韓國開發硏究 第16卷 第2號 1994 여름호

Box-Cox 變形을 이용한 地價函數의 推定

孫 在 英
安 弘 基

공시지가제도하에서 개별필지 가격산정은 地價函數 추정, 比準表 작성, 인근 유사 標準地와의 특성차이를 감안한 가격결정 과정을 거치는데, 각 단계의 기술적 문제에 대한 연구는 별로 없었다. 이 글은 地價函數 추정에서 log-log함수형태가 통계학적으로 또는 실제 활용상 적합한가의 문제와 地價函數 추정결과를 그대로 地價豫測式으로 이용할 수 있는가의 두가지 문제를 다루고 있다. 서울시 서초구와 강남구자료에 대해 Box-Cox 變型을 이용한 地價函數와 log-log형태의 地價函數를 추정하여 비교해 본 결과 통계학적으로는 전자가 우월하지만, 地價推定에서 양자간의 차이는 크지 않았으며 推定費用, 活用의 용이성 등의 관점에서는 후자가 선호되었다. 또 地價函數 추정결과를 현재와 같이 표준지와 여타 토지간의 價格差異를 계산하는 용도로 한정하는 것이 標準地價格 자체가 가진 정보를 활용하는 방안으로 바람직하다는 결론을 얻었다.

Ⅰ. 序 論

공시지가제도에 의한 標準地 공시지가와 여타 土地(즉 지가산정 대상토지)의 個別地價는 대부분의 토지조세 및 부담금의 산정, 여타 土地政策의 필수 자료로 쓰이고 있다.[1] 따라서 공시지가 및 개별지가의 정확한 평가는 土地制度의 실효성제고 및 納稅義務者의 協力(compliance)을 확보하는 데 있어서 매우 중요하다. 공시지가 자체의 정확도, 즉 감정평가사의 평가능력에 대한 논란이 없는 것은 아니나[2] 대다수의 토지가 개별지가 산정대상의 범주에 들어 있음을 감안할 때, 個別地價 算定의 方法論과 그 適用에 큰 관심을 가지지 않을 수 없다.

공시지가제도하에서는 30만에 달하는 標

筆者 : 孫在英－本院 硏究委員
安弘基－本院 主任硏究員

* 이 글의 초고를 읽고 유익한 논평을 주신 柳一鎬, 金俊逸, 高英先 박사께 깊은 감사를 드린다.

1) 다만 취득세, 등록세는 검인계약서상의 거래가격을, 종합토지세는 내무부의 과세시가표준액을 기준으로 부과되고 있다.

2) 건설부가 지방자치단체의 지가평가 담당 공

準地의 조사자료에 담겨져 있는 정보를 취합, 가공하여 比準表를 작성하고 이를 활용하여 2,400만을 상회하는 여타 토지의 개별지가를 산정하게 된다. 1989년 최초의 市·郡·區別 比準表가 작성된 이래 4차에 걸쳐 比準表가 재작성 또는 개정되는 과정에서 각 표가 적용되는 土地市場의 範圍, 표본크기, 표에 수록되는 토지특성 항목, 적용방법 등에 있어 여러가지 변화가 있었지만 比準表 작성의 기법에는 변화가 없었다.[3] 즉 ① 多重回歸分析을 가격구조의 분석틀로 하되 ② log-log형태의 추정식을 사용하며, ③ 地價函數 추정결과가 설명변수(토지특성 변수) 차이에 따른 가격증감 배율을 계산하는 데 쓰인다는 점이 그것이다. 단기간에 적은 비용으로 개별지가를 산정하기 위한 大量評價技法의 방법론으로 다중회귀분석을 대신할 만한 代案은 아직 제시된 바 없다. 그렇지만 比準表 작성 및 활용상의 세부적인 요소들은 아직도 개선의 여지를 가지고 있어서, 比準表 작성을 담당하는 國土開發硏究院(建設部, 1992·1993)뿐 아니라 曺周鉉(1993·1994), 孫在英(1993)도 여러 문제점을 지적하고 改善代案을 제시한 바 있다. 이들 연구도 지적하고 있지만, 標準地 選定原則과 관련된 표본의 질, 다중회귀분석의 추정식 형태, 추정결과의 해석 및 활용방법 등 比準表 작성의 技術的 問題에 대해서는 아직 연구가 부족한 형편이다. 예컨대, 다중회귀분석 추정결과를 豫測式으로 하여 개별필지 가격추정에 활용할 수 있는 가능성을 韓國土地開發公社(1989), 蔡美玉(1991) 등이 언급하고 있으나 구체적인 검토는 아직 없다.

이 글은 이러한 기술적 문제 중 서로 연결된 두가지 문제를 다루고 있다. 첫째로, 地價와 土地特性간의 回歸分析에서 log-log 形態의 推定式이 통계학적으로 또는 실제 활용상 적합한 형태인가의 문제이며, 둘째로 標準地 자료를 이용한 地價函數 추정결과를 그대로 個別地價 推定(또는 豫測)에 이용할 수 있을 것인가의 문제이다.

地價函數를 log-log형태로 상정하는 관행이 확고한 근거를 가지기 위해서는 보다 일반적인 형태의 함수형태를 추정하고 이를 통해 log-log형의 추정식이 적합한 것인지를 검증할 필요가 있다. 만약 log-log형이 적합하지 않은 것으로 판명된다면 보다 일반적인 함수형태를 사용함으로써 比準表의 정확도를 높일 수 있을 것이다. 우리는 log-log함수를 특수한 경우로 포함하는 일반적 함수형태, 즉 Box-Cox 변형을 이용한 地價函數를 추정하여 log-log 등 보다 단순한 함수형태의 적합성을 검증한다. 아울러 地價函數를 지가추정식으로 활용하고자 할 때 실제 활용에 있어 수용가능한 오차의 범

무원에 대해 설문조사한 결과를 보면 표준지의 공시지가간에 균형이 이루어져 있는가, 그리고 공시지가의 가격수준이 적정한가에 대해 부정적인 응답을 한 비율이 각각 50% 이상이다(建設部, 1992·1993).

3) 비준표 작성방법의 변천에 대한 자세한 논의는 孫在英(1993) 참조.

위내에서 지가를 추정할 수 있는지를 살펴보겠다.

제Ⅱ장에서는 Box-Cox 변형을 이용한 추정식은 통계학적으로 log-log함수를 특수한 경우로 포함하고 있을 뿐 아니라 單核都市模型의 이론적 地價函數 解로서도 보다 일반적이라는 성질이 있음을 소개한다. 다음으로 Box-Cox 변형을 이용한 추정식을 서울 서초구, 강남구 공시지가 標準地資料에 실제로 적용하는데, 제Ⅲ장에서는 서초구, 강남구의 자료를 개관하고 추정방법을 논의한다. 제Ⅳ장은 추정결과를 통해 log-log형 또는 여타의 선형추정식이 통계적으로 적합한가를 검토하며, Box-Cox 변형을 이용한 추정식과 log-log형 등의 선형추정식 양자가 지가추정에 있어 실질적 차이를 낳는지를 보도록 하겠다. 또한 地價函數 推定結果를 地價豫測式으로 이용할 경우의 오차에 대해 여러 각도에서 검토한다. 제Ⅴ장은 결론으로 이 글의 논의와 政策的 意味를 整理한다.

Ⅱ. Box-Cox 變形을 利用한 地價函數 推定式

比準表란 지가를 토지의 특성변수들에 회귀분석한 결과를 표의 형태로 나타낸 것이므로, 回歸分析의 質이 比準表의 정확도를 결정한다. 지가와 토지특성간의 관계에 대한 연구들이 公示地價制度에 의한 大量評價에 이론적 근거를 제공하였는데(國土開發硏究院, 1984 · 1985), 이 연구들은 特性勘案價格函數(hedonic price function)에 관한 문헌에 출처를 두고 있다. 특성감안가격함수란 주택, 토지, 자동차, 노동력 등 질적 차이를 가진 財貨의 價格을 (質을 표시하는) 개별 특성들의 函數로 표시한 식이다.

$$P = P(Z_1,\ Z_2,\ \cdots\ Z_n)$$

토지에 한정한다면 P가 지가, $(Z_1,\ Z_2,\ \cdots\ Z_n)$이 용도지역, 지목, 도로여건, 주변현황 등을 나타내는 토지의 특성벡터가 되는데, 이 특성감안가격함수를 地價函數라고 부른다.

만약 地價函數가 競爭的 土地市場의 均衡價格函數라면 그 추정결과가 수요자의 選好體系나 공급자의 生產構造를 밝히는 단서를 제공해 줄 수 있으며, 效用函數 또는 生產函數의 추정을 통해 토지의 개별적 특성, 예컨대 대기오염의 증감에 대한 費用-便益分析 등을 행할 수 있다. 이에 관련된 방대한 문헌은 우리의 논의와 무관한 것이지만, 한가지 언급해야 할 점은 地價函數의 형태가 효용함수나 생산함수의 추정과 같은 후속작업에 매우 중요한 제약을 가한다는 사실이다. 즉 地價函數形態와 효용함수(또는 생산함수)형태가 일정한 관계를 가지고 있을 경우, 효용함수(또는 생산함수)의 識別(identification)이 불가능해진다(Brown and Rosen, 1982). 이 문제를 회피하기 위

한 대안으로 연구자들은 흔히 지가 및 여타 변수를 Box-Cox 변형하여 地價函數를 추정하였다.[4] 변형계수 r에 대한 변수 P의 Box-Cox 변형 $P^{(r)}$이란

$$P^{(r)} = \log P, \ (r=0\text{일 경우})$$
$$(P^{r}-1)/r, \ (r \neq 0\text{일 경우})\ \text{인데,}$$

$r \rightarrow 0$ 일 때 $P^{(r)} \rightarrow \log P$이므로 Box-Cox 변형식은 연속함수이며, $\log P$와 P가 변형계수값 0, 1인 특수한 경우에 해당되므로 log-log형 등 특정함수형태를 恣意的으로 선택할 필요성을 없애준다. 즉 위의 地價函數에서 P 대신 $P^{(r)}$, Z 대신 $Z^{(r)}$로 대체하여 추정한다면 최적 함수형태에 대한 검증이 가능해지는 것이다.

