# 미국 지방정부에서의 주택건설에 대한 실증분석
## -주택건설물량에 성장관리가 미치는 영향을 중심으로-*

변 필 성**

# An Empirical Study of Growth Controls on the Quantity of Housing Construction in the U.S. Local Jurisdictions

Byun, Pillsung

**요약** : 본고는 미국 지방정부에서의 주택건설에 관한 연구로서 1980년대 말 캘리포니아의 지방정부를 대상으로 성장관리가 주택건설물량에 미친 영향을 분석하였다. 기존의 관련 연구들과 달리, 본고에서는 실증분석이 공간데이타 사용시 빈번히 발생하는 공간적 자기상관을 통제하게 하는 공간계량경제모델에 기반을 두었다. 그리고 실증분석을 위해 상관분석과 t-test 분석도 수행하였다. 무엇보다도, 각 지방정부와 인접 지방정부에서 시행하는 다양한 성장관리가 갖는 차별화된 영향을 실증적으로 추정함으로써 기존 연구의 한계를 보완하고자 했다. 아울러 인접 지방정부의 영향을 보다 효과적으로 포괄하기 위해 인접 지방정부에서 일어나는 인구성장도 설명변수로서 분석모델에 투입하였다. 본고에서 수행된 실증분석의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 1) 각 지방정부에서 시행하는 네 가지 유형의 성장관리, 즉 인구성장과 주택건축허가 수에 연간 할당량을 적용하는 규제, 도시성장경계, 공공하부구조의 공급을 강제하는 법령, 그리고 주거용지의 허용개발밀도를 억제하는 용도지역 및 지구제 관련 규제는 각 지방정부의 주택건설물량에 대해 차별화된 영향을 보였다. 특히, 다른 모든 조건이 동일하다면, 주거용지의 허용개발밀도를 제한하는 규제는 주택건설을 유의하게 제한하는 반면, 도시성장경계는 오히려 유의하게 주택건설을 수용하는 효과를 보였다. 2) 인접지방정부에서 집행된 주거용지의 허용개발밀도 제한 규제는 다른 모든 조건이 동일할 때, 각 지방정부에서의 주택건설물량을 감소시키는 효과를 보였고, 동시에 각 지방정부에서 시행하는 주거용지 내 개발밀도 제한규제와도 양의 상관도를 보였다. 이러한 결과는 해당 규제의 시행과 관련해서 인접 지방정부들 사이에서 나타날 수 있는 상호의존의 가능성을 보여준다고 하겠다. 3) 인접지방정부에서의 인구성장도 각 지방정부에서 일어나는 인구성장과 마찬가지로 각 지방정부에서의 주택건설을 자극했을 것으로 추정되었다.

**주요어** : 성장관리, 주택건설, 공간계량경제모델링

**Abstract** : This paper intends to investigate housing construction in local jurisdictions of U.S., targeting the impacts of locally enacted growth controls on the amount of homebuilding in the localities of California during the late 1980s. Unlike existing studies, the empirical analysis of this work is based on spatial econometric modeling which can control spatial auto-correlation that frequently occurrs when spatially referenced data are used. It also uses correlation analysis and t-test. More importantly, the empirical

---

* 본 논문은 한국경제지리학회 2004년도 춘계학술대회에서 필자가 발표한 내용을 수정 · 보완하고, 가필한 것이다.

** 국토연구원 책임연구원 (Researcher, Korea Research Institute for Human Settlements), drbyun@krihs.re.kr

analysis confronts the limitations of existing studies by estimating differentiated effects of various growth controls implemented not only in the own jurisdiction itself but in neighboring jurisdictions via regression modeling. And the modeling uses population growth in neighboring localities as an explanatory variable in order to effectively encompass the impacts of neighboring jurisdictions.

The main results of the empirical analysis are as follows: 1) The analysis finds out the differentiated impacts among the four types of growth controls — population growth or housing permit caps, urban growth boundaries, adequate public facility ordinances, and restrictive residential zoning (suppressing permitted densities on residentially zoned lands) — implemented in the own jurisdiction and neighboring jurisdictions. Especially, restrictive residential zoning significantly constrained housing construction whereas urban growth boundaries show the effect of significantly having accommodated homebuilding, all other things being equal; 2) Restrictive residential zoning enacted in neighboring localities significantly reduced the housing construction in the own jurisdiction, all other things being equal, and showed positive correlation with similar zoning implemented in the jurisdiction. This suggests the likely interdependence in the enactment of restrictive residential zoning among spatially proximate localities, and; 3) Population growth in neighboring localities stimulated housing construction in the own jurisdiction, as population growth in the jurisdiction itself did.

**Key Words** : growth controls, housing construction, spatial econometric modeling

## 1. 머리말

1950년대부터 급속하게 전개되어온 교외화 및 도시성장에 따른 비용(급속한 인구성장으로 인한 기존 공공하부구조에의 과부하와 그에 따른 조세부담 증가, 도시지역의 과도한 수평적 팽창으로 인한 도시주변 녹지의 급격한 소실 등)을 최소화하기 위해, 미국에서는 1970년대부터 교외지역 지방정부를 비롯해서 많은 수의 지방정부가 성장관리를 시행해 왔다. 이 과정에서 성장관리는 도시성장을 나타내는 가시적 프로세스 중 하나라고 할 수 있는 주택건설에 많은 영향을 미쳐왔다. 즉, 직접적으로 주택건설비용을 증가시켰을 뿐만 아니라(Dowall, 1979; Elliot, 1981; Schwartz et. al., 1981; Dowall, 1984; Landis, 1986; Zorn et. al., 1986; Katz & Rosen, 1987; Lillydahl & Singell, 1987; Singell & Lillydahl, 1990; Levine, 1999; Mayer & Somerville, 2000; Luger & Temkin, 2000), 각 지방정부에서 일어날 수 있는 주택건설의 물량을 제한하기도 했다(Dowall, 1984; Landis, 1986; Lillydahl & Singell, 1987; Singell & Lillydahl, 1990; Skidmore & Peddle, 1998; Levine, 1999; Nelson et. al., 2002).

그리고 성장관리로 인한 주택건설비의 상승에 대응해서 이윤성을 제고시키기 위해 주택건설업자는 고소득층을 대상으로 하는 주택건설 사업으로 전환(market reorientation)하는 경향도 보였다(Dowall, 1979; Dowall, 1984; Schwartz et. al., 1984; Landis, 1986; Nelson et. al., 2002; Pendall, 2000). 주택건설에 대한 성장관리의 이러한 영향

은 결과적으로 주택가격을 상승시키는 효과(price effects)로 나타났다.

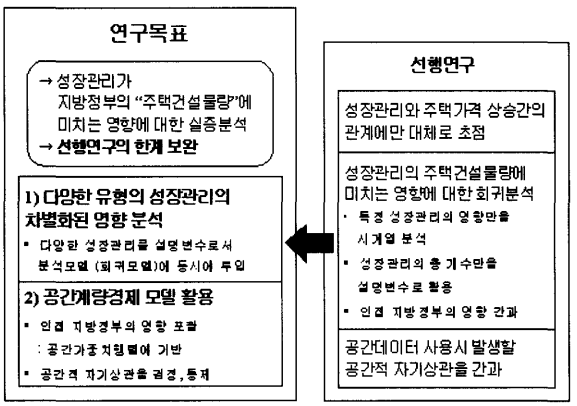
본고에서는 주택건설물량에 대한 성장관리의 영향에 초점을 맞추고자 한다. 그런데 미국에서 성장관리가 주택건설물량에 미치는 영향을 분석하는 연구는 상대적으로 그 수가 적다고 하겠다(Thorson, 1997; Byun, 2003). 기존 연구들은 대체로 성장관리와 주택가격상승간의 인과관계에 초점을 맞추고 있다(Elliot, 1981; Schwartz et. al., 1981; Landis, 1986; Katz & Rosen, 1987; Singell & Lillydahl, 1990; Pollakowski & Wachter, 1990 등을 참조). 그러나 Luger & Temkin(2000)이 제시하듯이, 이러한 연구들에서는 성장관리가 어떠한 과정을 통해 주택가격을 상승시키는지가 불명확하다. 왜냐하면, 앞서 언급했듯이, 성장관리로 인한 건설비 상승, 또는 신규 주택건설의 제약, 또는 성장관리에 대한 건설업자의 고급주택으로의 주력시장 전환이 주택가격을 상승시킬 수 있기 때문이다. 다시 말해, 성장관리 시행에 따른 주택가격상승의 이면에 있는 이러한 프로세스에 대한 고찰이 필요하다고 하겠다.

또한 주택건설에 대한 성장관리의 영향을 직접 다룬 미국의 선행연구의 경우, 대체로 일반 회귀모델(즉, ordinary least squares)에 기반해서 지방정부의 성장관리가 해당 관할구역내 주택건설물량에 미치는 영향에 초점을 맞추고는 있지만, 다양한 유형의 성장관리가 가질 수 있는 차별화된 영향력을 파악하지는 않았다. 즉 특정 성장관리의 영향만을 해당 성장관리의 시행 이전과 이후를 나타내는 더미변수를 사용하면서 시계열적으로 분석하거나(Thorson, 1997; Skidmore & Peddle, 1998 참조), 다양한 유형의 성장관리에 대한 구분 없이, 시행되는 성장관리의 총 개수를 설명변수로서 사용했다(Levine, 1999; Mayer & Somerville, 2000 참조).

