

地價變動이 巨視經濟에 미치는 影響에 關한 研究

윤 종 섭 *

<p>I. 序 論</p> <p>1. 研究目的 및 方法</p> <p>2. 既存研究의 方向</p> <p>II. 地價變動과 巨視經濟變數</p> <p>1. 地價變動과 景氣變動</p> <p>2. 地價變動과 通貨量變動</p> <p>3. 地價變動과 株價變動</p>	<p>III. 地價變動의 經濟的 效果分析</p> <p>1. 時系列資料의 選擇과 定常性 檢證</p> <p>2. 模型의 設定과 實證分析</p> <p> 가. 分散·分解·分析</p> <p> 나. 衝擊-反應分析</p> <p>IV. 要約 및 結論</p>
--	---

I. 序 論

1. 研究目的 및 方法

토지정책은 토지문제의 인식 관점에 따라서 달라진다고 할 수 있다. 토지문제는 크게 토지이용에 관한 문제와 급격한 지가변동으로 인한 지가문제로 요약될 수 있다. 지난 날 토지문제는 토지이용의 효율성보다 고지가와 급격한 지가상승 및 하락에 관한 문제에 더 많은 관심을 가지고 토지정책을 전개하였다.

80년대 이후 일본과 한국에서 전개된 급격한 지가의 상승은 「토지신화」, 「토지분위제」라는 신조어를 탄생시키면서 토지문제를 지가문제로 인식하는 계기가 되었던 것이다. 즉 지가의 급등은 공공목적 특히 사회간접자본의 확충에 필요한 토지의 구입비용을 증가시키고, 가격이 낮은 도시주변지역에 혼잡을 가중시켜 환경에 부정적인 영향을 초래하였

* 본학회 정회원, 대구과대학 부동산학과 교수

다.¹⁾ 또한 주택가격의 급상승은 부의 부정적인 분배의 결과가 파생되고, 이러한 심리적인 영향으로 부동산투기가 조장되고, 과도한 소유의 편중현상이 발생되어 토지시장을 불안정하게 하였다.

즉 그 동안 정부는 지가급등에 따른 고지가의 현상은 국민경제의 효율성 및 형평성의 경제문제를 발생시키는 주범으로 인식하고 토지관련 각종 조세의 부과, 토지공개념제도의 도입, 부동산실명제의 도입 등을 통하여 지가의 안정화에 노력을 기울여 왔으나 무리한 정책의 도입과 시행으로 인한 부작용이 발생되고 바람직한 정책효과를 이끌어내지는 못하였다.

이러한 정책의 시행 결과 90년대 초반부터 지가는 보합세를 유지해오면서 거품지가의 하락으로 인한 지가의 하락과 더불어 하향 안정화 추세에 진입하였다. IMF경제체제에 돌입한 이후 급속한 하락현상을 나타내고 있다. 지가급락으로 인한 문제는 그 동안 지속적인 상승에만 관심을 가져온 우리에게 엄청난 반향을 불러일으키고 있다.

지가급락은 보유자산의 가치하락으로 이어지고 이에 따라 부동산 담보가치의 하락이란 결과가 파생되어 부실채권의 양산과 기업담보대출이 감소되는 연결고리가 발생되었다. 또한 토지시장의 침체를 가져와 거래가 완전히 위축되고 유동성이 하락하여 자금의 경색 현상이 발생되었다. 이러한 여파로 부동산시장은 물론 증권, 금융권 등이 복합적으로 문제점이 노출되어 복합불황의 경제상황이 발생되고 있다. 따라서 정부는 지가급락에서 파생되는 문제를²⁾ 최소화하기 위해 외국인 토지매입자유화, 부동산 양도소득세의 경감 및 면제, 토지거래허가 및 신고제의 폐지, 개발부담금 부과의 일시중단 등의 각종 부동산경기활성화 대책을 강구하였지만 그 효과는 아직 검증되지 않고 있다.

분명한 것은 우리의 경제구조가 지가급변으로부터 받는 충격이 매우 크다는 점은 부인할 수 없을 것이다. 지난 80년대 말 고지가·급상승 현상으로 인해 90년 이후의 국제경쟁력 약화 현상이나, 최근의 지가급락에서 발생하는 실물 및 금융부문의 어려움은 이를 반증하는 것이라 하겠다.

그러나 현상에 관한 논의는 지금까지도 하나의 추측이나 가정으로만 파악되고 있으며 여기에 대한 검증이나 논의가 활발하게 진행되고 있지 못하고 있다. 즉 부동산의 경기침체가 장기적으로 이루어질 경우 거시경제변수에 미치는 영향을 파악하는 것보다 부동산의 가격의 변동에 영향을 주는 거시경제변수를 파악하는데 역점을 주고 연구가 진행되어 왔다.

본 연구에서는 '지가의 변동이 거시경제에 영향을 미친다' 가정을 설정하고 이에 대한

1) OECD, Urban Land Markets Policies for the 1990s, p.15.

2) 삼성경제연구소의 연구보고서에 의하면 토지시가총액이 정부의 지가통계기준으로 97년 3/4분기에 1,222조원이던 것이 98년 1/4분기에 1,206조원으로 16조원이 감소되었고 부동산시장의 실제가격을 고려한 토지시가 총액은 IMF이후(97.11~98.4) 200조 이상이 감소한 것으로 추정된다.

(김현주·강신겸, 1998.6., 부동산시장개방의 영향, 삼성경제연구소.)

검정을 시도하려 한다. 즉 지가가 거시경제지표에 미치는 효과를 통계적으로 접근하여 그 중요성을 검토하고자 한다. 즉 거시경제의 변수 중에 일부는 지가변동의 원인이 되거나 또는 결과가 되는 환류효과(feed back)를 가지기 때문에 지가변동이 어떤 거시경제변수에 영향을 미치는가를 파악하려고 한다. 그러므로 지가변동이 어떤 거시경제변수에 어느 정도의 영향을 미치는가를 파악하는데 본 연구의 의의가 있다.

본 연구의 연구방법은 지가변동이 거시경제에 미치는 영향을 분석하기 위한 분석 자료의 분석기간은 1974년 1분기부터 1996년 4분기로 한다. 실증분석에 사용된 자료는 지가를 비롯한 GNP(국민총생산), CPI(소비자물가지수), M1(통화량), STOC(주가지수) EXT(수출), WAGE(임금), LP(지가지수)의 실질변수로 주요거시경제지표의 분기별 자료를 이용한다. 이 중 지가자료는 건설부에서 발표한 1974년 3분기 공시지가 자료를 100으로 전환한 지가지수를 사용한다. 건설부에서는 74~86년까지는 3월과 10월에 분기별 자료를 발표하였으나³ 현행 지가자료는 4분기별 지가자료이므로 원활한 분석을 위하여 허세립이 오차수정모형을 이용하여 74~86년까지 작성한 분기별 지가자료를 원용하여 재작성한 1974년~1996년까지의 분기별 지가자료를 토대로 분석한다.