Box-Cox 변형이 선호되는 이유는 이와 같은 실증분석상의 이점에 국한되지 않는다. 單核都市模型에서 지가와 都心으로부터의 거리의 관계를 나타내는 地價函數(land price gradient)의 형태로서 陰指數函數(negative exponential function)가 실증분석에서 광범위하게 이용되는 한편으로, 이 함수형태가 어떠한 조건하에 이론적인 地價函數의 解가 되는지에 대한 연구도 진행되어 왔다. Kau et al.(1986)은 토지, 주택, 노동시장간의 일반균형으로 묘사되는 단핵도시모형에서 도출되는 地價函數의 解로서 陰指數函數 형태의 地價函數가 住宅需要函數에 상당히 강한 가정을 부과하는 것임을 보이고 지가변수를 Box-Cox 변형한 함수가 보다 일반적인 것임을 밝히고 있다.[5]

요약하면, Box-Cox 변형을 이용한 地價函數는 이론적인 수준에서 배후의 효용함수에 가하는 제약이 작으며, 실증분석 과정에서 함수형태를 恣意的으로 선택할 필요성을 없애줄 뿐 아니라, Rosen流의 선호체계 분석이나 생산구조 분석이 후속작업으로 따를 경우 識別의 問題를 해결하는 방편으로 線型地價函數에 비해 우월하다.

그러나 이러한 이점에는 비용이 따른다. Box-Cox 변형을 이용할 경우 추정식은 일부 추정계수에 대해 非線型의 형태를 가지

4) 識別의 問題가 알려지면서 Box-Cox 변형이 특성감안가격함수의 표준적인 대안으로 자리잡게 되었지만, 그 이전부터도 자료에 가장 잘 부합되는 함수형태의 하나로서 선호되었다. Rosen(1974)이 特性勘案價格函數의 형태를 선험적으로 규정할 이론적 근거가 없음을 강조하고 표본에 대한 전체적인 부합성(overall goodness of fit)이 함수형태 선정에 주된 고려요인이 될 것을 제안한 이래 Goodman(1978)이 최초로 Box-Cox 변형을 부동산시장에 적용하였다.

5) 즉 Muth-Mills流의 一般均衡論的 도시공간구조 모형에 있어 陰指數函數 형태의 지가함수는 住宅需要의 價格彈力性이 −1일 때 얻어지는 특수한 解이다. Mayo(1981)는 다양한 이론적, 경험적 증거들을 취합하여 자가소유자나 임차자 모두에 있어 價格彈力性이 −1.9 이상임을 밝혀서 이 가정이 적합하지 않으며 보다 일반적인 형태의 지가함수 추정식이 타당하다는 주장을 뒷받침하고 있다(Kau et al., 1986, pp. 20~30). 여기서 한 가지 언급할 점은 都市模型에 있어 地價란 토지서비스흐름(flow)의 가격, 곧 地代를 의미한다는 것이다. 우리의 분석대상은 토지스톡가격으로서의 지가이지만 裁定條件 등에 의해 地代와 스톡가격간의 관계가 일정한 常數에 의해 변환될 수 있으므로 큰 문제 없이 위의 논의가 적용된다.

게 되므로 OLS와 같이 표준화된 방식으로 간단히 추정될 수 없다. 오차항이 正規分布를 한다는 등의 가정하에 最尤推定(maximum likelihood estimation: 이하 MLE)을 행하게 되며, 여기에는 非線型極大化(non-linear maximazation) 과정이 개재된다. 종래에 비해 전산비용이 낮아졌고 非線型極大化를 보다 용이하게 할 수 있는 패키지들이 다양하게 개발되어 있지만 아직도 선형모형의 추정에 비해서는 MLE가 시간과 노력의 측면에서 큰 비용이 소요된다. 비선형극대화 과정을 수행하는 통계패키지들은 대개 1계 및 2계 편미분값을 數値近似(numerical approximation)하여 계산하고 계수값을 변화시키면서 극대값을 찾아가게 되는데, 그 진행과정을 통제하기 힘드므로 문헌에 보고된 추정결과들이 복제될 수 있는 예가 드물다. 일부의 연구자들은 尤度函數(likehood function: 이하 LF)의 1계 및 2계 미분식을 직접 풀어쓰고 추정의 모든 과정을 통제하는 것을 선호하기도 하지만 이 경우 추정에 소요되는 시간과 노력이 증가하는 것은 물론이다. 또한 非線型極大化 문제를 푸는 과정에는 全範圍極大點(global maximum)과 局部極大點(local maximum)을 구분하지 못할 가능성도 상존한다.

두번째로, Box-Cox 변형을 이용한 함수를 추정할 때 일반적으로 誤差項이 正規分布를 한다는 가정을 하게 되는데, Amemiya(1985, pp. 249~252)는 변형된 좌항변수가 일정 범위를 벗어날 수 없으므로[6] 오차항도 상한 또는 하한을 가지게 됨을 지적하고 있다. 이는 오차항이 正規分布를 할 수 없으며, 문헌에 나타난 거의 모든 추정결과들이 잘못된 LF를 사용하고 있다는 것을 의미한다. 그러나 斷切正規分析函數(truncated normal distribution function)를 사용하여 이를 교정하려는 시도는 非線型極大化 과정을 한층 복잡하게 만드므로 현실적으로 어렵다는 문제가 있다.

셋째로, Box-Cox 변형을 이용한 추정결과는 변형된 좌항변수 $P^{(r)}$에 대한 최적의 추정결과이지 P에 대한 최적의 추정결과가 아니다. 따라서 $P^{(r)}$을 좌항변수로 하는 추정결과에 바탕을 둔 P에 대한 예측은 偏倚(bias)를 가진다(Cassel and Mendelsohn, 1985). 이 문제는 Box-Cox 변형뿐 아니라 log 변형 등 대부분의 비선형 변형에 적용되는 문제이긴 하지만 지가추정 또는 예측에 주안점을 두고 추정결과를 활용함에 있어 각별한 주의가 요망된다. 이 문제는 뒤에서 보다 자세히 검토할 것이다.

마지막으로, Box-Cox 변형을 이용한 추정결과를 재차, 삼차 가공하여 활용할 때, 최종 결과의 통계적 성질을 논의하기 어렵다. 예를 들어 Rosen流의 효용함수분석에서 특정 정책의 費用 또는 便益의 측정치에 대한 信賴區間(confidence interval)을 계산하기 어려운 경우가 많다.

6) 즉 $r > 0$이라면 $P^{(r)} \geq \frac{-1}{r}$ 이며, $r < 0$이면 $P^{(r)} \leq \frac{-1}{r}$이다.

Box-Cox 변형을 이용한 地價函數가 이제까지의 log-log함수형태에 비해 우월한 것은 도시공간 모형의 일반성으로 보나 통계적 검증력으로 보나 분명한 사실이지만, 실제활용에 있어서는 그 추정상, 해석상, 활용상의 문제를 감안하는 것이 필요하다. 예를 들어 比準表 作成을 위한 추정작업에서 만약 Box-Cox 변형을 이용한 추정결과가 log-log함수의 추정결과와 크게 다르지 않다면 MLE에 따르는 비용을 정당화하기 어려울 것이다.

Ⅲ. 資料 및 推定

1. 資 料

地價函數를 推定하기 위한 자료로서 1992년 1월 1일을 기준으로 한 서초구 및 강남구의 공시지가 標準地 조사자료를 이용하였다. 이 자료는 2人 이상의 鑑定評價士가 평가한 지가뿐 아니라 용도지역 및 지구, 지목[7], 토지형상 및 고저, 각종 편익시설까지의 거리, 도로현황 등의 土地特性을 수록하고 있으며, 1992년도 比準表를 작성하기 위해 직접 이용된 것이다. 標本의 특성을 살펴보기 위해 地籍統計에 수록된 지목별 현황과 대비한 필지수, 총면적, 평균면적을 〈附表 1〉에 정리하였다. 필지수 기준으로는 전토지, 즉 母集團의 2.5~3%의 標本抽出이 이루어졌으며, 면적기준으로는 3~6%의 표본추출이 되어 공시지가 標準地가 모집단 필지들에 비해 큰 필지들임을 알 수 있다. 標準地 추출이 재산세 과세대상에 한정됨에 따라 공공용지가 대부분인 기타 지목의 토지들은 거의 표본에 포함되지 않은 반면 대지가 상대적으로 많이 포함되어 있음을 알 수 있다.

공시지가 標準地資料가 통계분석에 적합한 표본인가에 대해서는 논란의 여지가 있다. 孫在英(1993)에서 논의하는 바와 같이 현행 標準地 선정원칙이 作爲標本抽出의 성격을 가지고 있기 때문이다. 標準地 選定原則은 분명히 標本의 檢閱(censoring)을 내포하는 것이지만 그 영향이 추정의 偏倚를 가져올 만큼 심한지에 대해서는 연구가 되어 있지 않다.[8] 여기서는 이 문제를 고려하지 않고 추정에 들어가기로 한다.

7) 현행 地籍法에 의한 地目分類는 24개 지목에 의해 이루어지고 있는데, 여기서는 전, 답, 임야, 대, 공장용지, 잡종지, 기타의 7개 대표지목으로 분류하였다. 목장용지는 임야에, 과수원은 전에 포함시킨다. 서초구, 강남구 자료에서 공장용지는 존재하지 않는다.

