地價와 巨視經濟變數間의 因果關係에 관한 實證分析

孫 在 英

土地問題의 심각성에 대한 社會的 合意에도 불구하고 정부의 개입으로 시정되어야 할 구체적인 政策目標가 무엇인가에 대한 檢討는 부족한 실정이며, 이를 위해 地價上昇의 원인과 결과에 대한 實證分析을 시도한 예도 찾아보기 힘들다. 본고는 地價上昇率과 일단의 巨視經濟變數 變化率 사이에 Granger 개념의 因果關係가 존재하는가를 검증하고 그 현실적인 의미를 살펴보고 있다. 地價上昇趨勢를 변화시킬 수 있는 巨視變數는 通貨量, 民間建設生産, 株價指數의 변화 등이며, 지가상승이 영향을 미치는 變數들은 物價指數, 實質生産 및 民間建設生産의 變化, 私債利子率로 나타났다. 여기서 포착된 경험적 증거들은 因果關係의 작동경로를 설명하는 이론과 결합되어 발전되어야 할 것이나 우리의 분석결과로부터도 몇가지 政策的 示唆點을 끌어낼 수 있다. 무엇보다도, 地價上昇을 巨視經濟現象으로 파악하는 것이 필요하며, 거시경제환경이 불안정한 경우 土地租稅와 같은 微視的 政策手段이 지가안정 등의 政策目標를 달성하는데는 뚜렷한 한계가 있다는 것이다. 地價上昇이 物價上昇을 가속화한다는 것도 중요한 점인데 通貨緊縮과 같은 정책수단이 物價와 地價를 모두 안정시킬 수 있다는 점은 다행한 일이다. 또한, 建設生産額 변화와 地價上昇간의 관계는 적극적인 開發投資가 장기적인 地價安定에도 도움을 준다는 쪽이므로 社會間接資本의 擴充, 民間建設의 擴大가 지속적으로 이루어지도록 해야 할 것이다.

I. 序 論

土地問題가 심각하고 이에 대한 대책이 보강되어야 한다는 原論的인 주장에 대해 이의를 제기할 사람은 많지 않을 것이나, 土地問題란 단어는 民主化니 經濟正義니 하는 용어와 마찬가지로 매우 추상적인 것이어서 土地를 둘러싼 어떤 현상이 문제가 되는 것이고, 이에 대해 政府가 해야 할 일이 어떤 것인가에 대해서는 의견이 분분하다. 土地公槪念 硏究委員會가 우리나라의 토지소유분포 실태를 조사 발표한 이후, 토지소유의 편중 때문에 (또, 租稅의 資本利得 還收機能이 미약한 여

筆者 : 本院 硏究委員

* 본고의 작성과정에 많은 도움을 주신 沈相達, 全聖寅, 柳潤河 박사께 감사드리며 實證分析作業을 맡았던 安弘基 硏究員과 원고정리에 수고하신 徐京姬 硏究助員께도 謝意를 표한다.

건하에서는) 地價上昇이 所得 및 富의 分配에 심각한 악영향을 주고 있다는 사실을 부인하기 어렵게 되었다. 만약, 토지문제의 내용이 分配問題에 국한된다면 이론적인 수준에서의 대책은 간단한 것이다. 즉, 토지에서 발생하는 資本利得을 국민적으로 합의되는 수준에서 효과적으로 환수할 수 있도록 稅制를 정비, 강화하면 될 것이다. 이때 주된 政策手段이 될 讓渡所得稅와 같은 稅金이 새로운 문제를 유발할 것이 우려된다면, 문제의 내용에 따른 적절한 보완조치를 강구할 수 있을 것이다[1]. 이때 중요한 점은 政府가 價格統制, 去來制限, 利用促進 등을 위한 조치를 동원하여 土地市場의 기능을 제약할 필요가 없다는 것이다.

그러나 土地問題의 내용으로 보다 많은 문제를 지적하고 政府의 강력한 규제를 요구하는 주장도 흔히 볼 수 있다. 혹자는 土地投機가 가져오는 사회적, 심리적 해악에 초점을 맞추기도 하고, 다른 사람들은 地價上昇이 住宅價格 및 賃貸料를 上昇시키는 것을 우려하며, 또 다른 사람들은 한걸음 더 나아가 地價上昇이 企業의 原價上昇壓力으로 작용하여 인플레이션, 輸出競爭力 弱化, 經濟恐慌으로 이어지는 가능성을 논의하는 한편, 대기업의 탐욕으로 인해 金融資源이 투기재원으로 유출되며 이는 이자율의 상승으로 중소기업의 위축을 초래한다는 논리를 전개하기도 한다[2]. 이런 주장들은 地價上昇이 어떤 문제를 일으키게 되는가에 대한 나름대로의 의견개진이지만 물론 地價가 왜 上昇하는가에 대해서도 많은 다양한 주장들이 있다.

土地問題, 土地政策에 대한 論議들은 결국 地價上昇의 原因과 結果에 대한 믿음을 근거로 전개된다. 地價上昇의 원인과 결과 중의 어떤 측면이 바람직하지 못한 것이며, 이를 교정하기 위해 정부가 어떤 조치를 취해야 하는가에 대한 논의가 그 핵심이기 때문이다. 따라서, 무엇이 지가상승의 원인이며, 무엇이 지가상승의 결과인지를 가려내는 작업이 토지정책의 수립에 선행해야 할 것이다. 그러나 그간의 土地政策은 地價上昇의 원인과 결과에 대한 과학적인 분석보다는 정책담당자나 여론의 주관적 믿음에 기초하여 수립되고 집행되었다는 것을 부인하기 힘들다. 地價上昇을 억제한다거나 투기를 억제한다는 목적으로 시행되고 있는 정책들 중의 일부는 문제의 핵심에 대한 정밀한 외과수술과 같은 성격을 지닌 것이라기보다 목표물의 근방에 지향사격을 하는 식의 성격을 가지고 있어서 때로 성공하고 때로 실패하는 가운데 많은 부작용을 낳기도 한다[3].

이 글은 우리나라의 地價上昇이 어떠한 인과관계의 맥락 속에서 나타나는 현상인지를 가려내려는 시도로서, 토지문제에 관한 여러 논의에서 보여지는 地價上昇의 원인과 결과에 대한 다양한 주관적인 믿음들을 통계적인 방법으로 검증하여 과연 그러한 믿음들이 정책

1) 예를 들어, 讓渡所得稅의 重課稅로 기존 土地所有者들이 매각을 꺼린다면 이에 따른 供給不足이 오히려 地價上昇을 부추길 가능성이 있다. 이에 대해서는 讓渡所得稅의 稅率을 다소 낮추고 保有課稅를 강화시키는 것이 필요할 것이다. 讓渡所得稅의 공급동결효과에 대해서는 金明淑(1989) 참조.

2) 土地問題에 관한 거의 모든 논의들이 이러한 주장들을 적어도 일부 포함하고 있다고 생각되나 비교적 잘 정리되어 있는 예로서 黃明燦(1985), Lee(1990) 참조.

3) 投機抑制를 표방하는 政策들이 가진 문제점들은, 拙稿(1991) 참조.

수립의 근거로서 이용될 가치가 있는가를 밝히려 하고 있다. 즉, 通貨量, 物價指數, 實質生産, 建設活動, 利子率, 株價指數 등의 변화와 地價指數의 변화 사이의 인과관계를 검증하고 그 정책적 의미를 검토함으로써 향후의 토지정책이 보다 확실한 논리적·경험적 근거위에 수립될 수 있도록 도움을 주고자 한다.

그러나 地價上昇의 원인 또는 결과로서 고려되는 각 변수가 어떠한 경로를 거쳐 얼마만한 강도로 지가상승과 영향을 주고 받는가에 대한 보편타당한 법칙성을 확립하기 위해서는, 어떤 논리적인 명제를 정립하고 이를 실증분석을 통해 검증하며 경험적 자료에 부합하도록 이론을 세련시켜가는 순환과정이 반복되어야 할 것인데[4], 이 연구는 그런 작업의 시작에 불과하다고 보아야 할 것이다. 이 글의 목적은 자료자체가 내포하고 있는 因果關係의 개연성을 검토하여 土地問題의 論議에서 거론되는 여러 가능성의 범위를 좁히려는 것이며 이를 통해 理論定立의 努力이 집중되어야 할 과제를 도출하려는 것이다. 다만, 경험적 分析過程에 포착되는 因果關係에 대해서는 그 구체적 경로에 관한 說明을 시도할 것이다.

第II章에서는 방법론을 설명하고 그 한계를 논의한 후 실증분석에서 사용되는 변수들을 소개하며, III章에서는 각 변수와 지가상승간의 인과관계 검증결과를 검토한다. IV章은 결론으로 본 연구에서 제시되는 政策方向을 요약하고 向後의 심층연구가 필요한 문제들을 지적하고 있다.

II. 方法論 및 資料

1. Granger Causality

어떤 사건이나 자료들간의 因果關係는 哲學的·科學的 탐구의 핵심을 이루는 영역이지만 누구에게나 합당하게 여겨지는 인과관계의 정의는 아직도 정립되어 있지 않은데, 보편적인 정의가 없기 때문에 조작가능한 인과관계의 檢證方法에 대해서도 많은 논란이 있을 수밖에 없다. 따라서 因果關係의 검증을 위해서는 어떤 사건이 다른 사건의 원인이라 함은 이러이러한 의미라는 나름대로의 정의를 내리고 이 정의가 함의하는 통계적인 의미를 찾아내어 이를 검증하는 방법을 채택하는 것이 불가피하다.