거시경제변수에 미치는 영향에 대한 분석 방법은 구조방정식모델인 VAR모형을 이용한 분산분해분석법과 충격-반응분석법으로 분석한다. 분석의 도구로는 Microsoft Excel과 RATS(regression analysis of time series) Ver 4.0프로그램을 이용하여 분석하였다.

2. 既存研究의 方向

먼저 손재영의 연구(1991), 정희남·김창현(1997)의 연구가 주목된다. 손재영은 분석결과 통화량의 변동이 지가변동의 가장 중요한 원인이 되며, 지가변동이 다시 물가상승의 원인이 됨을 밝히고 있다. 정희남·김창현⁴은 지가변동에 가장 큰 영향을 주는 거시경제변수는 실질 GNP성장률이며, 지가변동에 따라 가장 큰 영향을 받는 변수로는 물가수준 특히 생산자물가라 하였다. 실질GNP성장률의 경우에는 단기적으로는 지가변동에 의해 정의 영향을 받지만 장기적으로는 부의 영향을 받는 것으로 나타났다.

서승환(1994)은 주택가격과 지가, 그리고 각종 거시경제변수간의 관계를 Granger인과 관계검정을 이용하여 분석하였으며, 특히 지가상승이 민간소비를 증가시키는 자산효과가

3) 건설교통부의 지가자료는 1974~1986년까지는 1·3분기에 지가를 공시하였다. 현재의 지가공시체계는 1분기에서 4분기까지 발표하고 있음으로 분석하기 위한 자료로 부적합하다. 그러므로 허세립이 오차수정모형에 의하여 1974~1986년까지 2분기와 3분기를 유추하여 작성한 결과를 이용한다(허세립, 1992, 부동산시장이 존재하는 거시경제에서의 정책파급효과에 관한 연구, 고려대학교 대학원 박사학위논문).

4) 정희남·김창현, 1997.12., 거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향, 국토개발연구원.

있음을 실증적으로 밝혔다.

김경환·서승환·유진방(1991)은 부동산가격의 상승은 소비, 기업투자 등에 영향을 주어 일반물가를 자극시킬 소지가 있고, 반대로 일반물가의 상승은 부동산수요 자극을 통하여 부동산가격을 상승시킬 가능성이 있다는 전제하에 이러한 쌍방관계를 실증적으로 검정하였다.⁵⁾

그러나 이들 연구는 두 변수간의 인과관계를 정상적으로 분석하는 것이기 때문에 여러 변수간의 인과관계를 정량적으로 검정하는 것은 다소 한계가 있다.⁶⁾ 그리고 지가변동의 원인에 있어서 분석기간, 분석에 이용되는 자료에 따라 상이한 결과를 나타내고 있는데, 이는 분석기간에 따른 장기시계열구조가 상이했기 때문으로 풀이된다. 즉 손재영의 연구는 분석기간을 70년초반부터 80년대 지가급등현상이 끝나는 90년초반으로 설정하였으며, 정희암 등은 70년초반부터 90년이후의 급격한 지가하락기간을 포함하여 1996년까지로 설정하고 있기 때문에 상이한 장기시계열구조가 형성되었다고 볼 수 있다. 따라서 지가변동의 분석에 있어서는 분석기간을 시기별로 분석함으로써 특정기간의 지가변동을 보다 정확히 측정할 필요성이 있다.

그리고 지금까지의 기존 논의들의 대부분은 지가변동과 거시경제지표간의 인과관계검정에서 벗어나지 못하고 있으며, 지가가 거시경제변수에 미치는 파급효과에 대한 연구는 극히 드물다. 따라서 지가변동이 거시경제 변수에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

II. 地價變動과 巨視經濟變數

시장근본가치이론에 의한 지가결정에서 지가는 우선 명목지가와 실질지가로 구분할 필요가 있다. 명목지가는 화폐로 평가된 지가이며, 통상의 지가로 부르는 것이다. 그러나 투자가에 있어서 중요한 것은 이와 같은 명목지가가 아니다. 명목지가가 아무리 높더라도 화폐가치가 상대적으로 낮다면 구매력에서 볼 때 지가는 높지 않는 것이 된다. 본래의 지가는 이러한 구매력을 가진 지가이다.⁷⁾ 따라서 경제주체의 의사결정에 영향을 주는 요인은 실질변수이기 때문에 실질지가의 움직임과 여타 실질 거시경제변수의 움직임을

5) 김경환·서승환·유진방, 1991, 우리나라 부동산가격과 물가에 관한 실증연구, 한국은행금융경제연구소.

6) 인과관계의 검정결과는 x가 y의 원인이라고 판정되더라도 이는 x가 y와 어떤 일정한 관계를 가지며 선행하므로 y의 예측에 있어서 x의 자료가 도움이 된다는 의미일 뿐이며, x가 y의 충분조건이라거나 x를 조작함으로써 y에 관련된 일정한 목표를 달성할 수 있다는 의미는 아니다.

7) 西村清彦, 1995, 日本の地價の決定あり方, 筑摩書房, P.72.

검토해 보자.

1. 地價變動과 景氣變動

1970년대 중반부터 1990년까지 전반적으로 실질GNP성장률과 실질지가변동이 거의 일치하거나 실질GNP성장률이 실질지가의 변동을 약간 선행하고 있다. 실질GNP성장률이 10%대를 상회한 시기인 1976년도(11.6%), 1978년(10.8%), 1983(11.5%), 1986-1988년도에 실질지가도 1978년도(26.2%), 1983년도(1182%), 1989년도(26.82%)도 대폭으로 상승하였다. 1990년 이후에는 실질GNP의 증가율이 실질지가의 움직임을 선행하고 있다. 실질GNP의 움직임이 1990년 이후 점차 낮아져 1992~1993년에 저점을 맞이한 후 1993년부터 상승하고 있다. 실질지가는 1989년 이후 지속적으로 하락하여 1993~1994년에 저점을 맞이한 후 1994년부터 상승하고 있다. 이 기간동안에 실질지가의 변동이 실질GNP변동에 크게 영향받음을 알 수 있고, 이는 곧 이 당시의 실질지가변동이 시장근본가치의 변화에 상당한 영향을 받았다고 할 수 있다.

