

# KDI 政策研究

KDI Journal of Economic Policy

『KDI 政策研究』는 경제정책에 관한 종합학술지로서 한국경제의 발전과 관련되어 제기되는 정책적·이론적 문제에 대한 연구결과를 연 2회 발간합니다. 본지는 모든 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 하며 국문뿐만 아니라 영문 기고도 환영합니다.

본지는 대학 및 연구기관의 전문가들은 물론 정부정책담당자들과 일반독자들에게 한국경제에 대한 본 연구원의 연구결과를 널리 소개하려는 목적하에 1979년 3월에 창간하여 2001년 8월까지의 원내 연구진의 연구결과만을 게재하였습니다. 그러나 보다 다양하고 질이 높은 논문들을 수록하기 위해 2001년 8월 이후부터는 한국경제에 관심을 가진 모든 연구자들의 투고를 적극 권장하고 있습니다. 다양한 시각을 가진 연구자 여러분의 적극적인 참여를 기대합니다.

본지에 실린 내용은 필자 개인의 의견으로서 필자의 소속기관이나 본지의 공식견해를 나타내는 것은 아닙니다.

편집위원장	심상달 (한국개발연구원 선임연구위원)
편집간사	유경준 (한국개발연구원 연구위원)
편집위원	김대일 (서울대학교 경제학과 교수)
	김동석 (한국개발연구원 연구위원)
	박원암 (홍익대학교 무역학과 교수)
	신광식 (김&장 법률사무소 고문)
	신인석 (한국개발연구원 연구위원)
	이봉수 (University of Houston 교수)
	임영재 (한국개발연구원 연구위원)
	함상문 (한국개발연구원 선임연구위원)
	함준호 (연세대학교 국제대학원 교수)
	황해신 (Texas A&M 교수)
편집행정	윤호중 (한국개발연구원 주임연구위원)
편집·제작	류세희 (한국개발연구원 책임전문원)

# KDI 政策研究

제26권 제1호(통권 제93호)

**1**

실질금리, 부동산가격과 통화정책 / 3  
... 조동철 · 성명기

Real Interest, Real Estate Prices and Monetary Policy  
... Dongchul Cho · Myung-Kee Sung

**2**

한국 가계의 주식시장 참가 결정요인 분석 / 35  
... 임경묵

Determinants of Stock Market Participation Decision :  
... Kyung-Mook Lim

**3**

이산선택모형을 이용한 워크아웃기업의 회생요인 분석 / 71  
... 강동수

Success Factors of the Korean Corporate Workouts  
... Dongsoo Kang

**4**

Korea's Aging Population and Household Saving Rate :  
Evidence for an Extended Life Cycle Income  
Hypothesis / 105  
... Sung Yeung Kwack

**5**

Analysis on the Change and Its Cause of Income Distribution  
before and after the Financial Crisis : Income Mobility  
Perspective / 141  
... Gyeongjoon Yoo

**KDI 政策研究**

제26권 제1호(통권 제93호)

**실질금리, 부동산가격과  
통화정책**

**조 동 철**

(한국개발연구원 선임연구위원)

**성 명 기**

(한국개발연구원 전문연구위원)

Real Interest, Real Estate Prices and Monetary Policy

**Dongchul Cho**

(Korea Development Institute)

**Myung-Kee Sung**

(Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 부동산가격, 실질이자율, 인플레이션, 통화정책
- JEL 코드: E4, R0, E1

## ABSTRACT

This paper investigates the effects of inflation on real estate prices, particularly the discrepancy between the sales and *chonsei* prices of housing, in an economy in which real interest rates are secularly declining due to the fall in capital productivity. When real interest rates fall, real estate prices rise relative to *chonsei* prices, and thus the well-known adverse effect of inflation, or the discrepancy between the value of financial assets (or *chonsei* principal) and the value of real assets (or real estate), is aggravated although the monetary authority maintains the same rate of inflation. This theoretical prediction can help explain the trend of the ratio of apartment sales prices to *chonsei* prices. That is, the stabilization of inflation relative to real interest rates appears to have contributed to the secular stabilization of this ratio in the 1990s, while the fall in real interest rates appears to have led to the rise of this ratio since 2001.