8) 김성배 · 서순탁(1993, pp. 30~35)은 표본추출의 문제와는 다른 이유에서 지가함수 추정이 偏倚를 가질 가능성을 논하고 있다. 즉 用途地域 指定이 지가에 영향을 미치는 여러 요인에 의해 內生的으로 결정될 가능성이 크기 때문에 설명변수(용도지역 지정현황)와 오

2. log-log 地價函數의 推定

比準表를 작성하기 위한 현행의 地價函數 추정작업은 각 行政區域의 用途地域別로 이루어진다. 여기서는 기계적인 행정구역별 구분이 필요한지를 검토하려는 의도로 서초구와 강남구 자료를 통합(pooling)하여 住居, 商業, 綠地 등 3개 용도지역에 대해 각각 地價函數를 추정하였다. 선험적으로는 양 區의 개발시기, 개발형태 및 기능 등에 별 차이가 없어 지가구조도 유사할 것으로 예상하였다.

地價函數 추정과정은 地價를 좌항변수로, 여러 土地特性變數를 우항변수로 하여 많은 우항변수의 조합을 실험하여 선험적인 기대를 충족시키는 점에서나 R^2 또는 $\bar{R}^2$로 표시되는 설명력의 크기로 보아 최적의 우항변수 조합을 찾아내는 작업이다. 예를 들어 都心으로부터의 거리변수가 (+) 부호를 가지게 되면 이를 정당화해 줄 수 있는 특별한 지역적 사정이 발견되지 않는 한 추정 결과를 받아들이기 곤란하다.

공시지가 標準地 調査表에 나타나 있는 변수들은 地價, 도심으로부터의 거리, 필지 면적을 제외하고는 대부분 더미변수로 표시되는 항목들이다. 이는 전철역으로부터의 거리와 같이 標準地 조사단계에서, 또 比準表의 활용단계에서 정확한 측정이 곤란한 변수들이 많기 때문이기도 하고, 용도지역 지정현황, 지목 등과 같이 변수자체가 類型을 표시하는 것이기 때문이기도 하다. 지목을 표시하기 위해 6개의 더미변수가 필요한 것과 같이 하나의 토지특성이 여러 개의 더미변수로 표시되어야만 하는 경우가 많다. 더욱이 도로현황과 같은 토지특성은 路幅, 角地여부, 포장여부, 인근도로유형 등 수개의 변수에 의해 구분되고 있으므로, 만약 모든 가능한 도로현황을 하나씩의 더미변수로 표시한다면 도로현황을 위해서만 해도 수십 개의 우항변수가 필요하다. 標本數에 따른 自由度의 제약이 없다 하더라도 추정 결과가 좋지 못할 것이며, 너무 많은 토지 특성이 比準表에 표시됨에 따라 그 실제적 활용이 번거로울 것이다.

比準表 작성을 염두에 둔 地價函數 추정의 성패는 최소한의 토지특성변수 조합으로써 지가를 잘 설명할 수 있도록 토지유형을 나누는 데 달려 있다. 우리도 여러 차례의 실험을 거쳐 log-log형의 地價函數에 포함될 우항변수조합을 찾아내었는데, 최종 추정과정에 포함되었던 변수들의 정의와 단순통계량이 〈表 1〉에, log-log 地價函數의 OLS 추정결과가 〈表 2〉에 수록되어 있다.

이 추정결과를 개관하면 주거·녹지지역에서는 서초구의 지가가 낮지만, 상업지역에서는 두 區 사이에 차이가 없다. 3개 용

차항간의 상관관계가 존재할 수 있다는 문제이다. 과연 용도지역 지정이 內生變數이며, 용도지역 결정식과 지가함수로 이루어진 聯立方程式이 추정되어야 하는가의 문제는 좀 더 연구할 필요가 있으나, 그 경우 선형지가 함수의 추정만 해도 매우 복잡해진다.

〈表 1〉 地價函數 推定式에 포함된 變數一覽

用途地域	變數名	內 容	平 均	標準偏差
가. 住居地域 (1746필지)	*AREA*	필지면적(㎡)	1,359.8	9,658.8
	DCBD	도심으로부터의 거리(km)	9.37	1.43
	DCODE	서초구=1, 강남구=0	0.495	0.500
	*DDRD*1	광로에 접한 각지	0.0773	0.267
	*DDRD*2	광로에 한면 접합	0.0738	0.262
	*DDRD*3	중로에 접합	0.115	0.319
	*DDRD*4	소로에 접합	0.581	0.494
	*DDRD*5	세로에 접하거나 맹지이지만 인근 간선도로가 광로임	0.0258	0.158
	*DSWAY*1	100m 이내에 전철역, 터미널 위치	0.0389	0.193
	*DSWAY*2	100~500m 이내에 전철역, 터미널 위치	0.327	0.469
	DDCOM	시장, 상업, 업무용 토지 이용	0.435	0.496
	DNOIS	소음 있음	0.0189	0.136
	DSHAP	정방형 또는 장방형 토지	0.607	0.489
	DHEIT	평지	0.831	0.375
	DSCHL	100m 이내에 학교 위치	0.151	0.358
	*DGMK*1	지목이 垈	0.976	0.153
	ASSP	공시지가 평가액(원/㎡)	2,676,400	1,508,500
나. 商業地域 (230필지)	*AREA*	필지면적(㎡)	811.5	2,669.0
	*DRD*1	광로에 접한 각지	0.200	0.401
	*DRD*2	광로에 한면 접합	0.374	0.485
	*DRD*3	중로에 한면 접합	0.783	0.269
	*DRD*4	중로에 접한 각지	0.096	0.295
	*DSWAY*1	100m 이내에 전철역, 터미널 위치	0.183	0.387
	*DSWAY*2	100m~500m 이내에 전철역, 터미널 위치	0.465	0.500
	DMAKT	시장 또는 상가	0.517	0.501
	DGVRN	100m 이내에 주요 관공서 위치	0.030	0.172
	ASSP	공시지가 평가액(원/㎡)	7,015,300	2,729,200
다. 綠地地域 (205필지)	*AREA*	필지면적(㎡)	5,866.3	12,335.8
	DCBD	도심으로부터의 거리(km)	14.38	2.00
	DCODE	서초구=1, 강남구=0	0.517	0.501
	*DROD*1	광로에 접함.	0.0780	0.269
	*DROD*2	중로 또는 소로에 접했거나, 인근 간선도로가 광로임	0.644	0.480
	DGRN	개발제한구역	0.790	0.408

用途地域	變數名	內　容	平　均	標準偏差
	DSHAP	정방형 또는 장방형 토지	0.278	0.449
	DDHET	평지 또는 완경사지	0.868	0.339
	*DGMK*1	지목이 垈	0.307	0.463
	*DGMK*2	지목이 林野	0.234	0.425
	DBLT	주거, 상업, 공업 또는 공공시설 용도로 이용	0.405	0.492
	ASSP	공시지가 평가액(원/㎡)	437,100	412,200

〈表 2〉 log-log 地價函數의 OLS 推定結果

左項變數 : log(*ASSP*)

住居地域			商業地域			綠地地域		
우항변수	추정계수	표준오차(S.E.)	우항변수	추정계수	표준오차(S.E.)	우항변수	추정계수	표준오차(S.E.)
상수항	14.97**	.116	상수항	15.22**	.169	상수항	15.53**	.697
log(*AREA*)	−.0566**	.00848	log(*AREA*)	−.0329	.0269	log(*AREA*)	−.131**	.0321
log(*DCBD*)	−.515**	.0440				log(*DCBD*)	−1.141**	.258
DCODE	−.142**	.0136				*DCODE*	−.269**	.0740
*DDRD*1	.744***	.0326	*DRD*1	.568**	.0579	*DROD*1	.702**	.0991
*DDRD*2	.865**	.0341	*DRD*2	.576**	.0505	*DROD*2	.411**	.0676
*DDRD*3	.517**	.0289	*DRD*3	.266**	.0658			
*DDRD*4	.232**	.0189	*DRD*4	.180**	.0623			
*DDRD*5	.265**	.0409						
*DSWAY*1	.370**	.0345	*DSWAY*1	.501**	.0471			
*DSWAY*2	.131**	.0140	*DSWAY*2	.394**	.0405			
DDCOM	.350**	.0163	*DMAKT*	.0637	.0414	*DGRN*	−.191*	.0758
DNOIS	−.198**	.0474	*DGVRN*	.288**	.0981	*DSHAP*	.122	.0644
DSHAP	.0431**	.0132				*DDHET*	.344**	.0818
DHEIT	.173**	.0182				*DGMK*1	.143	.080
DSCHL	−.0378*	.0178				*DGMK*2	−.676**	.102
*DGMK*1	.579**	.0438				*DBLT*	1.358**	.0968
R^2=.722			R^2=.581			R^2=.936		

註 : 1) **, *는 각각 추정계수값이 1%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.

도지역 모두에 있어 필지크기가 클수록 단위면적당 지가가 낮다는 것을 볼 수 있으며, 都心으로부터의 거리변수는 주거·녹지지역에서 예상대로 (－) 부호를 가지고 있는 반면 상업지역에서는 유의하지 못하다. 이는 필지규모가 일정규모 이상일 때 거래가 어려우므로 가격이 다소 낮아진다는 것과,[9] 서초구, 강남구 상업지역 지가가 도시전체 공간상 위치보다는 局地的 商圈에 의해 결정된다는 것을 암시한다.

또 도로현황이 3개 용도지역에서 모두 중요한 지가 결정요인인 데 비해 전철, 지하철역의 接近度가 주거·상업지역에서는 지가에 (＋)의 영향을 주고 있는 반면 녹지지역의 지가에는 영향을 주지 못하고 있다. 다른 便益施設들에의 接近度가 지가에 영향을 주고 있는 내용은 용도지역에 따라 달라서 주거지역에서는 학교가 지가에 (－)의 영향을 주며, 상업지역에서는 공공기관 청사가 (＋)의 영향을 준다. 마지막으로 筆地의 個別的 特性 중 주거지역에서는 소음여부, 형상, 고저, 지목, 상업적 이용여부가, 녹지지역에서는 형상, 고저, 지목, 건물존재여부, 그리고 開發制限區域 지정여부가 각각 예상대로의 부호를 가지고 지가에 영향을 준다.