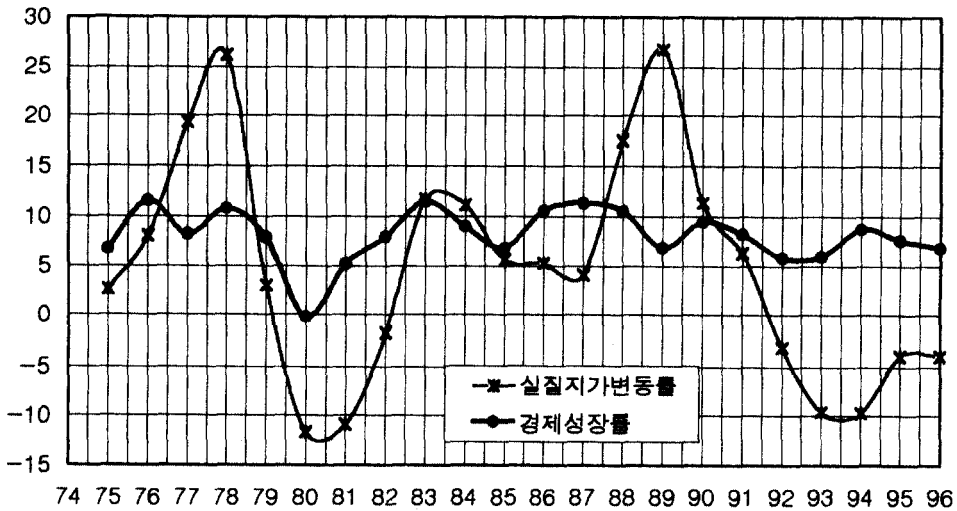
그러나 1986년부터 1990년까지는 실질지가의 움직임이 경기역행적 양상을 보이고 있다. 1986~1988년의 실질GNP성장률은 각 10.6%, 11.53%, 10.5%였는데, 실질지가는 1985~1987년 실질GNP성장률이 상승할 때 실질지가변동률은 하락하고, 실질GNP변화율이 하락할 때 실질지가변동률은 상승하는 현상을 나타내고 있다. 이러한 현상에 대한 설명의 하나로 문병선·이덕선의 설명을 인용할 수 있다.

"부동산부문과 일반제조업은 임금, 인력, 자재 등 주요 생산요소시장에서 경합적 관계에 있다고 알려져 왔다. 1986년 이후 나타난 일반경기와 부동산경기간의 역순환관계는 지나친 건설경기과열로 제조업이 심각한 자금난, 인력난을 겪었다는 사실과 일치한다."⁸⁾

한편 이러한 현상은 부동산투기로 인해 실질지가의 움직임이 일종의 시장근본가치라 할 수 있는 실질GNP의 움직임과의 괴리를 나타내는 거품현상으로 설명하는 학자도 있다.⁹⁾

8) 문병선, 이덕선, 1991, "인플레이션과 주식·채권·부동산수익률," 제일경제연구소, 월간제일경제, P.5.

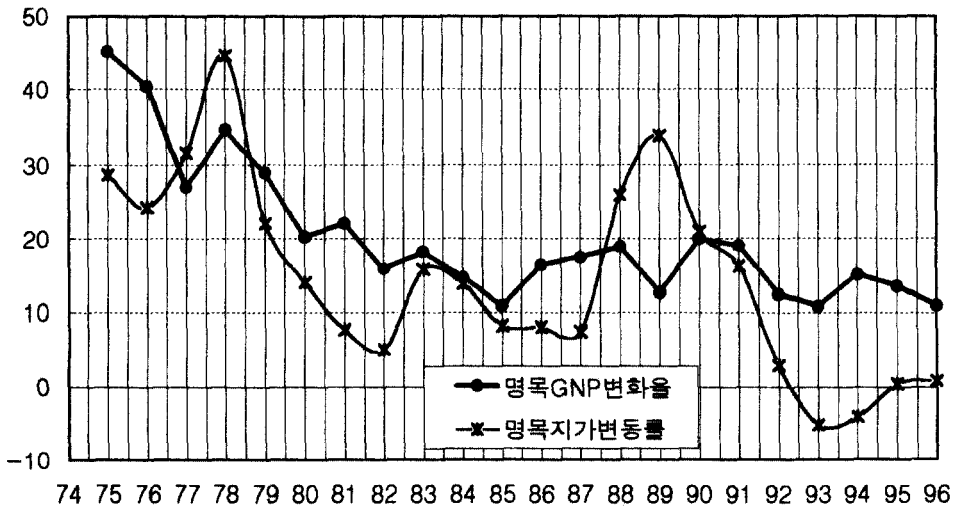
9) 西村清彦은 일본에서 실질지가상승률(명목지가상승률/소비자물가지수)의 움직임과 시장기본가치(실질국내총생산상승률-실질금리)의 움직임을 고찰하여 지가변동을 시장근본가치의 변화로 설명하였다. 그 결과 1960-1985년까지는 시장근본가치의 변화에 의해 지가변동을 설명할 수 있으나, 1985년 이후에는 이보다도 투기적 토지수요가 지가변동의 요인임을 밝히고 있다.



〈그림 1〉 실질지가와 경기변동추이

정희남(1997)의 연구에 의하면 1974~1997년 동안 지가변동에 가장 영향을 많이 준 요소는 국민소득 즉 경제성장률의 변화라고 하고 있다. 즉 경기변동에 따라 지가변동이 발생한다는 의미이다.

한편 명목지가변동률과 명목GNP변동률을 비교하면 1988년부터 1990년 기간을 제외한 분석대상기간에서 거의 동행하는 것으로 나타나고 있다. 명목GNP변동률의 정점이라 할 수 있는 1978년, 1983년에 명목지가 역시 정점을 나타내고 있다. 그러나 1988년부터 1990년까지는 두 변수가 상반된 움직임을 나타내고 있다. 1990년 이후에는 다시 명목지가의 움직임과 명목GNP의 움직임이 거의 일치하고 있다.



〈그림 2〉 명목지가와 명목GNP의 변동추이

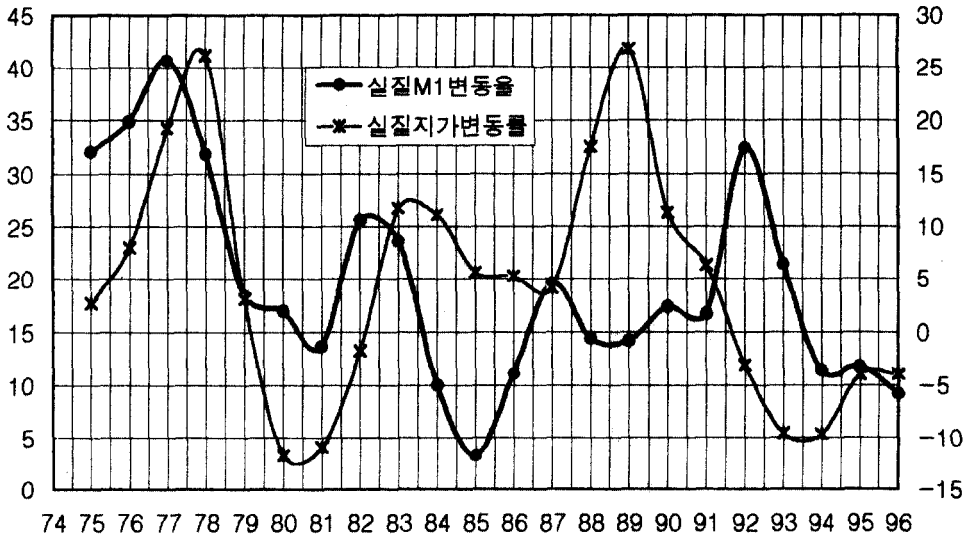
2. 地價變動과 通貨量變動

이론적으로 통화량의 증가는 다른 조건이 일정하다고 가정할 경우 소득수준의 증가를 통하여 상대적으로 화폐보유비율이 증가함에 따라 토지수요가 증가하여 지가를 상승시킨다는 가정을 검증하려고 한다.

