

# 부동산가격 급변동과 통화정책 대응\*

林 虎 烈\*\*

본 연구의 목적은 우리 나라의 주택가격에 버블속성이 있는지 여부를 검증한 후 중앙은행의 통화정책이 주택가격 버블에 직접 대응하는 방식과 순수하게 물가안정목표에만 집중하는 방식 중에서 어느 편이 금융 및 경제안정을 도모하는데 보다 유효한지를 판별하는 것이다.

먼저 1986.1~2003.6월중을 대상으로 MRS검정을 실시한 결과 주택가격에 버블이 내재하고 있는지를 판단할 수 없었으나 단위근검정, 공적분검정 등을 추가로 실시한 결과 1980년대 말과 2001~2003년중에 각각 주택가격에 버블속성이 있는 것으로 나타났다. 다음으로 부동산가격 변동에 대한 최적의 통화정책 대응 방안을 모색하기 위해 소규모 개방경제모형을 토대로 WinSolve를 이용한 확률모의실험을 실시하였다. 그 결과 부동산가격 변동이 내재적 요인 때문인지 버블의 결과인지를 중앙은행이 구분할 수 있으면, 물가와 부동산가격 안정을 동시에 추구하는 통화정책이 물가안정만을 고집하는 경우보다 경제안정에 보다 효과적이었다. 반면, 중앙은행이 이들 요인을 구분할 수 없는 경우에는 물가안정목표에만 주력하는 것이 통화정책의 유효성을 높일 수 있는 것으로 나타났다.

한편, 최근의 주택가격 상승은 서울 등에 국지적으로 나타난 현상인 반면, 통화정책의 효과는 경제 전반에 걸쳐 무차별적으로 미치는 만큼 부동산가격 버블을 차단하기 위해 통화정책 기조를 빈번하게 변경하는 데에는 신중을 기해야 할 것으로 보인다.

핵심주제어: 주택가격 버블검증, 통화정책 대응의 유효성, 물가안정과 금융안정  
경제학문헌목록 주제분류: E58, E52, C52

## I. 서 론

자산가격의 버블은 일반물가가 대체로 안정되어 있는 가운데 일부 자산가격이 급등하여 여타 부문으로 확산되고, 중국에는 버블이 붕괴하는 과정으로 나

\* 본 논문의 작성에 유익한 조언을 해 주신 한양대 박대근 교수님과 한국은행 김훈 박사님 그리고 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

\*\* 한국은행 부국장, 경제학박사, E-mail: holim@bok.or.kr

논문투고일: 2005. 4. 18 수정일: 2005. 5. 19 게재확정일: 2005. 6. 3

타나고 있다. IMF의 최근 조사<sup>1)</sup>에 의하면 1970년 이후 최근까지 OECD 주요 15개국의 부동산시장에서 20차례의 가격 급상승이 발생하여 그 가운데 11차례나 부동산가격이 폭락하였다. 그리고 주식시장에서도 24차례의 붐이 발생하여 4차례의 가격 대폭락을 가져왔다. 한편, 버블이 붕괴하는 과정에서 일본, 북구 등에서는 은행위기가 발생하는 등 금융시스템이 크게 불안정해졌으며, 산출갭 확대와 국내신용의 악화로 거시경제에 악영향을 끼치고 심지어는 부채디플레이션(debt-deflation)까지 유발되는 심각한 부작용이 나타났다.

자산가격 버블붕괴의 폐해가 널리 인식되면서 1990년대 중반 이후 자산가격의 변동에 대한 통화정책 대응의 유효성에 관한 논의가 진행되어 왔다. 특히, 각국 중앙은행에서는 과도한 신용팽창이 버블발생의 주요인이 되었으며, 이를 허용한 중앙은행의 책임이 크다는 논란이 제기됨에 따라 통화정책 대응 여부에 대하여 의견이 대립되고 있다. 다시 말해, 정책당국은 주택가격 상승과 가계부채 증가에 힘입은 단기적인 경기부양효과와 그에 수반하는 장기적인 거시경제 및 금융안정의 저해가능성 사이에서 딜레마를 겪게 된다.<sup>2)</sup>

우리 나라의 경우에도 예외가 아니어서 2003년 들어 서울 강남지역을 중심으로 한 주택가격 폭등에 대응하여 중앙은행이 금리인상으로 부동산가격 안정을 도모해야 한다는 주장과, 침체일로에 있는 경기의 진작을 위해 부동산가격 상승과 같은 다소간의 부작용이 있더라도 금리인하 기조를 유지해야 한다는 주장이 엇갈린 바 있다.

이러한 논의의 핵심은 중앙은행의 통화정책이 상품과 서비스가격의 안정에만 주력해야 하느냐, 아니면 신용량의 적절한 수축과 자산가격 안정을 통한 금융안정까지 도모해야 하느냐는 점이다. 일반적으로 부동산가격이 급등하는 시기에는 통화당국에 대해 금리인상 등의 정책대응 압력이 거세지고 실제로도 버블 대응 정책이 시행되고 있는 것이 현실이라 하겠다.

본고에서는 먼저 자산가격 버블의 형성·붕괴 메커니즘과 주요국 및 우리 나라의 자산가격 급변동 사례를 점검한 다음, 우리 나라의 자산가격 변동과 경제성장률, 소비자물가변동률, 금리 등과의 관계를 정리해 보고자 한다.

이를 토대로 현재 우리 나라의 부동산가격, 특히 주택가격에 버블속성이 내재하고 있는가를 검증할 것이다. 또한 버블이 발생한 경우 통화정책을 운용함에 있어 이에 직접 대응하는 방식과 순수하게 물가안정목표만을 겨냥하는 방식

1) Bordo and Jeanne(2003).

2) BIS(2003).

중에서, 어느 편을 채택하는 것이 인플레이션 변동성과 GDP변동성을 보다 안정적으로 관리할 수 있는가를 판별해 볼 것이다.

마지막으로 일반물가가 과거에 비해 낮은 수준에서 안정되어 있는 상황에서 물가안정을 목표로 설계되어 있는 현행 통화정책 운용방식을 점검하고, 물가안정과 자산가격의 급등락 방식을 통한 금융안정을 동시에 도모할 수 있는 통화정책 대응방향을 제시해 보고자 한다.

본 논문은 제II절에서 자산가격 버블의 검증과 통화정책 대응에 관한 기존 연구를 비교·분석한 다음, 제III절에서 우리 나라의 부동산가격과 경제성장률, 소비자물가변동률 등과의 관계를 시차상관분석을 통하여 규명해 보겠다. 제IV절에서는 우리 나라 부동산가격의 버블발생 여부를 Mankiw, Romer, and Shapiro (1985)의 분산테스트(volatility tests)와 Sarno and Taylor(1999)의 단위근검정 및 공적분검정기법 등을 활용하여 점검할 것이다. 이어서 제V절에서는 Batini and Turnbull(2000)의 소규모 개방경제모형을 토대로 E-views를 이용하여 우리 나라 모형을 구축할 것이다. 이를 바탕으로 중앙은행의 정책결정 메커니즘을 중앙은행이 부동산가격 변동에 대응하지 않는 경우 및 부동산가격 변동에 대응하되 부동산가격 변동요인이 기초경제여건의 변화에 기인한 것인지, 또는 버블에 기인한 것인지를 정확하게 판별할 수 있는가의 유무로 구분하여 각각의 금리준칙에 따라 단기정책금리를 조정한다고 가정할 것이다. 이 세 가지 시나리오에 따라 통계패키지 WinSolve를 이용하여 확률모의실험을 실시함으로써 시나리오별로 통화정책의 유효성을 판단할 것이다.

마지막으로 제VI절에서는 자산가격 변동에 대해 어떤 정책수단을 가지고 어떻게 대응해야 하는가 하는 구체적인 통화정책 대응방향을 찾아보고자 하였다.

## II. 자산가격 버블검증 및 통화정책 대응

### 1. 자산가격 버블검증에 관한 연구

일반적으로 자산가격의 버블은 시장에서 형성된 주식, 부동산 등의 실체가격과 시장 기본 요소에 의해 결정되는 내재가치와의 격차가 장기간 동안 지속되는 현상을 말한다.

Fama(1970)는 효율적인 시장에서는 가격결정 메커니즘이 완전하면 시장가격

과 내재가치의 괴리현상이 장기간 지속될 수 없으며, 현실적으로 버블이 존재하는 것은 시장의 가격결정 메커니즘이 불완전하기 때문이라고 보았다. Flood and Hodrick(1990)은 자산가격의 결정에 있어 자기실현적 기대감 그 자체를 버블로 정의하여 심리적 요인을 중시하였다. 즉, 버블은 경제주체들이 인플레이션 기대심리를 가지고 있을 때 형성되고, 자산가격의 과도한 상승으로 인해 추가적인 상승기대가 더 이상 지속될 수 없을 때 붕괴된다.

한편, Jarrow(1992), Allen and Gorton(1993) 등은 버블발생의 원인을 불완전한 정보, 가격조작, 군중심리 등 비합리적이고 심리적인 것으로 보고, 버블은 시장 참여자들의 합리적인 행동을 전제로 하는 전통경제학의 기본 가정에 부합되지 않는다고 판단하였다. 그러나 Blanchard and Watson(1982)이 합리적 기대하에서도 버블이 존재할 수 있다는 이론을 제기한 이래 실증분석이 활발하게 진행되었다.

우리 나라의 경우 1980년대 말의 자산가격 급등과 관련하여 지가와 주택가격에 각각 버블이 있었다고 주장한 김경환(2003)의 연구가 있다. 한편, 윤성훈(2002)은 자산가격의 버블이 발생하면 해당 자산의 가격변동성이 커진다는 점에 착안하여 과대분산테스트(variance bound test)를 응용한 Mankiw, Romer, and Shapiro(1985)의 MRS검정기법을 사용하여 우리 나라의 주가와 주택가격을 분석하였다.<sup>3)</sup> 그 결과 주가의 경우 1981~2000년중 어느 기간인가에 버블이 존재하나 시기적으로 정확하게 어느 때인가는 판별하지 못하였다. 주택가격의 경우에도 버블의 소지가 있는 것으로 나타났으나, 외환위기 이후의 주택가격의 급락에 뒤이어 나타난 가격급등을 버블로 해석하기에는 대상기간이 너무 짧아 버블이 존재한다는 결론을 내리지 못하였다.