주택건설에 대한 성장관리의 영향을 다룬 기존연구의 또 다른 한계로서, 인접 지방정부(neighboring jurisdictions)가 각 지방정부(the own jurisdiction)의 주택건설에 미칠 수 있는 영향을 고려하지 못하고 있다는 점을 지적해야 한다. 인접 지방정부의 성장관리 시행(또는 인구성장)은 각 지방정부의 주택건설물량에 영향을 줄 가능성이 있다. 그리고, 특정 지역(예를 들어, 주정부 관할구역 및 대도시권)에 속해 있는 지방정부별 주택건설 및 건축허가 자료, 즉 공간데이터(spatially referenced data)를 사용함에도 불구하고, 기존 연구에서 사용하는 분석모델에서는 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)을 통제하지 못하고 있다는 점을 지적해야 한다. 공간적 자기상관이 발생할 경우, 일반 회귀모델을 이용해서 얻은 설명변수의 회귀계수에 대한 가설검증은 유효하지 않게 된다.

본 연구에서는 선행연구의 이러한 한계를 보완하고자 한다. 성장관리가 주택건설물량에 미치는 영향에 초점을 맞춰, 지방정부의 성장관리 시행실태에 대한 조사자료, 지방정부별 연간 주택건설에 관한 추정 자료로서 기능하는 건축허가자료, 그리고 기타 사회경제자료(예: 인구성장, 기존 주택총수 등)를 활용해서 회귀분석을 수행하고자 한다.

구체적으로 회귀모델에 다양한 유형의 성장관리를 설명변수로서 동시에 투입함으로써 각 유형의 성장관리의 차별화된 영향을 파악하고자 한다. 그리고 공간계량경제모델에 기반을 두고 회귀분석을 수행함으로써 인접 지방정부를 개념적으로 정의해내고 인접 지방정부의 영향, 특히, 인접 지방정부에서의 성장관리의 시행을 모델에 포괄시키고자 하며, 동시에 공간자료를 사용할 경우 발생할 수 있는 공간적 자기상관을 분석모델에서 통제시




〈그림 1〉 연구목표

키고자 한다. 이러한 본 연구의 목표는 〈그림 1〉에 정리되어 있다.

또한 본 논문의 분석모델은 Byun(2003)과 변필성(2004년)에서 사용된, 지방정부에서의 주택건설물량에 관한 모델을 개선한 것이다. 특히, 새로운 변수를 사용하고 기존 변수의 정의를 새롭게 함으로써, 분석모델의 설명력을 제고시키고자 했다. 본 연구의 모델이 Byun(2003)과 변필성(2004)의 모델에 비해 개선된 사항은 제4장 제2절에 기술되어 있다.

## 2. 성장관리

미국에서 성장관리는 성장에 따른 비용을 최소화시키는 한에서 성장을 수용하는 growth management(Nelson et. al., 2002)와 성장 그 자체를 동결시키거나 억제하는 growth control(Landis, 1992)로 나누어진다. 하지만, 전자의 누적효과가 후자의 효과를 낼 수 있으므로 대체로 이 두 용어는 호환되게 사용된다(Landis, 1992). 구체적으로 미국에서 성장관리는 주로 지방정부(cities, towns, counties)가 집행하는데, 각 지방정부에서 일어날 성장의 총량(연간 총 유입인구수 및 주택건설물량)을 제한하거나 주거용지내 최대건설가능 물량을 제한하는 형태로 나타날 수 있다. 또한 성장이 일어날 수 있는 구역과 기간을 지정하는 형태 또는 성장이 공공하부구조에 미치는 영향을 최소화시키는 방식으로도 성장관리가 시행될 수 있다. 본고에서는 주택건설에 직접 적용되는 성장관리만을 분석에 사용하되, 네 가지 유형으로 분류해서 사용한다. 이 유형분류는 Shen(1996)과 Pendall(2000)이 분석에 활용한 분류를 참조해서 이루어졌다. 네 가지 유형의 성장관리에 대한 설명은 〈표 1〉과 같다.

이상의 네 가지 유형의 성장관리 각각은 본고에서 수행할 회귀분석에 더미변수(즉, 시행여부를 나타내는 변수)로서 사용될 것이다. 각 유형의 성장관리가 주택건설물량에 미치는 영향은 차별적으로 나타날 것으로 예상된다. 각 성장관리 변수의 건설되는 주택단위 수(본고에서는 주택 건축허가 발급 수)에 대한 영향의 예측은 제4장 제4절에 정리되어 있다.

〈표 1〉 네 가지 유형의 성장관리에 대한 설명

| 성장관리 | 정의 |
|---|---|
| 연간 유입인구수 및 건축허가 발급 수의 총량 규제 (Population Growth or Housing Permit Caps) | • 급속한 인구증가와 그에 따른 주택건설의 급증을 완화시키기 위해, 연간 유입인구수 및 건축허가 발급 수의 총량을 규제한다(Landis, 1992; Pendall, 2000).<br>• 미리 설정한 연간 유입 인구수의 목표치에 연동시켜 발급되는 건축허가에 연간 할당량(quota)을 부과하거나, 정해진 기간 동안 연간 건축허가 발급수 자체에 할당량을 부과한다. |
| 도시성장경계 (Urban Growth Boundaries) | • 도시성장 또는 주택건설 및 각종 개발을 미리 설정한 경계 내에 정해진 기간 동안 국한시키면서, 경계 밖에서 이루어지는 개발에 대해서는 공공 하부구조와 서비스를 공급하지 않는다 (Nelson and Moore, 1993; Pendall, 2000).<br>• 도시의 과도한 외연적 확장을 억제하고, 급격히 감소되는 도시주변 녹지 및 농업용지를 보전하려는 목적에서 시행된다. |
| 공공하부구조의 공급을 강제하는 법규 (Adequate Public Facility Ordinances) | • 신규주택건설이 기존 공공하부구조에 미치는 부담을 최소화하기 위해 주택건설업자로 하여금 신규 공공하부구조를 공급케 한다(Levy, 2000). |
| 주거용지의 허용주택개발밀도를 저하·동결시키려는 일련의 규제 (Restrictive Residential Zoning) | • 주택 한 단위만이 들어서도록 규정된 부지(lot)의 면적을 대폭 늘리는 규제, 주거용지의 농업용지 또는 녹지로의 용도변경, 그리고 주거용지내 허용개발밀도 증가에 대한 승인을 지방의회 또는 주민투표를 통해 받도록 하는 규제가 포함된다.<br>• 과도한 성장을 완화시키기 위해서뿐만 아니라 저소득층의 유입을 제한함으로써 주택소유자의 주택가격을 보호하고 조세부담을 낮추기 위해서도 시행된다. |

## 3. 주택건설에 대한 성장관리와 인접 지방정부의 영향

### 1) 각 지방정부(the own jurisdiction)에서 시행하는 성장관리의 영향

머리말에서 언급했듯이, 주택건설에 적용되는 성장관리는 주택건설 비용, 물량, 그리고 건설되는 주택의 종류에 영향을 줄 수 있다. 이하에서는 각 지방정부(the own jurisdiction)에서 시행되는 성장관리의 주택건설에 대한 영향을 보다 자세히 살펴보고자 한다.

첫째, 성장관리는 다음과 같은 방식으로 주택건설비용을 증가시킬 수 있다.

○각종 인허가에 관련된 행정 처리를 지연시킴으로써, 금융비용을 증가시킬 수 있고, 행정 처리에 소요되는 시간과 최종 처리결과에 대한 불확실성을 증폭시킬 수도 있다. 또한 행정적 처리의 지연으로 인해, 주택건설업자들이 시장의 변화에 유연하게 대처할 수 없게 되고, 그에 따라 적지 않은 기회비용도 부담해야 한다. 예를 들어, 연간 건축허가 발급 수에 연간 할당량을 부과하는 규제와 공공하부구조 공급을 의무화하는 법령의 경우, 각각 할당량내에서 건축허가를 발급받기 위해 그리고 공공하부구조 공급계획에 대한 승인을 받기 위해, 지방정부의 평가 및 심사를 거쳐야 하므로, 행정적 처리가 지연될 수 있고 그로 인한 비용을 부담해야 한다.

○토지구입비용을 증가시킨다. 도시성장경계의 경우, 주택건설 및 각종 개발을 지정된 경계내에 한정시키므로, 장기적으로 경계 내에서 토지의 물리적 공급을 제약하는 효과를 낼 수 있고, 그로 인해 토지구입비용이 늘어날 수 있다.

○주택건설사업의 효율성을 떨어뜨린다. 주거용지내 허용개발밀도를 제한하는 규제의 경우, 단위토지당 최대건설가능 주택물량이 줄어들거나 억제됨으로써, 주택건설업자들이 규모의 경제를 달성하기가 어렵게 된다. 그 결과, 주택단위당 건설비용은 상승하게 된다.

○공공하부구조 공급의 강제 그 자체가 주택 단위당 건설비용을 올릴 수 있다.

이상의 방식으로 성장관리가 주택건설비용을 상승시키게 되면, 주택건설업자는 이윤성 제고를 위해 주어진 주택수요 하에서 신규주택가격을 직접 상승시키거나 다른 방식으로 대응하게 될 것이다.

둘째, 앞서 보았듯이, 성장관리의 시행이 주택건설비용을 증가시키게 되면, 적지 않은 주택건설업자들은 성장관리가 시행되는 지방정부에서 건설사업을 포기하거나 인근의 성장관리가 시행되지 않는 지방정부로 이전해서 건설사업을 수행할 것이다(Levine, 1999). 이 경우, 성장관리를 시행하는 지방정부의 관할구역에서는 신규주택의 공급이 제약될 것이다.