우리가 채택하고 있는 인과관계의 개념은 經濟學者들이 흔히 쓰는 Granger Causality의 개념이다[5]. 이는 쉽게 표현하면 어떤 변수 Y를 다른 변수 X를 제외한 모든 정보로써 예측을 하는 경우보다 추가적으로 변수 X에 관한 정보를 이용할 때 예측력이 향상되는 경우, X가 Y의 원인이라고 정의하는 것이

4) 本文에서 '세련'이라는 단어의 의미가 理論의 복잡성을 의미한다기보다는 오히려 세련된 단순화(sophisticatedly simple)를 지향하는 것이어야 함을 강조하고자 한다. Zellner(1988)는 자료와 경험의 축적, 이론의 개발, 통계적 검증이 상호보완관계를 맺으며 因果關係의 法則을 정립해 가는 과정을 잘 묘사하고 있다.

5) Granger의 因果關係概念을 實證分析에 적용한 최근 문헌의 예로는 國民所得과 政府支出間의 관계(Ahsan, Kwan and Sahni(1989), Singh and Sahni(1984)), 國防費와 經濟成長間의 관계(LaCivita and Frederiksen, 1991), 通貨, 利子率 및 價格水準 사이의 관계(Yang, 1990), 經常收支와 資本收支의 관계(Faroque and Veloce, 1990) 등이 있다.

다[6]. 이 정의에서 출발하여 수학적으로 동일한 의미를 갖는 인과관계의 검증방법을 다양하게 구성할 수 있으나, 실제 적용상 통계학적 성질이 서로 다른 것은 당연하다[7].

본 연구는 각 변수의 증가율에 대해 일반적으로 Granger의 제안으로 지칭되는 검증방법을 적용하였다. 즉, Y를 地價指數라 하고 X를 그 원인 또는 결과로 생각되는 다른 변수라 할 때 다음과 같은 두 식을 추정하여 계수값에 대해 검증을 하는 것이다.

$$G(Y_t) = b_o + \sum_{j=1}^{k} a_j\ G(X_{t-j}) + \sum_{j=1}^{l} b_j\ G(Y_{t-j}) + U_t \cdots\cdots\cdots (1)$$

$$G(X_t) = c_o + \sum_{j=1}^{m} c_j\ G(X_{t-j}) + \sum_{j=1}^{n} d_j\ G(Y_{t-j}) + V_t \cdots\cdots\cdots (2)$$

(여기서, $G(X_t) = X_t/X_{t-1} - 1$: X의 t期 變動率, $G(Y_t) = Y_t/Y_{t-1} - 1$: Y의 t期 變動率이며, U_t, V_t는 상호간에 또 시계열간에 상관관계가 없는 잔차항임. 이후의 論議에서는 보다 간략하게 地價上昇率을 y로 地價變動과의 관계가 검토되는 다른 변수(通貨量, 物價指數 등)의 增加率을 x로 표기함).

만약 (1)식에서 모든 a_j값이 0라는 가설이 기각되지 않으면 x가 y의 원인이라고 할 수 있으며, 반대로 (2)식에서 모든 d_j값이 0라는 가설이 기각되지 않으면 y가 x의 원인이라고 할 수 있다. 두 가설이 모두 기각되지 않는 것도 가능한데 이때 x, y 상호간에 영향을 주고 받는다(feedback)고 결론을 내린다.

因果關係를 위와 같이 정의하고 실증분석을 행한 결과를 해석하는 데는 주의를 기울여야 한다. Granger Causality의 의미로 변수 x가 y의 원인이라고 판정되더라도 이는 x가 y와 어떤 일정한 관계를 가지며 선행하므로 y의 예측에 있어 x의 자료가 도움이 된다는 의미일 뿐이며, x가 y의 충분조건이라거나 x를 조작함으로써 y에 관련된 일정 목표를 달성할 수 있다거나 하는 의미를 갖는 것은 아니기 때문이다. 이 때문에 우리의 검증결과 어떤 인과관계가 포착되더라도 구체적인 인과관계의 경로가 밝혀지지 않고서는 정책자료로 활용하는 데 신중해야 한다. 그 반면, Granger Causality의 의미에서 인과관계가 포착되지 않으며 또 설득력 있는 이론적 관계도 찾기 힘들 때, x가 y에 미치는 영향을 고려할 필요가 작다는 결론을 쉽게 내릴 수 있을 것이다.

2. 檢證方法

가. 資 料

建設部에서 발표되는 地價指數는 1974년 10

---

6) 이러한 정의는 Zellner의 前揭論文의 관점에서 볼 때 만족스럽지 못한 것이다. 왜냐하면 X의 資料로서 Y를 예측하는 데 도움을 받을 수 있을지는 모르나 양변수 사이의 관계에 대한 이해가 부족하기 때문에 그 예측은 인과관계의 법칙성에 의한 안정적인 것이 되지 못하기 때문이다. 그러나 Granger Causality의 개념에 입각한 검증결과가 새로운 자료나 경험 또는 理論的 發展이 결합되면서 經濟的 因果法則을 찾아가는 과정에서 유용하리라는 점을 부인할 수 없다.

7) Granger(1980)는 n期에 알려진 모든 情報의 집합을 Ωn으로, 그 중에서 X의 시계열에 관한 정보를 제외한 것을 Ωn-Xn으로 定義하고 어떤 집합 A에 대해 $\mathrm{Prob}(Y_{n+1} \epsilon\ A \mid \Omega_n) \neq \mathrm{Prob}(Y_{n+1} \epsilon\ A \mid \Omega_n - X_n)$일 때 X_n이 Y_{n+1}의 원인이 된다는 일반정의에서 출발하여 실제 조작 가능한 다양한 因果關係의 定義를 도출하고 있다. 또, 선형연립방정식체계를 예로 들어 수학적으로 동일한 통계적 검증방법을 일곱가지로 나타내 보이고 있는데 그 중 한 方法은 Sims(1972)의 제안과 같은 것이다.

월을 100으로 한 것으로 1987년 이후에는 분기별 자료가 발표되고 있으나, 그 이전에는 연도별(10월부터 다음해 10월) 또는 반기별(10월~다음해 3월, 4월~9월) 자료만이 발표되었다. 年度別 자료를 쓰기에는 시계열의 길이가 너무 짧고, 전기간에 걸쳐 분기별 자료를 구성하기도 어려웠으므로 본 연구에서는 각 연도의 10월과 4월을 기준으로 한 반기별 자료를 만들어 사용하였다. 이때, 10월부터 다음해 3월까지의 기간과 4월부터 9월까지의 기간 사이의 地價變動에서 특별한 패턴을 발견할 수 없었으므로 연도 자료밖에 없는 경우에는 연간 地價指數變動幅이 균일하다는 가정하에 반기자료를 산출하였다. 全國地價指數가 우리나라의 지가상승 추세를 올바로 반영하고 있는가에 대해서는 지수산정 과정에서의 가중치가 적정한가의 문제, 標本의 대표성 및 가격조사의 정확성 문제 등으로 이의를 제기할 수도 있겠으나, 본 연구에서는 유일한 정부공식통계로서 이를 받아들였다[8].

通貨量(M1, M2), 實質生産(GNP, GDP), 物價指數(CPI, WPI, 輸出物價指數 즉, EPI), 私債市場利子率(RUM), 株價指數(SPI), 建設業 實質生産額(總生産額(CON), 民間建設(PC), 政府建設(GC)) 등의 자료는 특별한 설명을 요하지 않을 것인데 이자율을 제외하고는 지가상승률 자료의 기간, 즉 10월부터 다음해 3월, 4월부터 9월에 해당되는 기간중의 증가율을 계산하여 검증에 이용하였다. GNP, GDP, 建設生産額 등의 資料는 계절성을 교정하지 않고 사용하였다. 첫째로, 3~9월, 10~4월 사이에 특별한 계절성이 존재한다고 생각하기 힘들고, 둘째로 각 검증식에 계절성을 포착하기 위한 더미變數를 넣었다는 이유도 있지만, 보다 중요한 문제는 계절성을 교정하는 기법이 과거, 현재, 미래의 자료를 모두 이용하는 것이므로 엄밀한 시점의 구분을 요하는 因果關係檢證의 기법과 상충될 가능성이 크기 때문이다. 모든 자료를 지수화한 것은 <附表 1>에, 실제 검증에 이용된 증가율의 자료는 <附表 2>에 수록되어 있다.

檢證過程에서 각 變數의 수준을 직접 이용하지 않고 增加率을 이용한 이유는 시계열자료가 내포할 가능성이 있는 統計的 問題들, 예컨대 잔차항간의 시계열상관 등을 피하기 위한 것이다. 增加率을 이용한 推定式 및 檢證結果의 의미는 "變數 X가 地價上昇을 유발한다"라기보다는 "變數 X의 增加가 地價上昇率의 增加를 유발한다" 또는 "變數 X의 增加가 地價上昇을 가속화한다"는 쪽으로 해석되어야 한다.