9) 여기서 商業地域은 예외가 되고 있다. 사실 상업지역의 log-log地價函數 추정결과에서 $\log(AREA)$의 계수값은 유의하지 못하지만 이 결과가 Box-Cox 변형을 이용할 경우 달라질 가능성을 보기 위해 필지면적 변수를 추정식에 포함시켰다.

3. Box-Cox 變形式의 推定

앞서 언급한 바와 같이 log-log 추정식은 Box-Cox 변형을 이용한 추정식의 특수한 형태이다. Box-Cox 변형을 이용한 추정식의 가장 일반적인 형태는 변형된 우항변수 간의 相互作用項까지 포함한 형태(Quadratic Box-Cox function)이라 할 수 있지만(Halvorsen and Pollakowski, 1981), 이는 계산이 복잡하여 사실상 추정이 불가능하며, 과연 이처럼 복잡한 함수를 사용할 순편익이 있는지에 의문을 제기할 수 있다(Cassel and Medelsohn, 1985). 현실적으로 이용되고 있는 형태로서는 각 Box-Cox 변형계수들을 달리한 추정식이 가장 일반적인 것이다. 우리의 자료에서 Box-Cox 변형이 가능한 변수는 좌항변수 地價($ASSP$)와 설명변수인 筆地面積($AREA$), 都心으로부터의 거리($DCBD$)이다. 각각의 변형계수를 r, d, e라고 할 때, 이 글에서 시도된 가장 일반적인 추정식은 다음과 같다.

$$ASSP^{(r)} = a_0 + a_1\ AREA^{(d)} + a_2\ DCBD^{(e)} + \sum b_k\ D_k + u \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

(D_k는 각종 더미변수이며, u는 $N(0, \sigma^2)$의 분포를 가진 오차항임. 실제 추정에서 $ASSP$는 백만원/㎡ 단위로 하였음.)

〈表 3〉 Box-Cox 變形係數값의 制約에 따른 地價函數 形態의 位階
(r : 左項變數의 變形係數, d, e : 右項變數의 變形係數)

函數形態位階	制約의 內容	推定될 變形係數의 數	備　考
1.	－	3	상업지역의 경우 2
↓			
2.	$d=e$	2	주거 및 녹지지역에 한함
↓			
3－1.	$d=e=0$	1	
3－2.	$d=e=1$	1	
3－3.	$d=e=r$	1	
4－1.	$d=e=r=0$	0	log-log型 地價函數
4－2.	$d=e=1$, $r=0$	0	陰指數函數型 地價函數

이 추정식에 $d=e$ 또는 $r=d=e$라는 제약을 가하거나, 더 나아가서 좌항변수만을 Box-Cox 변형시킨다면(즉, $d=e$의 값이 0 또는 1이라는 제약을 추가한다면) MLE를 위한 極大化 解를 찾기가 보다 용이하다. log-log함수나 陰指數函數의 적합성은 보다 일반적인 함수형태를 이용한 추정결과로부터 검증할 수 있다. 변형계수에 가해지는 제약의 강도로서 추정식 형태간의 位階를 설정한다면 〈表 3〉과 같다. 이 表에서 화살표의 방향은 일반성이 낮아지는 것을 표시하는 것으로 이는 극대화된 LF값을 비교하거나 해당 계수값의 분포를 검토하여 檢證하는 방향을 나타낸다.

변형계수에 대한 가정을 어떻게 하든간에 式(1)의 우항을 $RHSF$라고 표시하면

$$LF=\prod_{i=1}^{n}\frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma}\exp\{-(ASSP_i^{(r)}-RHSF_i)^2/2\sigma^2\}\cdot ASSP_i^{r-1}$$

여기에 log변형을 가한 값(이하 LLF)을 극대화시키는 것이 MLE과정이다.

$$LLF=\sum_{i=1}^{n}\left(c-\log\sigma-\frac{1}{2}(ASSP_i^{(r)}-RHSF_i)^2/\sigma^2+(r-1)\log ASSP_i\right)$$

(c는 추정계수의 영향을 받지 않는 상수임.)

우리의 MLE 과정에서는 〈表 2〉에 나타

난 우항변수의 조합을 주어진 것으로 보고 여러 初期値를 실험하여 全範圍極大點을 찾고자 하였다. 全範圍極大點과 局部極大點을 구별하는 것은 어려운 작업인데, 〈表 3〉의 함수형태 위계가 도움을 준다. 즉 上位位階 함수형태의 극대화된 *LLF*값은 下位位階 *LLF*값보다 반드시 커야 하므로 만약 그렇지 못한 결과가 나온다면 初期値를 달리하여 다시 추정하여야 하는 것이다.[10] Box-Cox 변형을 이용한 추정결과는 그 의미가 직관적으로 명백하지 않으므로 〈附表 2〉에 수록하였다.

OLS 결과나 선험적인 기대에 비하여 MLE의 결과가 근본적으로 다른 점은 거의 없다. 우선 주거 및 녹지지역에서 서초구의 지가가 낮게 나타나며, 필지면적과 도심으로부터의 거리가 (−)의 부호를 가지고 있다. 더미변수들의 계수값들도 OLS의 추정결과와 같은 부호 및 상대적 크기를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 다만 상당수의 추정결과에서 필지면적(*AREA*)과 도심으로부터의 거리(*DCBD*)의 계수값이 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 특히 양변수가 Box-Cox 변형될 경우 그러했다. 이는 OLS 추정식에서 채택되는 설명변수의 조합이 Box-Cox 변형식에 반드시 적합한 것은 아님을 보여준다.

연속함수들에 대한 Box-Cox 변형계수값은 좌항과 우항의 변형계수가 같아야 한다는 사전적 제약이 가해지지 않는 한 安定的이다. 좌항 지가변수의 변형계수는 주거지역의 경우 .18 내지 .2, 상업지역에서 .37 내외, 녹지지역에서 .12 내지 .17의 범위에 있는데, 이 단일 계수에 대한 검증은 주거·녹지지역에서 변형계수값이 0라는 가설을 1% 유의수준에서 棄却한다. 상업지역에서는 동일 가설이 15% 유의수준에서야 기각된다. 좌우항의 변형계수값이 같다는 제약조건하에서는 변형계수값이 다소 변화되지만 주거·녹지지역에서는 역시 0와는 유의하게 다르며, 다만 상업지역의 경우 0라는 가설이 棄却되지 않는다. 우항변수들의 변형계수값은 용도지역, 변수에 따라 다양한 부호와 크기를 갖는다. 결국 연속변수 각각이 그 나름의 변형계수값을 갖고 있어서 공통적인 값을 미리 정해 주기는 곤란하다는 것을 알 수 있다.

Ⅳ. 地價函數形態의 檢證과 地價推定 方法의 檢討

1. 地價函數形態의 檢證

앞서 좌항변수의 Box-Cox 변형계수값에 대한 *t*-검증으로부터 상업지역의 일부 경우

10) 여기서 上下位階라 함은 〈表 3〉에서 화살표로 연결된 함수형태의 관계를 지칭한다. 예컨대, 함수형태 4−1은 3−1 및 3−3의 하위위계함수이지만 3−2의 하위위계함수는 아니다. 따라서 4−1의 *LLF*의 값이 3−2보다 작아야 할 당위성은 없다.

를 제외하고는 변형계수가 0이라는 가설이 기각됨을 보았지만, 〈表 3〉에 정리한 바와 같은 함수형태를 위계에 따라 체계적으로 검증하기 위해서는 複合假說까지도 검증할 수 있는 ML-검증의 방법이 유용하다. 보다 일반적인 함수형태로부터 하위의 함수형태로 내려간다는 것은 곧 변형계수값에 대해 선험적인 제약을 가한다는 것이며, 이 제약을 歸無假說로 하여 假說檢證을 하는 것이다. 〈表 4〉가 이 검증과정을 요약하고 있는데, 잘 알려진 바와 같이 ML-검증의 통계량 λ^*는

$$\lambda^* = -2(\log LF(\theta^*) - \log LF(\theta^{**})) = -2(LLF(\theta^*) - LLF(\theta^{**})),$$

(θ^*는 제약이 가해질 경우의 ML추정치, θ^{**}는 제약이 가해지지 않은 경우의 ML 추정치)

로 정의되며 추정계수에 가해지는 제약의 개수를 自由度로 하는 χ^2-분포를 한다. 〈表 3〉에서 각 위계가 화살표를 따라 한 단계 변화할 때마다 제약의 개수가 하나씩 늘어나므로 ML-검증통계량은 자유도 1을 갖는다. 만약 2개 이상의 제약이 타당하다는 가설을 검증하는 경우에는 檢證統計量 分布의 自由度는 이에 상응하여 늘어나게 된다.

住居地域의 경우 우항 변형계수값들이 같다($d=e$)라는 제약을 가해도 극대화된 *LLF* 값에 큰 변화가 없으며, 이 가설이 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 즉 우항변수의 Box-Cox 변형계수들이 같다는 전제하에 추정한 地價函數가 이러한 전제 없이 추정한 地價函數에 비해 설명력이 떨어지지 않는 것이다. 그러나 다른 모든 제약들은 차상위 위

〈表 4〉 尤度函數값과 地價函數形態의 檢證

函數形態 位階	住居地域			商業地域			綠地地域		
	LLF	$\lambda^{*1)}$	檢證結果2)	*LLF*	λ^*	檢證結果	*LLF*	λ^*	檢證結果
1	35.677			−202.4506			437.891		
2	34.964	1.426		−			437.890	.0002	
3−1	14.162	41.604	***	−213.704	22.506	***	436.412	2.957 (2)	*
								2.957 (1)	
3−2	20.155	14.809	***	−202.4508	.0004		428.657	18.467	***
3−3	28.020	13.888	***	−214.524	24.146	***	433.961	7.859	***
4−1	−36.588	101.5(3-1)	***	−214.744	2.08 (3-1)		430.782	11.260(3-1)	***
		64.6(3-3)	***		.440 (3-3)			6.358(3-3)	**
4−2	−38.182	116.7	***	−205.496	6.09(3-2)	**	424.175	8.964	***
					6.09 (1)	**			

註 : 1) 각 함수형태는 ( ) 안에 표시된 上位位階의 함수형태와 대비되어 검증되었음.
아무 표시가 없는 것은 〈表 3〉의 次上位位階 함수형태와 대비한 결과임.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 함수형태에 대한 제약조건을 내용으로 하는 귀무가설이 棄却됨을 표시함.

