료를 이용하였는데 취업자수 1인당 GRDP 평균은 약 4,090만원이며, 극솟값과 극댓값은 각각 2,330만 원과 9,400만 원이다. 인구이동 변수는 변화를 개념을 이용하였는데 이는 왕형근(2006)과 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구방법론을 따르고 있다. 동일 시도 내 이동 변화율은 약 1%, 타 시도 간 순이동 변화율은 약 30% 가량 감소하고 있다.

광역자치단체의 순생산물세는 평균적으로 약 6조에 육박하고 있으며 15세 이상 인구는 평균 약 244만 명 수준이다(<표 4> 참조).

기초자치단체는 207개 기초자치단체의 2000년부터 2011년까지의 자료를 활용하였다. 다만, 기초자치단체별로 자료가 제공되는 연도가 상이하기에 불균형 패널자료가 되었다(<표 5> 참조). 또한 통계청에서 서울특별시의 자치구별 GRDP 자료를 제공하지 않아 본 연구의 분석에서 제외하였다. 본 분석에 이용된 기초자치단체 현황은 <표 6>과 같은데 통계청이 제공하는 기초자치단체의 지역 내 총생산, 인구이동 변수, 총인구 등의 자료 연도가 서로 상이하여 분석에 이용된 총자료 개수도 상이하다.

기초자치단체 분석에서는 각 시군구별 취업자수 자료가 공표되지 않아 취업자수 대비 GRDP 자료의 대용지표로 인구 대비 GRDP 자료를 사용하였다. 자료분석 결과, 1인당 GRDP 평균은 약 1,920만 원 수준이며 극솟값과 극댓값은 각각 570만 원과 1억 1,700만 원 수준으로 나타났다.

인구이동의 경우 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율은 약 1% 가량 증가하는 반면, 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율은 약 67% 감소하고 있다. 한

9) 17개 광역시도 중 세종특별자치시의 경우에는 충분한 연도의 자료 구축이 되어 있지 않아 본 논문에서는 활용되지 않았음. 16개 광역시도×13개 연도의 경우에 208개가 총자료 개수가 되어야 하지만, 전기 종속변수 이용에 따라 16개 광역시도의 2000년 자료는 종속변수에서 누락되어 총자료 개수가 16개 적은 192개가 됨.

표 4 \_ 광역자치단체 자료 설명

| 구분             | 평균        | 표준편차      | 극솟값      | 극댓값        |
|----------------|-----------|-----------|----------|------------|
| 1인당 소득(십만 원)   | 409       | 150       | 233      | 940        |
| 동일 시도 내 이동 변화율 | -0.0089   | 0.0709    | -0.1914  | 0.2052     |
| 타 시도 간 순이동 변화율 | -0.3023   | 6.6129    | -71,3087 | 28,6886    |
| 순생산물세(백만 원)    | 5,889,107 | 5,808,775 | 563,298  | 26,100,000 |
| 15세 이상 인구(명)   | 2,436,000 | 2,374,000 | 397,000  | 9,952,000  |

주: 1) 자료수는 192개입.

2) 1인당 소득 및 순생산물세는 2005년 기준 가격이며 인구가동 변화율 변수는 %단위가 아닌 소수점 단위임.

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

표 5 \_ 기초자치단체 자료 설명

| 구분                       | 평균      | 표준편차    | 극솟값       | 극댓값       |
|--------------------------|---------|---------|-----------|-----------|
| 1인당 소득(십만 원)*            | 192     | 119     | 57        | 1,170     |
| 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율* | 0.0115  | 0.1728  | -0.8827   | 1.8179    |
| 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율* | -0.6667 | 22.8660 | -617,5000 | 374,0000  |
| 타 시도 간 순이동 변화율*          | -0.7887 | 13,2006 | -476,0000 | 51,9286   |
| 순생산물세(백만 원)**            | 337,668 | 527,632 | 4,980     | 4,358,320 |
| 15세 이상 인구(명)**           | 152,940 | 151,664 | 7,828     | 886,628   |

주: 1) \*, \*\*의 자료수는 각각 1,633개, 1,511개입.

2) 1인당 소득 및 순생산물세는 2005년 기준 가격이며 인구가동 변화율 변수는 %단위가 아닌 소수점 단위임.