나. 檢證過程

(1)식과 (2)식이 인과관계의 검증식이지만 각식에 10월부터 다음해 3월의 기간을 표시하는 더미변수를 추가하였다. 이는 혹시 있을지도 모르는 계절성의 효과를 포착하기 위한 것이다.

보다 중요한 문제는 각 변수의 lag를 어떻게 정하는가 하는 문제이다. 흔히 $k=l=$

8) 다만, 1980년의 地價上昇率이 이후 연도의 발표자료와 다른 점과 1986년 4/4분기의 地價上昇率이 발표되지 않은 문제는 각각 1980년 발표자료를 사용하고, 1986년 3/4분기와 1987년 1/4분기의 평균치를 써서 공식발표지수를 수정하였다. 建設部 地價指數 외에도 1963년부터 한국감정원이 조사한 地價上昇率 資料가 있지만 資料의 신뢰성이나, 建設部資料와의 일관성에 대해 밝혀진 바가 없으므로 이를 사용하지 않았다.

$m=n$이라는 자의적인 가정하에 임의로 그 길이를 정하는 것도 볼 수 있는데, 여기서는 두가지 방법을 사용하였다. 그 하나는 $k=l$, $m=n(<=4)$이라는 가정하에 각 lag의 최적 길이를 Schwartz의 기준에 의해 정하는 것이다[9](이를 lag결정방법 I로 표시한다). 다른 방법은 Hsiao(1981)의 방법과 유사한 것으로 우선 종속변수를 자신의 lag에만 회귀분석할 때의 최적 lag길이를 Schwartz 기준에 의해 정하여 고정시키고, 이후에 다른 변수를 포함시켜 그 lag길이를 정하는 방법이다(이를 lag 결정방법II로 표시한다). 원래 Hsiao는 최적 lag결정기준으로 Akaike 기준을 썼는데 본고에서 Hsiao와 달리 Schwartz 기준을 사용한 이유는 우리 자료의 시계열이 짧아서 될 수 있는 대로 작은 lag를 선택하고 싶었던 때문이다. lag가 길어질수록 추정에 이용되는 자료의 수가 줄어드는 반면 추정되는 계수의 수가 많아져서 자유도가 급격히 줄어드는데, 이는 추정의 效率性(efficiency)을 떨어뜨리며 검증통계량의 기각영역을 좁히기 때문에 잘못된 검증결과를 얻을 가능성(즉, 假說을 잘못 채택할 확률)이 높아지는 것이다. 그런데 Hsiao의 방법이 과연 Granger 인과관계의 취지에 부합하는가에 대해 이의를 제기할 수도 있다. 因果關係槪念은 어떤 變數 Y의 모든 과거자료 및 餘他情報를 사용하여 그 미래값을 예측하는 것보다 추가로 變數 X를 이용할 때 예측력이 向上되는가를 문제삼고 있는데 Hsiao의 方法은 인위적으로 Y 자신의 lag를 줄이는 경우가 많기 때문이다. 本稿에서는 이런 비판을 염두에 두고 두가지 lag결정방법의 결과를 모두 보고하였다.

각 식에서 사용될 lag의 길이가 결정되면 OLS로 (1), (2) 식을 따로 추정하였으며 원인으로 설정된 변수의 계수값이 모두 0라는 가설을 F-test로 검증하였다. 두 식을 따로 추정하고 계수를 검증하는 것을 정당화하기 위해서는 각 식의 잔차항이 상호간의 상관관계나 자체적인 계열상관이 없다는 가정이 충족되어야 하는데, 두 식의 추정오차 사이에 존재할 수 있는 상관관계에 대해서는 별다른 주의를 기울이지 않았다. 두 식의 잔차항간에 상관관계가 있는지 여부는 두 推定式을 연립방정식으로 구성하여 推定 및 檢證함으로써 판단할 수 있을 것이나 우리가 이용하는 짧은 시계열에 복잡한 계량기법을 적용하는 것이 꺼려졌기 때문이다. 그러나 두 잔차항간에 상관관계가 있을지라도 양식의 우항변수들이 동일하다면(즉 $k=m$, $l=n$), 각 식의 OLS추정결과는 연립방정식의 SURE 推定結果와 동일하다. 각 식의 추정오차가 보이고 있는 계열상관의 문제는 Durbin-Watson통계량이나 Box-Ljung Q-통계량[10]을 검토하여 검증결

9) Schwartz의 기준 또는 Akaike의 기준(Akaike Information Criterion) 등은 lag의 수를 늘려가는 데 대해 일정한 penalty를 줌으로써 설명되지 않는 오차가 줄어드는 효과와 균형을 이루도록 하는 것이다. 즉, 추정오차의 자승합을 RSS, k를 우항변수의 수, T를 자료의 수로 할 때 Schwartz 기준은 $log(RSS)+(k\ log\ T)/T$를, Akaike 기준은 $log(RSS)+(2k)/T$를 극소화하는 lag를 택하는 것인데, Schwartz 기준이 lag 수가 증가하는 데 대해 보다 큰 penalty를 부과하므로 Akaike 기준과 같거나 더 짧은 lag를 선택하게 된다(VAR Econometrics, 1988). 이렇게 일정기준에 맞추어 lag를 정하는 방법은 기계적일 수밖에 없으므로 본 연구에서는 많은 경우에 이와 다른 lag構造를 가진 推定式을 추가적으로 재검증함으로써 보다 안정적인(robust) 결론을 얻고자 하였다.

10) Box-Ljung Q-통계량은 추정식의 잔차항에 계열상관이 없다는 가설하에 χ^2-분포를 한다. 이

과의 신뢰성에 대한 정보를 얻고자 하였다. 잔차항의 계열상관이 문제가 되는 경우는 별로 없었는데 이는 부분적으로 본 연구의 추정에서 사용된 변수가 1차 차분(difference)을 거친 증가율 변수이기 때문으로 생각된다.

III. 檢證結果 및 解析[11]

1. 地價와 通貨量의 變化

通貨量의 指標로 M1을 채택하든 M2를 채택하든간에 통화량의 增加가 地價上昇의 원인이 된다는 것을 뚜렷하게 볼 수 있었으나 역의 관계는 기각되었다. 이렇게 통화량의 증가가 지가상승의 원인이 된다는 것은 우리나라의 경우 최근의 지가상승이 국제수지 흑자 및 양대 선거에 기인한 유동성 과잉현상의 뒤를 이어 발생하였다는 경험에서도 쉽게 수긍할 수 있으며, 臺灣과 日本에서도 유동성의 과잉이 지난 몇년간의 지가상승을 유발하였다는 추측을 하고 있는 것과도 일치한다[12].

이러한 경험적 자료는 쉽게 이론적 명제에 의해 뒷받침될 수 있다. 즉, 토지가 중요한 자산의 형태이기 때문에 국민경제의 자산의 크기와 구성에 영향을 미치는 요인들은 토지가격에도 영향을 줄 것이라는 데 착안하여 가계가 實質資産 W를 株式과 債券(V), 貨幣(M), 土地(L)로 보유한다고 하자. 物價水準을 p, 土地價格을 p'이라 하면 實質資産은 다음과 같이 표시된다.

$$W=(V+M+p'L)/p$$

實質資産 각 요소에 대한 需要가 名目利子率(r), 物價上昇率의 期待値(π), 總生産(Y), 總實質資産(W)의 函數라 보고 實質貨幣의 需要式을 $m(,,,)$, 실질토지의 수요식을 $l(,,,)$으로 표시하면 Walras 법칙에 따라 자산시장의 균형은 다음의 두 식으로 나타낼 수 있다.

$$M/p=m(r,\pi,Y,W)$$
$$p'L/p=l(r,\pi,Y,W)$$

이 식들을 일반적인 거시경제 모형에 포함시켜 거시경제 각 변수들과 지가수준의 관계를 분석할 수 있을 것이나, 가장 간단한 예로 통화량이 이자율과 총생산 그리고 物價上昇率의 기대치에 영향을 주지 못하며 실질자산의 증가가 주식 및 채권으로만 흡수되는 경제에서 다른 조건은 모두 같고 통화량만 변화한다고 가정하면, 통화량의 한 단위 증가는 물가수준을 (p/M)만큼, 名目土地資産($p'L$)을 $(p'L/M)$만큼 증가시키게 되는데, 토지(L)가 단기적으로 고정되어 있을 것이므로 通貨量의 增加는 地價를 上昇시킨다. 이는 通貨量

통계량은 특정 對立假說에 대한 검증력(power)은 낮지만 2계 이상의 계열상관을 포착하는 데 유효한 지표로 활용된다.

11) 모든 因果關係의 검증결과는 〈附表 3〉에 종합적으로 수록되어 있다. 본문에서 변수 X의 增加가 "地價上昇의 원인이 된다"라는 명제는 엄밀히 말할 때 "地價上昇을 가속화한다"라는 의미임을 다시 한번 강조한다.

12) 日本과 臺灣의 예는 Matsunaga(1991), Hsueh(1991) 참조. 그러나 이들 論文은 自國의 狀況에 대한 개략적인 說明이며 實證分析을 시도하고 있지는 않다. M1, M2 외의 다른 통화지표를 분석대상으로 삼을 수도 있을 것인데 本源通貨의 경우 M1과 유사한 결과를 가지는 것을 볼 수 있었다.