계의 추정식 형태에 비해 ML-검증에 의해 기각되며, 물론 log-log형이나 陰指數函數型의 추정식도 적절하지 않은 것으로 나타난다.

商業地域에서는 우항변수 중에 변형이 가능한 변수가 하나($AREA$)뿐인데, 변형계수의 값 d가 1이라는 가설이 기각되지 않으므로 필지면적 자체를 (log 변형 없이) 우항변수로 포함시키고 좌항변수만을 Box-Cox 변형하는 地價函數形態가 채택될 수 있다. 우항변수의 변형계수가 0라거나 우항변수의 변형계수와 좌항변수의 변형계수가 같다거나 하는 제약이 미리 성립한다면 log-log형의 地價函數도 타당한 것으로 수용할 수 있겠으나, 그 전제조건들이 기각된다.

綠地地域에서는 주거지역과 마찬가지로 우항변수들의 변형계수값들이 같다는 제약이 기각되지 않는다. 이에 덧붙여 우항변수의 변형계수값이 0라는 가설도 기각되지 않으므로 좌항변수만을 Box-Cox 변형시키고 우항변수들은 log 변형시킨 함수형태가 수용된다. 그러나 좌항변수의 값도 0라는, 즉 log-log형의 地價函數가 타당하다는 가설은 기각된다.

이상에서 살펴본 檢證結果들은 地價函數의 形態가 용도지역별로 상이하다는 것을 말해준다. 이를 확장하여 해석한다면 지역별, 용도별 토지시장에 따라 적합한 함수형태가 다를 수 있으므로, 가능하면 가장 일반적인 함수형태를 채택하여야 할 것이다. 특히 比準表 작성을 위해 현재 사용되고 있는 log-log형의 地價函數나 도시공간구조 분석을 위해 흔히 활용되는 陰指數函數型의 地價函數는 특정 토지시장에서 타당한 것일 수 있으나, 이를 미리 알기 힘들기 때문에 역시 보다 일반적인 함수형태를 추정하는 것이 바람직하다는 잠정적인 결론을 얻는다.

2. 地價推定에 있어서 函數形態의 差異

Box-Cox 변형을 이용한 地價函數 추정은 그 과정에서 상당한 수준의 전문성과 많은 노력이 소요되므로 통계학적 검증결과만으로 공시지가 제도의 운용방식을 수정하여야 한다는 주장을 하기는 어렵다. 함수형태 간에 統計學的으로 有意한 '차이'가 실제 평가와 평가결과의 활용에 있어 행정 담당자나 토지에 관련된 이해당사자들이 의미있다고 느낄 정도의 '차이'와 다를 수 있기 때문이다. 함수형태의 차이가 아무리 통계학적으로 유의하다고 해도 실제 지가평가액의 차이가 매우 작다면, 많은 비용을 들여 전국적으로 Box-Cox 변형을 이용한 地價函數를 채용할 필요가 없을 것이다.

이 문제를 검토하기 위해 地價의 推定(prediction, 보다 정확히는 豫測)에 각각의 함수형태를 활용할 경우 얼마만큼의 차이를 가져오는지를 살펴보기로 한다.[11] 각

11) 현재는 地價函數 자체를 지가의 豫測式으로 활용하지 않고 계수값이 설명변수 한 단위 변

추정식의 예측력은 Maddala(1977)가 정리하고 있는 다양한 指標들[12]을 사용하여 평가할 수 있을 것인데, 〈表 5〉는 실제지가를 기준으로 한 각종 推定地價의 豫測力 指標, 즉 실제지가와 추정된 지가의 단순통계량, 실제지가와 추정지가를 비교한 평균예측오차제곱(mean squared prediction error, 이하 MSPE), 평균절대오차(average absolute error, 이하 AAE),[13] 그리고 실제지가를 좌항변수로 하고 추정지가를 우항변수로 하는 단순 회귀분석식의 추정결과 등을 보여준다.

뒤에 설명할 우측 마지막 列을 제외한 각 地價函數形態 제하의 指標를 일람해 보면 모든 函數形態가 거의 同一한 豫測力을 가지고 있음을 알 수 있다. 단순통계량, MSPE, AAE, 그리고 회귀식의 추정계수들은 地價函數 형태의 다양성에도 불구하고 매우 좁은 범위내에서 움직이고 있다. 단순통계량인 평균, 표준편차, 최대치, 최소치 모두에 있어 함수형태간 차이는 地價에 비해 극히 작다는 것이 공통적인 관찰이며, 表에 보고하지 않았지만 住居·商業·綠地地域 모두에 있어 추정지가 상호간의 相關係數는 .99 이상이었다.[14] 이처럼 地價函數의 여러 형태가 거의 유사한 地價 豫測値를 낳는다는 사실은 여타의 지표를 비교해 보아도 마찬가지이다.

이상의 논의는 다양한 地價函數 상호간의 統計的으로 유의한 차이가 實務的으로 의미있는 차이가 되지 못함을 말해준다. 특히 log-log형의 地價函數가 그보다 일반적인 함수형태에 비해 특별히 나쁜 지가추정치를 낳지 않는다. 이 결과는 이제까지와 같은 log-log형 地價函數 추정을 정당화하는 하나의 근거가 될 수 있을 것이다.

Box-Cox 변형을 이용한 함수형태에 비해 추정이 용이하면서도 예측력이 뒤지지 않는다는 점 이외에도 log-log형의 地價函數는 활용이 용이하다는 장점을 가지고 있다. log-log형 地價函數의 경우 연속변수이든 더미변수이든 토지특성 차이에 기인한 지가차이를 倍率의 形態로 나타낼 수 있으며, 그 배율은 추정된 계수값과 常數로 표시되므로 활용하기 쉬운 형태로 比準表를

화에 따른 좌항변수값의 변동을 나타낸다는 해석을 강조하여 比準表를 작성하고 있으므로 여기서의 논의는 가상적인 것이다. 그러나 뒤에 검토하는 바와 같이 地價函數 추정결과를 이용하는 방법을 결정함에 있어서는 추정된 地價函數의 예측력이 핵심적인 고려사항이라 할 수 있다.

12) Maddala의 논의는 時系列 分析에서의 豫測에 관련된 것이므로 우리의 상황과 정확히 부합하지 않는 것도 있다. 예를 들어 변수의 실제 및 추정 증가율로 계산되는 평균오차제곱(mean squared error: MSE)의 개념은 橫斷面 分析과는 무관한 것이다. 우리는 평균예측오차제곱을 대신 계산하였다.

13) 평균예측오차제곱(MSPE) $= \frac{1}{n} \sum$(실제지가 − 추정지가)^2
평균절대오차(AAE) $= \frac{1}{n} \sum$ |실제지가 − 추정지가|

14) 한편 실제지가와 추정지가 사이의 상관계수는 주거지역에서 .85 내지 .86, 상업지역에서 .77 내지 .79, 녹지지역에서 .93 내지 .95 사이여서 역시 함수형태간의 차이는 미미하다.

〈表 5〉 實際地價와 推定地價의 比較

	실제지가	지가추정식의 형태					
		1	2	3−2	3−3	4−1	4−1 (예측오차 수정후)
1) 住居地域							
가. 단순통계량(백만원/㎡)							
평 균	2.677	2.610	2.601	2.606	2.609	2.591	2.683
표준편차	1.509	1.197	1.201	1.187	1.193	1.194	1.236
최 소	.106	.497	.485	.511	.454	.485	.502
최 대	14.600	8.183	8.300	8.152	8.182	8.748	9.056
나. 실제지가를 좌항변수로 하는 회귀분석결과[1]							
상수항		−.134*	−.119*	−.146*	−.136*	−.113*	−.113*
		(.0451)	(.0449)	(.0456)	(.0455)	(.0452)	(0.453)
추정지가		1.077*	1.073*	1.083*	1.078*	1.076*	1.040*
		(.0157)	(.0156)	(.0159)	(.0159)	(.0159)	(.0153)
R^2		.935	.935	.934	.934	.934	.934
$F(2,1744)$[2]		17.883*	18.414*	21.728*	21.308*	3.386*	3.418*
다. 기타 예측력지표							
평균예측오차제곱		.63	.63	.64	.64	.64	.63
평균절대오차		.49	.49	.49	.49	.49	.51
2) 商業地域							
가. 단순통계량(백만원/㎡)							
평 균	7.015	6.738	−	6.738	6.806	6.807	7.007
표준편차	2.729	1.906	−	1.906	1.875	1.891	1.947
최 소	2.570	2.377	−	2.377	3.340	3.251	3.347
최 대	15.000	10.638	−	10.637	10.618	10.577	10.888

나. 실제지가를 좌항변수로 하는 회귀분석결과[1]							
상수항		−.600	−	−.600	−.666	−.610	−.610
		(.407)	−	(.407)	(.430)	(.426)	(.426)
추정지가		1.130*	−	1.130*	1.129*	1.120*	1.088*
		(.0482)	−	(.0582)	(.0609)	(.0603)	(.0586)
R^2		.951	−	.951	.948	.948	.948
$F(2,228)$[2]		5.630*	−	5.636*	3.928*	3.657*	1.134*
다. 기타 예측력지표							
평균예측오차제곱		2.73	−	2.93	3.06	3.04	2.98
평균절대오차		1.27	−	1.27	1.32	1.32	1.33
3) 綠地地域							
가. 단순통계량(백만원 / ㎡)							
평 균	.437	.445	.444	.423	.424	.425	.450
표준편차	.412	.403	.403	.385	.388	.397	.419
최 소	.00900	.0186	.0186	.0153	.0163	.0186	.0196
최 대	1.900	1.299	1.299	1.181	1.206	1.381	1.460
나. 실제지가를 좌항변수로 하는 회귀분석결과[1]							
상수항		.00657	.00661	.0147	.0141	.0247	.0247
		(.0138)	(.0138)	(.0157)	(.0146)	(.0152)	(.0152)
추정지가		.968*	.969*	.998*	.998*	.969*	.917*
		(.0230)	(.0230)	(.0275)	(.0255)	(.0262)	(.0248)
R^2		.952	.952	.937	.945	.939	.939
$F(2,203)$[2]		2.411	.715	.105	.106	.521	3.386*
다. 기타 예측력지표							
평균예측오차제곱		.02	.02	.02	.02	.02	.02
평균절대오차		.08	.08	.08	.08	.08	.09

註 : 1) (　) 안은 표준오차(S.E.). *는 1% 유의수준에서 유의함을 표시함.