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

표 6 \_ 기초자치단체 현황

| 광역자치단체  | 기초자치단체   |
|---------|--|
| 부산광역시   | 중구, 서구, 동구, 영도구, 부산진구, 동래구, 남구, 북구, 해운대구, 사하구, 금정구, 강서구, 연제구, 수영구, 사상구, 기장군  |
| 대구광역시   | 중구, 동구, 서구, 남구, 북구, 수성구, 달서구, 달성군  |
| 인천광역시   | 중구, 동구, 남구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구, 강화군, 옹진군   |
| 광주광역시   | 동구, 서구, 남구, 북구, 광산구  |
| 대전광역시   | 동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구   |
| 울산광역시   | 중구, 남구, 동구, 북구, 울주군  |
| 경기도     | 수원시, 성남시, 부천시, 안양시, 안산시, 용인시, 평택시, 광명시, 시흥시, 군포시, 화성시, 이천시, 김포시, 광주시, 안성시, 하남시, 의왕시, 오산시, 여주군, 양평군, 과천시, 고양시, 의정부시, 남양주시, 파주시, 구리시, 포천시, 양주시, 동두천시, 가평군, 연천군 |
| 강원도     | 춘천시, 원주시, 강릉시, 동해시, 태백시, 속초시, 삼척시, 홍천군, 횡성군, 영월군, 평창군, 정선군, 철원군, 화천군, 양구군, 인제군, 고성군, 양양군   |
| 충청북도    | 청주시, 충주시, 제천시, 청원군, 보은군, 옥천군, 영동군, 증평군, 진천군, 괴산군, 음성군, 단양군   |
| 충청남도    | 천안시, 공주시, 보령시, 아산시, 서산시, 논산시, 계룡시, 금산군, 연기군, 부여군, 서천군, 청양군, 홍성군, 예산군, 태안군, 당진군   |
| 전라북도    | 전주시, 군산시, 익산시, 정읍시, 남원시, 김제시, 완주군, 진안군, 무주군, 장수군, 임실군, 순창군, 고창군, 부안군   |
| 전라남도    | 목포시, 여주시, 순천시, 나주시, 광양시, 담양군, 곡성군, 구례군, 고흥군, 보성군, 화순군, 장흥군, 강진군, 해남군, 영암군, 무안군, 함평군, 영광군, 장성군, 완도군, 진도군, 신안군   |
| 경상북도    | 포항시, 경주시, 김천시, 안동시, 구미시, 영주시, 영천시, 상주시, 문경시, 경산시, 군위군, 의성군, 청송군, 영양군, 영덕군, 청도군, 고령군, 성주군, 칠곡군, 예천군, 봉화군, 울진군, 울릉군  |
| 경상남도    | 창원시, 마산시, 진주시, 진해시, 통영시, 사천시, 김해시, 밀양시, 거제시, 양산시, 의령군, 함안군, 창녕군, 고성군, 남해군, 하동군, 산청군, 함양군, 거창군, 합천군   |
| 제주특별자치도 | 제주시, 서귀포시  |

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

편 타 시도 간 순이동 변화율은 79% 감소하였다. 타 시도 간 순이동 변화율이 감소하고 있는 원인으로 본 논문에서 서울특별시의 기초자치단체가 분석에 포함되지 않은 데에 일부 기인하는 것으로 보인다.

기초자치단체의 순생산물세는 평균적으로 약 3,377억 원이며 15세 이상 인구는 평균 약 15만 명이다.

## IV. 분석 결과

### 1. 광역자치단체 분석 결과

#### 1) 광역자치단체 기본모형 분석 결과

분석에 앞서 전기 종속변수의 내생성 검증을 위해 Davidson and MacKinnon(1993)이 제안한 DWH 검정방법을 이용하였다. 본 논문에서는 로그를 취한 순생산물세와 15세 이상 인구를 도구변수로 이용하여 DWH 검정을 수행하였다. 구체적으로 순생산물세,

15세 이상 인구, 그리고 두 변수를 모두 이용한 경우에  $\beta_3$ 의  $t$ -통계량이 각각 -1.10, 0.67, -1.62로 산정되어 전기 종속변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 광역권 분석에서는 시스템 GMM보다는 고정효과 및 임의효과 모형이 적절하다고 판단하였다.

고정효과 및 임의효과 모형에서 인구이동 변화율이 1인당 GRDP에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 결과에 의하면 전체적으로 동일 시도 내 이동 변화율이 1인당 생산성에 양(+)의 효과가 있으며 통계적으로 유의하게 나타났다. 그러나 타 시도 간 순이동 변화율은 1인당 생산성에 대해 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 그리고 전기 종속변수의 추정치도 모두 양(+)의 값으로 나타났고 통계적으로 유의하였다.

고정효과 및 임의효과 모형의 적절성을 검증하기 위하여 Hausman(1978)이 제안한 Hausman test를 수행하였으며 분석 결과 Hausman 통계량이 크게 산정되어 모두 고정효과 추정방법이 더 적절한 것으로 검증되었다(〈표 7〉 참조).