주택산업연구원(2003)은 주택가격의 상승률이 연간 가계소득 대비 주택가격 배율 평균에 표준편차를 합한 수치를 장기간 초과할 때를 버블로 보는 Youngblood(2003)의 검증방식을 이용한 분석에서 우리 나라의 1988~1990년중 전국의 아파트가격 및 2003년 중반 서울 강남지역의 아파트가격에 버블이 존재한 것으로 분석하였다.

3) 과대분산테스트는 표본이 작을 경우 정규분포를 따르지 않을 가능성이 커서 분산의 비교 결과가 잘못될 수 있는 문제점이 있으나, MRS검정기법은 실제가격과 사후적으로 계산한 내재가치인 사후가치 외에도 임의의 가치 추정치를 추가하여 세 가지 가치 간의 평균자승오차(mean square error)를 비교함으로써 이러한 문제점을 보완할 수 있다.

## 2. 통화정책적 대응에 관한 연구

자산가격 급변동에 대한 통화정책 대응에 관해서는 두 가지 주장이 엇갈리고 있다. 하나는 자산가격도 물가를 구성하는 중요한 요소이기 때문에 그 등락에 대해 중앙은행이 당연히 통화정책으로 직접 대응해야 한다는 주장이다. 다른 하나는 자산가격 변동이 기초경제여건 변화에 따른 추세적 변동인지 또는 투기적 요인에 의한 버블인지를 구분할 수 없는 상태에서 통화정책으로 대응하는 것은 인플레이션과 생산의 변동성만을 증폭시킬 뿐이므로 정책대응을 자제해야 한다는 주장이다.

직접대응론 또는 선제적 대응론은 투기적 요인에 의해 버블이 발생하는 초기에 금리인상 등 선제적인 통화정책적 조치를 취하여 버블의 붕괴가 가져올 수 있는 심각한 경기침체와 금융혼란을 예방해야 한다는 것이다. Kent and Lowe (1997), Cecchetti, Genberg, and Wadhvani(2002) 등은 자산가격이 기초경제여건을 벗어나 급등하는 경우 기대인플레이션 상승과 함께 음의 효과 및 대차대조표효과를 통해 소비 및 투자를 증대시켜 인플레이션 압력을 유발한다고 지적하였다. Blanchard(2000)는 자산가격 버블이 소비보다는 투자에 더 큰 영향을 미치게 되는 이른바 구성비 변동효과(composition effect)를 감안할 때 버블의 출현 시기에는 보다 긴축적인 통화정책을 펴는 것이 바람직한 결과를 낼 수 있다고 주장하였다. Cecchetti 등(2000)도 중앙은행이 인플레이션 예측과 산출갭 이외에 자산가격의 균형이탈에 대응할 경우 생산변동성을 축소시킴으로써 거시경제 성과를 향상시킬 수 있다고 보았다.

간접대응론 또는 예외적 대응론은 중앙은행의 통화정책이 전반적인 거시경제 상황과 유리될 수도 있는 자산가격의 변동에 대하여 직접 또는 선제적으로 대응하는 것은 바람직하지 않으며, 자산가격의 급등락이 상품 및 서비스가격에 악영향을 미치는 등 전체 경제상황을 악화시킬 것이 확실시되는 경우에만 예외적으로 개입하는 것이 바람직하다는 견해이다.

예를 들면, 통화긴축정책은 경제성장 둔화와 고용위축 등 광범위하면서도 무차별적인 거시경제적 비용을 수반하기 때문에 신중하게 시행해야 할 뿐만 아니라, 자산가격의 버블형성 여부에 대한 판단이 용이하지 않아 선제적 개입시점을 포착하기도 매우 어렵다. 따라서 중앙은행은 자산가격의 급변동으로 인플레이션 또는 산출갭이 목표범위를 벗어날 경우에 한하여 테일러 준칙(Taylor rule)<sup>4)</sup>

4) 실제GDP와 물가상승률을 잠재GDP 및 물가목표와 비교하여 정책금리를 어떻게 조정할

등에 기초하여 정책금리를 조정해야 하며, 버블붕괴로 인한 금융위기시에 최종 대부자 기능을 행사하는 것이 바람직하다고 보는 견해이다. Bordo and Jeanne (2003)도 자산가격 폭락을 방지하는 데 따르는 효용이 통화긴축으로 인한 비용을 압도할 수 있다고 판단되는 경우에만 선별적으로 개입해야 한다고 주장하였다. 즉, 여타 정책수단으로 버블형성을 막을 수 있는 경우에는 경기침체를 야기할 수 있는 통화긴축을 자제하는 것이 바람직하다고 보았다.

나아가 Bernanke and Gertler(2000), Batini and Nelson(2000), Batini and Turnbull(2000) 등은 특정한 자산가격 수준을 염두에 두고 자산가격이 그 수준에서 벗어날 때 통화정책적으로 대응하는 경우에는 오히려 인플레이션과 성장의 변동성을 확대시킴으로써 자칫 경제의 불안정성을 심화시킬 우려가 있다고 보았다. 또한 Batini and Nelson(2000) 등에 의하면 중앙은행은 자산가격 버블만을 제거할 수 있는 적절한 정책수단을 보유하고 있지 못하다. 중앙은행의 대표적인 정책수단인 금리는 자산가격만이 아닌 경제 전반에 영향을 끼칠 뿐만 아니라 금리와 자산가격 간의 관계도 명확하지 않기 때문에 자산가격 버블에 대한 금리의 적정 조정폭 결정에 대한 판단도 매우 어려울 것이다.

### Ⅲ. 부동산가격 버블이 경제에 미치는 영향분석

#### 1. 주요국의 부동산가격 급변동 경험과 시사점

부동산가격은 인구 증감, 가계의 가치분소득 변동, 금리 등락, 조세제도 등에 영향을 받는 부동산수요와 지가, 건축비 등에 영향을 받는 부동산공급의 균형에 의하여 결정된다. 그러나 부동산시장은 건설시차, 건축규제나 협소한 택지 등으로 인한 공급제한 때문에 수요가 가격결정에 더 큰 영향을 미친다. 한편, 부동산시장은 유동성이 낮은데 높은 거래비용과 정보부족 등으로 인한 비효율적인 시장이기 때문에 버블이 형성될 가능성이 높다. 또한 건설시차로 인해 부동산가격 상승으로 신축 붐이 일어나면 가격이 하락세로 돌아서더라도 일정 기간 공급이 계속될 수밖에 없어 버블형성과 붕괴의 악순환을 증폭시키게 된다.

것인가를 제시해 주는 규칙으로서 정책금리=물가상승률+실질균형금리+ $\alpha$ ×인플레이션갭(실제인플레이율-목표인플레이율)+ $\beta$ ×산출갭(실제성장률-잠재성장률)의 산식으로 도출한다. 이 때  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 물가와 성장 중 어디에 더 큰 비중을 둘 것인지에 대한 상대적 가중치이다.

금융기관의 대출행태도 버블형성을 부추길 수 있다. 즉, 부동산가격 상승기에는 담보가치가 올라감에 따라 금융기관이 주택담보대출을 최대한 늘리는 반면, 하락기에는 대출금을 조속히 회수하려는 유인으로 인해 신용경색이 발생함으로써 부동산가격의 버블형성과 붕괴를 촉진하는 요인이 된다.

이와 같은 특성으로 인해 1980년대 이후 전 세계적으로 물가상승세가 크게 진정되고 있는 가운데서도 부동산가격은 경기국면에 따라 수시로 급등락하는 모습을 보여 왔다. 특히, 1990년대 들어 자산가격의 급상승과 더불어 소비와 투자지출이 과도하게 늘어나고 인플레이션 압력이 높아지면서 일본 등에서 버블의 형성과 붕괴순환(boom-bust cycle)이 빈번하게 나타났다. 1990년대 중반 이후 OECD 제국의 실질주택가격 상승률을 보면 영국, 네덜란드 등 6개국이 50%를 상회하는 버블양상을 나타내었으며, 호주, 북구 등에서도 주택가격이 크게 상승하고 있고 심지어 국토가 방대한 미국의 경우에도 주택가격이 30% 이상 올랐다. 뿐만 아니라 신흥시장국의 경우에도 우리 나라, 중국 등에서 최근 들어 주택가격 상승세가 이어지고 있다.

일본, 영국 등의 자산가격 버블의 형성·붕괴과정을 보면 자산가격 버블은 대체로 과도한 신용확대와 함께 발생하게 된다. 특히, 저물가기조하에서 금리가 낮은 수준에 장기간 머물 경우 차입수요가 늘어나 신용확대에 의한 투기적 버블이 나타날 가능성이 높다.

또한 자산가격 버블은 이를 해소하기 위한 선제적 정책대응 노력이 미흡한 경우 금융시스템과 실물경제 등 금융경제 전반에 심대한 악영향을 미칠 수 있다. 일본의 사례에서 보듯이 저물가하의 장기호황에 대한 지나친 낙관으로 정책당국이 자산가격 버블에 뒤늦게 대응할 경우 버블붕괴에 영향을 미쳐 경기침체의 골이 더욱 깊고 장기화될 수 있다.

## 2. 우리 나라의 부동산가격 변동추이와 시사점

1970년대 이후 우리 나라의 토지가격은 1974~1979년, 1983~1984년, 1987~1990년, 2001~2003년 등 총 네 차례에 걸쳐 큰 폭으로 상승하였다.

1974~1979년중 1차 상승기의 토지가격은 연평균 28.3% 상승하였으며, 경제성장률과 소비자물가상승률이 각각 연평균 9.1%와 18.0%를 시현하여 고성장-고물가-고부동산가격 현상이 나타났다. 이 시기는 1976~1978년중 M<sub>2</sub>증가율이 연평균 35.2%를 나타내는 등 신용팽창이 부동산가격 상승의 직접적인 원인이

되었다.