손재영(1991)은 1990년까지 시계열분석자료를 토대로 총통화변동율의 상승은 6개월의 시차를 두고 지가상승을 가속화한 것으로 나타났으며, 정희남·김창현(1997)은 1996년까지 시계열분석자료를 그랜저인과관계 검정결과 1980년대까지는 두변수간의 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났으나 이후는 지가가 오히려 하락하는 등 안정세를 보이고 있음에도 불구하고 총통화는 꾸준히 증가하는 현상을 보고 총통화변동율이 지기변동의 원인 되지 못하는 것으로 분석하였다.¹⁰⁾

본 연구분석 결과에서는 1975~1987년 기간 동안에는 실질 통화량이 실질지가의 움직임을 선행하고 있는 것으로 나타났다. 실질통화량이 1976, 1982년에 대폭으로 상승한 후 실질지가는 1978, 1983년에 매우 높은 상승률을 나타내었다.

그러나 1987년 이후에는 두 변수의 움직임에서 특별한 관련성을 찾아보기 힘들다. 즉 1987년에서 1989년 사이에 통화량증가율이 하락함에도 불구하고 지가는 지속적으로 상승하고 있다. 1989~92년 기간 동안 실질통화량은 지속적으로 상승하여 1992년에 정점을 맞이하고 있지만 실질지가는 1989~93년 동안 지속적으로 하락하고 있다.



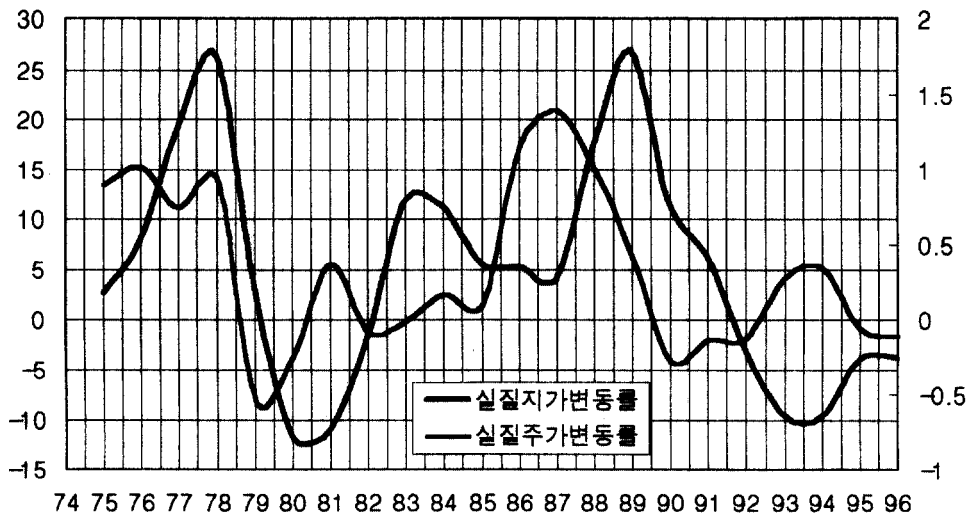
〈그림 3〉 실질지가와 실질통화량의 변동추이

10) 정희남·김창현, 전계서, P.110.

1993~1996년도 사이에 통화량은 증가하였지만 지가는 하락하는 결과를 나타내는 이유는 유동화자금이 증시에 몰리고 지가관리를 위한 정부의 강력한 부동산 투기억제 정책에 기인한 것으로 판단되므로 분석의 결과를 토대로 결국 통화량변동이 지가변동의 선행 변수임을 알 수 있다.

3. 地價變動과 株價變動

지가의 변동과 주가의 변동은 상관관계가 있을 것이라든가 가정하에서 실질지가변동과 실질주가변동사이의 상관관계를 살펴보면 경기변동이 주가가 선행하고 지가가 후행하는 결과를 나타내고 있다. 즉 실질주가변동률은 1975년부터 1978년까지 완만한 가지상승곡선을 나타내고 있으나 1975년에 2.67%를 저점으로 1978년에 26.20%의 정점으로 하여 1979년까지 실질지가변동률이 상승곡선을 보이고 있어 1차 주가선행으로 인한 지가 후행 상승곡선을 나타내고 있다. 1981년 0.3768%의 정점으로한 실질주가변동으로 인하여 1983년 11.828%, 1984년 11.15%의 실질지가상승으로 후행하는 결과를 나타내고 있다. 이후 실질주가변동률이 1987년에 1.4025%로 정점을 이루고 1989년 26.82%로 실질지가변동률을 나타내고 있어 2차로 주가가 선행하고 이에 따라 지가가 후행하는 경기변동 현상이 나타나고 있다.



〈그림 4〉 실질지가변동과 실질주가변동과의 변동추이

이러한 선행변동과 후행변동이 2차에 걸쳐 발생 되었으나 1993~94년기간에는 각각 실질주가변동률이 93년에 0.2870%, 94년에 0.3460%를 나타내고 있어 92년도에 -0.119%보다 급격한 상승률을 나타내고 있다. 실질지가변동률은 같은 기간인 93년에 -9.55%, 94년에 -9.63%로 92년 -3.03%로 보다 급격한 하락현상이 발생되고 있다. 이는 2차변동의 결과보다는 상이하게 같은 기간에 동반 하락하는 결과로 나타났다.

이러한 현상이 파생된 이유로 전술한 바와 같이 정부의 부동산정책이 시장자율의 경제원리에 순응하지 아니하고 부동산경기의 억제에 중점을 두고 정책을 시행한 결과로 부동산 투기억제의 성과는 거두었으나, 정책의 장기적 시행으로 인하여 상대적으로 부동산투자를 위축시키는 현상이 파생되어 지가가 급락하는 결과로 나타났다.

이후 분석을 통하여 나타나지만 이러한 현상은 자금의 흐름을 왜곡시키는 결과로 발생되어 거시경제 변수들에 악영향을 미치게 되므로 일반경기변동은 하락되는 현상이 발생된다.

Ⅲ. 地價變動의 巨視經濟的 效果分析

1. 時系列資料의 選擇과 定常性(Stationary) 檢證

먼저 실증분석에 사용된 자료는 1974년 1분기부터 1996년 4분기 사이에 지가지수(LP), 실질GNP, 통화량(M1), 임금(WAGE), 수출(EXT), 주가지수(STOC), 소비자물가지수(CPI)이다. 이들 변수들 중 지가지수, GNP, M1, WAGE, EXT, STOC는 CPI로 나누어 실질변수로 전환하여 사용하였다. 모든 변수는 계절조정 후 대수로 전환하였다.