표 7 \_ 광역자치단체 추정 결과(기본모형)

| 구분             | 모형 1                 |                      | 모형 2                 |                      | 모형 3                 |                      |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | 고정효과                 | 임의효과                 | 고정효과                 | 임의효과                 | 고정효과                 | 임의효과                 |
| 전기 종속변수        | 0.8673***<br>(28.27) | 0.9944***<br>(90.96) | 0.8635***<br>(27.96) | 0.9946***<br>(90.69) | 0.8676***<br>(28.14) | 0.9958***<br>(94.33) |
| 동일 시도 내 이동     | 0.0549*<br>(1.68)    | 0.0722**<br>(2.13)   | —                    | —                    | 0.0542*<br>(1.63)    | 0.0699***<br>(2.03)  |
| 타 시도 간 순이동     | —                    | —                    | 0.0001<br>(0.38)     | 0.0003<br>(0.85)     | 0.0000<br>(0.14)     | 0.0002<br>(0.56)     |
| 상수항            | 3.2627***<br>(4.39)  | 0.1530<br>(0.58)     | 2.4143***<br>(4.51)  | 0.1119<br>(0.59)     | 2.3422***<br>(4.38)  | 0.0898<br>(0.49)     |
| 연도더미           | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| 그룹 개수          | 16                   | 16                   | 16                   | 16                   | 16                   | 16                   |
| 관측치 개수         | 192                  | 192                  | 192                  | 192                  | 192                  | 192                  |
| R <sup>2</sup> | 0.9623               | 0.9592               | 0.9617               | 0.9584               | 0.9623               | 0.9592               |
| Hausman test   | 138.60***            |                      | 35.81***             |                      | 33.07***             |                      |

주: 1) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

2) 괄호 안은  $t$ -통계량을 나타냄.

동일 시도 내 이동이 잦아지면 1인당 소득이 증가하는 것으로 나타났는데 이는 광역권 내에서 인구가동이 활발해지면 경제활동수준이 높아진다는 것이다.

그리고 타 시도로부터 인구 순유입이 있다 할지라도 1인당 소득 수준에는 의미 있는 효과가 없다고 볼 수 있다. 이는 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구와 상이한 것인데 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 동일 시도 내 순이동 변수를 통제하지 않은 결과로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 3의 고정효과모형에 의하면 (전기 종속변수) 추정치가 0.8676이며 수렴속도( $\beta$ )는 -0.1324로서 특정 지역의 전기 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.1324%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으로 볼 수 있다.

## 2) 광역자치단체 확장모형 분석 결과

다른 경제변수가 1인당 소득 수준에 미친 효과를 통제하기 위하여 확장모형에서는 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 설명변수로 추가하였다.

동일 시도 내 이동과 타 시도 간 순이동 변화율 변수 추정치의 부호(sign)와 통계적 유의성은 기본모형과 유사하다. 다만 Hausman test 결과가 기본모형과 상이하게 나타나는데 모형 2에서만 고정효과 모형이 확실한 우위에 있는 것으로 나타났다(<표 8> 참조).

그러나 기본모형과 마찬가지로 지역 내 인구이동으로 인한 소득 수준의 수렴은 발생하지 않고 오히려 발산이 발생하고 있다. 즉 동일 시도 내 이동 변화율의 추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가져서 지역 내 이동의 격차로 인해 1인당 소득의 발산이 발생하고 있었다.

표 8 \_ 광역자치단체 추정 결과(확장모형)

| 구분             | 모형 1                 |                       | 모형 2                 |                       | 모형 3                 |                       |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                | 고정효과                 | 임의효과                  | 고정효과                 | 임의효과                  | 고정효과                 | 임의효과                  |
| 전기 종속변수        | 0.7894***<br>(23.09) | 0.9052***<br>(36.18)  | 0.7823***<br>(22.76) | 0.8995***<br>(35.34)  | 0.7879***<br>(22.87) | 0.9103***<br>(36.70)  |
| 동일 시도 내 이동     | 0.0456<br>(1.46)     | 0.0607*<br>(1.86)     | -                    | -                     | 0.0477<br>(1.50)     | 0.0602*<br>(1.81)     |
| 타 시도 간 순이동     | -                    | -                     | -0.0001<br>(-0.20)   | 0.0001<br>(0.48)      | -0.0001<br>(-0.43)   | 0.0001<br>(0.27)      |
| 순생산물세          | 0.0902***<br>(4.46)  | 0.0516***<br>(3.87)   | 0.0931***<br>(4.56)  | 0.0545***<br>(4.02)   | 0.0911***<br>(4.47)  | 0.0491***<br>(3.72)   |
| 15세 이상 인구      | -0.0709<br>(-1.26)   | -0.0466***<br>(-3.49) | -0.0802<br>(-1.42)   | -0.0497***<br>(-3.65) | -0.0693<br>(-1.23)   | -0.0443***<br>(-3.35) |
| 상수항            | 2.8603***<br>(4.21)  | 1.2328***<br>(3.58)   | 3.0086***<br>(4.44)  | 1.3117***<br>(3.74)   | 2.8584***<br>(4.19)  | 1.1637***<br>(3.42)   |
| 연도더미           | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                   |
| 그룹 개수          | 16                   | 16                    | 16                   | 16                    | 16                   | 16                    |
| 관측치 개수         | 192                  | 192                   | 192                  | 192                   | 192                  | 192                   |
| R <sup>2</sup> | 0.9665               | 0.9644                | 0.9661               | 0.9639                | 0.9666               | 0.9642                |
| Hausman test   | 4.53                 |                       | 98.14***             |                       | 12.45*               |                       |

주: 1) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

2) 괄호 안은 t-통계량을 나타냄.