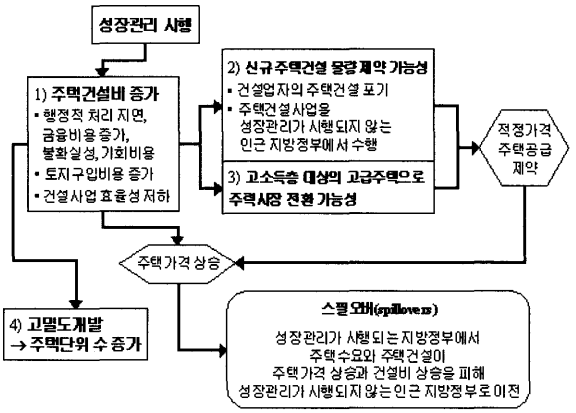
셋째, 성장관리의 시행에 따른 주택건설비 증가에 대응하기 위해, 일부 건설업자들은 성장관리가 시행되지 않는 지역으로 이전하기 보다는 이윤성 제고를 위해 고소득층을 대상으로 하는 소량의 고급주택으로 주력시장을 전환할 수 있다. 이 경우, 성장관리가 시행되는 지방정부에서의 적정가격 주택(affordable housing)의 공급이 제약될 것이다 (Dowall, 1984).

이상의 주택건설에 대한 성장관리의 영향은 주택가격을 상승시키는 효과(price effects)를 구성한다. 더 나아가, 성장관리로 인한 주택가격 상승과 건설비 상승을 각각 회피하기 위해, 성장관리가 시행된 지방정부의 관할구역에 원래 주거를 입지하고자 했던 수요와 그와 관련해서 일어났을 주택건설이 성장관리가 시행되지 않는 인근의 지방정부로 이전하는 현상(spillovers)을 일으키기도 한다.

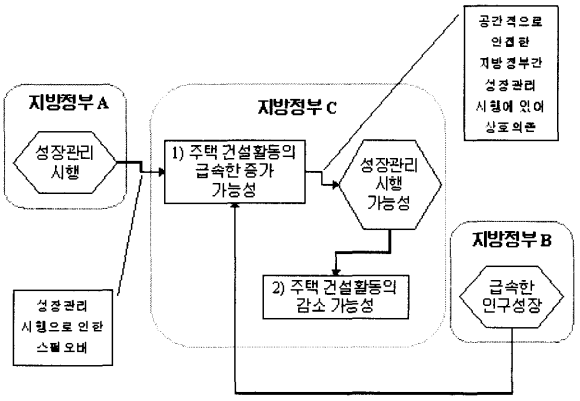
물론, 성장관리로 인한 건설비 상승에 대해 주택건설업자들은 고밀도개발에 의한 주택단위 수 증가로써 단위당 건설비용을 낮출 수 있다. 이 경우, 건설업자들이 성장관리가 시행되지 않는 지방정부로 이전해서 사업을 전개할 필요성이 줄어들 것이므로 주택건설물량은 해당 지방정부에서 감소하지 않을 것이다. 동시에 건설업자들이 고소득층을 대상으로 하는 소량의 고급주택으로 주력시장을 전환시킬 필요성도 낮아질 것이다.

하지만, 고밀도 개발전략의 실현가능성은 각 유형의 성장관리에 따라 상이하다. 연간 건축허가 발급수의 총량규제와 주거용지의 허용개발밀도를 제한하는 규제 하에서는 주택건설물량 자체가 직접 제한되기 때문에, 그러한 고밀도 개발이 이루어질 가능성이 낮다.

반면, 도시성장경계와 공공하부구조 공급의 의무화 법령의 경우, 고밀도개발 전략의 실현가능성이 상대적으로 높다. 왜냐하면, 도시성장경계는 도시의 과도한 수평적 팽창을 억제하기 위해 도시성장을 설정한 경계 내에 일정기간 동안 국한시키는 것이 목적이므로, 경계 내에서의 주택건설은 직접 제한하지 않기 때문이다. 그리고 공공하부구조의 공급을 강제하는 법령은 건설업자로 하여금 충분한 하부구조를 직접 공급케 하는 것이 목적이므로 공급된 하부구조의 수용력을 넘지 않는 한, 건설업




〈그림 2〉 성장관리와 주택건설




〈그림 3〉 인접지방정부의 영향

자들의 고밀도개발 전략이 제한받지는 않는다.

요컨대, 다양한 유형의 성장관리에 따라, 주택건설물량에 주는 영향이 상이하게 나타날 수 있다는 것이다. 이상에서 논의된 내용은 〈그림 2〉에 정리되어 있다.

### 2) 인접 지방정부(neighboring jurisdictions)의 영향

제3장 제1절에서 다룬 내용은 각 지방정부에서 시행되는 성장관리가 해당 지방정부에서의 주택건설에 미치는 영향을 논의한 것이다. 하지만, 현실적으로 다수의 지방정부가 하나의 대도시권에 위치해 있고, 그리고 공간적으로 인접해 있는 지방정부들 간에는 주택건설과 관련해서 적지 않은 상호작용이 일어난다. 이러한 상황에서는, 인접 지방정부에서의 성장관리시행(또는 인구성장)이 각 지방정부의 주택건설물량에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 인접 지방정부의 영향에 대한 논의는 〈그림 3〉에 제시되어 있다.

그림에서 보듯이, 지방정부 A와 B는 지방정부 C에 인접해 있고, 지방정부 C에서는 성장관리도 시행되지 않고, 급속한 인구성장도 없다고 가정한다. 반면 지방정부 A와 B에서는 각각 성장관리가 시행되고 있고, 급속한 인구성장이 전개된다고 가정한다. 일단 지방정부 A에서 성장관리가 시행되면, 그로 인해 발생하는 주택 수요 및 건설의 스필오버가 A의 인접 지방정부인 C로 유입될 수가 있다. 이러한 스필오버의 유입은 지방정부 C에서 주택건설 활동을 급속하게 증가시킬 수 있다.

이러한 급속한 주택건설의 증가는 지방정부 C로 하여금 성장으로 인한 적잖은 비용(예: 기존 공공하부구조에의 과부하, 공공하부구조의 추가 공급을 위한 조세부담 증가 등)을 지불케 한다. 이러한 비용을 줄이기 위해, 지방정부 C에서도 성장관리가 시행될 가능성이 높다. 지방정부 A에서의 성장관리 시행이 지방정부 C에서의 성장관리 시행으로 이어지는 이러한 프로세스가 공간적으로 인접해 있는 지방정부들 사이의 성장관리 시행에 있어서의 상호의존효과(Brueckner, 1998)를 보여준다고 할 수 있다.

일단 지방정부 C에서도 성장관리를 시행하게 되면, 당해 지방정부의 관할구역에서도 주택건설 활동이 감소할 가능성이 높다. 그리고 지방정부 B에서의 급속한 인구성장도 해당 지방정부에서 주택물량 부족을 일으킬 수 있고, 그 결과, 인접해 있는 지방정부 C로의 스필오버의 유입을 일으킬 수 있으므로, 이제까지 논의된 방식과 비슷하게 지방정부 C에서의 주택건설물량에 영향을 미칠 수 있다.

## 4. 실증분석

제3장에서 논의된 내용을 토대로 해서, 각 지방정부와 인접 지방정부에서 시행하는 다양한 유형의 성장관리가 주택건설물량에 대해 갖는 차별화된 영향에 대해 실증분석을 수행하고자 한다. 실증분석은 주택건설에 대한 모델링을 통해 이루어진다.

이하에서는 그러한 실증분석에 사용되는 연구지역, 분석모델, 그리고 해당 모델에 사용된 자료를 기술하고자 하며, 실증분석의 결과를 제시하고 논의하고자 한다.

### 1) 연구지역

본 연구의 실증분석은 미국 캘리포니아 주(州)의 지방정부를 대상으로 한다.

왜냐하면, 1988년도 말에 캘리포니아에서 지방정부의 성장관리 집행에 대한 설문조사가 시행되었고(1988년 현재 508개 지방정부 중 443개가 응답), 무엇보다도 이러한 조사는 미국에서 주 및 전국 차원의 성장관리 실태에 관한 극소수의 구득 가능한 조사자료 중 하나로서 높은 가치를 가지기 때문이다.

또한 캘리포니아에서 이루어진 급속한 인구성장 및 교외화로 인해, 1970년대부터 많은 수의 지방정부가 미국에서 선도적으로 성장관리를 시행해왔기 때문이며(Fulton, 1993; Glickfeld & Levine, 1992; Levine, 1999; Ackerman, 1999), 그러한 지방정부의 성장관리 시행 및 확산의 전제조건인 지방분권 정치구조가 캘리포니아에서 전통적으로 지배적이었기 때문이다(Glickfeld & Levine, 1992; Pincetl, 1994).

따라서 미국 지방정부에서의 성장관리 시행과 관련해서는, 캘리포니아의 지방정부가 대표성을 갖는 표본으로 기능할 수 있다. 본 연구에서는 설문조사에 응답한 443개 지방정부 중 실증분석에

사용될 자료의 구득이 가능한 431개(373개 시정부와 58개 카운티정부)를 연구대상으로 설정한다.

## 2) 분석모델

분석모델로서 다음의 회귀식을 사용하고자 한다. 분석모델은 OLS에 기반을 두고 있으며, 지방정부의 주택건설에 관한 모델이다.