한편, 시계열변수가 정상적인 과정을 따르지 않는 경우 제변수들간의 가성적 회귀(spurious regression)문제가 발생되어, 통계적 분석결과로부터 변수간의 관계를 제대로 파악할 수 없게 된다. 연구에서는 분석대상 경제변수들의 정상여부를 판단하기 위하여 단위근 검정을 시행하였다.

시계열이 단위근을 가진다는 의미는 시계열이 확률적 추세를 내포하여 차분에 의해서 시계열의 안정성을 회복시켜야하는 것을 뜻한다. 예를 들어 I(1)시계열은 1차 차분으로 안정성을 가지게 되므로 단위근을 포함하고 있다. 단위근의 존재여부는 단어자체가 의미하는 대로 특성방정식(characteristic equation)의 근이 단위(unit), 즉 1이라는 값을 가지는가에 달려있다.

단위근 검정에는 DF 검정법과 이를 수정한 ADF 검정이 있다. DF(dickey-fuller)검정

법은 일단 시계열 Y_t 가 AR(1)의 과정으로 표현될 수 있다고 보고 Y_t , Y_{t-1} 의 회귀계수가 1과 같은지 여부를 검정하는 방법이다. 그러나 잔차항 ϵ_t 에 자기상관현상을 가지고 있는 경우에는 DF검정법에 따른 일관성 있는 추정량의 도출이 불가능하다. ADF(Augmented (Dickey-Fuller) 방법은 이러한 오차항의 자기상관현상을 제거하기 위하여 DF모형식에 차분항을 추가하여 추정하는 방법이다.¹¹⁾

DF에 의한 단위근 검정 결과 수준변수에서는 소비자물가지수(CPI), 통화량(M1)을 제외하고 대부분 단위근이 존재하였으나, 차분변수에서는 모든 변수에 단위근이 존재하지 않았다. 기존연구에 의하면 동일한 변수일지라도 DF검정과 ADF검정 결과가 상이하게 나오는 경우도 있다.¹²⁾ 더구나 본 연구에서는 계절변동이나 추세변동의 영향을 제거하기 위해 모든 변수에 대해 계절조정을 수행한 후 대수로 전환하여 분석에 사용하였다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

변수	관측치수	DF검정		임계치 (5%, 양측검정)
		수준변수	차분변수	
지가(LP)	91	-1.387*	-0.610	-3.17 ~ 0.26
통화량(M1)	91	1.203	-9.763	
임금(WAGE)	91	0.016*	-9.025	
수출(EXT)	91	-1.055*	-5.020	
국민소득(RGNP)	91	-0.61*	-5.596	
주가지수(STOC)	91	-0.99*	-9.025	
소비자물가지수(CPI)	91	0.944	-6.936	

주: *는 5%수준에서 유의함. 즉 단위근이 존재함.

2. 模型의 設定과 實證分析

본 연구는 기존연구에서 일반적으로 사용되고 있는 회귀분석방법과 시계열분석방법이 결합된 형태로 미래예측에 관련하여 자주 사용하는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Regressions : VAR)에 의한 분산분해분석과 충격반응모형을 사용한다. VAR모형은 Sims이후 경제변수에 관한 사전적 믿음이나 특별한 경제이론에 근거함이 없이 각 경제변수의 움

11) 이종원·이상돈, 1996, RATS를이용한 계량경제분석, 박영사, PP.1045~1048 참조.

12) 전성인, 1992, "통화, 물가, 명목임금의 장단기 동학에 관한 연구" 한국개발연구, 14, PP.37~60.

직임을 잘 예측할 수 있다는 장점을 가지고 있다는 점에서 많은 실증적 거시경제분석에 응용되어 왔다.

본 연구에서 사용될 VAR 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = A_t(L)Y_t + U_t$$

n 을 모형에 포함된 변수의 수라고 할 때, Y_t 는 $(nx1)$ 의 내생변수이며, 여기서 $A(L)$ 은 nxn 의 시차당항식이다. 그리고 u_t 는 $(nx1)$ 의 잔차항으로 0의 평균값과 $[E(u_t) = 0]$, 각 변수의 오차항이 상호독립적이라 가정한다.

가. 分散分解分析(Decomposition of Variance)

지가변동과 거시경제변수간의 인과관계 검증에는 Gmanger인과분석 방법을 주로 사용하고 있다. 그러나 이러한 인과관계의 분석은 두 변수간의 인과관계를 정상적으로 분석하는 것이기 때문에 변수간 인과관계를 정량적으로 검증하는 경우에는 다소 한계가 있다.

이를 보완하는 분산분해분석은 각 변수들의 시간에 걸친 변화들이 어느 부문으로부터 얼마만큼의 영향을 받는 것인가를 살펴보는 분석방법이다.

VAR모형은 정의된 변수들이 순서대로 종속변수가 되고 종속변수를 포함한 모든 변수들의 시차변수가 설명변수로 사용되는 구조를 지니고 있다. 따라서 여기에서 설정된 VAR모형은 아래와 같은 7개의 추정방정식으로 구성된다.

$$\begin{aligned} \ln M_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \ln LP_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \ln M_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \ln WAGE_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \ln EXT_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \ln RGNP_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \ln STOC_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \ln CPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln LP_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \ln LP_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \ln M_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \ln WAGE_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \ln EXT_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \ln RGNP_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \ln STOC_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \ln CPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln EXT_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \ln LP_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \ln M_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \ln WAGE_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \ln EXT_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \ln RGNP_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \ln STOC_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \ln CPI_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln WAGE}_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln LP}_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln MI}_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln WAGE}_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln EXT}_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln RGNP}_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln STOC}_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln CPI}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln RGNP}_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln LP}_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln MI}_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln WAGE}_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln EXT}_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln RGNP}_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln STOC}_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln CPI}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln CPI}_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln LP}_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln MI}_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln WAGE}_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln EXT}_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln RGNP}_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln STOC}_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln CPI}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ln STOC}_t = & \alpha + \rho_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln LP}_{t-i} + \beta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln MI}_{t-i} + \gamma_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln WAGE}_{t-i} + \delta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln EXT}_{t-i} \\ & + \eta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln RGNP}_{t-i} + \theta_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln STOC}_{t-i} + \phi_i \sum_{j=1}^2 \text{Ln CPI}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

이러한 추정방정식에 의거하여 지가변동에 영향을 미치는 거시경제변수의 분기별 움직임을 분산분해분석 결과¹³⁾에 의하면 다음과 같다.

