

IMF이후의 부동산시장의 구조변화

서승환

연세대학교 경제학과

김갑성

삼성경제연구소

1. 서론

의환위기로 IMF 구제금융을 받은 직후인 1998년 극심한 경기침체와 함께 부동산가격의 하락을 경험하였다. 1998년에는 실질 GDP 성장률이 -5.8%를 기록하였고, 실업률이 6.8%에 달하였다. 부도율도 크게 늘어나 1997년 12월의 2.09%를 정점으로 감소하였지만 1998년 1/4분기의 부도율은 0.72%로 여전히 높은 수준이었다. 1998년 한해동안 지가는 -13.6%, 주택매매가격은 -12.4%, 주택전세가격은 -18.4%에 달하는 등 전례가 없이 큰 폭의 부동산 가격하락을 기록하였다. 부도율이 높았던 것은 곧 담보 부동산을 중심으로 하는 매물이 증가하였다는 것을 의미한다. 기존의 기업들은 금리인상과 신용경색으로 인한 유동성 압박과 재무구조개선의 일환으로 보유하고 있는 부동산을 많이 내놓았다. 금융기관들도 부실채권이 증가하는 상황에서 BIS 자기자본비율의 국제기준을 충족시키기 위해 부실채권담보물의 매각을 증가시켜 부동산의 공급이 늘어났다. 한편, 경기침체로 인한 가계의 실질소득 감소는 부동산에 대한 수요를 위축시키는 요인으로 작용하였다. 금융경색과

주택자금의 대출금리 인상 등으로 주택구입 능력이 크게 저하되었다. 주택의 신규구입계층이라고 할 수 있는 신혼가구도 크게 감소하였다. 또한, 부동산 투자매력도 급속하게 저하되었다. 은행권 상품의 금리가 부동산 투자로 기대되는 수익률보다 높아 부동산에 대한 수요는 더욱 감소하였다.

부동산가격이 급격히 하락하자 일본과 같은 복합불황의 발생 가능성에 대한 논란이 제기되기도 했다.(삼성경제연구소, 1998) 또한, 국민의 정부가 출범한 이후 각 분야에 걸친 규제완화경향이 부동산 분야에도 적용되었다. 아파트 분양가 자율화를 비롯하여 외국인의 토지소유 허용, 그린벨트 해제 추진 등 지금까지 금기시되어 왔던 핵심적인 규제들이 폐지 또는 완화되었다. 이에 따라 부동산시장에도 시장기능이 작동할 것이라는 예측들이 제기되었다. (삼성경제연구소, 1999) IMF 이후 부동산시장에는 '토지신화의 붕괴'와 시장기능회복에 따라 구조적 변화가 일어날 가능성이 매우 높다고 지적되어 왔다. 그러나, 실제로 부동산 시장의 구조적 변화가 있었는지에 대한 계량적 분석은 아직까지 전무한 실정이다. 따라서, 본 연구

는 IMF이후의 부동산 시장의 구조적 변화를 실증적 분석하였다는데 연구의 의의가 있다.

본 연구의 목적은 1998년의 부동산 가격 하락이 부동산 가격의 변화행태에 어떠한 영향을 미쳤는가를 실증분석하여 구조적인 변화가 있었는지를 검정하는 것이다. 구체적으로는 첫째, 부동산 가격의 변화행태에 구조적 변화가 존재하는지에 대하여 계량적으로 검정하고, 둘째, 부동산 가격의 급락이후에 부동산 경기와 일반경기의 동행성 및 후행성을 검정하여 실물경기와의 어떠한 관계를 갖고 움직이는가를 살펴보고자 한다.

2. IMF이후의 부동산 시장 분석

1) 부동산 가격의 변화 추이

우리나라의 지가 상승률은 순환을 보이고 움직이고 있으며 순환의 진폭은 점차 작아지는 것으로 나타난다. 1970년대 28.2%였던 연평균 지가상승률이 1980년대에는 13.6%로 하락하였고, 1992년~1994년의 지가상승률은 음(-)이었다. 1970년대와 1980년대의 연평균 지가상승률은 같은 기간동안의 소비자물가지수 연평균 상승률인 8.4%보다 높았으며, 총통화의 연평균 증가율인 22.1% 보다는 낮은 수준을 기록하였다. 1980년에 11.7% 상승한 것을 비롯하여 1991년까지 연평균 14.85%의 높은 상승세를 유지하였다. 특히 1988년 올림픽이후 지가가 급등하여 1990년까지 연평균 20%이상 상승하였다. 1990년대 들어서면서 택지소유상한제, 개발이익환수제, 토지초과이익세 등을 골자로 한 토

지공개념의 확대 도입이 실시된 후 1992년 사상 처음으로 하락하였고, 1993년에는 -7.4%, 1994년에는 -0.57%의 지가상승률을 나타내었다. 1995년부터는 다시 수도권을 중심으로 지가가 상승하여 1996년에는 0.95%, 1997년에는 0.31%의 상승을 나타내었다.

그러나, 1997년 말 외환위기로 인하여 지가가 크게 하락하여 -13.6%의 지가 상승률을 기록하였다. 1998년의 분기별 지가 동향을 살펴보면, 1/4분기에 -1.27%, 2/4분기에 -9.49%, 3/4분기에 -3.12%, 4/4분기에 -0.20%의 지가 상승률을 나타내어 하락폭이 2/4분기를 정점으로 점차 줄어들었다. 1999년에 들어와서는 1/4분기에 0.35%, 2/4분기에 0.84% 지가가 상승하여 회복세를 보이고 있다.

1998년의 지가의 하락은 기업과 금융기관이 재무구조개선을 위한 비업무용 토지의 처분, 부실채권 담보물의 매각을 증가시켜 공급이 크게 늘어난 것과 경기침체로 인한 가계의 실질소득 감소에 따른 구매능력 저하, 기업의 투자 감소로 실질 수요가 크게 감소한데 기인한다. 특히 기업들은 1999년 말까지 부채비율 200% 준수 의무를 충족시키기 위해 생산적인 투자보다는 투자 위축상태를 보였고, 경기침체에 따른 소비위축으로 매출이 감소하여 다시 투자가 위축되고 가동률이 저하되는 등의 악순환이 반복되었다. 가격 하락의 원인을 자세히 살펴보면, 우선, IMF충격으로 인해 금융기관의 부실채권 증가와 금융기관과 기업의 구조조정을 들 수 있다. 신용경색으로 인한 금융위기 상황에서 기업의 부도가 급증하여 금융기관의 부실채권이 늘어났다. 금융기관들이 부실채권의 담보 부동산을 처분하여 부동산

표 1. 우리나라의 연도별 지가상승률과 거시경제지표 변화

연도	지가	실질 GNP	CPI	총통화	주가
1974	16.1	8.1	24.3	24.0	-4.7
1975	27.0	6.4	25.4	28.2	30.2
1976	26.6	13.1	15.3	33.5	15.8
1977	33.6	9.8	10.0	39.7	32.7
1978	49.6	9.8	14.5	35.0	7.2
1979	16.6	7.2	18.2	24.6	-14.6
1980	11.7	-3.7	28.7	26.9	-14.0
1981	7.5	5.9	21.6	25.0	22.6
1982	5.4	7.2	7.1	27.0	-1.9
1983	18.5	12.6	3.4	15.2	-4.8
1984	13.2	9.3	2.3	7.7	17.5
1985	7.0	7.0	2.5	15.6	14.7
1986	7.3	12.9	2.8	18.4	66.9
1987	14.7	13.0	3.0	19.1	92.6
1988	27.6	12.4	7.1	21.5	72.8
1989	31.8	6.7	5.7	19.8	0.3
1990	20.6	9.6	8.6	17.2	-23.5
1991	12.8	9.1	9.3	21.9	-12.8
1992	-1.3	5.0	6.2	14.9	-11.3
1993	-7.4	5.8	4.9	16.6	21.6
1994	-0.57	8.2	6.2	18.7	32.6
1995	0.55	8.9	4.5	15.5	-3.2
1996	0.95	7.1	5.0	15.8	-26.2
1997	0.31	6.7	4.5	19.3	-42.2
1998	-13.6	-5.8	7.5	21.5	49.5