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}P_{8991} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Ln}EH_{90} + \beta_2 \mathrm{Ln}PG_{8588} + \beta_3 \mathrm{Ln}HI_{90} + \beta_4 \mathrm{Ln}PDEN_{88} + \beta_5 UNINCO \\ & + \beta_6 PCAP + \beta_7 UGB + \beta_8 APFO + \beta_9 RRZ + \beta_{10} W_I PCAP + \beta_{11} W_I UGB \\ & + \beta_{12} W_I APFO + \beta_{13} W_I RRZ + \beta_{14} W_I \mathrm{Ln}PG_{8588} + \sum_{m=1}^{24} \beta_{15,m} \mathrm{MSA}_m + \varepsilon\end{aligned}$$

$P_{8991}$: 각 지방정부에서 신규주택 건설에 발급한 건축허가수의 3개년(1989년에서 1991년까지) 평균

$EH_{90}$: 지방정부별 1990년도 현재 총 주택수로서 캘리포니아내 지방정부의 성장관리에 대한 조사가 수행된 1988년도의 총 주택수를 대신한다. 이것은 1988년도 총 주택수에 관한 자료가 입수가능하지 않기 때문이다.

$PG_{8588}$: 각 지방정부의 1985년에서 1988년까지의 연평균 인구성장률

$HI_{90}$: 각 지방정부의 1990년도 가구소득의 중위수(median)로서 1988년도 값을 대체한다.

$PDEN_{88}$: 각 지방정부의 1988년도 인구밀도(person(s)/acre)

UNINCO: 카운티(county)정부의 관할구역(unincorporated area)을 나타내는 더미변수(카운티정부의 관할구역: 1, 시정부의 관할구역(incorporated area): 0)

PCAP: 유입인구수 및 건축허가 발급 수에 대한 연간 총량 규제(population growth or housing permit caps)의 시행 여부(시행: 1, 미시행: 0)

UGB: 도시성장경계(urban growth boundaries)의 시행 여부(시행: 1, 미시행: 0)

APFO: 공공하부구조의 공급을 강제하는 법규(adequate public facility ordinances)의 시행 여부(시행: 1, 미시행: 0)

RRZ: 주거용지내 허용주택개발밀도를 저하시키거나 동결시키려는 일련의 규제(restrictive residential zoning regulations)의 시행 여부(시행: 1, 미시행: 0)

$W_I$PCAP, $W_I$UGB, $W_I$APFO, $W_I$RRZ: PCAP, UGB, APFO, RRZ의 spatial lag 변수로서, 각 유형의 성장관리가 인접 지방정부에서 시행되는 비율

$W_I \mathrm{Ln}PG_{8588}$: 인접 지방정부의 연평균 인구성장률의 가중평균

$W_I$: 역거리(inverse distance)에 기반을 두는 행표준화된 공간가중치행렬을 나타낸다. 이 행렬에서는 해당 지방정부를 제외한 표본집단 내 모든 지방정부가 spatial neighbors(본고에서는 인접 지방정부)로서 가중치를 부여받지만, 가까운 거리에 있는 spatial neighbor(즉, 인접 지방정부)일수록 그 가중치의 크기가 더욱 커지게 된다. $W_I$에서 가중치의 계산은 다음의 식을 이용한다.

$$\omega_{ij} = d_{ij}^{-1} / \sum d_{ij}^{-1} (i \neq j)$$

$\omega_{ij}$ : 가중치; $d_{ij}$ : 지방정부 i와 j간의 직선거리(Euclidean distance)

$MSA_m$: 24개 MSA 또는 PMSA를 나타내는 더미 변수(지방정부가 MSA(Metropolitan Statistical Area) 또는 PMSA(Primary Metropolitan Statistical Area)에 위치할 경우, 해당 MSA변수는 1을 갖고 나머지 23개 변수는 모두 0을 가짐; 지방정부가 MSA 또는 PMSA에 위치하

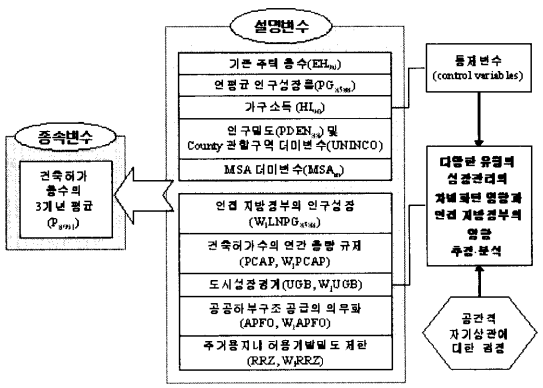
지 않을 경우, 24개 더미변수 모두가 0을 가짐; m=1,…,24); 이 24개 MSA 더미변수는 1990년 현재 캘리포니아에 존재하는 23개 MSA(또는 PMSA)와 1993년에 MSA지위를 획득한 1개의 대도시권을 나타낸다. 이 더미변수들은 다중공선성 때문에 분석모델에서 제외된 설명변수(주택가격지수의 증가율 등)와 자료상의 한계로 인해 분석모델이 포괄하지 못한 설명변수의 MSA (또는 PMSA) 수준에서 나타날 이질성(heterogeneities)을 해당 모델에 반영시킨다. 그리고, 무엇보다도, 규모가 크거나 급속히 성장하는 도시지역에 사업을 전개하려는 건설업자의 선호도 나타낸다.

이상에서 기술한 분석모델은 1985-1988년도의 사업조건이 1990년도의 건축허가 발급에 영향을 미친다는 가정에 기반을 두고 있다. 이것은 캘리포니아주 지방정부의 성장관리 시행에 대한 조사결과가 1988년 현재의 상황만을 보여준다는 점을 고려한 것이다. 즉, 1988년을 기점으로 그 이전부터 1988년까지의 상황이 그 이후의 상황에 영향을 주었다고 가정하는 것이다.

그리고 종속변수로서 건축허가수를 사용한 것은 캘리포니아내 지방정부별 신규 건설 주택단위 수에 대한 자료가 입수가능하지 않기 때문이다. 물론 발급된 모든 건축허가가 실제 주택건설로 결과되는 것은 아니지만, 건축허가 자료는 주택건설물량의 추정자료로서 충분히 사용될 수 있다(Mayer & Somerville, 2000; Thorson, 1997 참조).

종속변수가 1989-1991년의 3개년 평균을 취한 것은 건축허가의 발급이 특정연도에 집중함으로써 생길 수 있는 문제(bias)를 완화시키기 위함이다. 종속변수와 일부 설명변수가 자연로그를 취하는 것은 각각 오차의 이분산이 발생할 위험을 줄이고, 해당 설명변수가 종속변수에 미치는 영향의 크기가 변수값이 증가하면서 감소할 수 있는 가능성을 반영하려는 것이다. 분석모델의 개념도는 〈그림 4〉와 같다. 〈그림 4〉에서 보듯이, 분석모델은 각 지방정부에서 시행되는 성장관리와 인접 지방정부에서의 성장관리 시행 및 인구성장을 나타내는 변수를 제외한, 주택건설에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제변수로서 사용하고, 동시에 공간적 자기상관을 통제함으로써, 다양한 유형의 성장관리의 차별화된 영향과 인접 지방정부의 영향을 추정 · 분석한다.

머리말에서 언급했듯이, 이상의 분석모델은 Byun(2003)과 변필성(2004)에서 사용된 모델을 보




〈그림 4〉 분석모델의 개념도

완 · 개선시킨 것이다. 그 보완 및 개선사항을 정리하면 다음과 같다.

첫째, Byun(2003)과 변필성(2004)에서는 각각 1988-1990년의 연평균 건축허가 발급수와 연평균 단독주택 건축허가수를 종속변수로서 사용했지만, 본고에서는 1989-1991년의 3개년 건축허가 수 평균을 사용했다. 즉, 3개년 평균이 적용되는 기간을 달리 함으로써, 설명변수가 반영하는 1985-1988년의 상황과 1988년 이후에 일어난 건축허가 발급간의 time lag를 보다 적절하게 반영시킬 수 있다.

둘째, 본 연구에서는 다양한 형태의 성장관리를 나타내는 설명변수를 더미변수 형태로 사용하고 있다. 그럼으로써 성장관리의 시행을 나타내는 일부 변수를 각 유형의 성장관리에 속하는 규제의 총수로써 측정했던 문제를 보완할 수 있다.

셋째, 각 지방정부에서의 개발가능용지의 양을 나타낼 수 있는 설명변수(PDEN$_{88}$과 UNINCO)와 주택수요를 나타낼 수 있는 또 다른 설명변수(HI$_{90}$)를 모델에 추가함으로써, 분석모델의 설명력을 제고시키고자 한다. 또한, 변필성(2004)의 모델과 달리, 단독주택 가격지수의 변화율이라는 변수를 배제하였다. 이것은 해당 변수에 사용된 자료가 대도시권(MSA 또는 PMSA)이나 주(state)에 대해서만 입수가능하고, 그로 인해, 비대도시권에 대해서는 캘리포니아주 전체의 가격지수 변화율을 일률적으로 사용해야 했던 문제를 완화시키기 위함이다.

넷째, 새로운 공간가중치 행렬로서 Queen 유형의 (Queen-contiguity) 행렬[1]과 역거리(inverse-distance)에 기반하는 행렬을 사용한다. 이것은 Byun(2003)과 변필성(2004)에서 사용된 행렬이 설정된 임계거리에 기반을 두고 있기 때문에 발생하는 'island' 의 문제를 극복하기 위함이다. 그러한 임계거리에 기반하는 행렬(distance-based contiguity matrices)에서는 가장 가까운 인접 지방정부까지의 거리가 임계거리를 넘어서는 지방정부들이 인접 지방정부를 하나도 갖지 않는다고 개념적으로 정의되는 문제를 발생시켰다. 반면, 본고에서 사용하는 Queen 유형의 행렬과 역거리에 기반하는 행렬은 그러한 'island' 의 문제가 발생하지 않는다.