.....

본 연구는 장기적으로 자본생산성이 하락하면서 성장률과 실질이자율이 하락하는 경제에서 인플레이션율이 부동산가격, 특히 주택의 매매가격과 전세가격의 격차에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대해 살펴보고 있다. 즉, 실질이자율이 하락할 경우 전세가격에 대비한 부동산의 매매가격은 상승하며, 따라서 자본생산성이 하락하면서 성장률 및 실질이자율이 하락할 경우에는, 통화당국이 동일한 수준의 인플레이션율을 유지한다고 하더라도 통상 인플레이션의 폐해로 거론되는 실물자산(부동산) 대비 금융자산(전세자금) 가치의 하락이라는 부작용이 확대될 수 있는 것으로 보인다. 이와 같은 이론적 논의는 자료추적이 가능한 1986년 이후 우리나라 주택의 매매·전세가격 비율의 변화추이를 설명하는 데에 기여할 수 있다. 즉, 1990년대 이후 전반적인 인플레이션율의 하향안정은 매매·전세가격 비율을 안정시키는 한 요인으로 작용해온 것으로 보이며, 최근 2001년 이후 나타난 매매·전세가격 비율의 상승은 인플레이션 기대의 확산보다는 실질이자율의 하락에 의하여 주도된 것으로 해석된다.

## 1. 서론

2001년 이후 서울 강남지역의 아파트를 중심으로 주택가격의 상승세가 지속되고 있어 이에 대한 사회적 관심이 증폭되고 있다. 예를 들어, 2001년 이후 2003년 중반까지 전국의 아파트가격은 50% 가량 급등하였으며, 그중에서도 서울 강남지역은 80% 이상 폭등하였다. 이와 같이 최근의 부동산가격 상승이 서울 강남의 아파트를 중심으로 진행되고 있다는 점을 주목하여, 그 주요 원인이 교육여건 등 지역적이고 미시적인 측면에 있다는 진단이 설득력을 얻고 있으며, 그와 같은 인식에 근거하여 미시적인 측면에 초점을 맞춘 부동산가격 안정대책도 발표되고 있다. 그러나 지속되고 있는 저금리 환경이라는 거시적인 요인을 완전히 사상하고 미시적인 요인들만으로 최근의 부동산가격 급등을 설명하기는 어려운 것으로 보인다. 사실 IT 버블이 붕괴되면서 전 세계적으로 저금리 정책이 시작된 2001년 이후 발생한 부동산가격의 급등은 어느 정도 세계적인 현상이라고 할 수도 있다.

이와 같이 최근의 전 세계적인 부동산가격 상승은 인플레이션율이 크게 안정되어 있는 상황에서 발생하고 있어 1990년대 이후 통화정책의 국제적인 규범으로 정착되고 있는 ‘인플레이션 타게팅(Inflation Targeting)’에 대한 반론도 부분적으로 대두되고 있는 실정이다. 즉, 일부 경제학자들은 인플레이션율이 안정되어 있는 상황하에서도 자산가격의 급등락이 반복되면서 거시경제의 안정에 큰 부담을 초래하는 한 통화정책이 인플레이션 타게팅만을 추구하는 것은 위험할 가능성이 있다고 주장하고 있다. 그러나 단기적인 자산가격의 변동에 대해 통화당국이 일일이 대응해야 할 논거가 충분히 견고하지는 않은 듯하며, 따라서 인플레이션 타게팅은 여전히 대부분의 주류경제학자들이 선호하는 통화정책 방식인 것으로 보인다.<sup>1)</sup>

---

1) 한 예로, 영국의 주간지 *Economist*는 이미 1990년대 후반에 미국의 주식시장 버블이 세계경제의 가장 주요한 위협요인이며, 이를 제어하기 위해 미국 연준이 금리를 인상해야 할 필요성을 강력하게 제기해 왔으나, 막상 Greenspan(2002)은 그와

본고는 이와 같이 최근 부각되고 있는 자산가격의 급등락(혹은 거품(bubble))에 대한 통화당국의 대응여부라는 단기적인 통화정책의 문제와는 달리 보다 장기적인 시각에서 부동산가격과 통화정책의 문제를 논의하고자 한다. 즉, 본고는, 장기적으로 자본생산성이 하락하면서 성장률과 실질이자율이 하락하는 경제에서, 인플레이션 타게팅을 추구하는 통화당국에 의해 결정되는 중기 인플레이션율이 부동산가격, 특히 주택의 매매가격과 전세가격의 격차에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대해 살펴보고자 한다.