그리고 순생산물세는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데 어느 한 지역의 조세액이 증가하면 그 지역의 1인당 소득이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 15세 이상 인구의 부호는 음(-)으로 나타났고 통계적 유의성은 다소 비일관되게 산정되었는데 대체로 15세 이상 인구가 증가하면 1인당 소득이 감소하는 것으로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 3의 임의효과 모형에서  $1+\beta$ (전기 종속변수) 추정치가 0.9103이며 수렴 속도( $\beta$ )는 -0.0897로 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0897%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으로 볼 수 있다.

그러나 모형 3에서도 지역 내 인구이동으로 인하여 소득 수준의 수렴은 발생하지 않고 오히려 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다.

그리고 조세액에 의해서도 1인당 소득의 지역 간 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다. 특정 지역의 경제활동 수준이 증가함에 따라 조세액이 증가하면 이는 지역 간 경제 수준 격차를 더욱 증대시키는 것임을 알 수 있다.

그러나 15세 이상 인구의 경우에는 1인당 소득의 지역 간 수렴이 어느 정도 발생하고 있음을 알 수 있다. 해당 지역의 생산가능인구의 증대는 인구유입과 인구의 자연발생적 증가에 기인할 수 있는데 이를 통하여 해당 지역의 노동력이 풍부해질 것이며 1인당 소득의 증가 속도를 감소시켜 지역 간 1인당 소득 격차를 완화할 것으로 보인다.

15세 이상 인구 증가는 인구순이동과 자연 증가에 기인할 것으로 보이는데 인구 순이동의 경우에는 1인당 소득의 발산을 유발하고 있지만 15세 이상 인구 증가는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있기 때문에 인구의 자연 증가도 1인당 소득의 수렴을 유발할 것으로 보인다. 이는 김정훈(2010)의 연구와 일부 유

사한 경향으로 볼 수 있다.

## 2. 기초자치단체 분석 결과

### 1) 기초자치단체 기본모형 분석 결과

전기 종속변수가 내생적인지를 검증하기 위하여 광역자치단체 분석과 마찬가지로 DWH 검정방법을 이용하였다.

검정 결과, 순생산물세와 15세 이상 인구, 그리고 두 변수의 로그값을 모두 이용한 경우에  $\beta_3$ 의  $t$ -통계량이 각각 -2.18, -0.56, -10.16으로 산정되었다. 15세 이상 인구의 로그값을 이용하는 경우에만  $t$ -통계량이 유의 수준보다 작게 산정되었고 두 가지 경우에는 모두  $t$ -통계량이 크게 산정되었다. 따라서 DWH 검증방법에 따르면 전기 종속변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각한다고 볼 수 있다. 따라서 기초자치단체 분석에서는 시스템 GMM이 보다 적절함을 알 수 있다(〈표 9〉 참조).

시스템 GMM의 추정 결과에 따르면 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율은 광역권 분석과 달리 1인당 소득에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율은 1인당 소득에 미약하나마 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

예를 들어 1인당 소득 수준이 높은 포항, 창원, 구미 등과 같은 도시들은 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 양(+)일 가능성이 높다. 이로 인해 동일 시도 내 타 시군구 간 이동 변화를 추정치가 양(+)의 값을 가졌을 것이다.

광역자치단체의 분석과 마찬가지로 타 시도 간 순이동 변화율은 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있는데 이는 특정 기초자치단체 내에서 경제활동이 활발한 지역이라 할지라도 대부분 수도권으로 인구 순유출

표 9 \_ 기초자치단체 추정 결과(기본모형)