1983~1984년중 2차 상승기에는 경기부양을 위한 주택경기 활성화 조치가 과도해지면서 토지가격 상승률이 연평균 15.9%로 높아졌다. 이에 따라 1983년부터 통화당국은 통화증가율을 크게 낮추고 금리를 인상하여 시중유동성을 적극적으로 흡수하는 신속한 정책대응에 나섰다. 또한 부동산정책면에서도 아파트 재당첨 금지기간 연장 등의 강력한 조치를 가격상승 초기단계에 시행하였다.

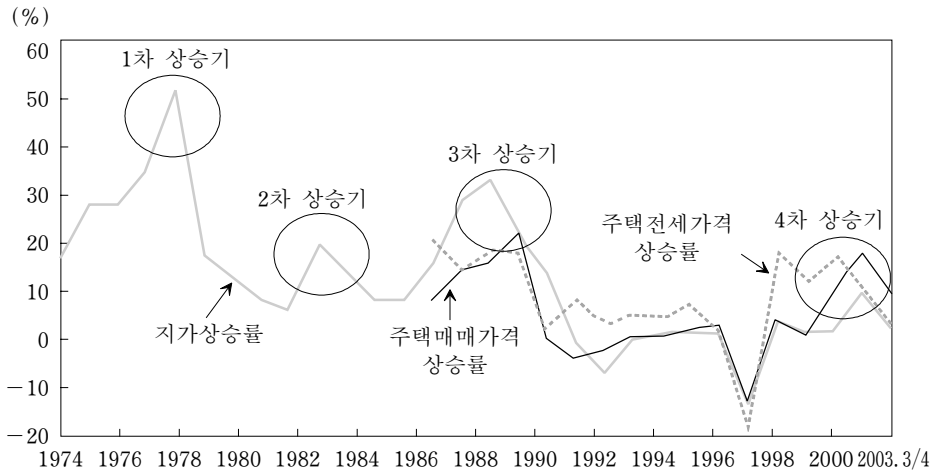
1987~1990년중 3차 상승기에는 주가급등이 선행하는 가운데 토지가격이 연평균 23.7% 상승하였다. 그러나 토지가격 상승세에도 불구하고 1987년 이후 통화증가율을 계속 높은 수준으로 유지하고 금리도 소폭 인상하는 데 그침으로써 토지가격을 효과적으로 진정시키지 못하는 한 원인이 되었다. 그 결과 1990~1991년중 소비자물가가 연 8~9%씩 대폭 상승하였다.

2001년 이후의 4차 상승기에는 경기둔화에 대응하여 확장적인 통화정책을 추진함에 따라 부동산가격이 크게 상승하였다. 또한 대기업 중심의 우량대출시장이 포화상태에 이르자 금융기관들이 기업대출보다 상대적으로 위험도가 낮은 가계대출 확대에 주력함에 따라 가계의 부동산 보유 및 투자수요가 크게 증대되었다. 여기에 더하여 주택수급 불균형을 해소하고 외환위기 이후 폭락했던 부동산경기를 활성화하기 위해 아파트분양가 자율화, 양도세율 인하 및 세율조정 등의 대책이 잇달아 시행됨에 따라 2001~2003년중 연평균 주택 및 토지가격이 각각 11.7%와 4.1% 상승하였다. 이에 정부는 금융기관의 주택담보 인정비율(LTV) 축소(2003. 6), 1가구 다주택 소유자에 대한 양도세 강화(2003. 10) 등 총 25차례의 투기억제조치를 시행하였다.

과거 네 차례의 부동산가격 상승기를 종합해 보면 우리 나라의 경우에도 일본, 영국 등과 같이 부동산가격 급등에는 신용팽창이 뒷받침된 것을 발견할 수 있다. 또한 1차, 3차 상승기에는 통화정책 대응이 늦거나 미흡하여 부동산가격 상승세가 조기에 진정되지 못하고 소비자물가의 앙등으로 연결되었다. 반면, 정책대응이 신속하게 추진된 2차 상승기에는 <그림 1>에서 보는 바와 같이 버블 붐우리가 크게 낮은 수준에서 조기에 안정되는 모습을 보였다.

이처럼 우리 나라의 부동산가격 변동추이를 보더라도 중앙은행은 부동산가격 상승이 버블로 연결되는가를 예의주시하여 버블로 판단될 경우 신속하게 통화긴축 등의 조치를 시행해야 될 것으로 판단된다. 한편, 중앙은행의 입장에서는 경기상승국면에 나타나는 부동산가격 상승에 대해서는 단호하고 선제적인 통화긴축으로 대응해야 하겠으나, 최근과 같이 경기둔화기에 나타난 부동산가격 버





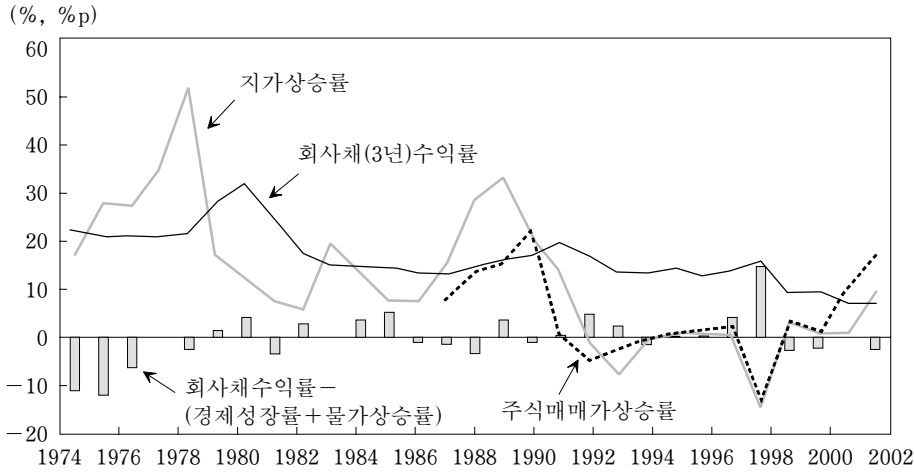
〈그림 1〉 부동산가격의 장기변동 추이

블에 대해서는 중앙은행에 대해 경기진작 역할을 분담하라는 요구가 상존하기 때문에 정책선택의 딜레마에 봉착하게 된다.

### 3. 부동산가격과 주요 경제변수 간의 상관관계

통화량과 부동산가격 간의 관계를 보면 1998년까지는 총통화가 부동산가격을 2분기 정도 선행한 것으로 나타났으나 1999년 이후에는 양 지표 간 유의적인 상관관계가 형성되지 않았다. 이는 1999년부터 통화정책이 통화량목표제에서 물가안정목표제로 전환되면서 통화량 대신 금리를 중시하게 됨에 따라 통화량의 등락이 심화된 데 따른 것으로 풀이된다.

이에 금리와 부동산가격과의 관계를 주목해 보니 부동산경기 상승에 앞서 상당기간 동안 시장금리가 대체로 투자수익률의 대응변수가 될 수 있는 경제성장률과 물가상승률을 합한 명목균형금리 수준보다 낮은 수준을 유지한 것으로 나타났다. 〈그림 2〉에서 보는 바와 시장금리에 해당하는 3년 만기 회사채 유통수익률에서 경제성장률과 물가상승률의 합을 뺀 격차가 장기간 마이너스상태를 보인 1970년대 후반, 1980년대 후반 및 2000년대 초반에 부동산가격이 급등하였다. 또한 외환위기 이후의 금리폭등으로 시장금리가 균형금리 수준을 10% 이상 상회한 1998년경에는 부동산가격이 폭락하였다. 이는 시장금리가 지나치게 높게 형성되어 부동산 등 자산수익률이 금융자산수익률을 하회하게 되면 실



〈그림 2〉 부동산가격 상승률과 금리수준

물자상이 민간의 금융자산시장으로 이동함으로써 자산가격 하락요인으로 작용하기 때문인 것으로 풀이된다. 한편, 주택 및 토지가격과 3년 만기 회사채 유통 수익률 간의 연도별 시차상관계수를 분석해 보면 금리가 부동산가격보다 5~10분기 선행하고 있으나, 연도별로 상관성의 변화가 심한데다 최근 들어 역의 상관관계가 약화되는 것으로 나타났다.

다음으로 부동산가격과 실물경기의 관계를 보면 부동산가격은 대체로 실물경기의 순환과 같은 방향(pro-cyclical)으로 변동하여 왔다. 부동산가격은 외환위기 이전까지는 소득의 시차효과로 인해 실물경기를 6개월~1년 정도 후행하였으나, 외환위기 이후에는 실물경기와 동행하는 경향을 보이고 있다. 주택가격은 외환위기 이전에는 경제성장률에 2분기, 토지가격은 4분기 이후에 상관성이 가장 높았으나, 외환위기 이후에는 주택가격과 토지가격 모두 1분기 이후에 상관계수가 가장 높은 것으로 나타났다.

부동산가격과 인플레이션의 상관관계를 보면 1987.1/4~2003.2/4분기중에 대체로 부동산가격이 상승한 후 4~5분기의 시차를 두고 소비자물가가 양등하는 모습을 보이고 있다.

부동산가격과 경제변수 간의 상관관계를 종합해 보면, 실물경기 변동과 부동산가격 변동의 동행성이 높아지고 부동산가격의 인플레이션 선행성이 4분기를 전후하여 뚜렷이 나타남에 따라 선제적인 통화정책을 통하여 거시경제의 안정을 도모하는 것이 가능한 것으로 판단된다.

〈표 1〉 부동산가격 상승률과 경제성장률 간 시차상관계수

대상기간	1987. 1/4~1997. 4/4							1998. 1/4~2003. 2/4					
시차(분기)	0	1	2	3	4	5	6	0	1	2	3	4	5
주택가격	0.243	0.241	0.284	0.254	0.232	0.242	0.174	0.464	0.527	0.413	0.225	0.059	-0.021
토지가격	0.212	0.289	0.350	0.376	0.463	0.447	0.389	0.608	0.794	0.683	0.425	0.146	-0.072

주: 주택가격은 국민은행 주택가격지수, 토지가격은 한국토지공사 지가상승률 기준.