출처: 서승환·김갑성(1999), 부동산시장의 구조변화에 대한 실증분석, 삼성경제연구소

매물이 급증하였다. 또한, 경기침체와 유동성 압박으로 구조조정을 서두르는 기업들의 자구노력으로 보유 부동산의 매각이 늘어나 매물이 급증하였다. 반면에, 기업의 이윤저하와 실업률의 상승, 실질소득의 감소로 인해 기업과 가계의 부동산 수요는 오히려 감소하였다. 따라서, 부동산 시장에서의 공급증가와 수요감소 상황에

서 부동산 시장의 유동성 압박에 따라 부동산 가격의 하락현상이 발생하게 된 것이다. 부동산 시장의 수급 불일치 문제와 함께 실물경기의 하락으로 인한 부동산의 내재가치 하락도 가격 하락의 주요 요인이다. 즉, 실물경기 하락으로 인한 지불능력의 저하와 금리상승으로 할인율이 상승함에 따라 부동산의 내재가치가 하락하게

된 것이다.

1999년 들어서면서 소비확대로 인한 실물경기 회복이 가시화되고 있어 점차 기업의 생산 가동률이 IMF이전 수준으로 회복되고 있으며, 공장부지에 대한 수요도 점차 늘어나고 있다. 건설교통부(1999)의 자료에 의하면 공장용지에 대한 거래가 1999년 2/4분기에 전년 동기대비 55.6% 증가한 것으로 나타났다. 또한, 전국의 평균 지가변동률은 0.84%를 기록하여 1999년 1/4분기에 이어 완만한 상승세를 이어가고 있다. 지역별로는 서울, 부산 등 7대 도시가 0.75%, 중소도시는 0.87%, 군지역은 1.16% 상승하여 군지역의 상승폭이 높게 나타났다.

한편, 주택매매가격은 IMF 이전까지 완만한 상승세를 지속하다가 1998년

-12.4%의 가격변동률을 나타내어 토지가격의 하락보다 낮은 하락율을 기록하였다. 이는 주택보급율이 낮고 토지의 거래보다는 소득탄력성이 적기 때문으로 해석된다. 주택매매가격도 토지가격과 마찬가지로 1998년 4/4 분기를 저점으로 완만하게 회복되고 있는 추세이다. 1999년 1월 1.2%, 2월 0.2%, 3월 0.3%, 4월 0.1% 각각 상승하였다. 주택전세가격은 IMF이후 큰 폭으로 하락하여 전세대란을 촉발하였다. 전세가격하락에 따라 전세자금의 반환이 원활하게 이루어지지 못하여 전세의 유동성이 급격히 떨어졌고, 가격도 1998년 한 해동안 18.4%나 하락하였다. 그러나 1999년부터는 상승세로 돌아서 또 다른 전세대란을 예고하고 있다. 1999년 1월 주택매매가격의 상승률 보다 높은 2.1%의 상

표 2. 지가변동률(1993년-1999년 2/4분기)

(단위: %)

	전국평균	7대 도시	중소도시	군 지역
1993년 누계	-7.38	-8.05	-6.58	-6.62
1994년 누계	-0.57	-0.83	-0.35	-0.18
1995년 누계	0.55	0.34	0.67	1.08
1996년 누계	0.95	0.84	1.12	0.98
1997년 누계	0.31	0.02	0.68	0.81
1998년 1/4	-1.27	-1.68	-0.84	-0.43
1998년 2/4	-9.49	-10.38	-8.82	-6.87
1998년 3/4	-3.12	-3.67	-2.62	-1.88
1998년 4/4	-0.20	-0.25	-0.22	0.18
1999년 1/4	0.35	0.23	0.41	0.74
1999년 2/4	1.19	0.98	1.28	1.91

자료: 건설교통부 토지국 지가제도과(1999)

승을 기록한 것을 비롯하여 2월에는 2.8%, 3월에는 2.0%, 4월에는 1.4%의 상승을 기록하여 1999년 4월까지의 누적 상승률이 8.3%에 달한다.

2) 부동산 정책의 변화

1998년 외환위기 이후의 급격한 부동산 가격 하락에 따라 자산디플레이션의 우려 속에 정부는 경기부양 차원에서 부동산 경기 진작책을 연속하여 발표하였다. 이에는 외국인에 대한 부동산 시장 개방과 부동산 시장의 각종 규제완화를 통한 수요창출과 거래활성화가 주를 이루고 있다. 이는 그동안의 투기억제 측면에 치중했던 부동산 정책의 일대전환으로 받아들여지고 있다. 물론 IMF이전에도 부동산 정책은 실물경기와 궤를 같이 하여 규제강화와 완화를 반복하였던 경험이 있어 앞으로 경기의 과열 여부에 따라 다시 규제강화로 선회할 가능성도 배제할 수는 없다. 그러나, 현 정부가 추진하고 있는 전 분야에 걸친 규제완화와 시장기능의 회복이라는 대명제하에서 부동산 시장도 예외가 될 수는 없어 당분간 이와 같은 정책기조는 유지될 것이다. 주요 정책으로는 첫째, 외국인에 대한 부동산 시장의 개방은 외자유치를 위한 노력의 일환으로 이루어졌다. 외환보유고를 늘리고 투자유치를 통한 경기활성화를 위해서는 외국자본의 적극적 유치가 필요했다. 외국인의 부동산 소유권을 인정해줌으로써 외자유치의 걸림돌을 제거하였다. 그동안 외국인들은 '외국인 토지 취득 및 관리에 관한 법률'에 의해 부동산 취득이 제한되어 왔다. 즉, 개인은 물론 기업도 부동산 취득 규모에 제한을 받았으며, 거래허가제를

통해 부동산취득이 사실상 불가능하였다. 1998년 6월 '외국인 토지법'으로의 전면개정을 통해 외국인들의 부동산 취득을 자율화하였다. 둘째, 수요의 확충과 거래 활성화를 위해 규제완화가 이루어졌다. 토지공개념 제도가 사실상 폐지되었으며, 토지거래허가구역을 대부분 해제하여 사전적 거래제한 조치를 폐지하였다. 수요진작과 공급 활성화를 위해 취득세 및 등록세, 양도세 등의 감면조치와 중도금 대출의 확대, 자산담보부 증권제도의 도입 등을 실시하였다.