| 구분                     | 모형 1                 | 모형 2                 | 모형 3                 | 모형 4                 |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전기 종속변수                | 0.9722***<br>(34.48) | 0.9725***<br>(37.34) | 0.9761***<br>(37.64) | 0.9713***<br>(34.57) |
| 동일 시도 내<br>동일 시군구 내 이동 | -0.0147<br>(-0.73)   | -                    | -                    | -0.0129<br>(-0.64)   |
| 동일 시도 내<br>타 시군구 간 순이동 | -                    | 0.0001***<br>(2.41)  | -<br>-               | 0.0001**<br>(2.44)   |
| 타 시도 간 순이동             | -                    | -                    | -0.0003<br>(-1.54)   | -0.0003<br>(-1.44)   |
| 상수항                    | 0.4820<br>(1.02)     | 0.4765<br>(1.09)     | 0.4132<br>(0.98)     | 0.4946<br>(1.08)     |
| 연도더미                   | Yes                  | Yes                  | Yes                  | Yes                  |
| 그룹개수                   | 207                  | 207                  | 207                  | 207                  |
| 관측치 개수                 | 1,635                | 1,633                | 1,635                | 1,633                |
| A-B 1계 자기상관            | -6.09***             | -6.05***             | -6.11***             | -6.03***             |
| A-B 2계 자기상관            | -0.04                | -0.19                | -0.10                | -0.16                |
| Hansen test            | 101.51***            | 99.09***             | 102.60***            | 99.95***             |
| Wald                   | 3,348.92***          | 3,949.58***          | 3,918.09***          | 3,474.40***          |

주: 1) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

2) 괄호 안은 z-통계량을 나타냄.

표 10 \_ 기초자치단체 추정 결과(확장모형)

| 구분                     | 모형 1                  | 모형 2                  | 모형 3                  | 모형 4                  |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 전기 종속변수                | 0.9225***<br>(27.77)  | 0.9117***<br>(24.66)  | 0.9237***<br>(28.07)  | 0.9115***<br>(24.51)  |
| 동일 시도 내<br>동일 시군구 내 이동 | -0.0266<br>(-1.33)    | -                     | -                     | -0.0223<br>(-1.09)    |
| 동일 시도 내<br>타 시군구 간 이동  | -                     | 0.0001**<br>(2.06)    | -                     | 0.0001*<br>(1.88)     |
| 타 시도 간 순이동             | -                     | -                     | -0.0002<br>(-1.05)    | -0.0001<br>(-0.89)    |
| 순생산물세                  | 0.0576***<br>(3.31)   | 0.0624***<br>(3.19)   | 0.0556***<br>(3.27)   | 0.0628***<br>(3.23)   |
| 15세 이상 인구              | -0.0746***<br>(-3.22) | -0.0807***<br>(-3.10) | -0.0719***<br>(-3.18) | -0.0812***<br>(-3.13) |
| 상수항                    | 1.4871**<br>(2.45)    | 1.6819**<br>(2.45)    | 1.4575**<br>(2.42)    | 1.6853**<br>(2.44)    |
| 연도더미                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 그룹개수                   | 195                   | 195                   | 195                   | 195                   |
| 관측치 개수                 | 1,511                 | 1,509                 | 1,511                 | 1,509                 |
| A-B 1계 자기상관            | -5.36***              | -5.29***              | -5.39***              | -5.27***              |
| A-B 2계 자기상관            | 0.12                  | -0.03                 | 0.05                  | 0.01                  |
| Hansen test            | 102.77***             | 100.72***             | 103.72***             | 103.16***             |
| Wald                   | 22,894.77             | 23,712.70             | 21,673.50             | 21,990.90             |

주: 1) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

2) 괄호 안은 z-통계량을 나타냄.



이 발생하므로 타 시도 간 순이동 변수는 1인당 소득에 의미 있는 효과가 나타나지 않는 것으로 풀이된다.

인구이동 변수와 별도로 모형 4에서  $1+\beta$ (전기 종속 변수) 추정치가 0.9713이며, 수렴속도( $\beta$ )는 -0.0287로서 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0287%가 높아져 1인당 소득의 수렴이 발생하고 있었다.

시스템 GMM 추정의 도구변수의 적절성을 검증하는 방법으로 Arellano and Bond(1991)가 제안한 오차항에 대한 자기상관 검증방법(이하 A-B 자기상관 검증방법)과 도구변수의 과대식별 적절성에 대한 Hansen test를 수행할 수 있다.

시스템 GMM에서는 원래 방정식을 1계 차분한 이후에 차분한 전기 종속변수의 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 과거값을 이용하는데 이때 원래 방정식의 오차항(식 7)의  $u_{it}$ 에 자기상관이 존재하지 않는다는 가정을 하고 있다. 이러한 경우에만 도구변수인 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 과거값이 금기의 오차항과 상관관계를 가지지 않게 된다.

이를 위해서는 <식 7>의 1계 차분한 오차항( $\Delta u_{it}$ )에 1계 자기상관은 존재해야 하고 [ $cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-1}) \neq 0$ ], 2계 자기상관은 존재해서는 안 된다 [ $cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-2}) = 0$ ]. 따라서 A-B 1계 자기상관 통계량은 값이 커야 할 것이고 A-B 2계 자기상관 통계량은 작은 값이 산정되어야 할 것이다.<sup>10)</sup>

이와 다른 도구변수의 적절성을 검증하는 방법으로 Hansen이 제안한 과대식별 검증방법(이하 Hansen test)이 존재하는데 귀무가설은 과대식별이 적절하다는 것이다.