다만 부동산가격에 버블이 존재하는 것으로 확인되어 통화정책으로 대응하고자 할 때, 우리 나라의 경우 부동산가격과 금리 간의 상관성이 연도별로 크게 변화하고 있는데다 최근 들어 역의 상관관계가 약화되고 있어 자산가격 안정을 위한 최적금리준칙상의 부동산 관련항의 반응계수가 작을 것으로 추정된다. 또한 우리 나라는 장기주택저당금융(mortgage banking)이 활성화되어 있지 않고 단기정책금리인 콜금리와 시장금리 간의 상관성도 낮아 선진국에 비해 중앙은행의 금리정책을 통하여 자산가격을 안정시키는 데에는 한계가 있을 것이라는 점을 시사하고 있다.

#### IV. 우리 나라의 부동산가격 버블검증

##### 1. MRS검정

자산가격에 버블이 존재하는가를 분석함에 있어 자산의 내재가치를 추정하여 실제가격과 비교하는 직접적인 방법 대신 버블이 발생하면 가격변동성이 커진다는 점에 착안하여 분산을 분석하는 간접적인 방법을 채택할 수 있다. 윤성훈(2002)은 Shiller(1981)의 과대분산테스트를 보완한 Mankiw, Romer, and Shapiro(1985)의 방식인 MRS검정기법을 원용하여 우리 나라 자산가격 버블의 존재 여부를 분석하였다.<sup>5)</sup> 이로부터 버블 유무를 검증할 수 있는  $E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t$

5)  $P_t$ 는  $t$ 기의 자산가격,  $D_{t+k}$ 는  $t+k$ 기의 수익,  $E_t$ 는  $t$ 기까지의 정보를 바탕으로 하는 기대값,  $q=1/(1+r)$ 는 할인율,  $r$ 은 주관적 수익률, 미래수익이 완전히 예견되는 경우의 가격을  $P_t^*$ ,  $F_t$ 는  $t$ 기에서 예측하는 미래값이라는 연산자(operator)로 볼 때, 임의의 추정가치  $P_t^0$ 를  $P_t^0 = \sum_{k=0}^{\infty} q^{k+1} F_t D_{t+k}$ 로 정의하고 이를  $P_t^* - P_t^0 = (P_t^* - P_t) + (P_t - P_t^0)$ 로 변형하였다. 이 식은  $P_t = E_t(P_t^*)$ 가 성립함에 따라  $E_t[(P_t^* - P_t)(P_t - P_t^0)] = 0$ 이 되고  $E_t(P_t^* - P_t^0)^2 = E_t(P_t^* - P_t)^2 + E_t(P_t - P_t^0)^2$ 의 관계식이 설정된다.

$(P_t^* - P_t)^2$ 와  $E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t(P_t - P_t^0)^2$ 라는 두 개의 부등식을 얻을 수 있다. 첫 번째 부등식은 평균자승오차 기준으로 시장이 효율적이면 임의의 추정값보다 실제가격이 내재가치를 예측하는 데 더 우월하다는 것을 의미한다. 그리고 두 번째 부등식은 시장이 효율적이면 내재가치에 해당하는 사후가치가 임의의 추정값 부근에서 실제가격보다 변동성이 크다는 것을 의미한다. 따라서 이들 부등식이 성립하지 않을 경우 시장이 효율적이지 않다는 것으로 버블이 존재하는 것으로 해석된다.

본고에서는 우선 윤성훈이 사용한 MRS검정기법을 원용하여 우리 나라의 주택가격에 버블이 존재하는가를 점검한 후, 윤성훈이 사용한 방법의 한계를 극복하기 위해 Sarno and Taylor(1999)의 단위근검정과 공적분검정을 추가로 실시하였다.

데이터는 1986년 1월 이후 국민은행이 월별로 발표하는 주택가격지수와 전세가격지수를 가공하여 사용하였다. 먼저 2003년 6월 말 현재 주택가격과 전세가격 간 비율을 100 : 60으로, 주택가격을 1,000으로 가정하고 월별 주택가격과 전세가격을 산정하였다. 현재의 주택가격은 미래에 기대되는 월세의 현재가치로 볼 수 있기 때문에 사후가치는 월세와 할인율을 이용하여 계산할 수 있다. 월세는 시장금리보다는 사채금리 수준에 의해 결정된다고 보고 임의로 시장금리의 1.5배를 전세가격에 곱하여 산출하였다. 할인율 계산에 필요한 주관적 수익률은 1986년부터 현재까지 평균정기예금금리(월 0.76%)를 사용하였다.  $t+k$ 기의 임의의 추정가치는 미래의 월세가  $t+k$ 기와 같다는 기대하에 계산하였다.

앞에서 계산한 실제주택가격, 사후가치, 임의의 추정가치를 이용하여 MRS검정을 실시한 결과는 <표 2>와 같다. 1986년 1월부터 2003년 6월까지 월별 자료를 이용하여 검정한 결과 첫 번째 부등식은  $E_t(P_t^* - P_t^0)^2$ 가 0.159로  $E_t(P_t^* -$

<표 2> MRS검정<sup>1)</sup> 결과

$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t(P_t^* - P_t)^2$		$E_t(P_t^* - P_t^0)^2 \geq E_t(P_t - P_t^0)^2$	
주관적 수익률	$E_t(P_t^* - P_t^0)^2$	$E_t(P_t^* - P_t)^2$	$E_t(P_t - P_t^0)^2$
월 0.76%(조정 전)	0.159(0.102)	0.067(0.021)	0.054(0.117)
월 0.76%(조정 후) <sup>2)</sup>	0.141(0.096)	0.062(0.022)	0.036(0.115)

주: 1) 주택가격 수준에 따라 평균자승오차가 영향을 받는 것을 막기 위해 실제주택가격을 가중치로 이용.

2) 외환위기 당시 시장금리의 과도한 상승에 따른 월세가격 상승분 조정.

3) ( )는 윤성훈(2002)의 MRS검정 결과치.

$P_t$ )<sup>2</sup>의 0.067을 증가하여 성립하였다. 두 번째 부동산도  $E_t(P_t^* - P_t^0)^2$ 의 0.159가  $E_t(P_t - P_t^0)^2$ 의 0.054를 증가하여 성립하였다. 한편, 외환위기 당시 20%대의 금리로 인해 추정된 월세가격이 과도하게 커지는 현상을 조정한 경우에도 첫 번째 및 두 번째 부동산이 모두 여전히 성립하였다. 결과적으로 동 기간중 주택가격에 버블속성이 존재하지 않았던 것으로 나타났다.

그러나 이 결론은 우리 나라의 주택가격상승률이 2001년 이후 1980년대 말과 유사한 급등세를 보임에 따라 앞서 살펴본 그래프분석에서 주택가격에 버블이 존재하는 것으로 추정되는 점과 달랐다. 또한 표본기간을 1986.1~2001.3월로 달리한 윤성훈(2002)의 MRS검정 결과<sup>6)</sup>와도 상이하여 검정의 신뢰도문제가 제기될 수 있다. 이에 따라 단위근검정과 공적분검정을 추가로 실시해 보고자 한다.

## 2. 단위근검정과 공적분검정

자산가격 버블은 주식의 경우 주가가 배당금과 같은 기초적인 내재가치와는 상관없이 급등하는 경우에 나타나며, 버블에 의해 주가와 내재가치 간의 편차는 지속적으로 확대된다. 따라서 Sarno and Taylor(1999)에 의하면, 만일 주가와 배당금이  $I(1)$  시계열인 경우 주가의 현재가치 모형하에서 주가에 버블이 존재하지 않는다는 것은 주가시계열과 배당금시계열이 공적분관계에 있다는 것을 의미하며, 이는 또한 주가시계열과 배당금시계열 간의 편차가 정상시계열(stationary process)이어야 함을 가리킨다. 주가시계열과 배당금시계열의 관계를 수식으로 표현하면, 주가와 배당금을 각각  $P$ 와  $D$ , 사후적인 주식수익률을  $r$ 이라 할 때 다음과 같은 식 (1)을 도출할 수 있다.

$$r_{t+1} \equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t). \quad (1)$$

식 (1)을 Campbell 등(1997)과 같이 테일러 시계열 근사치(Taylor series approximation)를 구하면  $\rho \equiv 1/[1 + \exp(d - p)]$ ,  $k \equiv -\log(\rho) - (1 - \rho)\log(1/\rho - 1)$  그리고  $d - p$ 를 배당금과 주가시계열에  $\log$ 를 취한 것의 차이라 할 때 식 (2)를 도출할 수 있다.

$$r_{t+1} \approx k + \rho_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t. \quad (2)$$

초월조건(transversality condition)을 식 (3)과 같이 정의하고  $t$ 기의 정보를 조

6) 윤성훈(2002)은 두 번째 부동산이 성립하지 않아 버블이 있었던 것으로 판단하였다.

건으로 한 조건부 기대치를 구하는 방식으로 식 (2)에 대해 미래지향인 해를 구하였을 경우 식 (4)를 도출할 수 있다.

$$\text{H} \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+1} = 0, \quad (3)$$

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \{ (1-\rho) d_{t+1+j} - r_{t+1+j} \} \right]. \quad (4)$$

식 (4)를 다시 정리하면  $d-p$ 가 식 (5)와 같이 나타난다.

$$d_t - p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \{ -\Delta d_{t+1+j} - r_{t+1+j} \} \right]. \quad (5)$$

식 (5)는 주가에 버블이 없을 경우  $d$ 와  $p$ 가  $I(1)$ 의 비정상시계열이라는 가정 하에서  $d-p$ 가  $I(0)$ 의 정상시계열일 때, 주식수익률  $r$ 도  $I(0)$ 의 정상시계열이어야 함을 의미한다. 그러나  $r$  또는  $d-p$ 가 비정상시계열인 경우 식 (5)에 근거한 버블의 존재 유무 검증은 이루어질 수 없다. 따라서 식 (5)를 다시 정리하여 식 (6)을 도출하였다.

$$d_t - p_t - \frac{1}{1-\rho} r_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \left\{ -\Delta d_{t+1+j} + \frac{1}{1-\rho} \Delta r_{t+1+j} \right\} \right]. \quad (6)$$

식 (6)은 버블의 존재 유무를  $\log$ 를 취한 배당금·주가비율( $d-p$ )과 사후적인 주식수익률  $r$ 과의 공적분관계의 유무로 판단할 수 있음을 의미한다. 주가에 버블이 존재하지 않는 경우  $d-p$ 와  $r$ 은 공적분관계를 가지게 된다.