이를 토지와 주택부문으로 나누어 자세히 살펴보면, 우선 토지부문에서는 그동안 유지되어 왔던 투기억제 목적의 각종 정책들이 변화되었다. 즉, 규제와 투기억제의 정책에서 규제완화와 투자촉진으로 개편되었다. 주요 내용은 첫째, 침체된 부동산의 거래를 활성화하기 위하여 총 37,713km²(전국토의 36.8%)에 지정되어 있던 토지거래신고 구역을 1997년 12월에 전면 해제하였다. 또한 총 32,634km²(전국토의 37.2%)에 지정되어 있던 토지거래허가 구역도 1차로 3,301km²로 축소한 후 1998년 4월에는 전면 해제하였다. 둘째, 부동산 경기 활성화를 위해 1998년 4월에 부동산 관련 조세의 완화를 실시하였다. 택지소유상한제와 토지초과이득세를 폐지하고 개발부담금도 1999년 말까지 한시적으로 전액 면제하고, 그 이후는 개발이익의 50%를 부과하던 것을 25%로 인하시키기로 하였다. 부동산 양도시 양도세율을 구간별로 10%씩 인하하여 35~50%의 세율을 20~40%로 인하하였다. 양도시 법인에게 부과되는 특별부가세율도 20%에서 15%로 축소하였다. 셋째, 기업 보유 부동산에 대한 규제완화도 이루어졌다.

법인 취득토지의 비업무용 판정 유예기간을 취득 후 1년내 사용에서 2년으로 연장하여 비업무용 부동산의 범위를 축소하였다. 채권 보전 취득 토지의 비업무용 유예기간을 금융기관은 2년 6개월, 일반법인은 1년에서 모두 3년으로 연장하였다. 1998년 5월 법인의 자산재평가 대상자산의 범위에 비업무용 부동산을 포함시켜 재평가에 따른 기업의 재무구조 개선을 용이하도록 하였다. 또한, 내국법인이 부동산 매각자금으로 금융회사에 부채를 상환할 경우 특별부가세를 면제하였으며, 취득 및 등록세, 채권매입의무 등은 1999년 말까지 한시적으로 면제하기로 했다. 넷째, 금융기관이 보유하고 있는 채권이나 부동산을 쉽게 매각할 수 있도록 자산유동화제도를 도입하였다. 금융기관과 기업이 보유한 담보부 채권 등을 증권화하여 투자자들에게 매각하는 제도로 부채를 줄이고 구조조정에 필요한 자금을 조기에 회수할 수 있는 제도이다. 자산유동화를 전문으로 하는 법인을 설립하는 법적 근거를 지난 1999년 1월 마련했고, 법인이 10월에 출범하였다. 채권발행 등 상법상의 관련 규정 적용에서 예외를 인정하여 채권 양도시 공고와 등록만으로 제3자에 대하여 대항 가능토록하고 자산유동화에 따라 신탁된 신탁재산으로부터 발생하는 수탁자의 책임은 신탁재산으로 한정하는 등 자산유동화 제한에 대한 특례를 인정하는 것으로 되어 있다.

IMF이후의 주택부문에서의 정책은 주택수요를 창출하기 위한 것이었다. 고용불안과 소득감소 등으로 위축된 주택 수요자들을 주택시장에 진입시키기 위해 자금지원과 조세감면 등의 각종 조치들을 취하였다. 주요 내용을 살펴보면, 첫째,

조세감면을 실시하였다. 한시적으로 미분양주택 구입시 1가구 2주택 여부에 관계없이 양도소득세를 면제해주고, 취득세 및 등록세의 25%를 감면해 주기로 했다. 양도세 면제의 경우 시행초기에는 전용면적 25.7평 (국민주택규모) 이하에만 적용하였으나 전용면적 50평 미만으로 확대하였다. 둘째, 주택청약 자격을 대폭 완화하였다. 국민주택과 민영주택의 재당첨 기간을 각각 10년에서 5년으로, 5년에서 2년으로 축소시켜 수요계층을 확대하였다. 부양가족의 수와 무주택기간 등의 제한을 두었던 주택조합 가입 요건을 단순히 무주택 세대주로만 국한시켜 무주택자의 주택조합 가입을 적극 유도하였다. 셋째, 직접적인 금융지원도 확대하였다. 전세분쟁을 해소하기 위해 임대자에게 전세반환자금의 일부를 대출해주었고, 아파트 당첨자에 대한 중도금 대출을 확대하였다. 그러나, 직접금융지원은 전세분쟁해소에는 크게 기여하였으나 금리가 높아 아파트의 신규수요 창출에는 크게 진전을 보지 못하였다. 넷째, 주택의 유동성을 증대하기 위하여 아파트 당첨자에게 준공 전에 분양권 전매를 합법화하였다. 신규 분양 주택에 대해 중도금을 2회이상 납부한 경우에 한하여 준공 전에 분양권을 제3자에게 양도할 수 있도록 허용하였다. 또한, 주택저당채권의 발행을 통해 주택금융을 활성화시키고 주택구입에 따른 비용 부담을 경감시켜 수요를 진작시키는 제도가 도입되었다.

이와 같은 정책들은 IMF이후의 부동산경기 침체를 극복하기 위해 취해졌지만 시장기능의 복원과 자율성의 제고라는 측면에서 긍정적으로 받아들여지고 있다. (삼성경제연구소, 1999) 특히, 수요 확대

를 위해 국제화시대에 대응한 시장개방과 시장기능의 복원을 위한 각종 제도의 정비, 선진화된 금융기법의 도입을 통한 부동산의 금융상품화 등을 추진한 점 등이 돋보인다. 그러나, 공급자에 대한 금융지원이 미약하였고, 주택담보부 채권의 발행이 당초 예상보다 늦어지는 등 아직까지 수정되어야 할 정책들도 많다.

다음 장에서는 이러한 부동산 시장의 상황과 정책변화가 과연 부동산가격변화 행태에 구조적인 변화를 가져왔는지를 실증분석한다.

3. 부동산 가격의 구조적 변화와 그 요인

1) 구조변화 검증

경제성장론에서 논의하는 정상상태(steady state)는 경제가 일정한 성장률로 성장하는 상태를 의미한다. 이러한 정상상태는 장기적으로 경제가 수렴한 상태를 의미하므로 조정기간에 있어서는 성장률이 변화할 수밖에 없다. 또한 경제구조에 근본적인 변화가 있는 경우라면 장기적으로 수렴하는 성장률의 수준도 달라지게 된다. 이런 점에 기초하여 시간에 따라 변수의 움직임에 근본적인 차이가 있는 것을 구조변화로 이해하는 경우 구조변화는 각 기간별로 변수의 통계량이 다른 것으로 나타나게 된다.

통계량은 평균 및 분산등을 의미하는데 일반적으로 어떤 확률변수의 확률밀도함수의 형태가 상이하면 통계량도 달라질 수밖에 없다. 여기에서는 확률밀도함수의 1차 적률(moment)인 평균이 다른 것을 구조변화라고 정의하기로 한다. 부동산

가격의 예를 들면 자본이득을 기대하는 자산선택적 행위가 부동산 가격을 결정하는 주 요인이라면 단기적으로 상당히 높은 상승률을 기록할 수 있다. 그러나 부동산 가격이 시장기본가치에 의해 결정된다면 앞의 경우와 같은 고수익율을 단기적으로 기대하기는 어렵다. 이런 점에서 구간별 평균의 차이는 구조변화를 나타내는 지표로 간주될 수 있다.