이 增加할 때 物價가 上昇하며 經濟主體들은 과소한 實質 土地資產을 보유하게 되므로 이를 보전하기 위해 土地를 買入하고자 하기 때문에 일어나는 현상이다. 즉, 經濟의 각 구성원이 한정된 量의 土地를 買入하고자 경쟁함에 따라 土地의 價格이 上昇하게 되며 이에 따라 國民經濟 전체로는 같은 量의 土地를 더 높은 價格에 보유하는 결과가 빚어지는 것이다.

위의 논의는 강한 가정하에서의 간단한 예시이며 地價上昇率의 변화보다는 地價水準의 變化에 관한 논의로서 우리의 推定式과 정확히 일치하는 說明이 아니지만 地價의 변동이 巨視經濟的 要因에 의해 유발될 수 있음을 잘 나타내 주고 있다. 巨視經濟的 不安要因이 土地市場에 반영되어 地價가 上昇하는 것이라면 微視經濟的 地價安定政策, 예를 들어 租稅나 去來規制 등은 실패하기 쉽다. 실제로 최근 2~3년간의 예외적으로 빠른 지가상승은 國際收支의 黑字와 選擧에 기인한 通貨量 또는 流通速度의 增加와 밀접하게 관련되어 있는 것으로 보이며, 온갖 투기억제정책이 큰 성공을 거둘 수 없었던 것이다.

한편, 通貨量의 增加→地價上昇의 식에서 M1 增加率의 계수값은 0.17이며 M2증가율의 계수값은 0.35이다. 이는 원론적으로 M1이 (또는 M2가) 1% 증가할 때 地價上昇率이 6개월의 시차를 두고 그만큼 증가한다는 것을 의미하지만 이를 실제상황에서 예측의 근거로 사용하는 데는 신중해야 할 것이다. 이 식에서 사용된 lag의 길이가 資料의 제약하에 특정한 기준에 의해 설정된 것이므로 보다 긴 시계열자료가 보완될 경우 많은 lag가 사용되어 예측의 정확도를 높일 수 있을 것이며[13], 같은 상황에서는 식에 포함되지 않은 변수들을 실험해 보는 것도 필요하기 때문이다.

2. 地價와 物價의 變化

都賣物價指數, 消費者物價指數의 변화는 지가상승률에 의해 영향을 받는데, 그 영향은 3기(WPI) 내지 4기(CPI) (즉, 1년 반 내지 2

〈表 1〉 通貨量變化 → 地價上昇 關係의 推定結果

M1(Ⅰ, Ⅱ) :[14]	$y = -.00533 + .00941\ Dum + .703y_{-1} + .165x_{-1} + e$
	(.0150) (.0139) (.117) (.0639)
	$\bar{R}^2 = .595,\ D\text{-}W = 1.954,\ Q(15) = 5.724$
M2(Ⅰ, Ⅱ) :	$y = -.0124 + .0126\ Dum + .640y_{-1} + .346x_{-1} + e$
	(.0197) (.0142) (.128) (.166)
	$\bar{R}^2 = .608,\ D\text{-}W = 1.796,\ Q(15) = 7.516$

13) 참고로, 通貨量變化의 2期以上 lag가 가진 追加的인 설명력은 미약한 것으로 나타나고 있다.

14) 앞서 언급된 바와 같이 y는 항상 地價上昇率을 나타내며, 모든 추정결과의 보고에서 x로 표기된 변수 뒤에 lag결정방법을 괄호 안에 표시하였다. 예를 들어 M1(Ⅰ, Ⅱ)는 x가 M1의 增加率이며 lag 決定方法 Ⅰ, Ⅱ가 동일한 lag수를 주는 推定式의 추정결과임을 표시한다. 추정결과식에서 e는 설명되지 않는 오차를 나타내며, 추정된 계수값 밑에 standard error를 괄호 속에 보고하였다.

년)의 시차를 두고 큰 正의 효과를 가지며, 그보다 짧은 시차에서는 영향이 작거나 負의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 1%의 추가적 地價上昇은 4期의 lag를 두고 소비자 물가지수 상승률을 0.37~0.51% 증가시키는 반면 도매물가지수 상승률을 3期의 lag를 두고 0.64~0.68% 증가시킨다.

그러나 地價上昇이 物價上昇을 가속화한다는 명제를 확립하기 위해서 추가적인 분석이 필요하다. 왜냐하면 우리의 검증식에는 통화량과 같이 지가와 물가에 동시에 영향을 줄 것으로 기대되는 변수가 빠져 있으므로 이런 변수의 영향이 地價上昇→物價上昇이라는 관계로 포착되고 있는지도 모르고, 또 대개의 검증식이 긴 lag를 가지고 있으므로 자유도의 부족문제가 개재되었을 수도 있다.

첫번째 문제를 보기 위해서는 消費者物價指數의 변동률을 좌항변수로 하는 식에 1기 또는 2기 lag를 가진 M2의 변동률을 추가하여 다시 추정 및 검증을 행하였는데, 그 결과에서도 4기의 lag를 가진 地價變動率이 소비자 물가지수의 변동에 강한 正의 관계를 갖는 것으로 나왔다. 또, 通貨量의 변화율을 추가하든 아니하든간에 우항변수의 수를 줄여 추정해 본 결과에서도 4기의 lag를 가진 地價變動率이 消費者物價指數의 변동에 영향을 준다는 같은 결론을 얻었다. 이상의 실험결과를 통해 地價變動이 物價上昇率에 영향을 준다는 결론

〈表 2〉 地價上昇 → 物價指數變化 關係의 推定結果

CPI(I) :

$$x = -.0161 + .00958\ Dum + .179y_{-1} - .176y_{-2} - .0163y_{-3}$$
(.00994) (.00884) (.0996) (.122) (.135)

$$+ .505y_{-4} + .0887x_{-1} + .404x_{-2} + .144x_{-3} - .282x_{-4} + e$$
(.139) (.178) (.162) (.137) (.116)

$\bar{R}^2 = .773$, $D\text{-}W = 1.826$, $Q(14) = 13.155$

CPI(II) :

$$x = -.0160 + .0142\ Dum + .0860y_{-1} - .150y_{-2} + .117y_{-3}$$
(.0109) (.00981) (.111) (.141) (.150)

$$+ .373y_{-4} + .386\ x_{-1} + e$$
(.153) (.145)

$\bar{R}^2 = .692$, $D\text{-}W = 2.314$, $Q(14) = 11.952$

WPI(I) :

$$x = -.0310 + .024\ Dum - .0819y_{-1} - .175y_{-2} + .676y_{-3}$$
(.0152) (.0139) (.154) (.196) (.162)

$$+ .357x_{-1} + .246x_{-2} - .095x_{-3} + e$$
(.164) (.181) (.133)

$\bar{R}^2 = .690$, $D\text{-}W = 2.153$, $Q(14) = 15.491$

WPI(II) :

$$x = -.0323 + .0308\ Dum - .119y_{-1} - .119y_{-2} + .639y_{-3}$$
(.0142) (.0126) (.150) (.191) (.159)

$$+ .484x_{-1} + e$$
(.115)

$\bar{R}^2 = .692$, $D\text{-}W = 2.390$, $Q(14) = 17.084$

〈表 3〉 地價上昇 → 輸出物價指數變化 關係의 推定結果

EPI(I) : $x = -.00905 + .0153\ Dum + .295y_{-1} - .126y_{-2} + .884x_{-1} - .443x_{-2} + e$
(.00934) (.00856) (.109) (.115) (.173) (.161)

$\bar{R}^2 = .643,\ D\text{-}W = 1.840,\ Q(15) = 8.740$

EPI(II) : $x = -.00765 + .0135\ Dum + .299y_{-1} - .192y_{-2} + .634x_{-1} + e$
(.0105) (.00958) (.123) (.126) (.165)

$\bar{R}^2 = .550,\ D\text{-}W = 1.431,\ Q(15) = 10.071$

이 강하게 뒷받침된다고 할 수 있다[15].

地價上昇이 物價上昇을 가속화하는 경로는 여러가지로 생각해 볼 수 있다. 첫째로, 地價上昇이 建物賃貸料 등을 上昇시킴으로써 個人서비스料金 등 賃貸料에 민감한 部門의 價格上昇을 유도한다거나, 企業의 원가계산에서 生産에 투입되는 土地의 機會費用이 높아진다거나 하는 供給側面의 요인이 작용할 가능성이 있다. 둘째로, 地價上昇이 消費者나 企業의 實質資産增加를 가져오고 이 때문에 消費와 投資가 增加하여(wealth effect) 경제가 과열될 수도 있다. 또 3~4期의 시차를 두고 이러한 效果가 가시화되는 이유를 賃貸契約의 갱신에 일정기간이 필요한 현실적 제약으로 설명할 수도 있을 것이다. 그러나 이러한 원론적 설명은 왜 地價上昇이 都賣物價에 반영되는 시차가 消費者物價에 반영되는 시차보다 짧으며, 또 그 영향력의 정도가 더 큰가, 그 시차가 각각 3期, 4期로 다소 긴가 하는 문제에 대한 완전한 해답이 되지 못한다.