주가의 버블을 판단하는 데 사용했던 Sarno and Taylor(1999)의 단위근검정과 공적분검정을 주택가격의 버블 존재 여부의 판단에 활용하였다. 첫 번째로  $\log$ 를 취한 수익·주택가격비율( $d-p$ )과 사후적인 주택수익률  $r$ 에 대한 단위근검정을 실시한다. 검정결과  $d-p$  또는  $r$ 이 비정상시계열로 나타날 경우에 두 번째로  $d-p$ 와  $r$ 이 공적분관계에 있는지를 검정한다. 검정결과 두 시계열 간에 공적분관계가 존재하지 않는다면 주택가격에는 버블이 있는 것으로 판단된다.

우리 나라의 주택가격에 버블이 있었는지를 판단하기 위해 주택가격을  $P$ , 월세를  $D$ 로 보고 1986.1~2003.6월까지 월별 자료를 이용하여 단위근검정 및 공적분검정을 실시한 결과는 <표 3> 및 <표 4>와 같다.

첫 번째로 단위근검정 결과  $d$ ,  $p$  및  $d-p$ 의 ADF(augmented Dickey Fuller test) 검정통계량 및 PP(Phillips-Perron test) 검정통계량은 각각  $d$ ,  $p$  및  $d-p$ 가 비정상시계열(non-stationary process)이라는 귀무가설을 기각하지 못하여  $d$ ,

〈표 3〉 주택가격의 단위근검정( $d_t, p_t, (d-p)_t, r_t$ )<sup>1)</sup>

	ADF test		Phillips-Perron test	
	I <sup>2)</sup>	II <sup>2)</sup>	I <sup>2)</sup>	II <sup>2)</sup>
$d_t$	-2.464(-2.570) <sup>3)</sup>	-2.257(-2.008)	-2.286(-2.269)	-2.257(-1.766)
$p_t$	-2.705(-3.336 <sup>†</sup> )	-3.055(-2.845)	-1.427(-2.059)	-1.573(-1.227)
$(d-p)_t$	-1.157(-2.621)	-1.651(-2.258)	-1.732(-2.685)	-1.921(-2.358)
$r_t$	-2.700(-2.331)	-2.853(-3.123)	-6.375 <sup>†</sup> (-6.008 <sup>†</sup> )	-6.360 <sup>†</sup> (-6.097 <sup>†</sup> )

- 주: 1) 5% 유의수준하의  $d_t, p_t, (d-p)_t, r_t$ 에 대한 ADF test 임계치는 I은 -2.876, II는 -3.434이며, 5% 유의수준하의  $d_t, p_t, (d-p)_t, r_t$ 에 대한 Phillips-Perron test의 임계치는 I은 -2.875, II는 -3.434.  
 2) I은 검정시 상수항(intercept)을 포함했을 경우의 측정값, II는 검정시 상수항 및 선형 시간추세(linear time trend)를 포함했을 경우의 측정값.  
 3) ( )는 대상기간이 1986.1~2001.3으로 5% 유의수준하의  $d_t, p_t, (d-p)_t, r_t$ 에 대한 ADF test 임계치는 I은 -2.878, II는 -3.437이며, 5% 유의수준하의  $d_t, p_t, (d-p)_t, r_t$ 에 대한 Phillips-Perron test의 임계치는 I은 -2.877, II는 -3.435.  
 4) <sup>†</sup>는 5% 유의수준에서 해당 시계열이 비정상시계열이라는 귀무가설 기각.

〈표 4〉 주택가격의 공적분검정<sup>1)</sup>

ADF test	Phillips-Ouliaris-Hansen test	
-1.360(-2.812)	$Z_\rho$	$Z_t$
	-8.801(-14.058)	-1.891(-2.781)

- 주: 1) 5% 유의수준하에서 ADF test의 임계치는 -2.876, Phillips-Ouliaris-Hansen test의 임계치는  $Z_\rho$ 는 -20.5,  $Z_t$ 는 -3.37.  
 2) ( )는 대상기간이 1986.1~2001.3으로 5% 유의수준하의 ADF test의 임계치는 -2.879, Phillips-Ouliaris-Hansen test의 임계치는  $Z_\rho$ 는 -20.5,  $Z_t$ 는 -3.37.

$p$  및  $d-p$ 는  $I(1)$ 의 비정상시계열인 것으로 나타났다. 즉,  $d, p$  및  $d-p$ 의 ADF 검정통계량은 상수항과 상수항 및 선형시간추세를 포함했을 경우의 측정값이 모두 5% 유의수준하의 임계치 -2.876과 -3.434를 하회하였다.  $d, p$  및  $d-p$ 의 PP 검정통계량도 상수항과 상수항 및 선형시간추세를 포함했을 경우의 측정값도 모두 임계치 -2.875와 -3.434를 하회하였다. 사후적인 주택수익률  $r$ 은 ADF검정시 상수항과 상수항 및 선형시간추세를 포함했을 경우의 측정값이 각각 5% 유의수준하의 임계치 -2.876과 -3.434를 하회하여 역시 비정상시계열로 나타났으나, PP검정시 측정값은 임계치를 상회함으로써 정상시계열로 나타났다. 따라서  $d-p$ 는 비정상시계열,  $r$ 은 정상 또는 비정상시계열에 대한 판단이 유보되는 것으로 인해  $d-p$  및  $r$ 의 두 시계열 모두 정상시계열이어야 주택가격의 버블속성이 존재하지 않는다는 조건은 만족되지 않았다. 즉, 버

블이 존재하는 것으로 나타났다.

두 번째로 공적분검정의 결과로서 각 측정값이 5% 유의수준하의 임계치를 하회하여 ADF 검정통계량 및 Phillips-Ouliaris-Hansen 검정통계량은  $d-p$ 와  $r$  간의 공적분관계가 없음을 보여 주고 있다. 따라서 공적분검정 결과도 1986.1~2003.6월까지의 기간중에 주택가격에 버블이 존재하였음을 뒷받침해 주고 있다. 한편, 표본기간을 1986.1~2001.3월까지로 바꾼 단위근검정 및 공적분검정 결과에서도 주택가격에 버블이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 MRS검정보다는 단위근 및 공적분검정이 주택가격의 버블 존재의 가능성을 뒷받침해 주는 그래프 분석결과에 더 부합되었으며, 표본기간의 변동에도 민감하지 않음을 보여 주고 있다.

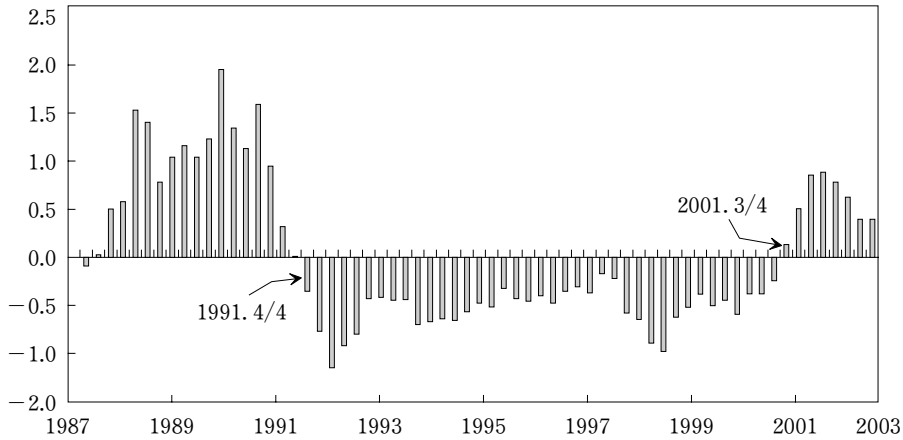
### 3. 버블가능성지수에 의한 검증

단위근검정과 공적분검정으로 1986.1~2003.6월중에 우리 나라의 주택가격에 버블이 존재하였다는 점을 알게 되었다. 그러나 이러한 검정으로는 버블발생의 시기나 버블의 크기는 예측할 수 없었다. 이에 버블가능성지수<sup>7)</sup>, 실물자산 투자수익률과 금융자산 투자수익률 간의 격차 등을 활용하여 부동산가격의 버블존재 여부와 발생시기 및 버블의 크기를 검증해 보았다.

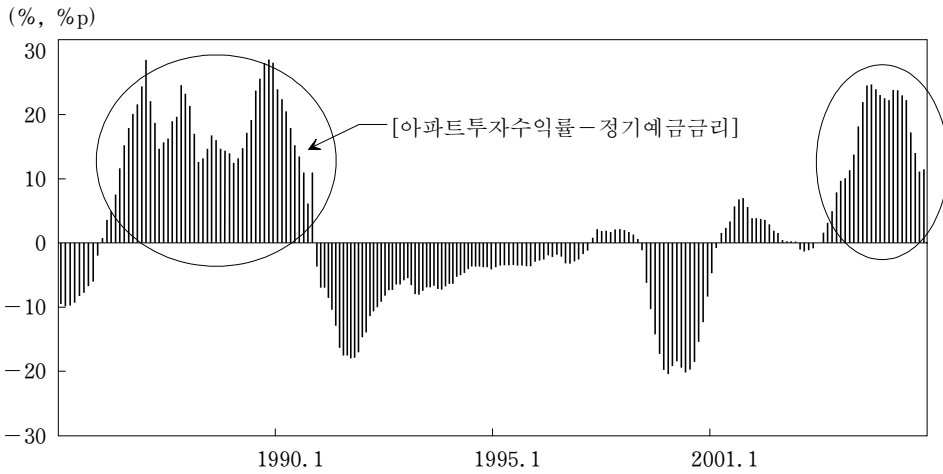
버블가능성지수는 주택가격상승률과 경제성장률 간의 격차, 처분가능소득 대비 주택가격비율, 명목주택가격상승률과 집세상승률 간의 격차, 주택건설투자증가율과 경제성장률 간의 격차 등을 종합하여 지수화한 것이다. 실질주택가격상승률과 실질GDP성장률 격차는 실질주택가격만의 움직임만으로 버블 여부를 판단할 수 없기 때문에 주택가격을 전반적인 거시경제상황과 비교한 것이며, 주택가격/처분가능소득 비율은 주택가격을 주택구매력과 비교한 것이다. 또한 명목주택가격상승률과 집세상승률 격차는 주택가격에 주택의 사용가치 및 투기적 동기에 의한 주택수요를 반영한 것이며, 실질주택건설투자증가율과 실질GDP성장률 격차는 주택시장 참여자들의 주택경기 전망과 거시경제상황을 비교한 것이다.