다섯째, Byun(2003)과 변필성(2004)에서 사용된 공간가중치행렬에서 임계거리는 두 지방정부의 기하학적 중심들(geometric centroids)간의 직선거리라고 정의되었다. 시정부(cities 또는 towns)의 경우, 기하학적 중심과 인구중심(population centroids)간의 괴리의 정도가 비교적 심하지 않다. 왜냐하면, 시정부의 관할구역이 상대적으로 넓지 않기 때문이다. 하지만, 캘리포니아에서 적지 않게 존재하는 면적 넓은 카운티(예를 들어, San Bernardino County)의 경우, 그러한 괴리의 정도가 심각하다. 이러한 문제를 완화시키기 위해, 본고에서는 각 카운티내 대표적인 인구집적 장소라고 할 수 있는 Census Designated Places(CDPs)의 가중공간평균(weighted spatial mean)으로 해당 카운티의 기하학적 중심을 대체하고, 다시 지방정부들간의 거리를 계산하고, 그 거리를 이용해서 역거리에 기반하는 공간가중치행렬(즉, 본고의 $W_1$)을 산출하였다. 그리고 그러한 가중 공간평균의 산출 과정에서 각 CDP의 인구를 가중치로서 사용하였다.

### 3) 자료

분석모델의 종속 · 설명변수에 사용되는 자료는 〈표 2〉에 정리되어 있다.

---

1) Queen 유형의 공간가중치 행렬은 본 연구의 분석모델의 공간적 자기상관 검정에만 사용된다(〈표 4〉와 〈표 5〉 참조). 이 행렬에서는 각 지방정부의 관할구역경계에 조금이라도 맞닿아 있는 모든 지방정부가 spatial neighbors로서 정의된다.

### 4) 설명변수의 종속변수에 대한 영향 예측

설명변수가 종속변수에 미친 영향에 관한 예측은 〈표 3〉에 정리되어 있다. 아울러 〈표 3〉에서는 변수들의 기술적 통계도 제시되어 있다.

성장관리가 주택건설물량(즉, 건축허가 수의 3개년 평균)에 미치는 영향에 대한 예측은 각 유형의 성장관리가 갖는 개별적 특성을 고려해서 이루어

〈표 2〉 분석모델의 설명 · 종속변수에 사용되는 자료

| 변 수 | 자 료 |
|---|---|
| $P_{8991}$ | • 미국 Bureau of Census에 의해 수집되어 정리된 각 지방정부별 건축허가 자료를 활용한다. |
| PCAP, UGB,<br>APFO, RRZ,<br>$W_iPCAP$, $W_iUGB$,<br>$W_iAPFO$, $W_iRRZ$ | • 1988년 말에서 1989년 초까지 수행된 캘리포니아내 지방정부의 1988년 현재 성장관리 시행실태에 대한 조사결과를 이용한다. 결과는 Glickfeld and Levine(1992)에 출간되어 있다. |
| $EH_{90}$, $PG_{8588}$,<br>$HI_{90}$, $PDEN_{88}$,<br>$W_iLnPG_{8588}$ | • 캘리포니아 주정부의 Department of Finance에서 제공되는 인구 자료와 미국 Bureau of Census의 인구 및 주택 센서스 자료를 활용한다. |

〈표 3〉 분석모델의 설명 · 종속 변수의 기술적 통계와 설명변수의 기대되는 영향

| 변 수 | 평 균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 | 영향력(기대) |
|---|---|---|---|---|---|
| $P_{8991}$ | 317.413 | 753.492 | 0 | 9,164 | |
| $EH_{90}$ | 2,4466.271 | 73,635.866 | 49 | 1,299,963 | + |
| $PG_{8588}$ | 0.027 | 0.034 | -0.179 | 0.210 | + |
| $HI_{90}$ | 36,948.394 | 17,462.861 | 15,094 | 150,001 | + |
| $PDEN_{88}$ | 22,431.764 | 30,829.439 | 8.464 | 491,666.667 | - |
| UNINCO | 0.132 | 0.339 | 0 | 1 | + |
| PCAP | 0.137 | 0.344 | 0 | 1 | - |
| UGB | 0.181 | 0.385 | 0 | 1 | + 또는 유의성 없음 |
| APFO | 0.297 | 0.457 | 0 | 1 | + 또는 유의성 없음 |
| RRZ | 0.327 | 0.470 | 0 | 1 | - |
| $W_iPCAP$ | 0.130 | 0.039 | 0.064 | 0.312 | + 또는 - |
| $W_iUGB$ | 0.162 | 0.074 | 0.040 | 0.398 | 유의성 없음 |
| $W_iAPFO$ | 0.284 | 0.045 | 0.179 | 0.462 | 유의성 없음 |
| $W_iRRZ$ | 0.343 | 0.080 | 0.181 | 0.535 | + 또는 - |
| $W_iLnPG_{8588}$ | 0.024 | 0.006 | 0.007 | 0.043 | + 또는 - |

표본 크기: 431; +: positive; -: negative
최소값에서 볼 수 있듯이, P8891과 PG8588은 0 또는 음수 값을 가질 수 있으므로, 자연로그를 취하기 위해 해당 변수에 대해 표본집단이 갖는 모든 값에 1을 더했음.
PCAP, UGB, APFO, 그리고 RRZ에서 평균은 표본을 구성하는 431개 지방정부 중 해당 성장관리를 시행하는 지방정부의 비율과 일치함.

졌다. 제3장에서 논의했듯이, 성장관리는 주택건설비용을 상승시킨다. 그리고 주택건설업자는 건설사업을 포기하고 성장관리가 시행되지 않는 지방정부로 이전하거나 고소득층을 대상으로 하는 소량의 고급주택으로 주력시장을 전환시킬 수 있을 뿐만 아니라 고밀도개발을 통한 주택 단위수의 증가로써 대응할 수도 있다. 하지만, 고밀도 개발 전략의 실현 가능성은 본고에서 사용하는 네 가지 유형의 성장관리에 따라 그 정도가 다르다. 그리고 이러한 차별성이 다양한 유형의 성장관리가 주택건설물량에 대해 차별화된 영향력을 갖는 하나의 요인이 된다.

먼저, 연간 유입인구수 및 건축허가 발급 수에 대한 총량 규제(PCAP)와 주거용지내 허용주택개발밀도를 동결하거나 저하시키는 규제(RRZ)는 각각 지방정부의 관할구역내 건설물량과 해당 주거용지에서의 최대건설가능 물량을 제한한다. 따라서, 건설비 상승에 대응해서 고밀도개발을 통해 주택단위 수를 증가시키는 전략의 실현가능성이 낮다고 하겠다. 즉, 다른 모든 조건이 동일할 때, 설명변수 PCAP과 RRZ는 건축허가 수를 감소시킬 것으로, 즉, 종속변수에 음의 영향을 유의하게 미칠 것으로 예상된다.

반면, 도시성장경계(UGB)와 공공하부구조 공급을 강제하는 법령(APFO)은 그 특성상 PCAP과 RRZ와 달리 주택건설물량을 직접 제한하지는 않는다. 전자의 경우, 성장을 지정된 경계 내에 국한시키므로, 경계내에서의 주택건설은 제약되지 않고 오히려 장려될 수 있다. 실제로 도시성장경계(urban growth boundaries)는 스프롤(sprawl)을 억제하면서 도시성장을 수용하기 위해 주로 시행된다 (Knaap and Nelson, 1992). 따라서 도시성장경계가 토지의 물리적 공급을 제한시키는 효과에 대해 건설업자들이 고밀도 개발로써 대응할 수 있다. 후자의 경우, 주택건설업자로 하여금 충분한 공공하부구조를 공급하게 하는 것이 주요 목표이므로, 공급되는 하부구조의 수용력을 초과하지 않는 범위 내에서 하부구조 공급에 따른 건설되는 주택단위당 비용 상승에 대응하기 위해 주택단위수를 증가시킬 수 있고(Pendall, 2000; Nelson et. al., 2002), 건설업자의 그러한 노력을 지방정부가 승인할 가능성도 높다.

따라서, 설명변수 UGB와 APFO는 다른 모든 조건이 동일할 때, 종속변수에 양의(positive) 영향을 미칠 것으로 기대된다. 하지만, 이 두 성장관리 하에서 주택건설업자의 고밀도개발을 통한 주택단위 수 증가노력은 한계를 가질 수 있다. 도시성장경계의 경우, 경계 내 개발가능 토지의 부족이 심화될 경우, 그러한 고밀도전략이 효과적이지 못하고, 공공하부구조 공급을 강제하는 법령의 경우, 하부구조의 수용력 범위 내에서만 효과적이라는 구조적 한계를 갖고 있다. 이점에서, 두 성장관리는 종속변수에 최소한 유의한 영향을 미치지 않을 수도 있다.

종합하면, 다른 모든 조건이 같을 때, UGB와 APFO는 주택건설물량을 증가시키는 효과를 보일 것이지만 그 영향이 유의하거나 유의하지 않을 수도 있다는 것이다.

인접 지방정부에서의 건축허가 수의 연간 총량규제($W_iPCAP$), 주거용지의 허용개발밀도 제한규제($W_iRRZ$), 그리고 인구성장($W_iLnPG_{8588}$)은 제3장 제2절의 논의를 고려한다면, 각 지방정부로 하여금 인접 지방정부로부터의 주택 수요와 건설의 스필오버(spillovers)에 직면하게 할 수 있으므로, 종속변수에 양의 영향을 유의하게 미치거나, 성장관리 시행에 있어 공간적으로 근접한 지방정부들 사

이에서의 상호의존효과가 일어날 수 있으므로 종속변수에 음의 영향을 유의하게 미칠 수 있다. 반면, 인접 지방정부에서 시행하는 도시성장경계($W_iUGB$)와 공공하부구조 공급의 의무화 법령($W_iAPFO$)은 UGB와 APFO의 기대되는 영향을 고려한다면, 각 지방정부의 주택건설물량, 즉 종속변수($P_{8991}$)에 유의한 영향을 미치지 않을 것으로 예상된다.