한편, 輸出物價指數의 변화도 地價上昇에 의해 영향을 받는 것으로 나타난다. 즉, 推定式은 1%의 추가적 지가상승이 1기의 lag를 두고 輸出物價指數增加率을 0.3% 상승시키는 것을 보여준다. 이는 일단 지가상승에 의해 原價上昇이 일어나고 수출경쟁력의 하락을 유발한다는 주장을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있으나, 역시 추정식에 포함되어 있지 않은 환율 등의 변수들이 어떠한 영향을 가지고 있는지를 분석한 연후에 확실한 결론을 지을 수 있을 것이다.

이상에서 논의된 것과 반대되는 인과관계 방향에 대한 검증결과, 즉 物價上昇이 地價上昇의 원인이 되지 못한다는 결과는 인플레이션이 있을 경우 자산의 실물화를 추구하는 과정에서 지가가 상승한다는 일반적인 인식과 상반된다. 이 결과는 여러가지로 해석이 가능한데, 土地로써 인플레이션의 피해를 줄이려는 행태(inflation hedging)가 실제로 존재한다 해도 장래 물가상승률의 기대형성이 과거 물가상승률 아닌 다른 자료에 의존하는 때문일 수도 있고[16], 土地를 買入하여 인플레이션

15) 다만 여기서 검토되지 않은 통계적 문제는 잔차항간의 계열상관 문제이다. $D\text{-}W$통계량은 뚜렷한 답을 주고 있지 못하지만 Box-Ljung Q-통계량은 계열상관이 없다는 가설이 잘못 기각될 확률(marginal confidence level)이 비교적 낮음(CPI의 경우 .51~.61, WPI의 경우 .25~.35)을 보여주고 있다.

16) 註 7에서와 같은 인과관계의 定義를 可能케 하는 핵심적인 公理 중의 하나는 "未來의 事件이 過去의 事件에 원인을 제공하지 못한다"라는 것이다. 그러나 만약 미래에 대한 기대가 과거 物價上昇에 근거한 것이라면 그 효과가 우리의 검증식에 포착될 가능성이 크다.

을 회피하려는 시도가 정부의 규제, 資本市場의 不完全性 등으로 인해 광범위하게 행해지지 못하는 때문일 수도 있다.

3. 地價와 實質生産의 變化

實質 國民總生産 및 國內總生産의 變化와 地價上昇率 사이의 인과관계는 양방향 모두 기각되었다. 實質生産의 변화→地價上昇의 관계가 기각된 결과는 다소 의외로 여겨진다. 實質生産의 增加는 生産要素의 增加 및 生産性의 增加에 의한 것이며, 資本의 축적이 그간 가장 두드러진 성장요인이었음을 감안하면 이에 의해 토지생산성 및 價格도 증가해 왔을 것을 예상할 수 있기 때문이다. 그 역의 관계, 즉 地價上昇→實質生産變化의 관계도 역시 기각되었지만 地價上昇率의 3期 lag계수가 유의함에 주목하여 추가적으로 1,2期 lag를 제외하여 다시 추정해 본 결과에서는 비교적 좁은 기각역에서 地價上昇이 實質生産增加率을 감소시킨다는 결과를 얻을 수 있었다(表 4 참조).

즉, 우리의 推定結果는 地價上昇率의 1% 增加가 3期의 시차를 두고 GNP成長率을 0.17%, GDP成長率을 0.14% 減少시키는 것을 보여주고 있다. 이처럼 地價上昇이 실질생산을 감소시킨다는 데 대해서는 지가상승이 있을 경우 기업자금이 토지시장으로 몰리고 투자를 소홀히 하게 된다거나, 지가상승으로 工場建設, 社會間接資本建設 등이 위축된다거나 하는 주장을 떠올릴 수 있다. 그러나 후술하는 바와 같이 地價變動이 政府建設 生産額增加率을 변화시키지 못하므로 地價上昇→實質成長鈍化의 효과는 建設投資의 위축이라는 직접적 결과라기보다 시설비상승에 의한 투자효과의 감소 및 그에 따른 산업지원기능의 위축이라는 간접적인 측면이 강하다고 해야 할 것이다.

4. 地價와 私債市場 利子率의 變化

우리나라의 公金利는 政府에 의해 규제되고 있어 시장의 상황을 정확히 반영하고 있다고 보기 힘들며 지가변화와 공금리간에는 양방향의 인과관계를 찾아볼 수 없었다. 그러나, 私債市場 利子率을 사용할 경우 이자율이 地價上昇率變化에 영향을 받는 반면 그 역의 관계는 기각되는 결과를 얻을 수 있었다. 즉, 地價上昇率의 增加는 2기의 lag를 두고 私債利子率을 감소시키지만 1기 혹은 3기, 4기의 lag는 이를 증가시키는데, 전체적으로 陽의 계수값들이 陰의 계수값보다 크므로 지가상승

〈表 4〉 地價上昇 → 實質生産變化 關係의 推定結果

GNP: $x = .0180 + .0457\ Dum - .174y_{-3} - .100x_{-1} + .546x_{-2} + e$
(.00892) (.0117) (.0978) (.150) (.146)

$\bar{R}^2 = .882,\ D\text{-}W = 1.881,\ Q(14) = 12.579$

GDP: $x = .0200 + .0415\ Dum - .140y_{-3} - .148x_{-1} + .522x_{-2}$
(.0205) (.0271) (.0928) (.155) (.152)

$\bar{R}^2 = .889,\ D\text{-}W = 1.926,\ Q(14) = 11.474$

〈表 5〉 地價上昇 → 私債利子率 關係의 推定結果

RUM(I) :

$$x = \underset{(.0183)}{.00435} - \underset{(.00891)}{.638}\ Dum + \underset{(.108)}{.209}y_{-1} - \underset{(.148)}{.261}y_{-2} + \underset{(.175)}{.180}y_{-3} + \underset{(.178)}{.188}y_{-4}$$

$$+ \underset{(.219)}{1.053}x_{-1} - \underset{(.290)}{.536}x_{-2} + \underset{(.287)}{.568}x_{-3} - \underset{(.200)}{.206}x_{-4} + e$$

$$\bar{R}^2 = .945,\ D\text{-}W = 1.540,\ Q(14) = 10.233$$

RUM(II) :

$$x = -\underset{(.0183)}{.000255} - \underset{(.00891)}{.00798}\ Dum + \underset{(.108)}{.208}y_{-1} - \underset{(.147)}{.283}y_{-2} + \underset{(.119)}{.313}y_{-3}$$

$$+ \underset{(.175)}{1.175}x_{-1} - \underset{(.242)}{.666}x_{-2} + \underset{(.230)}{.743}x_{-3} - \underset{(.166)}{.327}x_{-4} + e$$

$$\bar{R}^2 = .945,\ D\text{-}W = 1.847,\ Q(14) = 6.631$$

이 사채이자율을 증가시키고 있다고 볼 수 있다. 이는 lag를 줄여 검증할 경우에도 같은 결과로 나타나고 있으며 추정식의 정합성도 매우 높아서 地價上昇率의 변화와 사채이자율 간에 어떤 관계가 존재하는 것은 사실인 것으로 생각된다. 그러나 두 변수 사이에서 地價上昇→利子率上昇이라는 관계만이 성립하고 그 역의 관계가 기각되므로 토지와 사채라는 두 자산 사이에 명백한 대체관계가 존재한다고 보기 어렵다.

한가지 가능한 설명은, 앞서 논의된 바와 같이 地價上昇이 物價上昇率을 증가시키고 이 때문에 名目利子率이 오른다는 가설이다. 그러나, 地價上昇이 物價上昇率을 높이는 효과는 3期 내지 4期의 lag를 두고 나타나는 데 반해 사채이자율에 주는 영향은 1期부터 4期까지 다양하게 나타나므로 이 假說이 충분한 설명이 되기 힘들다. 실제로, 地價上昇→物價上昇→利子率上昇의 관계를 보기 위해 우선 物價上昇率이 높아지면 利子率이 상승하는가를 검증하고, 物價上昇과 독립적으로 地價上昇이 利子率에 영향을 주는가를 추가적으로 검증해 보았으나 CPI나 WPI의 증가율이 이자율에 正의 영향을 준다는 증거를 찾기 힘들었으며, 物價上昇率을 포함시키는가 여부에 관계없이 地價上昇→利子率上昇의 결과가 확인되었다.

여기서 대기업에 대한 일부의 비난을 상기할 필요가 있다. 즉, 地價가 오를수록 제도권 금융시장을 독식하고 있는 대기업이 토지투기에 주력하며 이에 따라 시중의 자금사정이 나빠지므로, 사채시장의 이자율이 오르고 이에 의존하는 중소기업이 어려움을 겪는다는 주장이다. 이 주장은 경험적 검증이 필요한 다수의 명제를 내포하고 있는 것으로 우리의 결과가 이를 명확하게 뒷받침할 수는 없다. 예컨대, 과연 大企業들이 제도금융권의 여신의 대부분을 차지하고 있는지, 그들이 地價上昇이 클수록 여신을 많이 받는지, 또 이를 이용하여 土地를 매입하고 있는지, 이에 따라 사채시장의 자금수요가 증가하는지, 중소기업은 사채시장에 의존할 수밖에 없는지 등에 대해 위 주장에서와 같이 단정적으로 말하기는 힘든 것이다.