2) 상수항＝0, 추정지가계수＝1이라는 복합가설의 검증통계량임. *는 5% 유의수준에서 가설이 기각됨을 표시함.

만들 수 있게 한다. 그러나 Box-Cox 변형을 포함하는 地價函數의 경우 토지특성 차이에 따른 가격변동은 훨씬 더 복잡한 수식으로 표현되며, 그 수식에는 토지가격, 토지특성변수들이 포함된다. 예를 들어 標準地의 가격을 P, 이 土地와 모든 土地特性이 다 같고 i번째 특성 Z_i만이 k만큼 다른 지가산정 대상 토지가격을 P'라 하고 논의의 단순화를 위하여 오차항을 일단 무시한다면, log-log 地價函數의 경우 각각의 토지가격은 다음과 같이 표시된다.

$$\log P = A + a_i \log Z_i$$
$$\log P' = A + a_i \log(Z_i + k) \quad \cdots\cdots\cdots (2)$$

(A는 Z_i 외의 토지특성들을 포함하는 항목임. 이하 B도 같음)

두 식을 차감하면,

$$\frac{P'}{P} = \left(\frac{Z_i + k}{Z_i}\right)^{a_i}$$

이다.

이때 상수 c로써 $k = cZ_i$라고 하면 두 토지가격의 비율이 $(1+c)^{a_i}$로 표시된다. 현행 比準表 작성과정에서는 Z_i의 적당한 구간을 설정하고 $(1+c)^{a_i}$를 미리 계산하여 比準表에 수록함으로써 개별지가 산정에 참여하는 행정공무원들이 地價算定 대상 토지와 유사한 인근의 標準地 價格 P에 가격배율 $(1+c)^{a_i}$를 곱함으로써 개별지가 P'을 계산하도록 한다.

그러나 Box-Cox 변형을 이용한 地價函數의 경우 두 토지의 가격차이는 推定係數와 常數만으로 표시할 수 없다. 예를 들어 두 토지의 가격을

$$P^{(r)} = B + a_i Z_i^{(d)}$$

$P'^{(r)} = B + a_i(Z_i + k)^{(d)}$로 표시한다면

$P^{(r)} - P'^{(r)} = a_i[Z_i^{(d)} - (Z_i + k)^{(d)}]$가 되는데, 상수 c로써 $k = cZ_i$라 해도

$$\frac{P'}{P} = \left[1 - \frac{a_i r}{d} \frac{Z_i^d}{P^r} \left[1 - (1-c)^d\right]\right]^{\frac{1}{r}}$$

와 같이 복잡한 수식으로 정리된다. 수식의 복잡성 자체는 문제가 되지 않지만, 식의 우항 속에 標準地價格 P, 토지특성 Z_i가 포함되어 있으므로 이 가격비율을 미리 계산하여 표에 수록하는 것이 불가능하며, 실제 개별지가 평가상황에서 행정공무원이 복잡한 수식을 계산해야 한다는 문제가 생긴다. 이는 log-log 地價函數를 근거로 하는 현행의 個別地價 評價方法에 비해 실용성이 크게 뒤떨어지는 것이다.

만약 標準地와 지가산정 대상토지간의 차이가 b_j의 계수값을 갖는 더미변수 D_j에 있다면, log-log 地價函數의 경우 $P' = \exp(-b_j)\,P$인 데 비해, Box-Cox 변형을 이용한 地價函數에 있어서는 $P' = (rb_j + P^r)^{(1/r)}$이다. 이 수식에도 추정된 계수값들뿐 아니라 標準地 價格이 포함되어 있으므로 앞서와 동일한 활용상의 문제가 있다.

이상의 논의는 比準表 作成 및 활용의 원리와 Box-Cox 變形式을 사용할 경우의 문

제점을 명료하게 보여주는 것이지만, 정확한 통계학적 논리전개는 아니다. 이 점을 좀더 설명함으로써 比準表를 활용한 地價算定이 일반적인 예측과 다른 특성을 가지고 있음을 언급할 필요가 있다.

標準地든 個別地價 산정대상 토지든 그 실제지가는 모형(地價函數)이 설명하는 부분과 오차항의 합으로 이루어져 있으며, 일반적인 예측작업의 목적은 (정의상 모형의 분석대상이 될 수 없는) 오차항을 포함하는 P'보다는 그 기대값 $E(P')$을 추정하는 데 있다. 별도의 가정이 없는 한, $E(P')$의 추정은 地價函數 추정결과를 豫測式으로 사용하고 추후 설명되는 바와 같이 구조적인 예측오차를 교정하는 방법으로 진행된다.

그러나 현행 比準表 작성 및 활용원리에는 標準地와 개별토지간에 예측오차가 같다는 가정이 숨어 있다. 이 가정하에서 앞서 설명한 바와 같이 토지특성차이에 기인한 가격증감 배율을 계산하여 표준지 價格을 증감시키는 地價推定方法이 정당화될 수 있다. 이 점을 式(2)에서 엄밀히 표현한다면, P, P'이 실제지가, 각 식의 우항이 추정된 모형이 설명하는 부분이라고 하면, 각 식에 추정오차 e, e'이 첨가되어야 한다. $e=e'$이라는 가정하에서는 앞서의 논의가 그대로 성립한다. 그러나 실제에 있어 $e=e'$이라는 가정의 妥當性이 보장되는 것은 아니다. 다만 그 가정의 성립에 근접한 조건이 충족된다면 모형을 가지고 $E(P')$을 추정하는 일반적인 豫測보다도 현행의, 즉 比較標準地와 比準表를 活用하는 方法이 더 나을 수 있다.

比準表를 적용하여 개별지가를 산정할 때 평가대상토지와 유사한 인근의 標準地를 선정하도록 하고 있는데, 이 지침이 바로 두 토지의 예측오차 크기를 비슷하게 하려는 의도이다. 이 지침의 유용성은 실제의 개별지가 평가에서 확인되고 있다고 생각된다. 예를 들어 해안을 끼고 있는 어떤 지역의 地價函數를 추정한다고 할 때, 소수의 바닷가 商業用地가 가진 특수한 사정이 地價函數에 포착될 가능성은 작다. 이 경우 인근의 모든 商業用地들이 비슷한 예측오차를 가지고 있을 가능성이 크며, 그렇다면 어느 한 필지(標準地)에서 관찰되는 예측오차를 다른 필지에 그대로 적용하는 것이 지가추정을 개선할 것이다. 이 점이 이해된다면 비교표준지의 선택지침에서 '類似'의 개념을 좀더 정확히 할 수 있다. 즉 地價函數에 나타나 있는 토지특성들보다도 地價函數가 포착하지 못하고 있는 독특한 특성에 있어 類似한 표준지를 비교대상으로 선택하여야 할 것이다.

3. 地價函數를 豫測式으로 利用한 地價推定

〈表 5〉의 수치들은 地價函數 추정결과를 이용하는 방법에 대한 중요한 시사점을 가지고 있다. 우선 실제지가와 추정지가의 단순통계량을 비교해 보면, 양자간의 평균치

는 대체로 유사한 반면 추정지가의 標準偏差가 실제지가의 標準偏差에 비해 작으며, (상업지역의 일부 추정결과를 제외하고는) 추정지가의 최대치가 실제지가의 최대치보다 작고 최소치는 반대의 관계를 가지고 있다. 즉 대부분의 경우 추정지가가 실제지가보다 작은 범위내에 분포하고 있다는 것인데, 이는 추정된 地價函數가 표본전체에 잘 부합하는 연속함수이므로 일부의 극대, 극소치(outlier)로부터 멀어질 수밖에 없다는 점에서 이해된다. 만약 地價函數 추정결과를 그대로 地價豫測式으로 이용할 경우 극대, 극소치에 가까운 지가를 가진 토지들의 추정지가는 큰 誤差를 가지게 될 것이다.

과연 액수로 또는 실제지가 대비 비율로 표시한 예측오차의 크기가 어느 정도인지는 MSPE, AAE를 보면 알 수 있다. 예를 들어 AAE는 住居地域에서 49만원/m^2, 商業地域에서 130만원/m^2 내외, 綠地地域에서 8천원/m^2으로 지가추정식의 형태에 무관하게 거의 일정한 수치인데, 이는 각 용도지역 평균지가의 18.3%, 18.5%, 18.3%에 달한다. 豫測誤差는 물론 개별토지에 따라 다른데, 앞서 논의한 바와 같이 극대치, 극소치에 가까운 지가를 가진 토지의 경우 誤差가 클 것을 예상할 수 있다. 실제로 地價 10分位別로 토지를 나누어 추정지가와 실제지가간의 誤差率을 계산해 본 결과가 〈表 6〉에 정리되어 있다. 여기서 추정지가는 각 용도지역에서 가장 일반적인 함수형태를 취하는 地價函數로부터 계산된 것이지만, 지가추정에 있어 함수형태간의 차이가 별로 없으므로 다른 地價函數를 사용한 경우에도 매우 유사한 패턴을 볼 수 있었다. 이같이 地價推定의 誤差가 비교적 높은 값을 가지고 있으므로, 地價函數 추정결과를 그대로 地價豫測式으로 사용할 경우 많은 문제가 발생할 것임을 예상할 수 있다.