한편, 통제변수로서 사용된 설명변수들의 영향을 예측하면 다음과 같다. 첫째, 기존 주택 총수($EH_{90}$)는 각 지방정부의 인구수와 높은 상관도를 나타낼 것이므로, 기존 주택단위 수가 클수록 종속변수인 건축허가 발급수($P_{8991}$)가 커지는 관계, 즉 size effect를 보일 것이다. 둘째, 인구성장률($PG_{8588}$)과 가구소득($HI_{90}$)은 신규주택에 대한 수요를 반영할 수 있으므로 모두 종속변수에 양(positive)의 영향을 미칠 것이다. 마지막으로, 개발가능용지의 양을 반영하기 위해 사용된 인구밀도($PDEN_{88}$)와 카운티 관할구역 더미변수(UNINCO)는 각각 종속변수에 음의 영향과 양의 영향을 미칠 것으로 기대된다. 인구밀도가 높아질수록, 개발가능용지의 양이 부족할 가능성이 상대적으로 높으므로, 다른 모든 조건이 같다면, 인구밀도가 높을수록 주택건설물량($P_{8991}$)이 줄어드는 관계를 보일 것이다. 한편, 카운티정부의 관할구역(unincorporated area)은 대체로 시정부(municipality)의 관할구역을 둘러싸고 있고, 시정부 관할구역보다 큰 면적을 가지므로, 상대적으로 개발가능지가 풍부하다.

게다가, 미국, 특히 캘리포니아에서 급속하게 전개되어온 교외화(Glickfeld & Levine, 1992; Fulton, 1993; Levine, 1999)를 감안하면, 시정부에 비해, 카운티의 관할구역에서 다른 모든 조건이 동일할 경우, 주택건설 활동이 더욱 활발하게 이루어질 것이다.

### 5) 분석결과

분석모델(즉, 회귀분석)로부터 얻은 결과는 〈표 4〉와 〈표 5〉에 정리되어 있다. 설명변수가 종속변수(즉, 주택건설물량 또는 건축허가 발급 수)에 미친 영향의 추정결과를 논의하기 전에, 분석모델의 적합성 및 공간적 자기상관에 대한 검정 결과를 살펴보고자 한다.

〈표 4〉의 OLS(1)에서 볼 수 있듯이, 분석모델은 오차의 정규성 가정을 만족시키고 있다(J-B test, 즉 Jarque-Bera 검정 참조). 그리고 공간적 자기상관에 대한 검정결과, Queen 유형의 공간가중치 행렬하에서 종속변수와 오차에 관한 공간적 자기상관이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 표에서는 생략되어 있지만, 역거리에 기반하는 공간가중치 행렬(즉, 본고의 $W_i$)에 대해서도 종속변수와 오차에 관한 공간적 자기상관이 모두 유의하지 않게 나왔다.[2)]

이렇게 공간적 자기상관이 유의하지 않은 것은 인접 지방정부에서의 다양한 유형의 성장관리 시행과 인구성장을 나타내는 설명변수를 사용한 것에 기인한다고 사료된다. 하지만, condition number가 200.529로서 다중공선성이 심하게 나타나고 있다. 다중공선성이 발생하면, 표준오차가 팽창되기 때문에(Greene, 2000), 모수추정치(parameter estimates)의 t-value가 왜곡될 수 있다.

2) OLS(2)와 OLS(3)에서도 queen 유형의 공간가중치 행렬과 역거리에 기반하는 공간가중치 행렬($W_i$) 하에서의 종속변수와 오차에 관한 공간적 자기상관이 모두 유의하지 않았다.

〈표 4〉 회귀분석 결과 1

| 변 수 | | OLS(1) | | OLS(2) | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 회귀계수 | t-value | 회귀계수 | t-value |
| 절편(intercept) | | -9.730 | -5.918** | -9.343 | -5.787** |
| $LnEH_{90}$ | | 0.877 | 23.647** | 0.902 | 29.164** |
| $LnPG_{8588}$ | | 10.865 | 7.945** | 10.443 | 7.885** |
| $LnHI_{90}$ | | 0.564 | 3.935** | 0.555 | 3.876** |
| $LnPDEN_{88}$ | | -0.084 | -1.718* | -0.137 | -5.536** |
| UNINCO | | 0.331 | 1.227 | | |
| PCAP | | 0.113 | 0.921 | 0.110 | 0.900 |
| UGB | | 0.221 | 1.917* | 0.227 | 1.979** |
| APFO | | -0.007 | -0.085 | -0.013 | -0.149 |
| RRZ | | -0.164 | -1.875* | -0.163 | -1.860* |
| WiPCAP | | 1.622 | 0.909 | 1.644 | 0.921 |
| WiUGB | | 1.794 | 1.327 | 1.829 | 1.353 |
| WiAPFO | | -0.530 | -0.485 | -0.584 | -0.534 |
| WiRRZ | | -2.659 | -2.412** | -2.576 | -2.339** |
| $WiLnPG_{8588}$ | | 39.622 | 2.902** | 39.355 | 2.881** |
| 회귀모델에 대한 검정 | R-Square (Adj. R-Square) | 0.8012 (0.7819) | | 0.8004 (0.7816) | |
| | Condition Number | 200.529 | | 197.532 | |
| | J-B test | 0.695 (DF = 2) | | 1.019 (DF = 2) | |
| | B-P test | 63.588** (DF = 38) | | 63.932** (DF = 37) | |
| 공간적 자기상관에 대한 검정 | LM-ERR | 0.026 (DF = 1) | | 0.053 (DF = 1) | |
| | Robust LM-ERR | 0.052 (DF = 1) | | 0.002 (DF = 1) | |
| | LM-LAG | 0.282 (DF = 1) | | 0.099 (DF = 1) | |
| | Robust LM-LAG | 0.308 (DF = 1) | | 0.048 (DF = 1) | |

표본 크기: 431
24개 MSA 더미변수의 회귀계수는 생략되어 있음.
LM-LAG, Robust LM-LAG: 종속변수에서의 공간적 자기상관에 대한 검정으로서 각각 Lagrange Multiplier 검정, 그리고 Robust Lagrange Multiplier 검정을 나타냄.
LM-ERR, Robust LM-ERR: 오차의 공간적 자기상관에 대한 검정으로서 각각 Lagrange Multiplier 검정, 그리고 Robust Lagrange Multiplier 검정을 나타냄.
공간적 자기상관에 대한 검정 결과는 Queen 유형의 공간가중치행렬에 대한 것임.
*: 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함; **: 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.

이에 지방정부별 개발가능용지의 양을 나타내는 두 변수들 중 하나로서 종속변수에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타난 UNINCO를 배제하고 OLS를 다시 돌렸다. 그 결과가 〈표 4〉의 OLS(2)에 나와 있다. 그러나 conditon number가 197.532로서 다중공선성이 여전히 심하게 나타나고 있다. 이 문제를 완화시키기 위해, 주택수요를 나타내는 두 변수 중 하나로서 상대적으로 유의성이 낮고 종속변수에 미치는 영향의 크기가 작은 가구소득($HI_{90}$)을 배제하였고, 그 결과는 〈표 5〉의 OLS(3)에 제시

〈표 5〉 회귀분석 결과 2

| 변 수 | | OLS(3) | | OLS(3) – Robust | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 회귀계수 | t-value | 회귀계수 | z-value |
| 절편(intercept) | | -3.618 | -5.454** | -3.618 | -6.038** |
| $LnEH_{90}$ | | 0.894 | 28.479** | 0.894 | 27.652** |
| $LnPG_{8588}$ | | 10.650 | 7.909** | 10.650 | 6.988** |
| $LnHI_{90}$ | | | | | |
| $LnPDEN_{88}$ | | -0.157 | -6.392 | -0.157 | -6.631** |
| UNINCO | | | | | |
| PCAP | | 0.102 | 0.818 | 0.102 | 0.869 |
| UGB | | 0.254 | 2.172** | 0.254 | 2.393** |
| APFO | | 0.026 | 0.301 | 0.026 | 0.316 |
| RRZ | | -0.196 | -2.210** | -0.196 | -2.291** |
| $W_iPCAP$ | | 1.972 | 1.087 | 1.972 | 1.080 |
| $W_iUGB$ | | 1.831 | 1.330 | 1.831 | 1.443 |
| $W_iAPFO$ | | -0.184 | -0.166 | -0.184 | -0.149 |
| $W_iRRZ$ | | -3.059 | -2.747 | -3.059 | -2.831** |
| $W_iLnPG_{8588}$ | | 41.264 | 2.970** | 41.264 | 2.531** |
| 회귀모델에 대한 검정 | R-Square (Adj. R-Square) | 0.7928 (0.7738) | | 0.7928 (0.7738) | |
| | Condition Number | 63.764 | | 63.764 | |
| | J-B test | 0.845 (DF = 2) | | 0.845 (DF = 2) | |
| | B-P test | 58.980** (DF = 36) | | | |
| 공간적 자기상관에 대한 검정 | LM-ERR | 0.005 (DF = 1) | | | |
| | Robust LM-ERR | 0.022 (DF = 1) | | | |
| | LM-LAG | 0.081 (DF = 1) | | | |
| | Robust LM-LAG | 0.097 (DF = 1) | | | |

표본 크기: 431
24개 MSA 더미변수의 회귀계수는 생략되어 있음.
LM-LAG, Robust LM-LAG: 종속변수에서의 공간적 자기상관에 대한 검정으로서 각각 Lagrange Multiplier 검정, 그리고 Robust Lagrange Multiplier 검정을 나타냄.
LM-ERR, Robust LM-ERR: 오차의 공간적 자기상관에 대한 검정으로서 각각 Lagrange Multiplier 검정, 그리고 Robust Lagrange Multiplier 검정을 나타냄.
공간적 자기상관에 대한 검정 결과는 Queen 유형의 공간가중치행렬에 대한 것임.
*: 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함; **: 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.