5. 地價와 建設活動의 變化

GNP計定上의 建設業 總生產額은 民間建設과 政府 및 公企業建設로 분류되며, 民間建設은 다시 건물건설, 건물수선, 其他建設로, 政府 및 公企業建設은 政府建設, 公企業建設로 분류된다. 민간 건물건설은 다시 주거용 건물과 비주거용건물로 나뉜다. 본 연구에서는 건설업 총실질생산액(CON), 실질민간건설(PC)과 실질정부건설(GC)의 항목에 대해 검증을 하였다. 우선 건설업 총생산액의 변화는 地價上昇率의 변동과 상호 영향을 주고 받는 것을 볼 수 있는데, 이는 정부건설보다는 民間建設部門의 움직임 때문에 얻어지는 결과이다. 즉, 政府建設은 양방향 모두 인과관계를 찾아볼 수 없었으나, 민간건설은 양방향 모두 인과관계가 없다는 가설이 기각되고 있다.

우선, 建設生產額變化→地價上昇의 방향을 보면 1기의 lag를 두고 總建設生產額과 民間建設의 변화가 대체로 지가상승에 正의 영향을 주는 것으로 나타나고 있어 활발한 건설활동이 토지이용도의 제고, 開發利益의 창출 등을 통해 地價上昇을 가속화시킴을 보여준다. 다만, 1년 이상의 긴 lag를 두고는 建設活動의 增加가 地價上昇率에 負의 영향을 가지므로 건설활동이 활발해진 결과 賃貸料, 住宅價格 등이 안정되고 이 여파가 土地市場에 미쳐서 地價上昇이 진정된다고 해석할 수 있을 것이다.

그런데, 그 역의 관계, 즉 地價上昇→建設生產額 變化의 관계에서는 地價上昇率의 變化가 1기의 lag를 가지고 건설생산증가를 가속화한다. 이처럼 地價上昇이 건설활동의 변화에 正의 영향을 주는 것은 지가상승이 건설활동을 위축시키는 악영향이 있다는 일부의 주장과는 상반된다. 우리의 결과를 지가상승이 민간건설활동을 촉진시키는 충분조건이라고 해석할 경우 이는 매우 설명하기 힘든 현상이다. 그러나 地價와 建物價格의 동반상승이 나

〈表 6〉 建設生產의 變化 → 地價上昇 關係의 推定結果

CON(I): $y = .0542 - .0660\ Dum + .600y_{-1} + .205x_{-1} + e$
(.0220) (.0368) (.130) (.0823)

$\bar{R}^2 = .594,\ D\text{-}W = 1.835,\ Q(15) = 7.343$

CON(II): $y = .0355 - .0218\ Dum + .681y_{-1} + .269x_{-1} - .0289x_{-2} - .200x_{-3} + e$
(.0256) (.0475) (.170) (.0865) (.0942) (.0814)

$\bar{R}^2 = .646,\ D\text{-}W = 2.109,\ Q(14) = 7.705$

PC(I): $y = .0462 - .0467\ Dum + .626y_{-1} + .130x_{-1} + e$
(.0193) (.0287) (.124) (.0500)

$\bar{R}^2 = .601,\ D\text{-}W = 1.832,\ Q(15) = 7.900$

PC(II): $y = .0303 - .0134\ Dum + .698y_{-1} + .174x_{-1} - .0192x_{-2} - .125x_{-3} + e$
(.0205) (.0345) (.174) (.0563) (.0654) (.0539)

$\bar{R}^2 = .647,\ D\text{-}W = 2.023,\ Q(14) = 6.862$

〈表 7〉 地價上昇 → 建設生產變化 關係의 推定結果

CON(I):	$x = .0185 - .321\ Dum + .717y_{-1} - .162x_{-1} + e$
	(.0548) (.0916) (.323) (.205)
	$\bar{R}^2 = .827,\ D\text{-}W = 1.798,\ Q(15) = 16.181$
CON(II):	$x = .102 - .133\ Dum + .814y_{-1} + .0167x_{-1} + .121x_{-2} - .514x_{-3} + e$
	(.0607) (.113) (.404) (.205) (.224) (.193)
	$\bar{R}^2 = .856,\ D\text{-}W = 2.103,\ Q(14) = 4.400$
PC(I)[17]:	$x = .162 - .301\ Dum + .1.179y_{-1} - .328x_{-1} + e$
	(.0719) (.107) (.462) (.186)
	$\bar{R}^2 = .766,\ D\text{-}W = 1.738,\ Q(15) = 16.038$

타난다거나, 建設業體가 地價上昇期에 보유토지의 資本利得을 실현하는 등의 이유로 地價上昇이 建設業의 수익성에 正의 영향을 주고 있다면 地價上昇이 가속화됨에 따라 建設活動이 활발해질 수 있다. 물론, 다른 설명도 가능하다.

예를 들어, 추정식이 포착하고 있는 바가 地價上昇이 民間建設活動의 변화와 일정한 관계를 가지며 선행하고 있다는 의미에 그치는 것이므로, 건설투자에 앞서 토지의 확보가 필요하고 토지확보를 위한 경쟁으로 인해 지가상승이 가속화될 수 있는 가능성을 고려해 볼 수 있다. 즉, 지가상승이 있을 경우 그 결과로서 건설경기가 활발해진다는 것이라기보다, 실제 建設投資增加에 선행하여 土地의 需要가 增加하고 이에 따라 價格의 上昇이 촉진될 수 있는 것이다. 또 다른 가능성은 名目生產額을 實質로 바꾸는 物價指數(여기서는 都賣物價指數 및 輸入物價指數)와 土地費를 포함하는 建設單價間의 괴리 때문에 地價上昇率의 上昇이 建設生產額增加를 가속화하는 것일 수 있다. 즉 지가상승의 결과로 일반 物價指數보다 建設單價가 급속히 상승하지만 民間建設活動이 물량기준으로 이루어진다면 일정한 물량건설을 위한 投資費가 增加할 수 있는 것이다.

한편, 政府建設이 地價上昇과 양방향 모두 인과관계가 없다는 것도 의미있는 결과이다. 地價上昇→政府建設의 변화관계가 기각된다는 것은 政府의 社會間接資本 投資決定이 물량기준으로 행해지지 못했음을 의미한다. 현재 우리가 겪고 있는 社會間接資本 隘路現象의 한 원인이 여기에 있는 것으로 볼 수 있을 것이다. 그 역의 관계, 즉 政府建設의 變化→地價上昇의 관계도 기각되고 있는데, 이는 정부의 개발사업이 비록 사업대상지역을 중심으로 한 국지적 지가상승을 가속화할지 모르나, 전국적인 지가상승 추세를 촉진하지 않는다는 것을 나타내고 있다.

6. 地價와 株價指數의 變化

地價上昇과 株價指數의 변동간의 관계에 대

17) lag 決定方法 II는 PC(I)式에 x_{-2}를 첨가하고 있는데, y_{-1}이 유의하지 못하다는 가설이 15% 수준에서 기각되지 않으나 20% 수준에서는 기각된다.

〈表 8〉 株價指數의 變化 → 地價上昇 關係의 推定結果

$$\text{SPI(II)}^{18)}: \quad y = \underset{(.0162)}{.00524} + \underset{(.0152)}{.0317}\ Dum + \underset{(.151)}{.816}y_{-1} + \underset{(.0195)}{.00801}x_{-1} - \underset{(.0192)}{.0409}x_{-2} + e$$

$$\bar{R}^2 = .556,\ D\text{-}W = 1.909,\ Q(15) = 16.007$$

해서 여러가지 가설을 세워 볼 수 있다. 우선, 두 자산형태의 대체적 성격에 주목하여 株價가 오르면 자금이 주식시장으로 몰리고 따라서 지가상승을 둔화시키며, 반대로 土地投資의 수익률이 높아지면 주식시장에서 자금이 유출되어 株價가 떨어진다는 가설이 가능하다. 반면에, 通貨量과 같은 제3의 변수가 각각의 자산가격과 正의 관계를 가지고 있다면, 또는 어느 한 시장에서의 수익이 다른 시장으로 환류되어 갈 경우 土地와 株式의 價格變動은 같은 방향으로 관찰될 것이라는 가설을 세워 볼 수도 있다. 물론 이러한 관계들이 현실경제에서 혼재하고 있을 수도 있다.

우리의 검증결과에서 주가지수의 변화가 2기의 lag를 가지고 지가상승률에 負의 영향을 주지만 그 효과는 미미한 것으로 나타났고, 반면에 地價上昇이 株價指數의 변동에 영향을 주지는 못하는 것을 볼 수 있다. 이 결과들은 두 資産形態間의 代替關係를 포착하는 것으로 해석할 수 있을 것이나 한 방향의 인과관계만으로서 代替關係를 확립하기에 무리가 있다. 또, 그 강도가 작고 시차가 다소 길어 명확한 결론을 내리기에는 불충분하다고 본다.

18) 〈附表 3〉에 나타난 바와 같이 lag決定方法 I 은 x, y에 각각 1期의 lag를 주고 있으며 이때 x_{-1}의 계수가 0이라는 가설이 기각되지 않는다. 그러나 여기서 보듯이 y에 영향을 주는 것은 x_{-2}이므로 그 결과는 株價指數의 變化→地價上昇의 관계를 부정하는 증거가 되지 못한다.

IV. 結　　論

이 글은 地價上昇과 일단의 巨視經濟變數의 變化 사이에 Granger Causality의 개념으로서의 인과관계가 존재하고 있는가를 검증하고 그 현실적인 의미를 살펴보았다. 地價上昇의 원인을 제공하는 것은 通貨量과 民間建設活動, 그리고 株價指數의 變化에 국한되는 것으로 나타난 것에 주목할 필요가 있다.