부동산 가격의 변화율을 도시해 보면 다음과 같은 사실이 관찰된다. 즉, 전체 표본기간을 몇 개의 소구간으로 나누는 경우 구간별 평균치는 매우 상이하지만 구간내에서는 매우 안정적인 움직임을 보인다는 것이다. 이러한 사실은 부동산 가격의 변화율에 구조변화가 있을 가능성이 높다는 것을 나타낸다. 전체 표본기간을 n 개의 소구간으로 나눈 경우 임의의 변수 x_t 의 i 번째 소구간에서의 평균을 μ_i 라 하자($t = 1, 2, \dots, T, i = 1, 2, \dots, n$). 이 경우 구조변화를 다음과 같이 정의하기로 한다.

[정의: 구조변화]

어느 변수 x_t 가 다음을 만족하면 x_t 의 움직임에 구조변화가 있는 것으로 정의한다.

(1) x_t 의 소구간별 평균이 μ_i 가 구간별로 상이하다.

(2) 전체 표본기간을 통하여 $x_t - \mu_i$ 가 0차로 적분되어 있다: $x_t - \mu_i \sim I(0)$

구조변화를 파악하기 위해서는 전체 표본기간을 몇 개의 소구간으로 나누는 것이 필요하다. 여기에서는 지가, 주택매매 가격 및 주택전세가격의 변화율을 대상으

로하여 표본기간인 1983년~1998년 사이에 변화시점이 있는지의 여부를 알아보기 위해 비모수(non-parametric) 기법인 페티트(Pettitt) 검정을 수행한 후 이를 이용하여 소구간을 설정하기로 한다.

페티트 검정은 $x_1 \sim x_T$ 의 시계열자료가 $r(1 \leq r \leq T-1)$ 시점에서 전환되는가, 즉, $x_1 \sim x_r$ 은 $F_1(x_r)$ 의 확률밀도함수를 갖고 $x_{r+1} \sim x_T$ 는 $F_2(x_r)$ 의 확률밀도함수를 갖는지의 여부를 검정하는 방법이다. 이의 검정에 사용되는 통계량 K 는 다음과 같이 정의된다. 즉, $K = \text{Max. } |\sum_i \sum_j D_{ij}|$ 인데 $1 \leq i \leq r$ 이며 $r+1 \leq j \leq T$ 이다. 한편 $D_{ij} = \text{sign}(x_i - x_j)$ 인데 $x_i > x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = 1$, $x_i = x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = 0$ 그리고 $x_i < x_j$ 이면 $\text{sign}(x_i - x_j) = -1$ 로 정의된다.

표본크기인 T 가 무한대에 접근하는 경우의 극한분포(limiting distribution)를 이용하여 구한 검정통계량은 $pr = 2 \exp\{-6K^2/(T^3 + T^2)\}$ 으로 얻어진다. 만일 시점 r 에서 최대치 K 가 얻어졌다면 $(1-pr)$ 의 값은 r 이 변환시점일 확률을 나타낸다. 원래 페티트 검정은 전체표본기간 중에서 하나의 전환점을 찾는 방법이지만 여기서는 이 검정을 축차적으로 연간 및 분기별 자료에 대해 적용하여 여러개의 전환점을 찾아내었다. 먼저 계산량을 줄이기 위해 1983년~1998년의 연간자료를 이용하여 이용하여 페티트 검정을 수행하였는데 검정결과는 표 3과 같다.

표 3에서 I 및 II는 각기 검정기간이 1983년~1998년 및 1983년~1993년임을 나타내며 I 및 II의 열에 해당하는 값들은

$|\sum_i \sum_j D_{ij}|$ 에 해당하는 값들이다. 한편, 페티트 검정의 정의상 전환점인 r 의 상한은 $T-1$ 이므로 검정대상 기간의 마지막에 해당하는 기간에 대한 검정통계량은 없다.

지가, 주택매매가격 및 주택전세가격의 변화율에 대한 검정통계량은 모두 1994년의 경우에 최대치가 얻어졌다. 한편 이 경우의 표본크기는 16개에 불과하여 극한분포의 전제와는 거리가 있지만 극한분포에 의해 구한 $1-pr$ 의 값은 모두 0.99 이상인 것으로 얻어져 모든 경우에 있어 1994년이 전환점일 가능성이 매우 높은 것으로 나타났다.

K 값의 크기가 각기 두 번째로 큰 경우에 해당하는 것은 지가의 경우는 1991년, 주택매매가격 및 주택전세가격의 경우는 1990년으로 나타난다. 이들에 의해 이 연도가 전환점일 확률을 구해보면 각기 0.9915, 0.9519 및 0.9929로 비교적 높은 수치임을 알 수 있다. 따라서 정확한 통계적 기법에 의하면 1994년이 전환점으로 인식되는 것이 마땅하지만, 실용적으로는 1990년과 1991년도 전환점으로 인식해도 무방할 것으로 판단된다.

1994년을 전환점이 될 수 있는 이유는 여러 가지 측면에서 설명이 될 수 있다. 1989년 이후의 주택 200만호 건설에 의해 신도시들이 건설되고 입주가 완료되어 부동산 시장에 시차를 주고 영향을 준 요인, 토지공개념 등과 같은 정책도입의 효과, 이런 정책들과 부동산 경기변동상의 하강국면의 일치 등에 의한 복합적인 요인들이 이 전환점을 결정하였을 가능성이 있다.

1983년~1993년 기간중에 또 다른 전환점이 있을 가능성을 검정하기 위해 이 기

표 3. 부동산 가격변화율에 대한 페티트 검정의 결과 (I)

연 도	지 가			주택매매가격			주택전세가격		
	변화율	I	II	변화율	I	II	변화율	I	II
1983	0.387	15	10	0.225	15	10	0.093	3	2
1984	0.140	18	8	0.037	20	10	0.140	12	2
1985	0.074	19	4	-0.005	13	8	0.096	17	2
1986	0.042	18	2	0.001	12	4	0.081	18	2
1987	0.145	25	0	0.072	19	4	0.192	29	8
1988	0.273	36	6	0.132	28	8	0.139	36	10
1989	0.319	49	14	0.145	39	14	0.175	51	18
1990	0.190	58	18°	0.209	52	22°	0.165	64	24°
1991	0.144	63	18°	-0.008	43	18	0.017	53	14
1992	-0.016	52	10	-0.056	30	8	0.072	52	8
1993	-0.077	39		-0.027	19		0.021	43	
1994	-0.006	80°		-0.002	64°		0.043	84°	
1995	0.006	25		-0.003	11		0.035	31	
1996	0.009	52		0.015	44		0.064	58	
1997	0.003	15		0.002	15		0.008	15	
1998	-0.152			-0.125			-0.185		
1-pr		0.9997	0.48		0.9929	0.73		0.9998	0.81
평균	83-93 94-98	0.147 -0.028		83-89 90-93 94-98	0.086 0.029 -0.023		83-89 90-93 94-98	0.131 0.068 -0.007	

주 : * I: 1983년 - 1998년, II: 1983년 - 1993년

간을 대상으로하여 다시 페티트 검정을 시행하였다. 표 3에 나타난 검정결과지가, 주택매매가격 및 주택전세가격 변화율 모두 1990년이 전환점일 수 있다는 결론을 얻었다. 그러나 지가의 경우는 1990년이 전환점일 확률이 0.48로 50%에도 미치지 못하는 관계로 이를 전환점으로 인정하는 것은 무리일 것으로 판단된다. 따라서, 주

택매매가격 및 주택전세가격 변화율의 경우에만 1990년에 또 다른 전환점이 존재하는 것으로 간주한다. 한편 각 부동산 가격 변화율의 구간별 평균은 표 3에 나타난 것처럼 뚜렷한 차이를 보이고 있다.