본고에서 주택의 매매가격과 전세가격을 강조하는 이유는 주택시장 자체를 분석하기 위함이 아니라 주택의 매매가격이 대표적인 실물자산의 가격인 데 비해 주택 전세가격은 동일한 주거서비스에 대한 대표적인 금융자산이라는 점이 고려되었기 때문이다. 실제 <표 1>은 우리나라 민간부문의 자산구성이 대부분 부동산으로 이루어져 있을 뿐 아니라, 여타 선진국에 비해 부동산자산의 비중이 대단히 크다는 점을 보여주고 있다.

아울러 우리나라의 자본생산성 및 실질이자율은 1970~80년대의 고도성장기를 지나면서 장기간에 걸친 하락추세에 있다는 점이 다수 연구에 의해 지적되어 왔으며, 이론적으로도 이른바 ‘신고전파적 수렴이론(Neoclassical Convergence)’이 그와 같은 상황을 예측하고 있다.<sup>2)</sup> 한 예로, [그림 1]은 우리나라의 자본생산성 및 실질이자율 추정치가 어떻게 하락하여 왔는지를 보여주고 있으며, 이와 같은 실질이자율의 하락추세는 최근까지도 지속되고 있는 것으로 보인다.

그렇다면 자본생산성이라는 실물경제적 요인에 의해 실질이자율이 하락할 때 ‘부동산가격’은 어떻게 변화할까? 이론적으로는 모형을 어떻

---

같은 정책기조를 수용하지 않아 왔다. 학계에서도 자산가격 버블에 대한 통화정책의 대응과 관련하여 많은 논쟁이 전개되고 있다. 대표적으로 자산가격 버블에 통화정책이 대응해야 한다는 입장에 동조하는 논문으로는 Cecchetti et al.(2000), Borio and Lowe(2002) 등을 꼽을 수 있으며, 이와 반대되는 입장으로는 Bernanke and Gertler(2001), Gilchrist and Leahy(2002) 등을 꼽을 수 있다. 이에 대한 보다 자세한 논의는 Bean(2003)을 참조할 수 있으며, 국내에서는 함정호·홍승제(2002) 및 Lim(2003) 등이 이 문제에 대해 논의하고 있다.

2) 신고전파적 수렴에 대해서는 Barro(1991), Mankiw, Romer, and Weil(1992) 등을 참조.

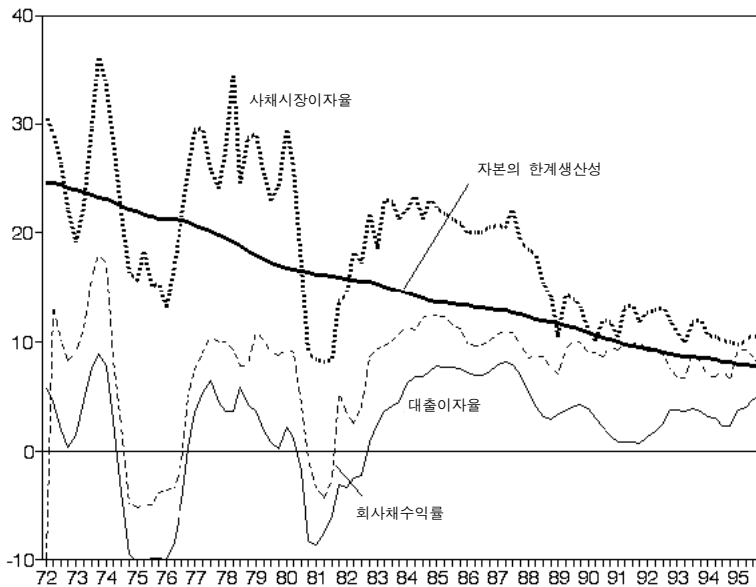
〈표 1〉 한국, 미국 및 일본의 민간부문 자산 구성(1997년 말 기준)