본 분석에서 A-B 1계 자기상관은 존재하는 것으로 나타났으며 A-B 2계 자기상관은 존재하지 않

는 것으로 나타나서 도구변수의 적절성을 보여주고 있다. 그러나 Hansen test에서는 과대식별이 적절하다는 귀무가설을 기각하고 있었다. Arellano and Bond(1991)는 오차항에 이분산성이 존재할 경우에는 과대식별 검증방법이 적절하지 않을 수 있다고 하였다. 따라서 A-B 자기상관 검증방법에 따라 도구변수가 적절하다고 판단하였다.

그리고 모형별로 자료의 개수가 일부 차이가 존재하는데 이는 전기 종속변수의 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 전기 종속변수를 차분한 과거값을 이용하여 지방자치단체별로 일부 자료를 잃고 있기 때문이다. 또한 이것이 개별 인구이동변수와 결합하여 모형별로 자료의 개수가 차이가 나고 있다.

## 2) 기초자치단체 확장모형 분석 결과

다른 경제변수가 1인당 소득 수준에 미친 효과를 통제하기 위하여 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 설명변수로 추가하는 확장모형 분석을 시도하였다. 인구이동 변수 변화율의 추정치 부호와 통계적 유의성이 모두 기본모형과 유사하다(<표 10> 참조).

순생산물세는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데 어느 지역의 조세액이 증가하면 그 지역의 1인당 소득이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 15세 이상 인구의 부호는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 있는 것으로 나타났는데 15세 이상 인구가 증가하면 1인당 소득이 감소하는 것으로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 4의 추정 결과에서  $1+\beta$ (전기 종속변수) 추정치가 0.9115이며 수렴속도( $\beta$ )는 -0.0885로서 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0885%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으

10) 귀무가설이 자기상관이 존재하지 않는다는 것이므로 통계량이 크면 귀무가설을 기각하고 작으면 귀무가설을 수락함.

로 볼 수 있다.

그러나 기본모형과 마찬가지로 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 증가하면 해당 기초자치단체의 1인당 소득이 증가하는 것으로 나타나 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동으로 인하여 1인당 소득의 발산이 발생하고 있었다.

그리고 조세액에 의해서도 1인당 소득의 지역 간 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다. 특정 지역의 경제활동 수준이 증가함에 따라 조세액이 증가하면 이는 지역 간 경제 수준 격차를 더욱 증대시키는 것임을 알 수 있다.

그러나 15세 이상 인구의 경우에는 1인당 소득의 지역 간 수렴이 어느 정도 발생하고 있음을 알 수 있다. 광역자치단체 분석과 마찬가지로 인구순이동의 경우에는 1인당 소득의 발산을 유발하고 있지만 15세 이상 인구 증가는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있기 때문에 인구의 자연 증가도 1인당 소득의 수렴을 유발할 것으로 보인다.

기본모형과 마찬가지로 A-B 자기상관 검증방법과 과대식별 검증을 시도하였는데 검정 통계량이 기본모형과 유사하게 산정되었다. 본 논문에서는 기본모형과 마찬가지로 A-B 자기상관 검증방법에 따라 도구변수가 적절하다고 판단하였다.

### 3. 광역 및 기초자치단체 분석 종합

본 절에서는 광역 및 기초자치단체의 다양한 분석모형 중 주요 연구 결과를 종합하여 비교하였다.

광역자치단체는 기본 및 확장모형 3을 선택하였고 기초자치단체는 기본 및 확장모형 4를 선택하였다. 이는 동 모형들에서 인구이동 변수가 모두 고려되었기 때문이다.

광역자치단체의 경우에 Hausman 검증 결과에 따라 기본모형에서는 고정효과 모형을 선택하였지만

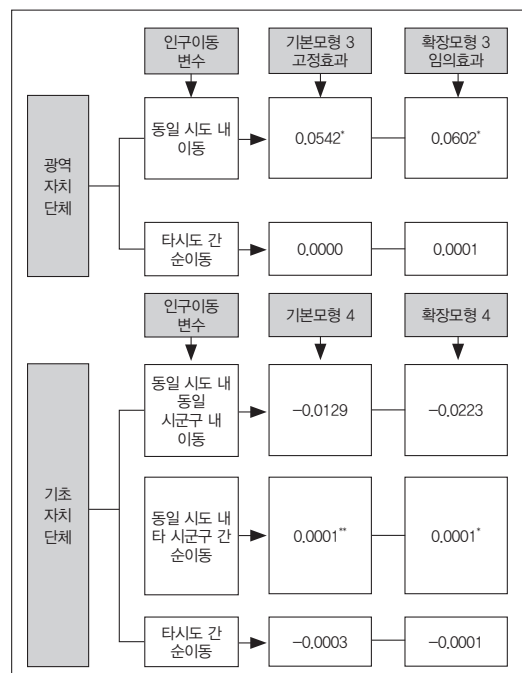
확장모형에서는 Hausman 검증의 통계량이 10% 수준에서 유의하여 임의효과 모형을 선택하였다. 그리고 본 연구의 주요 변수인 인구이동 변수에 대해 비교분석하였다.