1994년이 전환점이라는 사실이 분기별 자료를 이용하는 경우 어떻게 변화할 것인지의 여부를 살펴보기로 한다. 이를 위

표 4. 부동산 가격변화율에 대한 페티트 검정의 결과 (II)

연 도	지 가		주택매매가격		주택전세가격	
	변화율		변화율		변화율	
1992.1	0.083	19	-0.046	13	0.024	13
1992.2	0.042	36	-0.087	32	0.048	12
1992.3	0.009	49	-0.077	49	0.073	7
1992.4	-0.016	44	-0.056	64	0.072	24
1993.1	-0.021	37	-0.038	75	0.060	35
1993.2	-0.046	40	-0.026	78	0.030	26
1993.3	-0.069	25	-0.037	87	0.008	7
1993.4	-0.077	6	-0.027	92	0.021	8
1994.1	-0.072	11	-0.029	99	0.012	25
1994.2	-0.049	24	-0.016	100*	0.030	36
1994.3	-0.024	33	-0.001	99	0.043	37
1994.4	-0.006	68*	-0.002	8	0.043	60
1995.1	0.001	37	-0.002	87	0.051	31
1995.2	0.004	52	0.001	26	0.050	78*
1995.3	0.005	37	-0.002	67	0.039	27
1995.4	0.006	34	-0.003	64	0.035	32
1996.1	0.008	29	0.004	51	0.047	29
1996.2	0.008	22	0.005	36	0.047	24
1996.3	0.008	2	0.010	2	0.063	4
1996.4	0.009		0.015		0.064	
1-pr		0.926		0.998		0.975

해 1983년 1/4분기~1998년 4/4분기의 자료를 이용하는 경우 표본 수가 많아 계산이 복잡한 반면 1994년이 전환점이라는 이미 밝혀진 정보를 전혀 고려하지 못하는 등의 문제가 발생하게 된다. 따라서,

1994년을 기준으로 앞뒤로 각기 2년씩을 고려한 1992년 1/4분기~1996년 4/4분기의 자료를 이용하여 검정을 하기로 한다. 이 검정의 결과는 표 4에 정리되어 있다. 표 4의 검정결과에 의하면 지가, 주택

매매가격 및 주택전세가격의 전환점은 각기 1994년 4/4분기, 1994년 2/4분기 및 1995년 2/4분기인 것으로 나타났다. 지가의 경우 1994년 4/4분기는 1992년 이후 음(-)의 성장률을 보이던 것이 양(+)으로 전환된 시점이라는데 주목할 필요가 있다. 한편 주택매매가격의 경우는 1994년

2/4분기의 K 의 값이 가장 크기는 하지만 이 기간 전후의 K 의 값도 상당히 크다. $(1 - pr)$ 의 값을 0.9 이상으로 하는 K 의 값은 65 이상인 것으로 계산된다. 따라서 전환점일 확률 0.9 이상을 고려하는 경우 1993년 1/4분기~1994년 3/4분기에 전환점이 있었다고 생각할 수도 있다.

표 5. 부동산 가격변화율에 대한 페티트 검정의 결과 (III)

연 도	지 가		주택매매가격		주택전세가격	
	변화율		변화율		변화율	
1994.1	-0.072	13	-0.029	13	0.012	9
1994.2	-0.049	24	-0.016	22	0.030	14
1994.3	-0.024	33	-0.006	29	0.043	11
1994.4	-0.006	38	-0.002	32	0.043	10
1995.1	0.001	41	-0.002	35	0.051	3
1995.2	0.004	42	0.001	32	0.050	14
1995.3	0.005	39	-0.002	31	0.039	13
1995.4	0.006	34	-0.003	34	0.035	10
1996.1	0.008	25	0.004	29	0.047	17
1996.2	0.008	10	0.005	22	0.047	26
1996.3	0.008	5	0.010	13	0.063	43
1996.4	0.009	112	0.015	94	0.064	150
1997.1	0.009	39	0.032	17	0.059	77
1997.2	0.008	144*	0.032	128*	0.047	172*
1997.3	0.007	57	0.030	49	0.026	75
1997.4	0.003	58	0.020	62	0.008	64
1998.1	-0.010	51	-0.023	51	-0.039	51
1998.2	-0.106	36	-0.094	36	-0.155	36
1998.3	-0.136	34	-0.117	34	-0.181	34
1998.4	-0.152		-0.125		-0.185	
1-pr		0.9999		0.9999		0.9999
평균	94-96	0.003	94-96	0.003	94-96	0.047
	97-98	-0.075	97-98	-0.061	97-98	-0.089

표 6. 단위근 검정의 결과

	지가	주택매매가격	주택전세가격
I	-2.21	-2.58	0.28
II	-2.97	-3.11	-2.17
III	-3.07	-3.30	-4.34

※ 1%의 임계치 = -3.96, 5%의 임계치 = -3.08, 10%의 임계치 = -2.68

마지막으로 1998년의 상황과 연관하여 1994년~1998년 기간중에 또 다른 전환점이 있는지의 여부를 검정하였다. 이 기간은 5년에 불과하며 표본의 마지막 기간은 검정에 포함되지 않는다는 점 등에 의해 이 기간에 대한 검정은 분기별 자료를 이용하여 수행하였다. 이 경우 각 부동산 가격의 변화율은 4분기전 대비 변화율을 이용하였다. 검정결과는 표 5에 정리되어 있다. 지가, 주택매매가격 및 주택전세가격의 변화율은 모두 1997년 2/4분기가 전환점인 것으로 나타났다.

여기에서 1997년 2/4분기가 전환점이라는 사실은 해석에 유의할 필요가 있다. 1998년의 급격한 부동산 가격의 하락과 우리 경제의 구조조정에 의한 구조적 전환등의 요인에 의해 부동산 시장에 구조변화가 일어난 것이 사실인 상황에서 1999년 이후의 자료가 추가되는 경우 전환점의 시점은 1998년 1/4분기 정도로 이동할 가능성이 매우 높다. 또한, 여기에서 유의할 점은 1999년 이후의 자료가 부동산 가격의 변화율이 안정적인 경우에도 1998년이 전환점이 될 가능성이 높다는 것이다. 즉, 페티트 검정의 절차를 고려할 때 1998년이 전환점이 되기 위해서 1999년 이후에도 계속 부동산 가격 변화율이

음(-)일 필요는 없다는 것이다. 한편, 표 5에 나타난 것과 같이 각 구간별 부동산 가격의 변화율의 평균은 확실한 차이를 보이고 있다.

이상과 같이 페티트 검정에 의해 소구간을 설정하는 경우 앞에서 정의한 구조변화의 첫 번째 조건인 구간별로 평균이 다르다는 점은 확인이 되었다. 따라서 구조변화를 인식하기 위해 남은 것은 각 소구간별 평균과의 편차가 I(0)인지의 여부를 검정하는 작업이 남아있다. 이를 검정하기 위한 표준적인 방법은 x_t 와 $x_t - \mu_i$ 에 대해 단위근 검정(unit-root test)을 수행하는 것이다. 한편, $x_t - \mu_i$ 에 대한 단위근 검정에 있어서는 1997년 2/4분기를 전환점으로 인정하는 경우와 인정하지 않는 두 가지 경우를 모두 검정의 대상으로 삼는다. 만일 1997년 2/4분기가 전환점이라면 이를 고려하는 경우 검정통계량이 개선될 것으로 예상된다.