한 국	미 국	일 본
금융자산 27.0% 1,037.5조원	금융자산 63.1% 33.4조달러	금융자산 44.6% 2,036.6조엔
실물자산 73.0% 2,801.7조원	실물자산 36.9% 19.5조달러	실물자산 55.4% 2,524.9조엔

주 : 금융 및 실물자산의 일부 항목은 국별로 평가방법이 상이하므로 동 구조를 비교함에 있어서 유의할 필요가 있음(예: 주식의 경우 한국은 취득가, 일본 및 미국은 시가, 토지의 경우 한국 및 일본은 공시지가, 미국은 시장가격).

자료 : 한국은행, 『민간부문 금융자산운용의 특징과 시사점』, 2001.

[그림 1] 자본생산성 및 실질이자율 추이



주 : 조동철 · 김인철(1997)에서 재인용.

게 설정하느냐에 따라 결론에 차이가 있을 수 있겠으나, 대체로 소비자 물가에 대비한 부동산의 실질가격이 하락하지는 않는 것으로 나타나며, 경우에 따라 상승하는 상황을 상정해볼 수도 있다. 그러나 소비자물가가 아니라 전세가격에 대비한 부동산의 가격은 실질이자율이 하락할 경우 명확히 상승하는 것으로 나타나며, 이와 같은 매매 및 전세가격의 괴리는 기본적으로 인플레이션의 존재에 의하여 발생하는 것으로 보인다. 따라서 자본생산성이 하락하면서 성장률 및 실질이자율이 하락할 경우에는, 통화당국이 동일한 수준의 인플레이션율을 유지한다고 하더라도 통상 인플레이션의 폐해로 거론되는 실물자산(부동산) 대비 금융자산(전세자금) 가치의 하락이라는 부작용이 확대될 수 있는 것으로 보인다.

이와 같은 이론적 논의는 자료추적이 가능한 1986년 이후 우리나라 주택의 매매·전세가격 비율의 변화추이를 설명하는 데에 기여할 수 있는 것으로 보인다. 즉, 1990년대 이후 전반적인 인플레이션율의 하향안정은 매매·전세가격 비율을 안정시키는 한 요인으로 작용해온 것으로 보이며, 최근 2년간 나타난 매매·전세가격 비율의 상승은 인플레이션 기대의 확산보다는 실질이자율의 하락에 의하여 주도된 것으로 해석될 수 있다.

통화정책과 관련하여 이와 같은 분석결과가 시사하는 바는, 실질이자율이 추세적으로 하락할 때 중장기 인플레이션율이 유지되는 것만으로도 금융자산 소유자(주택의 전세 차입자)의 부가 실물자산 소유자(주택 소유자)에게 이전되는 효과가 발생할 수 있다는 점이다. 이와 같은 점을 감안할 때, 우리나라와 같이 장기적으로 실질이자율이 하락하는 경제에서 중장기 목표 인플레이션율을 상향조정하는 데에는 각별히 신중을 기해야 할 필요가 있는 것으로 보인다.<sup>3)</sup> 그리고 이와 같은 논의는 자산가격의 거품형성에 대한 통화정책의 단기적인 대응방식에 대한 것이 아니라, 중장기적 인플레이션의 존재라는 경제기본요인(Fundamentals)에 관한 논의라는 점에서 보다 신중하게 고려될 필요가 있는 것으로 보인다.

3) 예를 들어, 우리나라는 2002년까지 2.5%로 유지되어온 중기 인플레이션 목표를 2003년 초에 3.0±0.5%(혹은 2.5~3.5%)로 상향조정한 바 있다.