推定地價($\hat{ASSP}$)가 偏倚를 가지지 않는다면 $ASSP = a + b\ \hat{ASSP} + u$라는 회귀분석결과가 $a=0$, $b=1$이라는 가설을 수용해야 할 것이다. 그러나 〈表 5〉에 나타난 결과를 보면, 주거지역의 경우 $a=0$ 또는 $b=1$이라는 가설이 각각 5% 유의수준에서 기각된다. 이에 비해 상업지역에서는 $a=0$라는 가설이 기각되지 않으며 $b=1$라는 가설도 일부 함수형태의 경우 기각되지 않고 있고, 녹지지역의 경우에는 $a=0$ 또는 $b=1$이라는 가설이 모두 기각되지 않고 있어서 용도지역별로 地價函數의 추정결과를 지가평가에 그대로 사용하는 데 대해 상이한 결과가 얻어지고 있다. $a=0$, $b=1$의 복합가설을 검증한 결과가 〈表 5〉에 수록되어 있는데, 주거·상업지역에서는 동 가설이 대체로 기각되지만 綠地地域에서는 그렇지 않다. 이 결과들은 地價函數 推定式을 豫測式으로 활용할 경우 구조적인 오차가 발생할 가능성이 많음을 나타내는데, 그 원인의 일단은 左項變數를 비선형 변형한 때문이다. 예를 들어,

$$\log y = f(x) + u,$$

$$u \sim N(0, \sigma^2)$$

라고 할 때, $y=\exp(f(x)+u)$의 기대값이 $\exp(f(x))$이 아니므로 추정계수값을 이용하여 $f(x)$을 계산하는 것 이외에 예측오차를 교정해 줄 필요가 있다. log변형의 경우에는 그 분포가 알려져 있으므로 추정의 偏倚를 교정하는 것이 가능하다. 즉 위 추정식에서 x가 外生變數라고 하면 y는 對數正規分布(lognormal distribution)를 하며 그 기대값 $E(y)=\exp\left[f(x)+\frac{\sigma^2}{2}\right]$이다. 따라서 $f(x)$ 외에 오차항의 분산추정치를 포함한 예측오차를 감안함으로써 $E(y)$에 근접하는 추정치를 계산할 수 있다. 그러나 Box-Cox 변형의 경우에는 예측오차를 일정한 산식으로 표현해 낼 수 없으며, 따라서 손쉽게 偏倚를 교정하는 것이 불가능하다.

우리는 log-log형 地價函數 推定結果 얻어진 오차항 분산추정치를 이용하여 추정지가를 교정할 경우 어떤 變化가 있는지를 살펴보았다. 그 결과가 〈表 5〉의 우측 마지막 열과 〈表 6〉에 수록되어 있다. 〈表 5〉에 수록된 단순통계량 중 주거·상업지역에서의 平均地價는 豫測誤差를 교정하는 경우 실제지가의 평균값에 근접하게 되지만, 綠地地域의 경우는 그렇지 못하다. 그러나 그 변화의 정도는 표준편차값에 비해 매우 작기 때문에 크게 의미있는 것이라고 하기 어렵다.

아마도 보다 관심있게 보아야 할 부분은 실제지가를 좌항변수로, 추정지가를 우항변수로 하는 단순 회귀분석의 결과일 것이다. 예측오차를 미리 교정함으로써 구조적인 오차를 감소시킬 수 있는가를 볼 수 있기 때문이다. 住居地域의 경우 다른 추정지가들과 마찬가지로 $a=0$, $b=1$이라는 복합가설이 기각된다. 그러나 商業地域에서 다른 추정지가들을 우항변수로 사용할 경우 $a=0$, $b=1$이라는 가설이 기각되고 綠地地域에서 같은 가설이 기각되지 않던 원래의 결과가 예측오차를 교정한 추정지가를 우항변수로 할 때 달라진다. 예측오차를 미리 교정한다고 해서 구조적인 오차가 반드시 감소하지 않는 것을 알 수 있다. 그 이유로서는 오차항의 분산 자체가 아니라 그 추정치가 예측오차를 교정하는 데 이용될 수밖에 없다는 점을 생각해 볼 수 있다.[15] 마지막으로, MSPE, AAE 등의 지표들도 예측오차를 교정해 준다고 해서 推定地價가 일관성 있게 개선되지 않음을 보여준다. 한편 〈表 6〉에서도 분위별 오차율이 특별한 패턴을 가지고 변화되지 않고 있다. 이상의 관찰은 이론적인 기대와는 달리, 예측오차를 교정해 주어도 地價推定을 改善하기 어렵다는

15) 예를 들어 오차항의 異分散이 문제가 될 수 있다. 실제로 Engel(1984)의 방법으로 주거지역 지가함수 추정오차의 異分散을 검증한 결과 오차항의 분산은 필지면적 변수(LAREA)와 正의 상관관계를 가지고 있었다. 그러나 異分散을 제거한 추정결과를 활용한 경우에도 $a=0$, $b=1$의 가설이 역시 기각되지 않으므로 그 결과를 따로 보고하지 않는다.

〈表 6〉 實際地價 10分位別 地價推定誤差

分 位	住居地域					商業地域					綠地地域				
	n	평균단순오차율		평균절대오차율		n	평균단순오차율		평균절대오차율		n	평균단순오차율		평균절대오차율	
		(1)	(2)	(1)	(2)		(1)	(2)	(1)	(2)		(1)	(2)	(1)	(2)
1	282	−.27	−.30	.31	.33	15	−.30	−.47	.31	.47	105	−.22	−.19	.34	.34
2	971	−.06	−.09	.17	.19	40	−.17	−.22	.22	.27	14	−.07	−.04	.46	.44
3	283	.06	−.03	.17	.17	70	−.05	−.09	.12	.14	7	.00	−.06	.58	.65
4	136	.10	−.08	.15	.15	26	−.01	−.04	.17	.17	13	−.13	−.14	.23	.24
5	61	.22	−.19	.23	.21	46	.09	−.06	.16	.16	57	−.01	−.03	.09	.12
6	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−	−
7	7	.33	.31	.33	.31	7	.15	.13	.15	.13	8	.12	.08	.13	.18
8	3	.40	.35	.40	.35	12	.20	.17	.20	.17	−	−	−	−	−
9	2	.57	.55	.57	.55	9	.26	.24	.26	.24	−	−	−	−	−
10	1	.60	.59	.60	.59	5	.34	.32	.34	.32	1	.53	.57	.53	.57
계	1,746	−.05	−.08	.20	.21	230	−.01	−.06	.18	.20	205	−.12	−.11	.28	.28

註: 평균단순오차율 $= \frac{1}{n}\sum$(실제지가−추정지가) / 실제지가

평균절대오차율 $= \frac{1}{n}\sum$|실제지가−추정지가| / 실제지가

(1)列의 推定地價는 〈表 3〉 位階 1의 地價函數로부터 계산된 것이며, (2)列의 推定地價는 log-log 地價函數의 예측오차를 수정한 것임.

것을 알 수 있다.

이제까지의 논의는 地價推定式을 豫測式으로 활용하는 데는 여러가지 문제가 있다는 것으로 요약된다. 따라서 현재와 같이 地價函數의 추정결과로부터 특성차이에 따른 가격차이를 계산하여 比準表를 작성하고 標準地 가격을 증감시킴으로써 개별토지를 평가하는 방법과 地價函數를 豫測式으로 그대로 활용하는 두가지 가능한 방법간의 선택에 있어 전자가 선호된다고 결론지을 수 있다.

V. 結　　論

공시지가체계하의 대량평가에 있어 地價函數 推定은 核心的인 要素이다. 우리는 地價函數의 함수형태의 문제와 아울러 地價函數 추정결과를 지가추정식으로 직접 활용하는 문제를 검토하였다. Box-Cox 변형을 이용한 다양한 형태의 地價函數를 추정하고 이들을 log-log 地價函數와 비교하여 본 결과 統計的으로는 log-log 地價函數가 내포하는 제약조건들을 수용할 수 없었다. 그러나 추정의 비용, 함수형태 차이가 가져오는 추정지가 상호간의 차이, 추정결과 활용의 용이성 측면에서 볼 때 log-log 함수형태를 이용하는 데 큰 무리가 없을 뿐 아니라 오히려 장점도 있다. 따라서 앞으로도 公示地價 制度運用에 있어 log-log型의 地價函數를 유지하는 것이 바람직하다.

또 地價函數 추정결과를 지가예측식으로 사용하기보다 현재와 같이 標準地와 여타 토지간의 가격차이를 계산하는 용도로 한정하는 것이 극대치, 극소치에 가까운 지가를 가진 토지들의 평가오차를 줄이고, 지가변수를 비선형 변형하는 데 따른 지가추정의 偏倚問題를 해결하며, 표준지 가격자체가 가진 정보를 활용하는 방법으로 바람직한 것이라고 할 수 있다.

결론적으로, 이 글의 논의는 기존의 地價函數 추정방법 및 비준표 작성방법을 뒷받침하는 것이다. 그러나 이 글에서 고려하지 않고 있는 여타의 기술적 문제들, 예컨대 현행의 표준지 선정원칙이 유발하는 표본의 문제, 오차항의 異分散 문제 등에 대해서는 향후 많은 연구가 있어야 할 것이다.