단위근 검정을 하는 방법은 여러 가지가 있지만 여기에서는 필립스-페론(Phillips-Perron) 검정을 수행하기로 한다. 먼저, 필립스-페론 검정의 의미를 다음과 같은 단순한 경우를 대상으로 간략하게 살펴 보기로 한다. 다음과 같은 회귀모형을 생각한다.

$$y^t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3-1)$$

위와 같은 과정의 귀무가설은 $\alpha = 0$ 및 $\rho = 1$ 로 단위근이 있다는 것이 된다. 디키-풀러(Dickey-Fuller) 검정의 경우는 귀무가설하에서 u_t 가 *i.i.d.*로 가정되는 반면 필립스-페론 검정에서는 귀무가설하에서 $u_t = \Psi(L)\varepsilon_t$ 와 같이 오차항에 계열상관과 불균등분산이 있을 가능성까지도 고려하는 점이 다르다. 여기에서 $\Psi(L)$ 는 일반적으로 정의되는 시차연산자들의 모임이며 ε_t 평균이 0 분산이 σ^2 인 *i.i.d.*로 가정된다.

귀무가설의 성립여부를 검정하기 위해 식 (3-1)을 통상최소자승에 의해 추정하여 추정치 $\hat{\alpha}$ 과 $\hat{\rho}$ 을 얻으며 이를 식 (3-1)에 적용하여 추정오차 ut 을 얻는다. 추정오차를 이용하여 자기공분산의 추정치 $\hat{\gamma}_i = T^{-1} \sum \hat{u}_t \hat{u}_{t-i}$ 를 얻는데 i 의 값을 얼마까지로 할 것인가는 일반적으로 뉴이-웨스트(Newey-West)의 바틀렛 커널(Bartlett kernel) 시차절편(lag truncation)을 정하는 기준에 따른다. 한편 $\lambda = \sigma^2 [\Psi(1)]^2$ 의 추정치는 시차절편의 크기가 q 로 정해진 경우 $\hat{\lambda} = \hat{\gamma}_0 + 2 \sum_j [1 - j/(q+1)] \gamma_j$ 로 얻어진다. 여기에서 j 의 범위는 1에서 q 까지이다. 통상최소자승에 의한 잔차항의 추정분산 s^2 는 다음과 같이 $s^2 = (T-2)^{-1} \sum \hat{u}_t^2$ 로 얻을 수 있다. 마지막으로 이상의 추정결과로부터 필립스-페론 ρ -통계량을 $T(\rho-1) - (1/2)(T^2 \sigma^2 / s^2)(\lambda^2 - \gamma_0)$ 으로 얻는다. 이러한 필립스-페론 ρ -통계량을 임계치

와 비교하는데 그 값이 임계치보다 큰 경우는 귀무가설을 채택하여 단위근이 있는 것으로 판단하게 된다.

단위근 검정의 결과는 표 6에 정리되어 있다. 이 표에서 I은 각 부동산 가격 변화율 자체를 단위근 검정한 결과이다. 한편 II와 III은 모두 $x_t - \mu_i$ 를 단위근 검정하였다는 점은 같으나 II는 1983~1989년, 1990~1993년 및 1994년~1998년의 세구간을 고려한 경우인 반면 III은 1994년~1998년의 기간을 1994년~1996년 및 1997년~1998년의 두 기간으로 더 나누었다는 점에 차이가 있다.

I의 경우는 모든 부동산 가격의 변화율이 10%의 유의수준하에서 단위근이 있는 것으로 나타났다. 그러나 II의 경우는 지가와 주택매매가격 변화율은 각기 10%와 5% 유의수준하에서 단위근이 없는 것으로 나타난 반면 주택전세가격의 경우는 단위근이 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 III의 경우는 지가, 주택매매가격 및 주택전세가격의 변화율이 각각 10%, 5% 및 1%의 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과에 의하면 1997년 2/4분기를 전환점으로 인정하는 경우 여기에서 고려한 모든 부동산 가격 변화율에 앞에서 정의한 바와 같은 구조변화가 있음을 인식할 수 있다.

2) 동행성 및 후행성 검정

일반적으로 부동산 경기는 일반경기와 주가변화에 후행하는 것으로 알려져 있다. 부동산 가격의 급격한 하락을 경험한 이후에도 이 관계가 계속 성립할 것인가에 대한 답변은 무엇을 부동산 경기의 판단기준으로 삼을 것인가에 따라 달라질

수 있다. 즉, 건설투자와 같은 실물변수를 고려하는 경우와 부동산 가격과 같은 가격변수를 생각하는 경우 다른 결과를 얻을 수 있다. 그러나, 본 연구의 목적이 부동산 가격을 분석하는 데 있으므로 논의의 초점을 부동산 가격에 맞추기로 한다.

부동산 가격 변화율과 일반경기를 나타내는 변수인 실질 GDP 성장률, gy_t , 및 주가 변화율, gps_t , 사이의 동행 및 후행성 검정은 부동산 가격의 결정요인에 대해 다음과 같은 의미를 갖는다. 부동산 가격 변화율이 일반경기와 주가 변화율 모두에 후행하는 지금까지 인식되고 있던 상황은 부동산에 대한 수요의사결정이 자산선택(portfolio selection) 행위와 예측의 영향을 주로 받는다는 사실을 나타낸다.

즉, 일반경기에 선행하여 주식시장이 활황이 되고 시차를 두고 일반경기가 살아나며 더 긴 시차를 두고 시중의 여유자금이 다시 부동산 시장으로 유입되는 등과 같은 상황이다. 만일 이런 상황하에서 부동산 가격에 거품이 존재한다면 이는 부동산의 시장기본가치가 부동산 가격을 결정하는 주요인이 아닐 수 있음을 나타낸다. 이러한 상황은 지금까지 우리나라 부동산 가격의 결정요인에 대한 일반적인 인식과 그 궤를 같이한다.

따라서, 부동산 가격 변화율과 일반경기 및 주가 변화율 사이의 동행 및 후행관계가 달라지고 부동산 가격에 거품이 포함되어 있는지의 여부가 달라지게 되면 이는 곧 부동산 가격의 결정요인이 달라졌다는 것을 의미한다. 여기에서 우리의 주된 관심사는 부동산 가격이 부동산의 시장기본가치(market fundamental)에 의해 결정되고 있는가 하는 것이다.

이러한 검정을 위해서는 먼저 부동산의

시장기본가치를 결정하는 요인이 무엇인지부터 파악해야 한다. 토지의 경우 시장기본가치가 장래 지대에 의해 결정되며 지대는 토지에 대한 수요와 공급에 의해 결정되고 토지에 대한 수요와 공급은 다시 일반경기에 영향을 받는 것으로 생각한다. 토지의 시장기본가치는 결국 일반경기를 나타내는 실질 GDP 성장률에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 같은 논리가 주택매매가격의 경우에도 적용될 수 있다. 물론 실질 GDP 성장률이 부동산의 시장기본가치를 결정하는 유일한 요인은 아니다. 지대, 금리, 각종 조세율 등도 시장기본가치를 결정하는 요인이 될 수 있다. 그러나 여기에서는 시장기본가치를 결정짓는 가장 중요한 요인을 실질 GDP 성장률로 보고 이를 분석의 주 대상으로 삼기로 한다.