되어 있다. condition number가 크게 저하되어 다중공선성은 크게 완화되었고, 오차의 정규성도 충족되고(J-B Test) 있고, 공간적 자기상관도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 하지만, B-P Test(Breusch-Pagan Test) 결과 오차의 이분산(heteroscedasticity)이 유의하게 발생하고 있다.

이러한 이분산의 문제를 해결하기 위해, White의 Robust 추정법(White's Robust Estimation)을 사용했고, 그 결과가 〈표 5〉의 OLS(3) - Robust에 제시되어 있다. 이하에서는 〈표 5〉의 OLS(3) - Robust

에 나온 결과에 초점을 맞추어서 분석결과를 논의할 것이다. 그리고 앞서 언급했듯이, 24개 더미변수는 통제변수로서 사용된 것이므로, 해당 더미변수의 종속변수에 대한 영향에 대한 논의는 생략하고자 한다.

첫째, 다양한 유형의 성장관리를 나타내는 설명변수의 회귀계수와 z-value를 살펴보면, PCAP을 제외한 모든 변수(UGB, APFO, 그리고 RRZ)가 예측한 대로 종속변수에 영향을 미친 것으로 나타났다. RRZ는 다른 조건이 모두 동일할 때, 주택건설물량(즉 종속변수값)을 유의하게 감소시킨 것으로 나타났다. 이것은 RRZ하에서는 주거용지의 최대 건설가능 물량이 제한되기 때문에, 건설비 상승에 대한 고밀도 개발전략이 유효하지 않은 것으로 해석된다. 그리고 주택건설물량을 직접 제한하지 않는 UGB와 APFO는 각각 주택건설을 수용하는 효과를 보였고, 최소한 유의하게 감소시키지는 않은 것으로 나타났다. 즉, 이 두 유형의 성장관리 하에서는 고밀도개발전략을 통해 건설업자가 건설비 상승에 대응할 수 있었다고 해석된다.

하지만, PCAP의 회귀계수가 양의 부호를 갖고, 유의수준 10%에서도 유의하지 않은 것은 설명하기가 어렵다. 제4장 제3절에서 논의했듯이, PCAP은 연간 유입인구수 및 건축허가 발급 수에 총량규제를 적용하므로, 주택건설물량을 직접 제한한다.

하지만 해당 변수의 실증적으로 추정된 영향과 그에 대한 가설검증결과는 반대로 나왔다. 물론 이에 대해 몇 가지 원인을 생각해볼 수는 있다. 먼저, 다른 성장관리에 비해, 표본을 구성하는 431개 지방정부 중에서 PCAP을 집행하는 지방정부의 수가 상대적으로 적다는 점(59개 지방정부(13.7%)가 시행함)을 고려할 수 있다. 그리고 연간 유입인구수 및 건축허가수의 총량을 규제하기 위해 건축허가수에 부과되는 할당량(quota)을 산출하는 기준 기간을 어떻게 설정하느냐에 따라 PCAP의 주택건설에 대한 영향이 달라질 수 있다(Landis, 1992). 즉, 기준 기간이 해당 지방정부의 장기간 인구성장추세에 벗어난 단기간의 급속한 성장이 일어난 기간이라면, 성장을 완화시키기 위해 적용되는 할당량이 오히려 장기적인 인구증가추세를 수용하는 결과를 보일 수 있다. 하지만, PCAP의 추정된 영향에 대해서는 보다 면밀한 분석, 예를 들어 대표성을 갖는 지방정부에 대한 사례연구 등이 필요하다고 하겠다.

둘째, 인접 지방정부에서 시행하는 성장관리도 그 유형에 따라 각 지방정부에서의 주택건설물량(즉, 종속변수 $P_{8991}$)에 차별화된 영향을 미친 것으로 나타났다. $W_iUGB$, $W_iAPFO$, 그리고 $W_iPCAP$은 모두 $P_{8991}$에 아무런 유의한 영향도 주지 않은 반면, $W_iRRZ$는 주택건설물량을 유의하게 감소시키는 효과를 보였다. $W_iUGB$와 $W_iAPFO$의 실증적으로 추정된 영향은 앞서 본 UGB와 APFO의 추정된 영향에 논리적으로 조응한다고 할 수 있다. 그러나 $W_iPCAP$이 종속변수에 미치는 영향이 유의성이 없는 것은 예상외의 결과라고 할 수 있다. 앞서 언급했듯이 캘리포니아에서 PCAP을 시행하는 지방정부의 수가 제일 작다는 점을 그 원인으로 생각해 볼 수는 있지만, $W_iPCAP$에 관한 예상 밖의 결과에 대해서는 보다 자세한 분석이 요구된다고 하겠다.

한편, $W_iRRZ$가 종속변수에 음의 영향을 유의하게 미친 것은 제3장 제2절에서 제시된, 공간적으로 근접해 있는 지방정부들 사이에서 성장관리 시행에 있어서의 상호의존효과의 가능성을 보여주는 것으로 해석된다. 그러한 가능성을 살펴보기 위해, 상관분석과 t-test를 시행했다. 그 결과는 〈표 6〉과 〈표 7〉에 나와 있다.

〈표 6〉 상관분석 결과

| $W_iRRZ$와의 상관도 | 피어슨 상관계수 | RRZ와의 상관도 | 피어슨 상관계수 |
|---|---|---|---|
| PCAP | 0.088 | $W_iPCAP$ | 0.096* |
| UGB | -0.196** | $W_iUGB$ | -0.195** |
| APFO | 0.012 | $W_iAPFO$ | 0.014 |
| $W_iRRZ$ | 0.311** | $W_iRRZ$ | 0.311** |

표본 크기: 431
*: 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함 **: 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함

〈표 7〉 t-test 분석결과

| | | 집단크기 | $W_iRRZ$의 평균 | $W_iRRZ$의 표준편차 | t-value |
|---|---|---|---|---|---|
| PCAP | PCAP = 0 | 372 | 0.340 | 0.081 | -1.832 |
| | PCAP = 1 | 59 | 0.363 | 0.072 | |
| UGB | UGB = 0 | 353 | 0.350 | 0.081 | 4.738** |
| | UGB = 1 | 78 | 0.310 | 0.065 | |
| APFO | APFO = 0 | 303 | 0.342 | 0.079 | -0.249 |
| | APFO = 1 | 128 | 0.344 | 0.082 | |
| RRZ | RRZ = 0 | 290 | 0.325 | 0.074 | -6.733** |
| | RRZ = 1 | 141 | 0.378 | 0.079 | |

**: 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함

〈표 6〉에 나와 있듯이, PCAP, UGB, APFO, 그리고 RRZ의 $W_iRRZ$와의 상관분석 결과, 다른 세 유형의 성장관리에 비해, RRZ가 $W_iRRZ$와 상대적으로 높은 양의(positive) 상관계수(즉, 피어슨 상관계수)를 보였고, 그 상관도가 유의수준 1%에서 유의하다. 또 $W_iPCAP$, $W_iUGB$, $W_iAPFO$, 그리고 $W_iRRZ$의 RRZ와의 상관계수를 살펴보면, $W_iRRZ$와 RRZ간에 가장 높은 양의 상관도가 나타났고 유의수준 1%에서 유의하다. 그런데 이상의 상관분석에 사용된 변수의 일부가 0과 1만의 값을 갖는 변수이므로 상관분석 결과의 유효성이 떨어질 수 있다. 이러한 문제에 대응하기 위해, 각 유형의 성장관리(PCAP, UGB, APFO, 그리고 RRZ)에 대해, 해당 성장관리를 시행하는 지방정부들로 구성된 집단과 그렇지 않는 지방정부들로 구성된 집단 간에 $W_iRRZ$의 평균을 비교하는 t-test를 수행했다. 그 결과가 〈표 7〉에 나와 있다. RRZ를 시행하는 집단(RRZ=1)과 시행하지 않는 집단(RRZ=0) 간의 $W_iRRZ$의 평균 차이가 유의수준 1%에서 유의하고, 그 t-value도 음수 값(즉, -6.773)을 가졌다.

이상의 상관분석과 t-test의 결과를 종합하면, RRZ를 집행하는 지방정부일수록 인접 지방정부에서도 비슷한 유형의 성장관리를 시행할 가능성이 있다는 것이다. 바꾸어 말하면, 인접 지방정부에서 다른 유형의 성장관리보다도 RRZ를 시행했을 때, 그에 따른 주택 수요와 건설의 스필오버의 발생에 각 지방정부가 보다 민감할 수 있고, 다른 유형의 성장관리보다 주택건설물량을 제한하는 효과를

가진 RRZ를 시행할 가능성이 상대적으로 더 크다는 것이다. 요컨대, RRZ 시행에 있어 공간적으로 인접해 있는 지방정부들 간에 상호의존이 일어날 가능성이 있다는 것이다.