먼저 지가는 20분기 동안 자신에 의해 100~25.07%까지 설명 가능하다. 1분기까지는 다른 변수의 영향을 받지 않지만 시간에 경과됨에 따라 자신에 의한 설명력이 점차 감소함을 보이고 있다.

통화량(MI)의 경우에는 0.0~13.7%까지 지가의 움직임을 설명하고 있다. 즉 6분기까지는 13.18%로 지가변동에 가장 많은 영향을 주는 변수였으나 그 후 점진적으로 감소하여 20분기에는 5.51%의 영향을 주고 있다.

임금(WAGE)의 경우 13분기까지는 점진적으로 지가에 미치는 영향이 증대하고 있으나 이후에는 지속적으로 감소함을 나타내고 있다. 분기마다 영향을 주는 정도는 13분기가 9.952%를 정점으로 이 분기이후로 점차 감소하고 있다.

수출(EXT)의 경우 0~11.381%만큼 영향을 주고 있는데, 이는 해외부문으로부터도 지

13) 거시경제변수들 중에서 생산자물가지수를 포함하여 분석하였으나 유의성이 낮아 본 연구의 변수에서는 제외하였다.

가변동이 영향을 받을 수 있음을 의미한다. 수출의 증가는 유동성증가로 이어지고 그 결과 지가상승요인으로 작용할 수 있다는 의미이다. 전반적으로 3분기부터 10분기까지 지가의 변동에 영향을 주는 정도가 11.38%까지 상승하다가 그후에는 영향력이 지속적으로 감소함을 나타내고 있다.

국민소득(RGNP)의 경우에는 일반적인 인식과는 달리 여타변수에 비해 지가에 미치는 영향력이 매우 낮은 값으로 나타나고 있다. 3분기부터 2~4%정도로 지가변동에 영향을 주고 있다.

주가지수(STOC)의 경우는 증권시장의 활황에서 불황으로 이어지면 대체적으로 유동화자금의 흐름이 부동산으로 이어진다고 알려져 왔으나 초기에는 영향이 적게 미치고 9분기부터 13분기 까지 영향력이 증대되는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 분산분해 분석결과

시차 (분기후)	표준 편차	지가 (LP)	통화량 (M1)	임금 (WAGE)	수출 (EXT)	국민소득 (RGNP)	주가지수 (STOC)	소비자물가 지수(CPI)
1	0.0267	100.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.0395	95.069	0.751	0.326	0.002	0.066	0.232	0.014
3	0.0498	85.689	5.596	2.387	0.768	0.409	0.356	0.030
4	0.0600	76.791	10.527	4.737	2.471	0.440	0.522	0.216
5	0.0693	69.975	12.697	6.114	4.761	0.395	0.969	0.704
6	0.0776	64.098	13.178	7.016	6.932	0.350	1.564	1.326
7	0.0853	58.874	13.017	7.818	8.548	0.296	2.189	2.052
8	0.0926	54.065	12.462	8.552	9.674	0.253	2.791	2.969
9	0.0997	49.613	11.589	9.146	10.484	0.231	3.307	4.064
10	0.1066	45.605	10.553	9.562	11.030	0.225	3.692	5.251
11	0.1133	42.082	9.511	9.816	11.313	0.230	3.938	6.464
12	0.1197	39.003	8.557	9.938	11.381	0.243	4.055	7.676
13	0.1259	36.307	7.734	9.952	11.316	0.259	4.060	8.861
14	0.1319	33.954	7.060	9.874	11.181	0.275	3.977	9.989
15	0.1375	31.907	6.533	9.726	11.011	0.288	3.832	11.039
16	0.1429	30.131	6.140	9.526	10.830	0.298	3.651	12.002
17	0.1478	28.588	5.859	9.293	10.654	0.306	3.457	12.874
18	0.1524	27.247	5.673	9.042	10.495	0.312	3.268	13.656
19	0.1565	26.083	5.562	8.785	10.358	0.315	3.099	14.347
20	0.1602	25.075	5.510	8.529	10.243	0.318	2.961	14.951

소비자물가지수의 경우에는 시간이 경과 될수록 지가에 미치는 영향력이 증가하여 2분기의 0.014%에서 지속적으로 증가하여 20분기 후에는 14.951%로 가장 높게 나타나고 있다.

분산분해결과 일반적으로 통화량의 증가는 토지수요를 증가시켜 지가를 상승시키는 주요 요인으로 인식되어 왔으나 단기적인 경우 즉 1~9분기 동안에 미미한 수준으로 통화량의 영향을 받고 있는 것으로 분석되었다. 그러나 10~15분기 동안에는 수출, 이어서 임금에 많은 영향을 주고 있다. 15분기 이후는 소비자물가지수의 영향을 가장 많이 받아 지가의 상승은 통화량, 임금, 수출, 소비자물가지수 순으로 영향을 미친다고 볼 때 지가의 변동은 단기적으로 통화량과 임금이 영향을 미치며 장기적으로는 임금과 소비자물가지수가 지가에 많은 영향을 미친다고 볼 수 있다.

나. 衝擊-反應分析(impulse response analysis)

충격반응분석이란 외부에서 충격이 주어졌을 때 각 변수들이 시간에 걸쳐 어떻게 반응하는가를 살펴보는 것이다.¹⁴⁾ 본 연구에서 지가변동이 거시경제지표에 미치는 영향을 고찰하기 위해 지가부문의 표준편차(0.3679)¹⁵⁾ 크기만큼의 외부충격¹⁶⁾이 가해졌을 때 거시경제지표의 움직임은 어떠한가를 충격반응분석을 통해 고찰해보았으며, 분석결과는 <그림 5>, <표 3>에 나타나있다.

먼저 통화량의 경우에는 5분기까지 체감적 증가를 나타낸 후 6분기부터는 감소하기 시작하였다. 20분기 동안 지가는 통화량을 3.69%나 감소시켰다. 기존의 연구에서 통화량은 일반적으로 지가상승의 원인이라는 측면이 강하였으나 이번 연구에서는 지가상승이 통화량의 변동에 어느정도 영향을 주고 있는 것으로 나타났다.

임금은 6분기까지는 0.37~0.77%까지 체감적으로 상승함을 나타내고 있다. 그러나 7분기부터는 지속적으로 감소하여 20분기동안 6.14%가 감소하였다. 이는 지가상승이 주택 및 생계비 증가를 초래하여 근로자의 실질임금을 하락시킨 결과로 추측된다.

수출의 경우에는 3분기까지는 각 0.38%, 0.61%, 0.26% 증가한 후, 4분기 이후 부터는 지속적으로 0.27~0.91%사이에서 감소하였다. 결국 지가부문의 충격은 20분기에 걸쳐 전체적으로 수출을 10.16% 감소시켰다. 이러한 현상은 지가상승이 요소비용의 증가를 통해 수출가격에 영향을 미친 것으로 풀이된다.