1998년 상황이후 부동산가격 변화율과 실질 GDP 성장률 사이의 동행성이 증가하였다면 이는 곧 부동산 가격의 결정에서 시장기본가치의 역할이 커졌다는 것을 반증하는 것이 된다. 이를 알아보기 위해서 지가 변화율, gpl_t , 및 주택매매가격 변화율, gph_t ,와 실질 GDP 성장률, gy_t ,가 동행하는지의 여부를 상관계수를 이용하여 살펴보기로 한다.

임의의 부동산가격의 변화율을 gx_t 라 하는 경우 상관계수는 $Corr(gx_t, gy_{t-k})$ 로 나타난다 ($x_t = pl_t, ph_t$). 이 경우 만일 부동산 가격의 변화율이 실질 GDP 성장률과 동행한다면 $k=0$ 인 경우 상관계수가 가장 크게 나타날 것이며 후행한다면 $k>0$ 인 경우의 상관계수가 가장 크게 나타날 것으로 짐작할 수 있다. 1982년 1/4분기~1994년 4/4분기의 시차별 상관

계수를 구한 후 4분기씩의 자료를 추가하는 경우 상관계수를 극대로 하는 시차가 어떻게 변화하는지 살펴보기로 한다. 상관관계수를 구한 결과는 표 7에 나타나 있다.

표 7에서 '*' 표시가 된 것은 상관계수가 가장 큰 경우를 나타낸다. 지가의 경우는 1997년 까지의 자료를 이용하는 경우는 코레로그램(correrogram)이 예외없이 역 U자형을 취하며 시차가 4인 경우 상관계수가 최대인 것으로 나타났다. 이는 지가 변화율이 실질 GDP 성장률에 4분기 후행하였다는 것을 나타낸다. 그러나 1998년의 자료를 추가하는 경우는 코레로그램이 단조감소하는 형태를 보이며 지가 변화율과 실질 GDP 성장률이 동행한다는 사실이 발견된다.

주택매매가격의 경우는 시간이 지날수록 동행성이 증가했다는 결과를 얻었다. 즉 1994년 및 1995년까지의 경우는 주택매매가격 변화율이 실질 GDP 성장률에 2분기 후행하였으나 1996년 및 1997년의 자료를 추가하는 경우에는 1분기 후행하는 것으로 얻어졌다. 한편 1998년의 자료를 추가하는 경우에는 주택매매가격 변화율과 실질 GDP 성장률이 동행하는 것으로 나타났다. 이상의 분석에서 유의할 점은 1998년의 자료를 추가하는 경우에도 상관계수를 구할 때 1983년 1/4분기 이후의 모든 자료가 이용되므로 1998년의 경우 실질 GDP 성장률도 음(-)이고 부동산가격 변화율도 음(-)이라는 사실 자체만이 동행성을 증가시키는 요인의 전부라고 볼 수는 없다는 것이다.

부동산 가격의 변화율과 실질 GDP 성장률 사이의 동행성이 증가하였다는 사실은 부동산 가격 변화율의 결정요인을 파

악하는데 있어서 중요한 시사점을 갖는다. 임의의 부동산가격의 변화율, gx_t , 과 실질 GDP 성장률, gy_t , 이 모두 1차 적분되어 있는, I(1), 상태에서 gx_t 와 gy_t 사이에 동행성이 없다면 gx_t 와 gy_t 사이에 공적분관계가 없다는 결론을 얻을 가능성이 높으며 이에 따라 가성회귀를 회피하기 위해 gy_t 를 설명변수로 도입하기 어려운 상황이 발생한다. 동행성의 증가는 이런 현상을 제거시켜 gy_t 를 포함하여 시장기본가치를 형성하는 요인들이 설명변수로 도입될 가능성이 높아졌음을 나타낸다.

시장기본가치의 중요성이 증가하였다는 사실이 전통적인 자산선택행위에 영향을 미쳤는지의 여부를 검정하기 위해 gx_t 와 주가변화율, gps_t , 사이의 $Corr(gx_t, gps_{t-k})$ 을 살펴보기로 한다. 이를 정리한 표 8에 의하면 1998년의 자료를 추가하여도 이전과 상황이 달라지지 않았음을 알 수 있다. 즉, 지가와 주택매매가격 변화율 모두 주가 변화율에 7~8분기 후행한다.

이상의 분석을 종합하면 부동산가격 변화율은 일반경기와 동행하는 경향이 강해진 반면 주가 변화율에 후행하는 상황에는 변함이 없다는 것이다. 이러한 상황은 과거에는 주식시장의 활황이 경기활황으로 이어지고 그 이후에 부동산경기의 회복이 나타나는 것이 전형적인 경로였다면 지금은 일반경기가 직접 부동산가격 변화율에 영향을 주는 경로가 추가된 것으로 해석될 수 있다.

이는 향후 부동산가격이 장기적으로는 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만 자

표 7. 부동산 가격 변화율과 실질경제 성장률

$Corr(gpl_t, gy_{t-k})$					
	83-94	83-95	83-96	83-97	83-98
k= 0	0.318	0.300	0.327	0.364	0.473 *
k= 1	0.370	0.332	0.359	0.375	0.445
k= 2	0.404	0.375	0.380	0.389	0.386
k= 3	0.388	0.373	0.359	0.363	0.292
k= 4	0.458 *	0.446 *	0.417 *	0.407 *	0.256
k= 5	0.436	0.441	0.393	0.386	0.221
k= 6	0.421	0.431	0.393	0.369	0.205
k= 7	0.369	0.405	0.378	0.340	0.186
k= 8	0.299	0.372	0.352	0.306	0.160
k= 9	0.202	0.306	0.302	0.245	0.126
k=10	0.148	0.279	0.280	0.232	0.109

$Corr(gph_t, gy_{t-k})$					
	83-94	83-95	83-96	83-97	83-98
k= 0	0.361	0.348	0.364	0.367	0.514 *
k= 1	0.417	0.388	0.404 *	0.397 *	0.498
k= 2	0.418 *	0.396 *	0.399	0.389	0.422
k= 3	0.376	0.366	0.356	0.347	0.312
k= 4	0.352	0.347	0.329	0.315	0.222
k= 5	0.336	0.344	0.315	0.301	0.189
k= 6	0.291	0.304	0.282	0.263	0.159
k= 7	0.273	0.303	0.289	0.264	0.160
k= 8	0.266	0.323	0.311	0.283	0.162
k= 9	0.204	0.283	0.281	0.247	0.145
k=10	0.188	0.286	0.287	0.257	0.140

표 8. 부동산 가격 변화율과 증가변화율

$Corr(gpl_t, gps_{t-k})$					
	83-94	83-95	83-96	83-97	83-98
k= 0	-0.184	-0.124	-0.065	-0.002	0.112
k= 1	-0.072	-0.042	0.007	0.060	0.184
k= 2	0.040	0.043	0.081	0.128	0.218
k= 3	0.192	0.171	0.200	0.227	0.282
k= 4	0.321	0.275	0.292	0.307	0.346
k= 5	0.448	0.397	0.386	0.389	0.408
k= 6	0.558	0.479	0.447	0.442	0.459
k= 7	0.596 *	0.533	0.485	0.479 *	0.483 *
k= 8	0.595	0.548 *	0.486 *	0.475	0.469
k= 9	0.567	0.542	0.483	0.455	0.443
k=10	0.519	0.526	0.467	0.427	0.413