버블가능성지수는 상기 4개 항목을 계산한 후 특정 지표의 움직임에 의해 전체 지수의 변동이 좌우되는 것을 방지하기 위해 각 항목수치를  $Z_i = (x_i - x_i$ 의 평균)/ $x_i$ 의 표준편차와 같은 식으로 정규화(normalization)하고 이 수치를 산술평균 7) 임일섭(2002)의 지수 산정방식을 참고하였다.





〈그림 3〉 전국 주택가격의 버블가능성지수 추이



〈그림 4〉 아파트투자수익률과 1년 만기 정기예금 금리격차 추이

균한 것으로서 이 지수가 0보다 클수록 버블가능성이 커진다는 것을 의미한다.

1987.1/4~2003.2/4분기중을 대상으로 시산해 본 결과 1991.4/4분기 이후 계속 마이너스를 보이던 지수가 10년 만인 2001.3/4분기부터 플러스(+)로 반전된 후 현재까지 지속되고 있다. 따라서 2003년 2/4분기 말 현재 1980년대 말의 3차 부동산가격 상승기와 유사한 수준의 버블이 진행되고 있는 것으로 나타났다.

한편, 실물자산인 주택의 투자수익률<sup>8)</sup>과 금융자산인 1년 만기 정기예금금리

8) 전세금을 1년 만기 정기예금에 예치하는 것으로 가정하여 (전세가격/매매가격)×정기예금금리+전년동기 대비 주택가격상승률로 산출하였다.

간의 격차를 비교하여도 유사한 결과를 얻을 수 있다. 정기에금금리는 중앙은행의 저금리정책에 따라 2001년 이후 지속적인 하락추세를 보이고 있으며, 주택의 경우 풍부한 시중 유동성과 금융기관의 가계대출 확대 등으로 가계의 부동산 구입자금의 가용성이 확대됨에 따라 가격이 꾸준히 상승함으로써 2001년 말경부터 플러스(+)로 돌아섰다.

특히, 2002년 중반부터는 그 동안의 부동산가격 상승에 따른 음의 효과와 대통령선거로 인한 사회분위기 이완과 맞물려 인플레이션 기대심리를 자극함에 따라 주택투자수익률이 빠르게 높아지면서 1980년대 말의 3차 부동산가격 상승기를 능가하는 버블적 속성이 선명하게 나타나고 있다.

## V. 통화정책 대응의 유효성 분석

### 1. 분석모형의 설정

물가와 경제성장을 함께 추구하는 신축적인 물가안정목표제하에서 중앙은행의 최종목표는 물가의 변동성을 최소화하여 인플레이션 목표를 달성하고 생산의 변동성을 최소화함으로써 실질GDP를 잠재성장률 수준으로 유지하는 것이다. 따라서 실증분석을 통해 부동산가격 변동에 대응하는 통화정책이 인플레이션갭(실제물가상승률-물가안정목표) 및 GDP갭((실질GDP-잠재GDP)/잠재GDP)의 변동성을 낮출 수 있다면, 이는 중앙은행이 부동산가격 변동에 대응하여 통화정책을 수행하는 것이 바람직하다는 것을 의미한다.

이러한 인식하에 소규모 개방경제모형을 이용하여 부동산가격 버블을 통화정책으로 대응하는 경우의 정책유효성을 실증분석해 보고자 한다. 이를 위해 부동산가격의 버블에 중앙은행이 직접 대응하는 방식과 순수하게 인플레이션 목표에만 집중하는 방식 중에서 어느 쪽이 경제의 안정성 확보에 더 기여하는가를 비교·분석하였다. 실증분석을 위한 모형은 영란은행의 Batini and Turnbull (2000)의 모형을 토대로 분석의 편의를 위하여 재정정책부분, 대외무역부분을 제외한 모형을 사용하였다. 소규모 개방경제모형의 각 방정식들 중 총수요방정식과 인플레이션방정식의 계수는 1986.1~2003.6월까지의 월별 자료를 이용하여 최소자승법(ordinary least square: OLS)을 통하여 식 (7) 및 (8)과 같이 추정하였다.

총수요방정식

$$y_t = 0.465y_{t-1} - 1.765r_{t-2} - 0.125q_{t-2} + 0.125 \times (HP_{t-1} - HQ_{t-1}) + 0.011dimf1_t, \quad (7)$$

인플레이션방정식

$$\pi_t = \pi_{t-1} + 0.003y_{t-1} - 0.006MA3\Delta q_t + 0.0003dimf2_t. \quad (8)$$

식 (7)에서 총수요(GDP갭,  $y_t$ )는 전월 총수요( $y_{t-1}$ )와 자산가격 버블( $HP_{t-1} - HQ_{t-1}$ ) 및 전전월 실질단기금리( $r_{t-2}$ )와 실질실효환율( $q_{t-2}$ )에 의해 영향을 받는 것으로 설정하였으며, 외환위기로 인한 일시적인 총수요감소효과를 제거하기 위해 더미변수( $dimf1_t$ )를 포함하였다. 또한 GDP갭( $y_t$ )의 경우 월별 데이터의 입수가 가능한 산업생산지수를 이용하였다. 식 (8)은 개방경제하에서 물가상승률( $\pi_t$ )이 실질실효환율의 영향( $MA3\Delta q_t$ )을 받는 것으로 설정하였으며, 식 (7)과 마찬가지로 외환위기로 인한 일시적인 물가상승 압력을 제거하기 위해 더미변수( $dimf2_t$ )를 포함하였다. 실질금리평가식과 피셔방정식은 식 (9) 및 (10)으로 설정하였다. 따라서 국내외 실질금리 차이는 기대실질실효환율 변동률과 동일하며 실질금리는 명목금리와 기대물가상승률 간의 차로 정의되었다.

실질금리평가식

$$q_t = E_t q_{t+1} + r_t - rf_t, \quad (9)$$

피셔방정식

$$r_t = R_t - E_t \pi_{t+1}. \quad (10)$$

마지막으로 부동산가격식은 월세와 할인율을 이용하여 본고에서 산출한 균형 부동산가격( $HQ_t$ )과 국민은행이 발표하는 주택가격지수를 사용한 시장 부동산가격( $HP_t$ )을 활용하여 식 (11)과 같이 설정하였다.

부동산가격식

$$E_t [HP_{t+1} - HQ_{t+1}] = \frac{\alpha(HP_t - HQ_t)}{(1 + R_t)}. \quad (11)$$

여기서,  $R_t$ : 명목단기금리(콜금리)

$\pi_t$ : 물가상승률

$E_t \pi_{t+1}$ :  $t$ 시점에서  $t+1$ 기에 대한 물가상승률 기대

$y_t$ : GDP갭(HP filtering을 통해 추세변동요인 제거, 대수변환)

$r_t$ : 실질단기금리(실질콜금리)

〈표 5〉 각 변수의 단위근검정( $y_t, r_t, q_t, HP_t-HQ_t, MA3\Delta q_t$ )<sup>1)</sup>

	ADF test		Phillips-Perron test	
	I <sup>2)</sup>	II	I	II
$y_t$	-4.790 <sup>†</sup>	-4.810 <sup>†</sup>	-8.352 <sup>†</sup>	-8.335 <sup>†</sup>
$r_t$	-1.285	-1.853	-2.343	-2.634
$q_t$	-3.793 <sup>†</sup>	-3.781 <sup>†</sup>	-4.001 <sup>†</sup>	-3.982 <sup>†</sup>
$HP_t-HQ_t$	-5.560 <sup>†</sup>	-5.545 <sup>†</sup>	-3.504 <sup>†</sup>	-3.492 <sup>†</sup>
$MA3\Delta q_t$	-4.460 <sup>†</sup>	-4.440 <sup>†</sup>	-4.546 <sup>†</sup>	-4.522 <sup>†</sup>

주: 1) 5% 유의수준하의  $y_t, r_t, q_t, HP_t-HQ_t, MA3\Delta q_t$ 에 대한 ADF test 임계치는 I은 -2.876, II는 -3.434이며, 5% 유의수준하의  $y_t, r_t, q_t, HP_t-HQ_t, MA3\Delta q_t$ 에 대한 Phillips-Perron test의 임계치는 I은 -2.875, II는 -3.434.  
 2) I은 검정시 상수항(intercept)을 포함했을 경우의 측정값, II는 검증시 상수항 및 선형 시간추세(linear time trend)를 포함했을 경우의 측정값.  
 3) †는 5% 유의수준에서 해당 시계열이 비정상시계열이라는 귀무가설 기각.

- $rf_t$ : 실질해외단기금리
- $q_t$ : 실질실효환율(HP filtering을 통해 추세변동요인 제거, 대수변환)
- MA3: 3분기 이동평균
- $\Delta$ : 차분 연산자
- $HQ_t$ : 균형부동산가격(제IV절 제1항에서 제시된 월세와 할인율로 산출)
- $HP_t$ : 시장부동산가격(국민은행 주택가격지수)  
 ( $HQ_t$  및  $HP_t$ : HP filtering을 통해 추세변동요인 제거, 대수변환)
- $dimf1_t$ : 1997. 10~1998. 10월까지 0인 더미변수
- $dimf2_t$ : 1997. 10~1998. 10월까지 1인 더미변수

한편, 각 방정식의 계수추정에 사용된 시계열( $y_t, r_t, q_t, HP_t-HQ_t, MA3\Delta q_t$ )의 단위근검정 결과 실질단기금리( $r_t$ )를 제외한 모든 변수가  $I(0)$ 의 정상시계열로 나타나 모든 시계열들이  $I(1)$ 인 경우에 사용되는 공적분분석은 계수추정에 적용하지 않았다.