실질GNP의 경우에는 지가상승으로부터 부의 영향을 받는데, 1분기부터 분석기간인 20분기까지 총 5.59%나 감소하였다. 지가상승은 기업으로 하여금 생산비용의 증가를 유발

14) cf. Walter Enders, 1996, RATS Hand Book for Econometric Time Series, John Willey & Sons, pp.126~148.

15) 지가를 독립변수로 하고 거시경제변수를 종속변수로 검증한 결과 표준편차는 0.3679409739, 잔차는 0.0641692684, R²값은 0.994674, 수정R²값은 0.993131으로 나타났다.

16) 지가부문의 외부충격이란 VAR모형에서 오차항의 표준편차 만큼 변동하는 것을 의미한다.

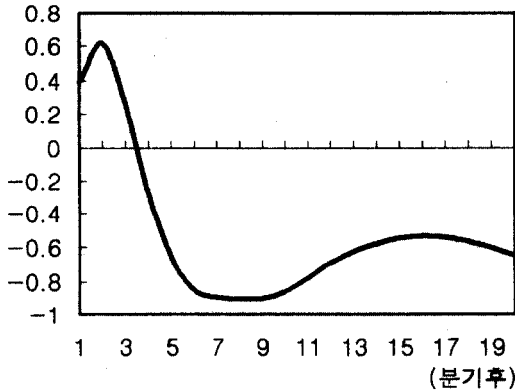
하여 실물의 흐름을 왜곡시킨 결과라 여길 수 있다. 지난 80년 말 이후 급격한 지가상승 과정을 거친 후 90년 이후 경기침체가 전반적으로 확산된 것과 일치한다.

주가의 경우 일반적인 인식과 마찬가지로 자산으로서의 대체적 성격이 강함을 나타내고 있다. 즉 지가상승은 예측기간동안 주가에 부의 영향을 미쳐 20분기동안 19.29% 감소시키는 결과를 나타내었다.

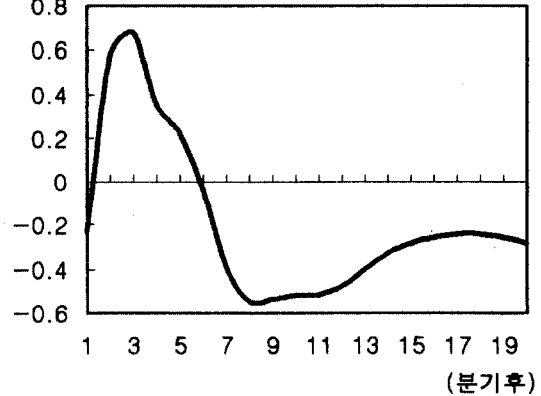
한편 지가상승은 일정기간까지는 물가상승에 직접적인 영향을 미치지 않았지만 그 후에는 물가상승압력으로 작용하였다. 즉 9분기까지는 소비자물가지수가 전반적으로 하락하였으나 10분기부터는 상승으로 전환하였다. 이는 지가상승이 일정한 시차를 두고 물가에 영향을 미치는 것으로 평가된다.