▷ 参 考 文 獻 ◁

建設部,『土地價格比準表 作成』, 1992.

———, 『土地價格比準表 作成 : 最終報告書』, 1993.

김성배 · 서순탁, 『用途地域 變更에 따른 開發利益 還收方案』, 國土開發研究院, 1993.

國土開發研究院, 『綜合土地政策에 관한 研究』, 1984.

———, 『地價體系改善方案의 運用妥當性調査』, 1985.

孫在英, 「課標現實化에 對備한 公示地價制度 및 行政의 改善方案」, 韓國開發研究院 政策報告書 94-05, 1993. 12.

曺周鉉, 「地價公示制度의 問題點과 改善方案」, 地價公示制度 改善을 위한 政策討論會 發表資料, 子山建設政策研究所, 1993. 8.

———, 「公示地價의 公信力 提高를 위한 制度改善方案」, 『土地研究』, 1994. 1.

蔡美玉, 「公示地價와 大量評價手段으로서의 土地價格 比準表」, 『건설경제』, 국토개발연구원, 1991. 5.

韓國土地開發公社, 『土地價格 比準의 作成 및 活動方案에 관한 研究 : I. 보고서』, 1989.

Amemiya, T., *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.

Brown, J. and H. Rosen, "On the Estimation of Structural Hedonic Price Models," *Econometrica*, 1982.

Cassel, E. and R. Mendelsohn, "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equation : Comment," *Journal of Urban Economics*, 18, 1985.

Engel, R., "Wald, Likelihood Ratio, and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics," in I. Griliches and M. D. Intriligator(eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, North-Holland, 1984.

Goodman, "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Market," *Journal of Urban Economics*, 5, 1978.

Halvorsen, R. and H. Pollakowski, "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equation," *Journal of Urban Economics*, 10, 1981.

Kau, J.B., C.F. Lee, and C.F. Sirmans, *Urban Econometrics : Model Developments and Empirical Results*, JAI Press Inc., 1986.

Maddala, G.S., *Econometrics*, McGrow-Hill Book Company, 1977.

Mayo, S.R., "Theory and Estimation in Economics of Housing Demand," *Journal of Urban Economics*, 10, 1981.

Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 1974.

〈附表 1〉 標本의 特性

	母集團[1)]			標本			(4)/(1) (%)	(5)/(2) (%)	(6)/(3) (%)
	(1) 필지수 (개)	(2) 총면적 (천㎡)	(3) 평균면적 (㎡)	(4) 필지수 (개)	(5) 총면적 (천㎡)	(6) 평균면적 (㎡)			
가. 서초구									
전	4,930	4,150.7	841.9	28	32.7	1,168.9	0.57	0.79	138.84
답	3,022	3,633.1	1,202.2	9	8.9	989.9	0.30	0.25	82.34
임야	2,316	19,298.9	8,332.9	50	891.4	17,827.2	2.16	4.62	213.94
대	24,162	10,368.1	429.1	949	505.2	532.3	3.93	4.87	124.05
잡종지	538	1,007.5	1,872.7	5	4.8	952.8	0.93	0.47	50.88
기타	6,292	9,078.5	1,442.9	1	18.1	18,126.0	0.02	0.20	1,256.25
計	41,260	47,536.8	1,152.1	1,042	1,461.0	1,402.1	2.53	3.07	121.70
나. 강남구									
전	3,491	3,132.1	897.2	31	58.1	1,875.4	0.89	1.86	209.04
답	3,026	2,330.4	770.1	36	69.1	1,918.8	1.19	2.96	249.15
임야	1,566	7,471.8	4,771.3	15	258.7	17,248.7	0.96	3.46	361.51
대	26,022	13,881.7	533.5	1,049	1,910.0	1,817.8	4.03	13.74	340.76
잡종지	870	1,067.3	1,226.8	9	11.0	1,217.6	1.03	1.03	99.25
기타	5,320	11,073.1	2,081.4	0	0.0		0.00	0.00	0.00
計	40,295	38,956.3	966.8	1,140	2,300.0	2,020.8	2.83	5.91	209.03

資料 : 1) 내부부, 『지적통계』, 1991.

〈附表 2〉 Box-Cox 變形을 利用한 地價函數의 推定

좌항변수 : $(ASSP/10^6)^{(r)}$

1. 住 居 地 域

	(1) r, d, e	(2) $r, d=e$	(3-2) $r, d=e=1$	(3-3) $r=d=e$
상수항	.200 (.197)	.639 (.141)**	.286(.064)**	1.026(.098)**
$AREA^{(d)}$	−.0022(.0018)	−.0019(.0017)	$-.53\times10^{-5}(.51\times10^{-6})$**	−.015(.0025)**
$DCBD^{(e)}$	−.019 (.038)	−.218 (.051)**	−.064(.006)**	−.385(.032)**
DCODE	−.174 (.017)**	−.171 (.017)**	−.171(.017)**	−.176(.018)**
*DDRD*1	−.878 (.031)**	.884 (.031)**	.859(.031)**	.912(.033)**
*DDRD*2	1.060 (.035)**	1.067 (.035)**	1.029(.035)**	1.098(.037)**
*DDRD*3	.596 (.032)**	.596 (.032)**	.578(.032)**	.611(.032)**
*DDRD*4	.253 (.022)**	.252 (.022)**	.247(.023)**	.258(.023)**
*DDRD*5	.292 (.042)**	.294 (.042)**	.287(.042)**	.302(.042)**
*DSWAY*1	.451 (.035)**	.457 (.035)**	.468(.035)**	.466(.036)**
*DSWAY*2	.150 (.017)**	.153 (.017)**	.155(.017)**	.156(.017)**
DDCOM	.404 (.020)**	.408 (.020)**	.423(.019)**	.420(.020)**
DNOIS	−.212 (.053)**	−.218 (.053)**	−.214(.054)**	−.222(.054)**
DSHAP	.048 (.016)**	.048 (.016)**	.051(.016)**	.048(.016)**
DHEIT	.188 (.025)**	.191 (.025)**	.191(.025)**	.187(.025)**
DSCHL	−.056 (.025)*	−.058 (.025)*	−.059(.025)*	−.056(.026)*
*DGMK*1	.503 (.031)**	.521 (.031)**	.596(.027)**	.513(.031)**
좌항변수 변형계수(r)	.179 (.012)**	.185 (.012)**	.197(.011)**	.207(.012)**
AREA 변형계수(d)	.429 (.099)**	.446 (.097)**		
DCBD 변형계수(e)	1.525 (.897)			
오차항의 표준편차	.086 (.0027)**	.088 (.0028)**	.0902(.0026)**	.092(.0030)**
LLF 값	35.677	34.964	20.155	28.020

2. 商業地域

	(1) r, d	(3-2) r, $d=1$	(3-3) $r=d$
상수항	1.018 (.110)**	1.018(.103)**	1.394(.144)**
AREA$^{(d)}$	−.00002(.00002)	$.15\times10^{-4}(.60\times10^{-5})$*	−.050(.060)
*DRD*1	.289 (.108)**	.289(.098)**	.479(.188)*
*DRD*2	.300 (.111)**	.300(.102)**	.482(.192)*
*DRD*3	.148 (.062)*	.148(.058)*	.227(.108)*
*DRD*4	.119 (.054)*	.119(.052)*	.152(.092)
DMAKT	.014 (.022)	.014(.021)	.051(.045)
DGVRN	.139 (.074)	.139(.069)*	.242(.140)
*DSWAY*1	.244 (.098)*	.244(.089)**	.414(.175)*
*DSWAY*2	.180 (.074)*	.180(.066)**	.325(.137)*
좌항변수 변형계수(r)	−.373 (.204)	−.373(.194)**	−.090(195)
AREA 변형계수(d)	1.000 (.187)**		
오차항의 표준편차	.012 (.009)	.012(.0078)	.039(.033)
LLF 값	−202.4506	−202.4508	−214.524

3. 綠地地域

	(1) r, d, e	(2) $r, d=e$	(3−2) $r, d=e=1$	(3−3) $r=d=e$
상수항	4.615(10.341)	4.615(5.754)	1.000(.218)*	.476(.499)
$AREA^{(d)}$	−1.016(2.435)	−1.016(2.222)	$-.39\times10^{-5}(.38\times10^{-5})$	−.039(.015)*
$DCBD^{(e)}$	−2.039(10.220)	−2.039(1.701)	−.067(.016)**	−.644(.177)**
DCODE	−.203(.063)**	−.203(.058)**	−.178(.066)**	−.212(.061)**
*DROD*1	.475(.076)**	.475(.076)**	.579(.087)**	.551(.079)**
*DROD*2	.269(.051)**	.269(.050)**	.333(.057)**	.310(.052)**
DSHAP	.084(.062)	.084(.062)	.109(.076)	.095(.074)
DDHET	.197(.055)**	.197(.055)**	.181(.069)**	.223(.061)**
DGRN	−.106(.054)*	−.106(.053)*	−.098(.061)	−.111(.060)
*DGMK*1	.122(.068)	.122(.068)	.150(.082)	.141(.079)
*DGMK*2	−.478(.099)**	−.478(.090)**	−.663(.094)**	−.508(.093)**
DBLT	1.162(.078)**	1.162(.076)**	1.301(.073)**	1.285(.065)**
좌항변수 변형계수(r)	.168(.042)**	.168(.041)**	.126(.042)**	.126(.032)**
AREA 변형계수(d)	−.327(.352)	−.327(.327)		
DCBD 변형계수(e)	−.327(1.940)			
오차항의 표준편차	.056(.009)**	.056(.0088)**	.0740(.0092)**	.070(.0078)**
LLF 값	437.8905	437.8904	428.657	433.961

註 : 1) ( ) 안은 표준오차(standard error).
2) **, *는 각각 추정계수값이 1%, 5% 유의수준에서 유의함을 표시함.