## 2. 모의실험을 통한 통화정책의 유효성 분석결과

소규모 개방경제모형하에서 중앙은행의 정책결정 메커니즘을 부동산가격 변동에 대응하지 않는 경우와 부동산가격에 대응하더라도 부동산가격 변동요인이 기초경제여건의 변화에 기인한 것인지, 또는 투기적 요인에 기인한 것인지를 정확하게 판별할 수 있는가의 유무로 구분하여 다음과 같은 금리준칙에 따라

단기정책금리를 조정한다고 가정하였다.

첫 번째로 부동산가격 변동에 대응하지 않는 경우에는 식 (12)를 이용하였다.

$$R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}). \quad (12)$$

두 번째로 부동산가격 변동요인을 정확하게 식별하여 투기적인 버블요인으로 인한 부동산가격 변동에만 대응하는 경우에는 식 (13)을 이용하였다.

$$R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma(HP_{t-1} - HQ_{t-1}). \quad (13)$$

마지막으로 부동산가격 변동요인을 정확하게 식별할 수 없어 부동산의 시장 가격 변동에 대응하는 경우에는 식 (14)를 이용하였다.

$$R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma HP_{t-1}. \quad (14)$$

여기서,  $R_t$ : 명목단기금리(콜금리)

$\bar{R}$ : 명목균형금리

$\pi_t$ : 실제물가상승률

$\bar{\pi}$ : 물가안정목표

$E_t\pi_{t+1}$ :  $t$  시점에서  $t+1$ 기 기대물가상승률

$y_t$ : GDP갭

$HQ_t$ : 균형부동산가격

$HP_t$ : 시장부동산가격

( $HQ_t$  및  $HP_t$ : HP filtering을 통해 추세변동요인 제거, 대수 변환)

통계패키지 WinSolve를 활용하여 총 1,000회의 확률모의실험을 실시하여 각각의 금리준칙에 의한 인플레이션갭 및 GDP갭의 변동성 크기를 비교·분석하였다. 여기에서  $\alpha$ 는 Bernanke and Gertler(2000)를 참고하여 1.01인 경우와 2.00인 경우로 나누어 분석하였으며,  $\gamma$ 는 최적금리준칙을 도출하기 위해 최소분산점을 가지는 것으로 추정되는 점(local solution)을 찾아 0.005를 채택하였다. 제 III절 제3항에서 우리 나라의 부동산가격과 금리 간의 상관관계 분석에서 예견된 바와 같이 부동산가격의 반응계수는 크지 않았다.<sup>9)</sup>

분석결과 중앙은행이 부동산가격 변동에 대해 내재요인과 버블요인을 명확히 구분할 수 있다고 전제할 때, 물가안정목표와 자산가격목표를 동시에 고려하는 방식을 사용한 경우가 물가안정목표만 고려하는 경우보다 인플레이션 및 실물

9) 미국을 분석대상으로 한 Bernanke and Gertler(2000)의 분석에서는  $\gamma$ 를 0.1로 하고 있다.

경제의 변동성이 아래와 같이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

$\alpha=1.01$ 일 경우 인플레이션 변동성은 0.081에서 0.048로 축소  
 GDP변동성은 0.399에서 0.347로 축소  
 $\alpha=2.00$ 일 경우에도 인플레이션 변동성은 0.007로 같은 반면  
 GDP변동성은 0.364에서 0.348로 축소

이는 자산가격 안정목표를 감안하여 통화정책을 실시하는 경우가 버블로 인한 경기과열 방지 및 버블붕괴에 따른 경기침체의 예방에 더 효과적이라는 것을 의미한다.

한편, 중앙은행이 부동산가격 변동에 대해 내재요인과 버블요인을 명확히 구분할 수 없다고 전제할 때에는, 물가안정목표와 자산가격목표를 동시에 고려하는 방식을 사용한 경우가 물가안정목표만 고려하는 경우보다 인플레이션 및 실물경제의 변동성이 상대적으로 높아 통화정책의 유효성이 저하되는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는  $\gamma$ 를 변화(0.005→0.007)시켜 부동산가격에 대한 반응 정도를 달리해도 동일하게 나타났다.

$\alpha=1.01$ 일 경우 인플레이션 변동성은 0.081에서 0.196으로 확대  
 GDP변동성은 0.399에서 1.516으로 확대  
 $\alpha=2.00$ 일 경우에도 인플레이션 변동성은 0.007에서 0.255로 확대

〈표 6〉 인플레이션갭 및 생산갭의 변동성<sup>1)2)</sup>

	물가안정목표만 고려 $R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi})$	자산가격 안정목표를 동시에 고려	
		버블구분 가능 $R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma(HP_{t-1} - HQ_{t-1})$	버블구분 불가능 $R_t = \bar{R} + \alpha(E_t\pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma HP_{t-1}$
	( $\alpha=1.01$ )	( $\alpha=1.01, \gamma=0.005$ )	( $\alpha=1.01, \gamma=0.005$ )
인플레이션 변동성	0.081	0.048(0.068) <sup>3)</sup>	0.196(0.205)
GDP변동성	0.399	0.347(0.345)	1.516(1.728)
	( $\alpha=2.00$ )	( $\alpha=2.00, \gamma=0.005$ )	( $\alpha=2.00, \gamma=0.005$ )
인플레이션 변동성	0.007	0.007(0.007)	0.255(0.237)
GDP변동성	0.364	0.348(0.341)	0.483(0.601)

주: 1) 모의실험 결과에 따른 인플레이션갭·GDP갭의 표준편차.

2) 반응계수  $\alpha$ 와  $\gamma$ 는 Bermanke & Gertler(2000) 참고.

3) ( )는  $\gamma=0.007$ .

GDP변동성은 0.364에서 0.483으로 확대

이를 종합해 보면 부동산가격 변동이 버블요인에 의한 것이고 중앙은행이 이를 정확하게 식별할 수 있을 경우에는, 정책금리 조정 또는 중앙은행 대출정책이나 공개시장조작을 통한 유동성 흡수 등 통화정책을 통해 부동산가격 변동에 적극적으로 대응할 필요가 있다. 그러나 중앙은행이 부동산가격 변동요인을 기초경제여건의 변화요인과 투기적 요인으로 명확하게 구분할 수 없으면 부동산가격 변동에 직접적으로 대응하기보다는 인플레이션 압력을 중시하여 통화정책을 운용하는 등 신중하게 대응하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

## VI. 자산가격 버블에 대한 통화정책 대응방향

1980년대 후반 들어 금융기관의 신용창출능력과 통화의 내생성이 강화되면서 통화-신용 간의 관계가 불안정해짐에 따라 통화량의 조절을 통한 신용량 규제가 어렵게 되었다. 더욱이 통화정책 운용방식이 양적 지표인 통화량의 관리에서 가격지표인 단기금리를 운용목표로 하는 금리중시 통화정책으로 전환되면서 신용량을 효과적으로 제어할 수 있는 수단이 사실상 상실되었다. 한편, 1990년대 이후 생산성 향상과 경제개방화의 영향으로 각국의 물가는 과거에 비해 크게 낮은 수준에서 안정되고 있다. 이처럼 일반물가가 안정되고 저금리기조가 장기간 지속되는 상황에서 중앙은행이 신용팽창을 효과적으로 제어하는 것은 매우 어려운 일일 것이다.

결국 저물가기조를 유지하면서도 신용이 과다하게 팽창하여 주식, 부동산가격 등에 버블이 형성될 가능성이 상존하고 버블의 붕괴과정에서 금융시스템이 불안정해질 우려가 높아졌다. 우리 나라의 경우에도 2002년경부터 주택구입과 관련된 가계대출이 크게 늘어나 예금은행의 총대출 중 가계대출 비중이 외환위기 이전인 1997년 말의 29.1% 수준에서 2003년 말에는 43.5%로 확대되었다. 따라서 주택가격이 급격하게 하락하면 금융기관의 건전성과 수익성이 크게 악화되어 금융안정을 저해할 수밖에 없는 실정이다.

이러한 점으로 인하여 신용량의 적절한 수축과 자산가격 안정을 통한 금융안정(financial stability)이 중앙은행의 중요한 책무로 부상함으로써 통화안정(monetary stability)과 함께 중앙은행의 이중책무(dual objectives)로 정착되기에 이르렀

다. 중앙은행이 금융안정에 관심을 기울이는 것은 금융불안이 초래될 경우 물가를 안정시키면서 적정수준의 성장을 지속할 수 없을 뿐만 아니라, 건전한 금융시스템하에서만 통화정책이 실물경제에 효과적으로 과급될 수 있기 때문이다.

이런 측면에서 자산가격의 변동을 어떻게 통화정책 운용에 반영하느냐는 문제와 함께 보다 근본적으로 물가안정목표제라는 현재의 통화정책 운용방식에 대한 재점검이 필요할 것이다. 선행연구에서 본 바와 같이 자산가격 변동에 대한 직접대응 여부는 결국 자산가격 변동이 성장과 물가전망에 어느 정도 중요한 정보인가 그리고 자산가격 버블에 대해 선제적인 정책대응을 할 수 있는가에 달려 있다 하겠다.

최근 들어 자산가격의 변동을 통화정책의 운용에 반영하는 구체적인 방법으로 FCI지수와 BKP지수를 활용하는 방안이 주로 권장되고 있다. FCI지수는 각국의 통화금융상황을 평가하기 위해 Goldman Sachs의 Dudley and Hatzius(2000)에 의해 개발되었으며, 단기금리·환율·회사채수익률·주가를 가중평균한 것으로 현재의 금리, 환율, 주가가 총수요에 미치는 영향 정도를 파악하는 데 활용된다. 우리 나라에서는 최공필(2002)이 회사채수익률·종합주가지수·주택가격지수·실질실효환율·산업생산지수로 구성된 지수를 산출하고, 이 지수의 장기균형수준 이탈 여부를 측정하여 자산가격의 버블을 판단하는 지표로 활용하는 방안을 제시한 바 있다. 그러나 이 지수는 가격지표가 총수요에 영향을 미치는 정도로 금융상황기조를 평가하기 위한 것임에도 총수요에 직접적으로 영향을 주기보다는 오히려 영향을 받을 수 있는 산업생산지수를 FCI에 포함시킨 한계를 가지고 있다.