부동산가격과 관련된 연구는 이미 우리나라에서도 상당히 진전되어 왔다. 특히 부동산가격이 폭등하고 토지공개념이 공개적으로 거론되었던 1980년대 말 이후에는 부동산가격에 거품이 존재하는지 여부에 대한 검증 및 부동산 관련 조세와 관련된 많은 연구가 진행되어 왔다.<sup>4)</sup> 이와 동시에 통화정책과 부동산시장의 연관성에 대한 연구도 많이 진행되어 온 것이 사실이나, 주로 통화정책이 부동산가격의 단기변동에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 논의가 많았던 반면, 본고와 같이 통화정책의 중장기적인 영향에 대한 연구는 많지 않았던 것으로 보인다.<sup>5)</sup> 마지막으로 본고에서와 같이 주택시장의 매매·전세가격에 대한 비율을 분석한 연구도 많았으나, 역시 분석의 초점은 본고와는 다소 다른 각도에서 접근되었다고 할 수 있다.<sup>6)</sup>

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 II장에서는 실질이자율과 인플레이션율이 주택시장에서의 매매·전세가격 비율에 어떻게 영향을 주는가를 설명하고, 보다 일반균형론적인 성장모형을 원용하여 주택 매매가격 및 전세가격이 어떻게 결정되는가를 살펴본다. III장에서는 이와 같은 논의를 기초로 우리나라의 과거 자료를 개략적으로 살펴보고, 이어 IV장에서는 통화정책에 대한 함의를 논의한다.

4) 부동산가격의 거품유무에 대해서는 대표적으로 Lee(1997)가 우리나라 주요 도시의 1964~94년의 자료를 대상으로 실증분석을 한 결과 우리나라 지가에 주기적인 ‘합리적 거품’이 존재하고 있었다고 결론짓고 있으며, Kim and Suh(1993)는 지가에 거품이 존재하는 반면 주택가격에는 거품이 존재한다고 보기 어렵다는 결론을 제시하고 있다. 이와 관련하여 정지만(1999)은 공분산비 검정을 통해 부동산가격이 ‘합리적 기대’에 의해 결정되어 오지 않았다고 보고하고 있다. 부동산가격과 조세제도의 관련성에 대한 대표적인 연구로는 김경환(1991)이 재산세와 부동산가격 및 임대료와의 관계에 관한 이론적·실증적 연구결과를 검토하고, 우리나라에서 재산세 실효세율의 인상이 전액 부동산 임대료의 상승으로 전가되지 않는다는 점을 지적하였고, 황현(1992)은 재산세율과 양도소득세율의 인상이 주택가격을 하락시키는 효과가 있음을 보였다. 한편, 권미수(1997)는 VAR모형 분석을 통하여 지가의 경우 토지세의 충격이 지가를 하락시키는 방향으로 작용하며 양도세보다 보유세의 효과가 큰 것으로 추정하였으며, 조동철(2000)은 신고전파적 성장모형을 이용하여 부동산 관련 세율의 경제적 의미에 대하여 이론적·경험적으로 분석하였다.

5) 부동산가격의 단기적인 변동과 통화정책의 관계에 대해서는 손재영(1993)을 참조.

6) 대표적으로 김종일·송의영·이우현(1998)은 아파트시장의 매매·전세가격 비율의 변동에 대한 방대한 자료를 정치하게 분석한 결과 ‘합리적 기대가설’에 의해 설명될 수 없다고 보고하고 있다.

## II. 이론적 논의

### 1. 실질이자율 및 인플레이션율과 자산가격: 부분균형

인플레이션의 존재가 인플레이션의 위험에 노출되어 있는 금융자산의 가격에 비해 이와 같은 위험으로부터 보호될 수 있는 실물자산의 상대가치를 상승시킨다는 점은 상식적으로 널리 인식되어 왔다. 주택시장에서의 전세가격과 매매가격의 격차는 그 대표적인 예로서 거론될 수 있다. 즉, 특정 주택에 거주하기를 희망하는 거주자는 그 주택을 매입할 수도 있으나 동일한 주택에 대한 전세계약을 통해 일정 기간의 거주권을 보장받을 수도 있다. 혹은 현재 자신이 소유한 주택에서 거주하고 있는 소유자의 경우 자신의 주택을 매도하고 동일한 주택에 대한 전세계약을 통해 거주권을 확보한 후 그 차액에 대한 이자를 소득으로 향유할 수도 있다. 그러나 주택의 가장 기본적인 서비스라고 할 수 있는 동일한 거주권 확보 계약에 대해 매매가격이 전세가격을 크게 상회하는 일차적인 이유는 주택을 소유하는 것이 전세를 통한 임차에 비해 재산가치의 증식에 유리하다는 기대가 있기 때문인 것으로 보인다.<sup>7)</sup> 그리고 경제 내에 존재하는 인플레이션은 미래의 주택가격 상승에 대한 기대를 정당화시켜 주는 주요한 요인으로 작용할 수 있다.