이는 物價上昇에 대응한 土地資産의 需要增加나 經濟成長에 따른 '자연적인' 地價上昇 등의 개념에 기반을 둔 논의가 實證分析에 의해 뒷받침되지 못함을 의미하기 때문이다. 반면, 地價上昇이 物價上昇을 초래한다는 것, 특히 通貨量이 物價에 주는 영향과 독립적으로 그러한 영향력이 확인된다는 것도 중요한 결과이다. 이외에 地價上昇이 實質生産과 私債利子率에 영향을 준다는 데 대해서는 그 작동경로에 대한 설명이 힘드므로 檢證過程에 개재되어 있을지도 모를 統計的인 문제와 理論的 배경에 대한 추가적인 검토가 필요하다고 생각된다.

위와 같은 결과는 몇가지 정책적 시사점을 가지고 있다. 첫째로, 地價上昇率이 土地政策의 성패에 대한 중요한 指標로 받아들여지고 있으나, 租稅나 각종 規制들과 같은 微視的 政策手段이 그 목표를 달성하는 데는 뚜렷한

한계를 가지고 있다는 점이다. 만약 巨視經濟의 不安要因 특히 유동성의 과다에 의해 地價上昇이 가속화된다면 微視的 유인과 제재의 효과가 地價動向에 큰 영향을 주지 못할 것이기 때문이다. 이는 微視的 土地政策手段이 가치 없음을 의미하는 것이 결코 아니며, 오히려 政策目標가 잘못 설정되어 있음을 뜻한다고 해야 할 것이다. 바꾸어 말하면, 地價上昇率이 높아지는가 또는 낮아지는가를 척도로 하여 租稅나 각종 규제의 성패를 판단하는 것이 부적절하며, 이들 政策手段을 평가하는 척도는 市場의 失敗를 교정하는 데나 資本利得을 還收하는 데 있어 그 기능을 얼마나 잘 수행하고 있는가에 두어야 한다는 것이다.

둘째로, 地價上昇이 物價上昇의 원인이 된다는 사실 또한 巨視經濟現象으로서 地價上昇을 파악할 필요성을 강조한다. 다행히 긴축적인 通貨管理와 같은 정책이 地價와 物價를 모두 安定시킬 것이므로 정책방향의 상충은 없다고 하겠다.

셋째로, 民間建設活動의 增加는 장기적으로 地價上昇을 鈍化시키며, 또 政府建設이 지가상승을 촉진하지 않는 것으로 나타났는데 이는 거시적 안정정책 외에도 적극적인 開發投資가 地價安定에 도움을 주거나 최소한 地價上昇을 가속화하지는 않는다는 사실을 확인하고 있다. 社會間接資本의 확충이나 民間建設의 활성화가 인근토지의 質을 향상시킴으로써 국지적으로 地價를 올리는 것이 필연적일지라도 그 전국적 파급효과를 우려할 필요는 없을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金明淑, 「讓渡所得稅의 供給凍結效果와 改善方向」, 『韓國開發硏究』, 第11卷 第4號, 1989년 가을.

孫在英, 「土地制度改革의 豫想效果와 政策方向」, KDI 政策硏究資料 91-01, 1991. 1.

黃明燦, 「土地投機抑制政策의 根源的 接近」, 黃明燦(編), 『土地政策論』, 1985.

Ahsan, S., A. Kwan, and B. Sahni, "Causality between Government Consumption Expenditure and National Income: OECD Countries", *Public Finance*, Vol. 44, No.2, 1989, pp. 204~224.

Faroque, A. and W. Veloce, "Causality and the Structure of Canada's Balance of Payments: Evidence from Time Series", *Empirical Economics*, Vol. 15, 1990, pp. 267~283.

Granger, C.W.J., "Testing for Causality", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 1980, pp.329~352.

Hsiao, C., "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection," *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981, pp. 85~106.

Hsueh, L.M., "Land Policy Problems in Taiwan", *Asia Club Papers No.2*, Tokyo Club Foundation for Global Studies, 1991. 5.

LaCivita, C. and P. Frederiksen, "Defense Spending and Economic Growth: An

Alternative Approach to the Causality Issue", *Journal of Development Economics*, Vol. 35, 1991, pp. 117~126.

Lee, Jin-Soon, "System of Land Ownership and Use", 韓國開發硏究院－東西文化센터 共同主催,「韓國－日本－中國의 發展政策에 관한 國際 워크숍」발표논문, 1990. 5.

Matsunaga, Y., "Japan's Land Policy and Its Implications", *Asia Club Papers No.2,* Tokyo Club Foundation for Global Studies, 1991. 5.

Sims, C., "Money, Income and Causality", *American Economic Review,* 62, 1972, pp. 540~552.

Singh, B. and B. Sahni, "Causality between Public Expenditure and National Income", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVI, 1984, pp. 630~644.

VAR Econometrics, *RATS* 3.0 *Manual*, 1988.

Yang, Y.H., "Causality between Money, Interest Rates and Prices in Taiwan: A Multivariate Time-series Analysis", *Applied Economics,* Vol. 22, 1990, pp. 1739~1749.

Zellner, A., "Causality and Causal Law in Economics", *Journal of Econometrics,* 39, 1988, pp. 7~21.

〈附表 1〉 指數 1974.10＝100

	LPN	M1	M2	CPI	WPI	EPI	GNP	GDP	RUM	CON	PC	GC	SPI
1974.10	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	40.8	100.0	100.0	100.0	100.0
1975. 4	113.5	103.6	109.6	113.9	119.4	100.2	116.2	116.7	40.9	84.8	74.3	132.6	115.5
1975.10	127.0	121.2	126.1	130.3	126.5	103.8	105.7	106.6	41.9	107.5	102.1	130.1	135.0
1976. 4	143.9	137.2	141.5	136.0	135.0	111.7	128.4	129.3	39.3	88.1	78.9	124.4	150.9
1976.10	160.8	150.0	159.6	141.9	139.6	119.6	121.1	121.8	41.2	119.5	116.1	132.3	149.5
1977. 4	187.7	182.7	187.9	149.1	147.0	120.7	140.8	141.3	41.8	97.6	75.6	195.2	149.9
1977.10	214.7	226.0	229.1	156.2	152.7	124.2	131.7	132.9	38.0	156.9	143.5	209.2	169.7
1978. 4	267.3	247.4	266.8	167.8	163.3	134.4	160.7	161.5	36.2	151.8	132.4	236.6	549.7
1978.10	319.8	265.0	301.8	182.4	172.8	149.3	147.3	148.3	41.8	214.7	197.1	288.3	598.1
1979. 4	346.4	300.9	347.3	200.4	187.3	163.8	174.0	175.5	43.6	164.6	148.4	210.6	514.9
1979.10	373.0	340.1	381.3	214.6	214.1	166.6	159.2	160.7	41.4	214.0	190.7	316.8	492.0
1980. 4	401.4	361.6	435.8	253.9	269.3	171.2	174.2	177.2	46.7	176.8	163.6	215.7	428.3
1980.10	414.4	394.0	485.0	284.3	291.2	173.2	156.6	160.7	45.6	208.9	180.0	315.2	402.6
1981. 4	429.9	432.2	551.8	310.9	324.7	178.3	166.7	171.8	37.1	168.9	138.5	272.2	439.9
1981.10	445.5	371.2	604.9	337.1	341.7	176.2	163.0	169.1	34.5	186.7	158.9	281.8	504.7
1982. 4	453.5	445.4	689.8	342.3	345.9	172.2	182.3	188.7	34.0	174.0	147.6	265.2	479.5
1982.10	469.3	627.3	806.2	349.8	348.4	168.1	174.5	180.8	30.3	222.7	195.2	331.5	447.3
1983. 4	512.8	635.6	855.7	356.9	349.1	165.0	200.2	207.1	26.6	213.0	186.2	315.9	471.2
1983.10	556.2	710.5	932.0	358.1	346.3	165.5	198.6	204.2	27.1	277.7	258.8	354.7	444.7
1984. 4	592.9	746.9	976.1	366.3	350.2	168.9	225.1	231.0	24.7	243.5	219.9	342.3	501.4
1984.10	629.6	749.1	1,007.4	368.2	352.7	168.8	217.3	224.2	24.6	288.3	264.3	401.1	497.5
1985. 4	651.6	737.4	1,055.6	371.5	253.4	166.1	238.5	245.5	25.1	255.0	223.5	392.4	512.3
1985.10	673.7	778.9	1,165.9	380.5	354.8	163.0	232.8	240.3	23.9	299.4	258.8	465.9	527.6
1986. 4	699.3	807.0	1,245.7	384.3	347.7	162.5	258.5	265.9	23.2	266.4	220.2	461.1	775.3
1986.10	723.0	856.0	1,352.2	384.3	345.2	164.8	266.3	273.0	23.2	319.9	273.1	515.9	916.9
1987. 4	741.5	871.3	1,416.6	391.0	350.2	172.9	294.7	300.0	23.0	280.6	243.2	428.1	1387.4
1987.10	803.8	1,088.3	1,612.8	404.1	351.6	184.0	303.1	307.7	23.4	352.1	314.0	514.8	1917.1
1988. 4	898.9	965.2	1,688.1	421.0	356.9	196.5	332.4	337.3	22.7	320.4	275.3	519.8	2421.5
1988.10	1,022.7	1,171.8	1,912.9	428.8	358.7	208.6	334.4	337.1	23.1	392.6	351.8	582.3	2684.7
1989. 4	1,230.4	1,133.1	2,024.2	443.1	364.0	214.5	364.8	366.4	19.1	340.4	308.4	485.0	3609.4
1989.10	1,358.1	1,342.4	2,224.2	457.7	367.1	216.4	356.8	357.6	20.2	440.1	410.4	589.9	3435.9
1990. 4	1,512.1	1,508.0	2,478.6	479.8	373.5	216.6	396.6	396.4	18.0	445.9	415.0	591.7	2956.1
1990.10	1,629.3	1,670.6	2,737.2	500.4	391.2	218.3	391.6	392.2	18.5				2569.5

註：RUM(私債利子率)은 이자율 그대로를 추정에 이용하였음.
M1, M2는 末殘, GNP, GDP는 實質임.