〈그림 1〉은 주요 분석 결과의 인구이동 변수 추정치를 요약한 것으로 광역자치단체의 경우에 동일 시도 내 이동변수가 유의한 양의 값을 가지고 있으며 타 시도 간 순이동 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 동일 시도 내 인구이동이 증가하면 해당 광역자치단체의 1인당 생산성이 증가할 것이다.

기초자치단체의 경우에는 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변수만이 통계적으로 유의한 값을 가지고 다른 인구이동 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 시도 내 타 시군구 간 인구이동이 증가하면 해당 지방자치단체 1인당 소득에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 보인다.

광역자치단체 분석에서 동일 시도 내 인구이동이

그림 1 \_ 광역 및 기초자치단체 분석 종합



주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

해당 지방자치단체 1인당 소득에 영향을 미치는데 이를 기초자치단체 수준으로 분해하여 분석하면 그 중에서 동일 시도 내 타 시군구 간 인구이동은 1인당 소득을 증가시키지만 동일 시도 내 동일 시군구 내 순 이동은 영향을 못 미치고 있었다. 광역 및 기초자치단체에서 타 시도 간 순이동은 모두 1인당 소득에 영향을 미치지 않고 있었다.

## V. 결론 및 시사점

본 논문에서 우리나라의 지역 자료를 이용하여 인구 이동으로 인하여 지역 간 경제력 격차가 어떠한 변화를 보일 것인지에 대하여 분석을 시도하였다. 특히 기존 연구와 달리 광역자치단체뿐만 아니라 기초자치단체 자료를 이용하였고 지역 간 이동뿐만 아니라 지역 내 이동까지 분석에 포함하였다는 점에서 기존 연구와 차별성이 존재한다.

그리고 기존 연구와 달리 설명변수로 전기 종속변수를 이용하는 데 따른 내생성 검증을 시도하였고 이에 대한 보완책으로 시스템GMM 방법을 이용하였다는 점에서 의의가 있다.

분석 결과에 의하면 광역자치단체의 경우에 지역 내 이동(동일 시도 내 이동)을 통하여 1인당 소득의 발산이 발생하고 있다는 것이 확인되었으며 지역 간 이동(타 시도 간 이동)은 1인당 소득에 유의미한 영향을 미치지 못하고 있었다. 또한 조세액에 의해서도 1인당 소득의 발산이 있었다. 다만 15세 이상 인구에 의해서 1인당 소득의 수렴현상을 다소나마 확인할 수 있었다.

기초자치단체의 경우 지역 내 이동(동일 시도 내 동

일 시군구 내 이동)은 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있었으며 지역 간 이동 중 타 시도 간 이동의 경우에도 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있었다. 그러나 동일 시도 내 및 타 시군구 간 이동은 1인당 소득의 발산을 유발하고 있었다.

그리고 광역권 분석과 유사하게 조세액은 지방자치단체 간의 1인당 소득의 발산을 유발하고 있었으며 15세 이상 인구는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있었다.

본 논문의 분석에서 광역권 분석과 기초자치단체 분석의 결과가 다소 상이하게 나타났는데 이는 현재 우리나라 상황을 잘 설명하는 것으로 볼 수 있다. 광역권 차원에서는 지역 간 인구이동보다 지역 내 인구이동을 통하여 해당 지역의 경제성장이 촉진된다고 볼 수 있다. 즉 해당 광역자치단체의 인구이동 및 통행이 활발해진다는 것은 해당 광역자치단체의 경제활동 수준이 높아짐을 의미하는 것이다. 예를 들어 수도권 및 충청권 등의 지역 내 인구이동 수준이 높다는 것은 해당 지역의 경제활동이 활발하다는 것이다.

최근 세종특별자치시와 혁신도시 및 기업도시로의 기관 이주가 활발해지고 있다. 물론 이러한 기관 이전은 주로 수도권 인구 분산을 유도하기 위한 것이지만 오히려 주변 기초자치단체에서의 인구 유입이 활발해질 수도 있다.<sup>11)</sup>

본 논문의 기초자치단체 분석을 감안하면 세종특별자치시<sup>12)</sup>와 혁신·기업도시 주변 기초자치단체에서의 인구 유입이 발생한다면 이로 인하여 주변 기초자치단체와의 1인당 소득 격차가 증대될 여지가 있을 것이다.