$Corr(gph_t, gps_{t-k})$					
	83-94	83-95	83-96	83-97	83-98
k= 0	-0.159	-0.115	-0.077	-0.051	0.089
k= 1	-0.043	-0.021	0.012	0.031	0.181
k= 2	0.094	0.096	0.120	0.133	0.242
k= 3	0.249	0.233	0.250	0.252	0.318
k= 4	0.439	0.401	0.405	0.396	0.434
k= 5	0.605	0.562	0.544	0.524	0.532
k= 6	0.728	0.677	0.643	0.614	0.616
k= 7	0.782 *	0.728 *	0.685 *	0.655 *	0.643 *
k= 8	0.761	0.720	0.669	0.640	0.617
k= 9	0.698	0.674	0.628	0.595	0.569
k=10	0.624	0.627	0.581	0.547	0.523

산선택행위의 영향을 받아 단기적인 변화가 일어날 수 있음을 시사한다. 즉, 자산선택행위에 연관된 예측이 잠재된 시장기본가치가 부동산 가격을 결정하는 주요인이다. 한편 자산선택행위에 있어서는 장래에 대한 예측이 중요한 역할을 하므로 이러한 예측의 문제를 어떻게 취급할 것인가는 여전히 중요한 과제로 남아 있다.

4. 결론

본 연구에서는 IMF체제 이후 부동산정책의 변화와 1998년의 부동산 가격의 급격한 하락이 부동산 가격의 변화행태와 그 결정요인에 어떠한 영향을 주었는지 분석되었다. 분석결과 다음과 같은 사실들이 발견되었다.

첫째, 구조변화에 관한 검정 결과 1998년의 부동산 가격의 하락은 부동산 가격 변화율의 패턴에 있어서 구조변화를 초래했을 가능성이 높다는 결과를 얻었다. 즉, 1983년~1998년의 분기별 자료를 이용하는 경우 1994년의 구조변화에 이어 1997년 2/4분기에 구조변화가 있을 가능성이 높는데 이에 영향을 준 주요인은 1998년의 급격한 부동산 가격의 하락이다.

둘째, 동행성 검정의 결과 부동산 가격 변화율과 일반경기 사이의 동행성이 증가하였다는 결론을 얻었다. 자가 변화율의 경우 1997년까지의 상황은 실질 GDP 성장률에 4분기 정도 후행하는 것으로 나타나지만 1998년을 포함시키는 경우에는 실질 GDP 성장률과 동행하는 것으로 나타났다. 주택매매가격 변화율의 경우는 이보다는 덜 극적이지만 유사한 결과가 얻어졌다. 즉, 1997년까지의 상황은 실질 GDP 성장률에 1~2 분기 후행하는 것으로

나타나지만 1998년을 포함시키는 경우에는 실질 GDP 성장률과 동행하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 단순히 1998년의 경우 부동산 가격 변화율과 실질 GDP 성장률이 모두 음(-)이기 때문에 발생하는 현상은 아니다. 비슷한 변화를 보였던 주식가격 변화율과의 관계를 보면 1998년을 포함시키는지의 여부와 관계없이 부동산 가격 변화율은 추가변화율에 7분기 정도 후행하는 것으로 나타났다.

이상의 분석으로부터 얻을 수 있는 시사점은 부동산 가격 변화율의 결정요인으로서 시장기본가치의 역할이 증대되었다는 것으로 요약될 수 있다. 동행성 검정 등은 이러한 사실을 지지한다. 그럼에도 불구하고 추가변화율은 여전히 부동산 가격 변화율을 설명하는 주요인으로 남아 있다.

이는 향후 부동산가격이 장기적으로는 시장기본가치에 의해 주로 결정되지만 자산선택행위의 영향을 받아 단기적인 변화가 일어날 수 있음을 시사한다. 즉, 자산선택행위에 연관된 예측이 잠재된 시장기본가치가 부동산 가격을 결정하는 주요인이라는 것이다. 한편, 자산선택행위에 있어서는 장래에 대한 예측이 중요한 역할을 하므로 이러한 예측의 문제를 어떻게 취급할 것인가는 여전히 중요한 과제로 남아 있다. 한편, 본 연구는 1999년 이후 경제회복에 따른 부동산 시장의 가격변화를 감안하지 못한 한계가 있으며, 이를 보완하여 향후 부동산 정책의 방향을 설정할 필요성이 있다.

참고문헌

- 권주안·김상열, 1998, 「IMF 체제가 주택금융에 미치는 영향」, 『주택금융』 봄호.
- 김갑성·박재룡·허순호, 1999, 「IMF 이후 부동산 시장의 패러다임 변화」, 삼성경제연구소.
- 김경환, 1992, 「우리나라의 인플레이션과 자산수익률 및 자산구성에 관한 실증분석」, 『금융경제연구』 49, 한국은행.
- 김관영, 1998, 「주택시장의 경기변동에 관한 연구」, 『주택연구』.
- 박재룡·서승환외 4인, 1998, 「IMF 충격에 따른 자산디플레이션 현상과 대책」, 삼성경제연구소.
- 서승환, 1999, 「외환위기와 부동산 가격의 행태변화」, 『주택연구』.
- 서승환·이규황·윤재호, 1996, 「분양가 자율화의 거시경제적 효과」, 『주택연구』.
- 서승환·이규황·김갑성, 1996, 「토지규제가 지가와 토지공급에 미치는 영향분석」, 삼성경제연구소.
- 서승환, 1994, 「한국 부동산시장의 거시계량분석」, 흥문사, 1994.
- 손경환, 1998, 「IMF 금융지원이 주택시장에 미치는 영향 및 대응방안」, 『주택금융』, 여름호.
- 손경환·김혜승, 1994, 「주택시장모형연구-주택시장 및 주택 생산요소시장」, 국토개발연구원.
- 손재영, 1991, 「지가와 거시경제변수간의 인과관계에 관한 실증분석」, 한국개발연구원.
- 이주용, 1992, 「주택가격변동에 관한 실증분석」, 『주택금융』.
- 정의철·강은숙·최은희, 「서울시 부동산 정책과 가격변동에 관한 연구」, 서울시정개발연구원.
- 조주현, 1992, 「부동산 경기주기와 변동요인」, 『토지연구』.
- 한국감정원 감정평가연구소, 1998, 「IMF 체제하에 서의 우리나라 부동산 시장 전망과 대응방안」, 한감연 98-2.
- 하성규·박은병, 1998, 「주택경기변동에 관한 이론적 고찰」, 『주택금융』, 겨울호.
- 허재완, 1991, 「주택가격 상승률의 결정요인에 관한 실증분석」, 『국토계획』.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254
- Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the

Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Phillips, P. C. B and P. Perron, 1988, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 335-346.

ABSTRACT

Structural Change in Real Estate Market

Seoung Hwan Suh
Yonsei University

Kabsung Kim
Samsung Economic Research Institute

After the 1997 currency crisis, the real estate prices had been rapidly dropped and the deregulation in the Korean real estate market has been performed. It is analyzed whether these transactions caused a structural change in real estate market, or not. The Pettitt test shows there exists a turning point in real estate prices in 1998. It is found that the degrees of co-movement between the change in real estate prices and real GDP growth rate are increased. Consequently, the factor, represented as real GDP growth rate, determining the market fundamental of real estate prices will effect on the behavioral pattern and the real estate prices in the long run. While the factors determining the portfolio selection behaviors, such as interest rate and stock prices, will cause short-term variations.