資料：建設部, 『地價動向』, 各年度.
韓國銀行, 『조사통계월보』, 각호 및 『국민계정』, 각년도.
韓國銀行, 내부자료.

〈附表 2〉 增 加 率

	LPN	M1	M2	CPI	WPI	EPI	GNP	GDP	RUM[1)]	CON	PC	GC
1974.10									40.8	-15.2	-25.7	32.6
1975. 4	13.5	3.5	9.6	13.9	19.4	0.2	16.2	16.7	40.9	26.8	37.4	-1.9
1975.10	11.9	17.1	15.1	14.5	5.9	3.6	-9.0	-8.6	41.9	-18.0	-22.8	-4.4
1976. 4	13.3	13.2	12.2	4.3	6.7	7.6	21.4	21.2	39.3	35.6	47.2	6.4
1976.10	11.7	9.3	12.8	4.4	3.4	7.1	-5.6	-5.7	41.2	-18.4	-34.9	47.5
1977. 4	16.8	21.8	17.7	5.0	5.3	1.0	16.2	16.0	41.8	60.8	89.9	7.2
1977.10	14.4	23.7	21.9	4.8	3.8	2.9	-6.5	-5.9	38.0	-3.3	-7.8	13.1
1978. 4	24.5	9.4	16.5	7.4	6.9	8.2	22.0	21.4	36.1	41.4	48.9	21.8
1978.10	19.7	7.1	13.1	8.7	5.8	11.1	-8.3	-8.1	41.8	-23.5	-24.7	-21.9
1979. 4	8.3	13.5	15.1	9.9	8.4	9.7	18.1	18.2	43.6	30.4	28.5	50.4
1979.10	7.7	13.0	9.8	7.1	14.3	1.7	-8.5	-8.4	41.4	-17.4	-14.2	-31.9
1980. 4	7.6	6.3	14.3	18.3	25.7	2.8	9.3	10.2	46.7	18.2	10.0	48.2
1980.10	3.2	9.0	11.3	11.9	8.1	1.2	-10.0	-9.3	45.6	-19.2	-23.0	-14.9
1981. 4	3.8	9.7	13.8	9.4	11.5	2.9	6.4	6.8	37.1	10.5	14.7	3.5
1981.10	3.6	-14.1	9.6	8.4	5.2	-1.2	-2.2	-1.5	34.5	-6.8	-7.2	-5.9
1982. 4	1.8	20.0	14.0	1.6	1.2	-2.2	11.8	11.5	34.0	28.0	32.3	25.0
1982.10	3.5	40.8	16.9	2.2	0.7	-2.4	-4.2	-4.2	30.3	-4.3	-4.6	-4.7
1983. 4	9.3	1.3	6.1	2.0	0.2	-1.9	14.7	14.5	26.6	30.4	38.9	12.3
1983.10	8.5	11.8	8.9	0.3	-0.8	0.3	-0.7	-1.3	27.1	-12.3	-15.0	-3.5
1984. 4	6.6	5.1	4.7	2.3	1.1	2.1	13.3	13.1	24.7	18.4	20.2	17.2
1984.10	6.2	0.3	3.2	0.5	0.7	-0.1	-3.4	-2.9	24.6	-11.6	-15.4	-2.2
1985. 4	3.5	-1.6	4.8	0.9	0.2	-1.6	9.7	9.4	25.1	17.4	15.8	18.7
1985.10	3.4	5.6	10.4	2.4	0.4	-1.9	-2.4	-2.1	23.9	-11.0	-14.9	-1.0
1986. 4	3.8	3.6	6.0	1.0	-2.0	-0.3	11.0	10.6	23.2	20.1	24.0	11.9
1986.10	3.4	6.1	9.4	0.0	-0.7	1.4	3.0	2.6	23.2	-12.3	-10.9	-17.0
1987. 4	2.6	1.8	4.8	1.8	1.4	4.9	10.6	9.9	23.0	25.5	29.1	20.3
1987.10	8.4	24.9	13.9	3.4	0.4	6.5	2.8	2.5	23.4	-9.0	-12.3	1.0
1988. 4	11.8	-11.3	4.7	4.2	1.5	6.8	9.6	9.6	22.7	22.5	27.8	12.0
1988.10	13.8	21.4	13.3	1.9	0.5	6.1	0.6	-0.6	23.1	-13.3	-12.3	16.7
1989. 4	20.3	-3.3	5.8	3.3	1.5	2.8	9.1	8.6	19.1	29.3	33.1	21.6
1989.10	10.4	18.5	9.9	3.3	0.9	0.9	-2.2	-2.4	20.2	1.3	1.1	0.3
1990. 4	11.3	12.3	11.4	4.8	1.7	0.1	11.1	10.8	18.0			
1990.10	7.7	10.8	10.4	4.3	4.7	0.8	-1.2	-1.0	18.5			

註 : 1) RUM(私債利子率)은 이자율 그대로를 추정에 이용하였음.

〈附表 3〉 檢證結果의 要約[1)]

X	M1		M2		
	$x \to y$	$y \to x$	$x \to y$	$y \to x$	
lag 決定方法	I, II	I, II	I, II	I	II
lag의 數(y, x)	(1, 1)	(1, 1)	(1, 1)	(2, 2)	(1, 2)
因果關係의 檢證					
F-統計量	6.621	0.364	4.308	0.836	0.00624
自由度	(1,27)	(1,27)	(1,27)	(2,24)	(1,25)
檢證結果	B	X	C	X	X

X	CPI			WPI			EPI		
	$x \to y$	$y \to x$		$x \to y$	$y \to x$		$x \to y$	$y \to x$	
lag 決定方法	I, II	I	II	I, II	I	II	I, II	I	II
lag의 數(y, x)	(1,1)	(4,4)	(4,1)	(1,1)	(3,3)	(3,1)	(1,1)	(2,2)	(1,2)
因果關係의 檢證									
F-統計量	.837	7.745	4.731	0.667	7.829	7.523	0.456	3 .807	2.983
自由度	(1,27)	(4,18)	(4,21)	(1,27)	(3,21)	(3,23)	(1,27)	(2,24)	(2,25)
檢證結果	X	A	A	X	A	A	X	B	C

X	GNP			GDP			RUM		
	$x \to y$	$y \to x$		$x \to y$	$y \to x$		$x \to y$	$y \to x$	
lag 決定方法	I, II	I	II	I, II	I	II	I, II	I	II
lag의 數(y, x)	(1,1)	(3,3)	(2,1)	(1,1)	(2,2)	(1,2)	(1,1)	(4,4)	(3,4)
因果關係의 檢證									
F-統計量	0.362	1.426	0.0537	0.252	0.0115	0.0060	0.0159	3.348	4.135
自由度	(1,27)	(3,21)	(3,23)	(1,27)	(1,27)	(3,23)	(1,27)	(4,18)	(3,20)
檢證結果	X	X	X	X	X	X	X	B	B

	CON				PC			
	$x \to y$		$y \to x$		$x \to y$		$y \to x$	
lag 決定方法	I	II	I	II	I	II	I	II
lag의 數(y, x)	(1,1)	(1,3)	(1,1)	(1,3)	(1,1)	(1,3)	(1,1)	(1,2)
因果關係의 檢證								
F-統計量	6.203	4.394	4.912	4.060	6.780	4.427	6.507	1.739
自由度	(1,26)	(3,22)	(1.26)	(1.22)	(1,26)	(3,22)	(1,26)	(1,24)
檢證結果	B	B	B	B	B	B	B	X

	GC		SPI		
	$x \to y$	$y \to x$	$x \to y$		$y \to x$
lag 決定方法	I, II	I, II	I	II	I, II
lag의 數(y, x)	(1, 1)	(1, 1)	(1, 1)	(1, 2)	(1, 1)
因果關係의 檢證					
F-統計量	0.0228	0.261	0.280	2.443	0.125
自由度	(1,26)	(1,26)	(1,27)	(2,25)	(1,27)
檢證結果	X	X	X	D	X

註 : 1) 검증결과 A, B, C, D는 각각 1%, 5%, 10%, 15% 유의수준에서 因果關係가 없다는 假說이 기각됨을 의미함. X는 15% 유의수준에서도 假說이 기각되지 않음을 의미함.