세종특별자치시 및 혁신·기업도시로 공공기관

11) 실제 전북 혁신도시의 전입인구는 약 7,700여 명인데 수도권 등 타 시도로부터의 인구 유입이 아니라 전라북도의 지역 내 인구이동에 기인한 것으로 보고 있음(김동욱 2008).

12) 본 분석의 정의에 따르면 충청권 지역에서 세종특별자치시로의 인구이동은 동일 시도 내 타 시군구 간 이동이 아니라 타 시도 간 이동임. 다만 다른 혁신 및 기업도시와 비교하기 위하여 세종특별자치시를 구분하지 않고 동일한 것으로 간주하였음.

이 이전함으로써 다양한 일자리가 창출되고 따라서 주변 시군구에서 인구 유입이 발생할 가능성이 높다. 특히 이전 공공기관과 관련된 협력업체가 세종특별자치시 및 혁신·기업도시로 함께 이전할 것인데 이에 따른 인력 및 일자리 창출이 세종특별자치시 및 혁신·기업도시에서 발생할 것이며 이는 주변 시군구의 인구 유입 동기가 될 것이다.

따라서 주변 시군구에서는 이전 공공기관과 관련된 협력업체들을 유인하는 정책을 제공해야 할 것이며 광역자치단체 차원에서도 이를 지원할 필요성이 있다.

## 참고문헌 •••••

- 김동욱, 2008. 전주시 인구 63만명 돌파- '전주시 인구', 새전북일보, 6월 18일, [http://polisci.kr/wordpress/?tag=%EC%A0%84%EC%A3%BC%EC%8B%9C\\_%EC%9D%B8%EA%B5%AC](http://polisci.kr/wordpress/?tag=%EC%A0%84%EC%A3%BC%EC%8B%9C_%EC%9D%B8%EA%B5%AC).
- 김정훈, 2010. 재정분권과 지역경제 성장의 수렴. 서울: 한국조세연구원.
- 김종구, 2008. 우리나라 지방자치하 지방재정지출이 지역경제성장에 미친 영향. 국제지역연구 12권, 1호: 143-164.
- 김현아, 2007. 재정분권과 지역소득. 재정논집 21권, 2호: 1-21.
- \_\_\_\_\_, 2013. 시도간 인구이동과 재정정책. 재정포럼 203호: 23-38.
- 이상호, 2010. 지역 간 이동의 결정요인 및 임금효과. 지역연구 26권, 1호: 45-70.
- 변창욱, 최윤기, 김동수, 2011. 경제활동의 공간 패턴 분석-지역 경제활동과 인구이동 간의 연관성을 중심으로. 서울: 산업연구원.
- 왕형근, 2006. 인구이동으로 본 우리나라 지역경제의 동태적 특징. 서울: 한국은행.
- Acemoglu, D. 2009. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton: Princeton University Press.
- Arellano, M. and Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58, no.2: 277-297.

- Arellano, M. and Bover, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68, no.1: 29-51.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. 1995. *Economic Growth*. London: McGraw-Hill.
- Borjas, G. J. 2000. Economics of migration. *International Encyclopedia of the Social and Behavior Sciences* 3-4, no.38: 1-22.
- Blundell, R. and Bond, S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, no.1: 115-143.
- Davidson, R. and MacKinnon, G. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Hausman, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, no.6: 1251-1271.
- Roodman, D. 2009. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in stata. *Stata Journal* 9, no.1: 86-136.
- 통계청 국가통계포털. <http://kosis.kr>.

- 
- 논문 접수일: 2015. 4. 24
  - 심사 시작일: 2015. 5. 11
  - 심사 완료일: 2015. 5. 18

---

## 요약

주제어: 인구이동, 경제성장, 수렴, 발산, 패널자료

본 논문에서는 우리나라의 인구이동과 지역경제발전과의 관계를 실증분석을 통하여 규명하고자 하였다. 구체적으로 우리나라 2000년부터 2013년까지 광역자치단체 및 2000년부터 2011년까지 기초자치단체의 패널자료를 이용하여 인구이동이 지역경제 성장에 어떠한 영향을 미치는지를 고정 및 임의효과 추정방법과 시스템 GMM을 이용하여 분석하였다. 광역자치단체 분석에 의하면 동일 시도 내 이동을 통하여 1인당 소득수준이 발산하고 있었는데 동일 시도

내 인구이동이 증가하면 해당 광역자치단체의 1인당 소득이 증가하였다. 그리고 기초자치단체 분석에 의하면 동일 시도 내 타 시군구 간 이동을 통하여 1인당 소득의 발산이 확인되었다. 즉 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 증가하면 해당 기초자치단체의 1인당 소득이 증가하였다. 그리고 순생산물세 수준은 광역 및 기초자치단체의 1인당 소득 발산을 유발하고 있었지만 15세 이상 인구 수준은 1인당 소득의 수렴을 초래하였다.