〈그림 5〉 지가충격에 따른 거시경제변수의 반응

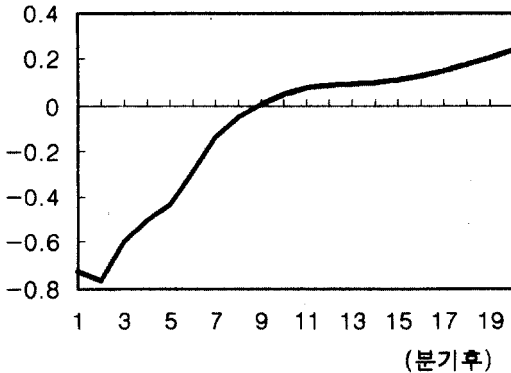
(단위: %) 지가충격에 대한 수출의 반응



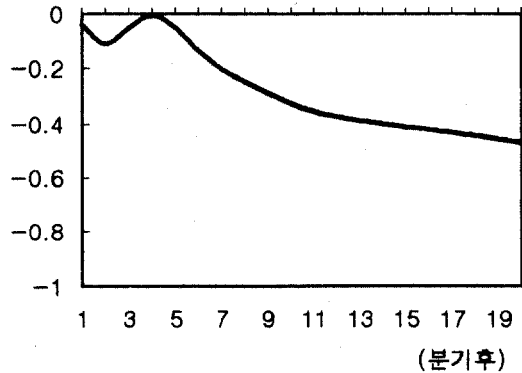
(단위: %) 지가충격에 대한 통화량의 반응



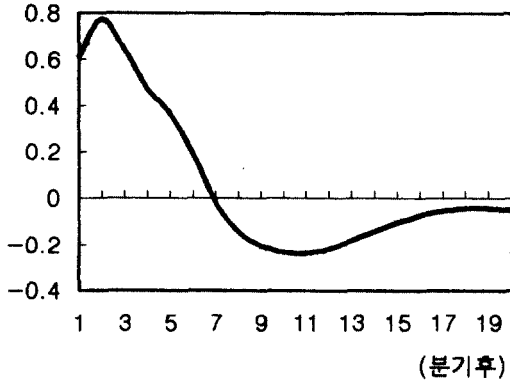
(단위: %) 지가충격에 대한 소비자물가반응



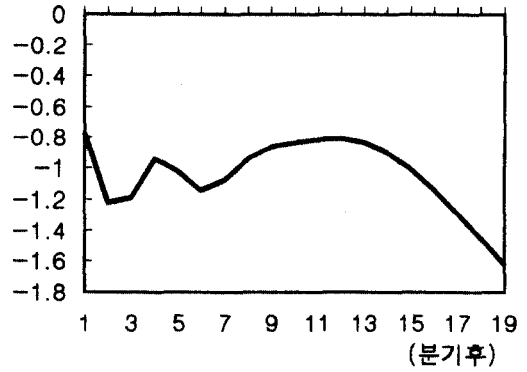
(단위: %) 지가충격에 대한 국민소득의 반응



(단위: %) 지가충격에 대한 임금의 반응



(단위: %) 지가충격에 대한 주가의 반응



<표 3> 지가충격이 거시경제변수에 미치는 영향

시차 (분기후)	통화량 (M1)	임금 (WAGE)	수출 (EXT)	국민소득 (RGNP)	주가지수 (STOC)	소비자물가지 수(CPI)
1	-0.002321	0.006159	0.003884	-0.000380	0.005810	-0.007251
2	0.005764	0.007747	0.006141	-0.001114	-0.007759	-0.007657
3	0.006758	0.006436	0.002646	-0.000506	-0.012211	-0.005998
4	0.003556	0.004752	-0.002730	-0.000034	-0.011868	-0.005024
5	0.002201	0.003704	-0.006543	-0.000489	-0.009454	-0.004344
6	-0.000390	0.001889	-0.008468	-0.001347	-0.010227	-0.002877
7	-0.003876	-0.000120	-0.008926	-0.002013	-0.011432	-0.001387
8	-0.005440	-0.001412	-0.009012	-0.002458	-0.010772	-0.000465
9	-0.005353	-0.002030	-0.008995	-0.002860	-0.009425	0.0000803
10	-0.005163	-0.002317	-0.008570	-0.003242	-0.008655	0.0004900
11	-0.005121	-0.002375	-0.007761	-0.003532	-0.008378	0.0007715
12	-0.004731	-0.002183	-0.006909	-0.003722	-0.008168	0.0009011
13	-0.003980	-0.001813	-0.006239	-0.003861	-0.008070	0.0009509
14	-0.003269	-0.001399	-0.005766	-0.003983	-0.008342	0.0010123
15	-0.002814	-0.001029	-0.005457	-0.004096	-0.009042	0.0011219
16	-0.002553	-0.000732	-0.005333	-0.004204	-0.010067	0.0012802
17	-0.002416	-0.000522	-0.005409	-0.004314	-0.011332	0.0014876
18	-0.002415	-0.000413	-0.005656	-0.004434	-0.012811	0.0017456
19	-0.002565	-0.000410	-0.006023	-0.004565	-0.014462	0.0020444
20	-0.002832	-0.000502	-0.006464	-0.004701	-0.016208	0.0023646
누계	-0.03697	0.013426	-0.1016	-0.05586	-0.19288	-0.02076

IV. 要約 및 結論

그 동안의 지가에 대한 연구는 주로 지가변동의 결과보다도 변동의 원인에 더 많은 관심을 가져온 것이 사실이다. 본 연구는 VAR분석모형에 의해 지가에 영향을 미치는 변수의 영향력은 물론 지가변동에 기인하는 거시경제변수의 움직임도 동시에 고찰하였다.

분석결과 시간의 경과 따라 지가의 움직임에 가장 많은 영향을 주는 변수는 소비자물가지수였으며 다음으로 수출변수인 것으로 분석되었다. 물가상승시 인플레이션 헷지수단으로서 부동산을 선호하는 것으로 평가되며, 아울러 해외요인에 의한 통화량증가가 토지에 대한 수요증가를 통해 지가에 영향을 준 것으로 여겨진다. 이는 기존연구에서 지가변동의 원인으로 지적된 통화량이나 국민소득과는 상이한 결과이다.

한편 지가부문에 충격을 주었을 때 수출이나 국민소득, 그리고 주가변수가 다른 변수들에 비해 상대적으로 많은 영향을 받는 것으로 나타났다. 수출이나 국민소득의 변화는 지가상승으로 인한 요소비용의 증가결과로 보여진다. 이는 우리의 경우 수출경쟁력의 하락이 토지문제에서 기인하다는 기존의 논의와도 부합되는 결과라 할 수 있다. 특히 80년 후반의 급격한 지가상승 이후 전반적으로 경기침체로 접어든 것을 어느정도 설명할 수 있다. 주가는 지가상승시 음의 값을 나타낸 것은 토지시장과 주식시장이 상호 대체관계에 있음을 의미한다.

본 연구는 기존의 지가변동의 원인규명에 치우친 논의와는 달리 우리 나라와 같이 지가에 대한 의존도가 매우 높음을 인식하여 지가변동의 파급효과를 다루었다는 점에서 연구의의를 가진다.

그러나 본 연구에서 사용한 VAR모형은 변수의 수, 변수의 차분회수, 시차, 분석대상기간에 따라 상이한 결과를 가져온다는 단점이 있다. 따라서 본 연구는 지가변동의 여러 가지 가능성 중 하나에 불과하다. 지가변동의 거시 경제적 효과를 좀더 올바른 분석을 위해서는 향후 자료의 정상성 검증을 포함한 현실적인 모형 구축에 더 많은 관심을 가져야 될 줄 안다.

〈참고문헌〉

1. 김경환·서승환, 1990. 12. “부동산 투기와 자산가격거품”, 한국경제연구, 한국개발연구원.
2. 김명숙, 1989. 가을. “양도소득세의 공급동결효과와 개선방향”, 한국개발연구, 한국개발연구원.

3. 문병선, 이덕선, 1991. 5. "인플레이션과 주식·채권·부동산수익률," 월간제일경제, 제일경제연구소
4. 한중수, 1995, 한국의 지가변동추이와 지가변동요인 분석, 연세대 박사학위 논문.
5. 손재영, 1993. 토지시장의 분석과 정책과제, 한국개발연구원.
6. 이상빈·고광수, 1990. 4, "거시경제변수가 주가에 미치는 영향에 관한 실증적 연구", 금융경제연구, 제3권 제1호, 금융경제연구소.
7. 이용만, 한국의 지가결정에 관한 연구, 연세대학교 대학원 박사학위논문.
8. 이정식, 1997, "토지수급전망과 토지정책의 방향", 국토21세기, 나남출판.
9. 이정우, 1991, "한국의 부, 자본이득과 소득 불평등", 경제논집, 서울대학교 경제연구소.
10. 이종원·이상돈 공저, 1996, RATS를이용한 계량경제분석, 박영사.
11. 조한상, 1990. 9, "자산가격상승이 경제에 미치는 영향", 조사통계월보, 한국은행.
12. 전국경제인 연합회, 1986, 한국경제정책 40년사.
13. 전성인, 1992, "통화, 물가, 명목임금의 장단기 동학에 관한 연구," 한국개발연구, 14, 한국개발연구원
14. 정희남·김창현, 1997.12., 거시경제정책이 토지시장에 미치는 영향, 국토개발연구원.
14. 허세립, 1992, 부동산시장이 존재하는 거시경제에서의 정책파급효과에 관한 연구, 고려대학교 대학원 박사학위논문.
15. 西村清彦, 1995. 日本の地價の決定あり方, 筑摩書房15.
16. 米山秀隆, 1995. 土地問題の構造, 日本圖書刊行會.
17. Gau, G., 1970, "Weak Form Tests of the Efficiency of Real Estate Investment Markets", Financial Review, Vol 19.
18. Lee, Jin-Soon, 1990. 5. "System of land Ownership and Use", 한국개발연구원-동서문화센터 공동주체, 한국-일본-중국의 발전정책에 관한 국제워크숍 발표논문.
19. Matsunaga, Y., 1991. 5, "Japan's Land Policy and Its Implication", Asia Club Paper, No.2, Tokyo Club Foundation for Global Studies.
20. OECD, 1990. Urban Land Markets Policies for the 1990s.
21. Pyo, Hak K., May 1992, A Synthetic Estimate of the National Wealth of Korea, 1953-1990, KDI Working Paper No. 92. 12.
22. Van Order, R. and A. Dougherty, 1991, "Housing Demand and Real Interest Rates," Journal of Urban Economics, Vol. 29.
23. Enders Walter, 1996, RATS Hand Book for Econometric Time Series, John willey & sons.