마지막으로, $W_iLnPG_{8588}$, $EH_{90}$, $PG_{8588}$, 그리고 $PDEN_{88}$은 모두 주택건설물량($P_{8991}$)에 앞서 예상한 대로 영향을 미친 것으로 나타났다. 즉, 인접 지방정부에서의 인구성장이 크게 일어날수록 각 지방정부에서의 주택건설물량이 커질 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 인접 지방정부에서의 급속한 인구성장이 각 지방정부로의 주택 수요 및 건설의 스필오버를 일으킬 가능성을 제시한다고 볼 수 있다. 기존 주택단위 수($EH_{90}$)가 클수록 주택건설물량($P_{8991}$)이 커지는 관계가 유의한 것으로 나타났고, 각 지방정부에서의 인구성장($PG_{8588}$)이 신규주택에 대한 수요증가로서 나타남으로써 주택건설을 자극하는 효과를 낸 것으로 나타났다. 그리고 인구밀도($PDEN_{88}$)가 높을수록 개발가능용지의 양이 적을 가능성이 높고, 그에 따라 건축허가수가 줄어드는 관계가 유의한 것으로 나타났다.

## 5. 맺음말

본 연구는 1980년대말 캘리포니아주 지방정부를 대상으로, 미국 지방정부의 주택건설에 대한 실증분석을 수행했다. 실증분석은 공간데이타 사용시 나타날 수 있는 공간적 자기상관을 검증하고 통제할 수 있게 해주는 공간계량경제모델을 활용해서 이루어졌다. 무엇보다도, 각 지방정부(the own jurisdiction)와 인접 지방정부(neighboring jurisdictions)에서 시행하는 다양한 유형의 성장관리가 주택건설물량에 미치는 영향을 차별화하는 것에 초점을 맞추었다. 그리고 인접 지방정부의 영향을 보다 효과적으로 포괄하기 위해, 인접 지방정부에서의 성장관리 시행뿐만 아니라 인구성장도 설명변수로서 분석모델에 투입하였다.

분석결과, 각 지방정부에서 시행하는, 주거용지의 허용개발밀도를 동결시키거나 저하시키는 일련의 규제는 주택건설을 유의하게 감소시키는 효과를 보였다. 반면, 도시성장경계는 주택건설을 유의하게 수용하는 효과를 보였고, 공공하부구조의 공급을 의무화하는 법령은 최소한 주택건설을 유의하게 감소시키지는 않은 것으로 나타났다. 이점은 두 성장관리 하에서는 주택건설업자가 성장관리의 시행에 따른 건설비상승에 주택단위수를 증가시키는 고밀도 개발 전략으로 대응할 수 있었음을 제시한다. 그러나 예상과 달리, 유입인구수 및 건축허가 발급수의 연간 총량의 규제를 위해 건축허가 발급에 연간 할당량을 부과하는 규제는 주택건설을 제한하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 예상외의 결과에 대해서는 보다 자세한 고찰이 요구된다고 하겠다.

인접 지방정부에서 시행하는 건축허가 수 총량규제, 도시성장경계, 그리고 공공하부구조 의무화 법령은 모두 각 지방정부에서의 주택건설물량에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 그러나 인접 지방정부에서 시행되는 건축허가 수 총량규제의 추정된 영향이 유의성이 없다는 점은 예상외의 결과로서 보다 자세한 분석이 요구된다. 한편 인접 지방정부에서 시행하는 주거용지의 허용개발밀도 제한 규제는 각 지방정부에서의 주택건설물량을 유의하게 감소시키는 효과를 보였고, 각 지방정부에서의 동일한 유형의 규제의 시행과도 상대적으로 높은 양(positive)의 상관도를 유의하게 보였다. 이것은 주거용지의 허용개발밀도 제한규

제의 시행에 있어, 공간적으로 인접해 있는 지방정부들 간의 상호의존의 가능성을 제시한다. 그리고 인접 지방정부에서의 인구성장은 각 지방정부에서의 인구성장과 마찬가지로, 주택건설을 자극한 것으로 나타났다.

## 참고문헌


변필성, 2004, "단독주택건설에 지방정부의 성장관리와 인접 지방정부가 미친 영향에 대한 공간계량경제분석: 미국 캘리포니아주(州)를 사례로," 국토계획 39(3), 125-143.

Ackerman, William V., 1999, Growth Control Versus the Growth Machine in Redlands, California: Conflict in Urban Land Use, *Urban Geography* 20(2), 146-167.

Brueckner, Jan K., 1998, Testing for Strategic Interaction Among Local Governments: The Case of Growth Controls, *Journal of Urban Economics* 44, 438-467.

Byun, P., 2003, Effects of Growth Controls on Homebuilding in California Local Jurisdictions: Focusing on the late 1980s, *Journal of the Korean Geographical Society* 38(6), 906-921.

Dowall, David E., 1979, The Effect of Land Use and Environmental Regulations of Housing Costs, *Policy Studies Journal* 8, 277-288.

Dowall, David E., 1984, *The Suburban Squeeze: Land Conversion and Regulation in the San Francisco Bay Area*, Berkeley, California: University of California Press.

Elliot, Michael, 1981, The Impacts of Growth Control Regulations on Housing Prices in California, *Journal of American Real Estate & Urban Economics Association* 9(2), 115-133.

Florax, Raymond J. G .M., & Nijkamp, Peter, 2004, Misspecification in linear spatial regression models, in Kempfer-Leonard, K. (ed), *Encyclopedia of social measurement*, San Diego: Academic Press.

Fulton, William, 1993, Sliced on the Cutting Edge: Growth Management and *Growth Control in California, in Stein, Jay M. (ed), Growth Management: the Planning Challenge of the 1990's*, Newbury Park, California: Sage, 113-126.

Glickfeld, M. & Levine, N., 1992, *Regional Growth...Local Reaction: The Enactment and Effects of Local Growth Control and Management Measures in California*, Cambridge, Massachusetts: Lincoln Institute of Land Policy.

Greene, William H., 2000, *Econometric Analysis(Fourth Edition)*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Katz, Lawrence & Rosen, Kenneth T., 1987, The Interjurisdictional Effects of Growth Controls on Housing Prices, *Journal of Law & Economics* 30, 149-160.

Knaap, Gerrit J. & Nelson, Arthur C., 1992, *The Regulated Landscape: Lessons on State Land Use Planning from Oregon*, Cambridge, Massachusetts: Lincoln Institute of Land Policy.

Landis, John D., 1986, Land Regulation and the Price of New Housing: Lesson from Three California Cities, *Journal of the American Planning Association* 52(1), 9-21.

Landis, John D., 1992, Do Growth Controls Work? A New Assessment, *Journal of the American Planning Association* 58(4), 489-508.

Levine, Ned, 1999, The Effects of Local Growth Controls on Regional Housing Production and Population Redistribution in California,. *Urban Studies* 36(12), 2047-2068.

Levy, John M., 2000, *Contemporary Urban Planning*

(Fifth Edition), Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.

Lillydahl, Jane H. and Singell, Larry D., 1987, The Effects of Growth Management on the Housing Market: A Review of the Theoretical and Empirical Evidence, *Journal of Urban Affairs* 9(1), 63-77.

Luger, Michael I. & Temkin, Kenneth, 2000, *Red Tape and Housing Costs: How Regulation Affects New Residential Development*, New Brunswick, New Jersey: The Center for Urban Policy Research, Rutgers, The State University of New Jersey, 1-26.

Mayer, Christopher J. & Somerville, C. Tsuriel, 2000, Land Use Regulation and New Construction, *Regional Science and Urban Economics* 30, 639-662.

Nelson, Arthur C. & Moore, Terry, 1993, Assessing urban growth management: the case of Portland, Oregon, the USA' s largest urban growth boundary, *Land Use Policy* 10(4), 293-302.

Nelson, Arthur C., Pendall, Rolf, Dawkins, Casey J. & Knaap, Gerrit J., 2002, The Link Between Growth Management and Housing Affordability: The Academic Evidence, A Discussion Paper Prepared for The Brookings Institution Center on Urban and Metropolitan Policy.

Pendall, Rolf, 2000, Local Land Use Regulation and the Chain of Exclusion, *Journal of the American Planning Association* 66(2), 125-142.

Pincetl, Stephanie, 1994, The Regional Management of Growth in California: A History of Failure, *International Journal of Urban and Regional Research* 18(2), 334-344.

Pollakowski, Henry O. & Wachter, Susan M., 1990, The Effects of Land-Use Constraints on Housing Price, *Land Economics* 66(3), 315-324.

Schwartz, Seymour I., Hansen, David E. & Green, Richard, 1981, Suburban Growth Controls and the Price of New Housing, *Journal of Environmental Economics and Managements* 8, 303-320.

Schwartz, Seymour I., Hansen, David E. & Green, Richard, 1984, The Effects of Growth Control on the Production of Moderate-Priced Housing, *Land Economics* 60(1), 110-114.

Shen, Q., 1996, Spatial impacts of locally enacted growth controls: the San Francisco Bay Region in the 1980s, *Environment and Planning B: Planning and Design* 23, 61-91.

Singell, Larry D. & Lillydahl, Jane H., 1990, An Empirical Examination of the Effects of Impact Fees on the Housing Markets, *Land Economics* 66(1), 82-92.

Skidmore, Mark & Peddle, Michael, 1998, Do Development Impact Fees Reduce the Rate of Residential Development?, *Growth and Change* 29, 383-400.

Thorson, James A., 1997, The Effect of Zoning on Housing Construction, *Journal of Housing Economics* 6, 81-91.

Zorn, Peter M., Hansen, David E. & Schwartz, Seymour I., 1986, Mitigating the Price Effects of Growth Controls: A Case Study of Davis, California, *Land Economics* 62(1), 46-57.