다음으로 BKP지수는 Borio, Kennedy and Prowse(1994)가 개발한 것으로 주거용 및 상업용 부동산가격과 주가의 가중평균지수이다. 최공필(2002)이 시산한 BKP지수는 주택매매가격 등이 소비자물가에 미치는 영향 정도를 단일 방정식 추정을 통해 산출하고 이를 가중치로 전환하여 산출하였다. 이 때 가중치는 소비자물가지수 =  $\beta_0 + \beta_1$ 주택매매가격지수 +  $\beta_2$ 주택전세가격지수 +  $\beta_3$ 종합주가지수로 산출되며, 주택매매·주택전세·주가의 가중치를 각각 0.05 : 0.15 : 0.80으로 하여 주가의 가중치가 지나치게 높게 부여되어 있다. 또한 가중치 추정시 물가행태식을 사용하면서 자산가격만을 설명변수로 채택하고 GDP갭, 환율, 통화 등 물가에 미치는 영향이 큰 변수들을 제외하여 추정치의 신뢰성이 낮으며, 전세가격이 포함된 것도 임대인과 임차인의 소득이 서로 상쇄되어 전세가격 변동에 따른 음의 효과가 없다는 점에서 불합리한 것으로 보인다.



따라서 우리 나라에서도 BKP지수를 산출하여 자산가격 변동상황을 정보변수화하되, 부동산가격과 주가 가중치를 국부통계의 부동산가치와 주식시가 총액을 기준으로 0.8 : 0.2 정도로 하는 것이 좋을 것으로 판단된다.

한편, FCI지수나 BKP지수를 활용하여 자산가격 변동을 통화정책 운용에 반영하더라도 국지적인 자산가격 상승에 대해서는 정책대응이 어려울 것이다. 예를 들어, 1997.1~2003.10월중 약 7년간의 주택가격 상승폭을 보면 전국은 26%에 불과한 반면 서울지역은 70% 정도 상승하였으며, 그 중에서도 강북지역은 39% 상승에 그친 반면 교육여건이 양호한 강남지역은 106%나 상승하는 과열양상이 나타났다.

다음으로 통화정책 운용방식과 관련하여서는 우리 나라와 같이 단기금리를 운용목표로 하는 물가안정목표제의 경우 물가안정이 최우선목표이기 때문에 인플레이션 압력이 나타나면 단기금리를 상향조정하는 정책구조를 가지고 있다. 따라서 미래의 인플레이션 압력을 정확하게 예측하고, 정책시차를 감안하여 인플레이션 예측치가 목표치로부터 벗어난 것으로 판단될 경우 금리를 선제적으로 조절하는 것이 관건이 될 것이다. 그러나 인플레이션 압력이 나타날 경우 단기금리를 상향조정해야 함에도 실제로 있어서는 주된 금융채무자인 가계와 기업뿐만 아니라 국채를 발행하고 있는 정부까지 금리인상에 대해 저항하기 때문에 정책 실행이 쉽지 않은 실정이다. 이에 한국은행은 2004년부터 물가안정목표를 당해연도 기준에서 중기기준(3년)으로 변경하여 운용하고 있다. 이러한 관점에서 보면 현행 중앙은행 대출제도도 신축적인 운용이 가능한 롬바르트(Lombard)형으로 전환하는 것이 바람직할 것이다.

이와 함께 금융감독기능이 중앙은행으로부터 분리되어 있는 상태에서 신용팽창과 자산가격 버블의 상호작용을 사전에 차단하기 위해서는 중앙은행의 대출배정방식 변경, 통화안정계정 운용 등을 적극적으로 활용해야 할 것이다. 또한 주택가격이 장기간 폭등할 경우 은행이 취급하는 주택담보대출의 총액을 규제하거나 주택대출 담보인정비율(LTV)을 조정하는 등 중앙은행의 정책권한을 행사하는 것도 검토할 수 있을 것이다. 뿐만 아니라 금융감독당국과 대손충당금 적립비율, BIS위험가중치 산정기준 등과 같은 미시적 규제수단의 활용을 위한 정책공조에도 노력해야 하겠다.

한편, 최근의 주택가격 상승은 저금리와 유동성 확대, 양질의 주택공급 부족, 교육여건 등과 같은 복합적인 요인에 의해 서울 강남 등 일부지역에 국지적으로 나타나는 특성을 지니고 있다. 반면, 통화정책의 효과는 경제 전반에 걸쳐

무차별적으로 미치는 데다 본고에서 최적금리 결정을 위한 부동산가격 반응계수가 작은 것으로 확인된 만큼 부동산버블을 차단하기 위해 통화정책을 빈번하게 활용하는 데에는 신중을 기하는 것이 필요할 것이다. 예를 들면, 부동산투기를 억제하기 위하여 금리를 인상할 경우 부동산가격은 안정될 수 있겠으나 현재와 같이 경기회복이 지연되고 있는 상황에서는 경기가 더욱 위축되는 부작용이 우려된다 하겠다.

## 참 고 문 헌

- 김경환, 「부동산가격과 거시경제간의 상호관계」, 『자산가격 변동에 대응한 통화정책』, 한국은행 조사국 학술회의, 2003. 10. 30.
- 김종욱, 「자산가격 변동의 인플레이션 선행성 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2002. 7, 23~47.
- 윤성훈, 「자산가격 급변동이 소비에 미친 영향」, 한국은행, 통화금융연구회 정례토론회 자료, 2002. 9. 26.
- 임일섭, 「미국경제 부동산버블 가능성」, 『LG주간경제』, 697, 2002. 10. 16.
- 최공필, 『자산가격버블, 가계부실화, 디플레이션 우려』, 한국금융연구원, 2002.
- Allen and Gorton, “Churning Bubbles,” *Review of Economic Studies*, Vol. 60, 1993, 813~836.
- Batini, Nicoletta and William Nelson, “When the Bubble Bursts: Monetary Policy Rules and Foreign Exchange Market Behavior,” 2000.
- Batini, Nicoletta and Kenny Turnbull, “Monetary Condition Indices for the UK: A Survey,” Bank of England External MPC Unit Discussion Paper, No. 1, September 2000.
- Bernanke, Ben, and Mark Gertler, “Monetary Policy and Asset Price Volatility,” NBER Working Paper No. 7559, 2000.
- BIS, “Housing prices: Implication for monetary policy and financial stability,” Central Bank Governors’ Meeting Paper, 2003. 9.
- Blanchard, Olivier, “Bubbles, Liquidity Traps, and Monetary Policy, Comments on Jinushi *et al*, and on Bernanke,” Mimeo, 2000. 1, 1~14.
- Blanchard, Oliver and Mark Watson, “Bubbles, Rational Expectations and Fin-

- ancial Markets,” in P. Wachtel, ed., *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington, MA.: Lexington Books, 1982.
- Bordo M.D. and O. Jeanne, “Is benign neglect the right response to asset price booms?”, *IMF Survey*, 2003. 3. 31.
- Borio, C.E. V., N. Kennedy, and S.D. Prowse, “Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations across Countries: Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications,” BIS Economic Papers, No. 40, 1994.
- Cecchetti, S.G., H. Genberg, and S. Wadhvani, “Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework, FRB of Chicago’s Asset Price Bubbles Conference Paper, 2002. 4, 22~24.
- Dudley, W. and J. Hatzius, “Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime,” 2000.
- Fama, E.F., “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,” *Journal of Finance*, May 1970, 383~420.
- Flood, P. Robert and Robert J. Hodrick, “On Testing for Speculative Bubbles,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, Spring 1990, 85~101.
- Jarrow R., “Market Manipulation, Bubbles, Corners, and Short Squeezes,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, 1992.
- Kent, Christopher and Philip Lowe, “Asset-Price Bubbles and Monetary Policy,” Working Paper, Reserve Bank of Australia, 1997.
- Mankiw, Gregory, David Romer, and Matthew Shapiro, “An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility,” *The Journal of Finance*, July 1985, 677~687.
- Sarno, Lucio and Mark P. Taylor, “Moral hazard, asset price bubbles, capital flows and the East Asian crisis: the first tests,” *Journal of International Money and Finance*, No. 18, 1999, 637~657.
- Shiller, Robert, “Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?,” *The American Review*, June 1981, 421~436.
- Youngblood, Michael, “Is There a Bubble in Housing? New Evidence from 210 Housing Market,” GMAC RFC, March 2003, 1~14.

[Abstract]

## Asset Price Movements and Monetary Policy in Korea

Ho Yeol Lim

This study set out to examine the relationship between fluctuations of asset prices and macroeconomic variables and to verify whether there is any bubble in housing prices in Korea at present. In addition, it tried to discern, in the event of there being a bubble, whether the central bank's direct policy response or concentrating only on price stability in order to stabilize finance and economy is more effective.

Summing up the result of this study, first, we cannot judge whether any bubbles are involved in housing prices using Mankiw, Romer and Shapiro's volatility tests(1985) from January 1986 to June 2003. But we can confirm the existence of a bubble in housing price in the late-1980s and since 2001 by additional unit-root tests and cointegration tests.

Second, in coping with bubbles in terms of monetary policy, if the central bank can judge whether the fluctuation of real estate prices results from fundamental elements or from bubble elements, we can effectively stabilize them by means of the synchronized pursuit of general price and asset price stability rather than an insistence on price stability alone. On the other hand, if the central bank cannot decide this then concentrating on price stability can allow the effective operation of monetary policy by reducing variation in inflation and the real economy.

Whereas the recent upsurge of housing prices has been largely restricted to a few areas such as some wealthy districts in southern Seoul, the effect of monetary policy influences the economy as a whole indiscriminately. Therefore, we ought not to change the monetary policy stance frequently in order to control real estate price bubbles.

**Keywords:** verification of housing price bubble, effectiveness of the monetary policy response, price stability and financial stability

**JEL Classification:** E58, E52, C52