이와 같은 논의는 매매가격과 전세가격 사이에 존재할 것으로 기대

---

7) 주택을 소유하는 경우 전세차입자에 비해 아주 기본적인 의미에서의 상이한 편익 및 비용이 발생할 수 있다. 예를 들어, 전세계약의 경우 본인 의사에 반할 경우에도 이사에 수반되는 번거로움 및 물리적·심리적 비용을 감수해야 하나, 주택을 소유한 경우에는 본인이 원하는 시점에 거주지를 이전할 수 있다는 편익이 발생한다. 그러나 이와는 반대로 주택을 소유하는 경우에는 주택의 가치를 유지하기 위해 수리·보수비용을 부담해야 한다. 따라서 선택적인 관점에서 볼 때 이와 같은 요인들이 주택 매매가격을 전세가격보다 높게 유지시키는 주요 요인인지에 대해서는 불분명하며, 매매·전세가격 비율을 급변시켜야 할 이유로 보기는 어려운 듯하다. 여기에 더하여 주택의 매매·전세가격 비율에 영향을 미치는 또 하나의 요인으로 주택소유와 관련된 세금을 꼽을 수 있다. 즉, 주택을 매입하는 단계에서는 취득세 및 등록세, 보유하고 있는 동안에는 종합토지세와 재산세로 대표되는 보유세, 그리고 매도하는 단계에서는 양도소득세로 대표되는 자본이득세 등을 부담해야 한다. 이와 같은 조세는 모두 전세에 비해 주택매매를 위축시키는 요인으로서 오히려 매매가격이 전세가격을 하회하게 만드는 요인이라고 할 수 있다.

되는 재정거래식(arbitrage condition)을 살펴봄으로써 명확히 이해될 수 있다. 즉,  $t$ 기의 주택 매매가격을  $P_t^H$ , 전세가격을  $P_t^C$ , 명목이자율을  $i_t$ ,  $t$ 기에 예상하는  $t+1$ 기의 주택가격에 대한 기대값이  $E_t(P_{t+1}^H)$ 라고 한다면

$$P_t^H = \{ i_t P_t^C + E_t(P_{t+1}^H) \} / (1 + i_t) \quad (1)$$

이 성립한다. 즉,  $t$ 기의 매매가격  $P_t^H$ 는 해당 기간 동안 주택소유를 통한 주거서비스에 대한 대가(혹은 전세임대 대신 본인이 거주함으로써 포기해야 하는 기회비용)  $i_t P_t^C$ 에 미래 매매가격에 대한 기대값  $E_t(P_{t+1}^H)$ 을 더하여 현재가치로 할인한 값으로 표시된다. 이 식은 미래에 대해 축차적으로 풀어질 수 있으며, 그 결과는 미래의 전세가격 및 이자율에 대한 기대에 의존하는 복잡한 형태가 된다. 그러나 이자율이  $i$ 로 고정되어 있고, 전세가격이 일정비율  $\pi$ 로 증가하되 투기적 거품(speculative bubbles)이 없는 균제상태(steady state)만을 상정할 경우 이 식은 식 (2)와 같이 간략하고 직관적인 식으로 표현된다.

$$\frac{P_t^H}{P_t^C} = \frac{i}{i - \pi} \quad (2)$$

즉, 균제상태에서 전세가격 대비 매매가격의 비율은  $\frac{i}{i - \pi}$ , 혹은 실질이자율 대비 명목이자율의 비율로 나타난다. 물론 이와 같은 결과는 매우 제약적인 가정하에서 도출된 것이다. 그러나 만일 우리나라의 중기적 명목이자율이 8%, 미래의 주택가격 상승률이 중기 인플레이션율과 비슷한 3%에 이를 것으로 기대한다면 주택 매매·전세가격 비율은  $8\%/5\% = 1.6$ 이 된다는 것을 의미하며, 이 수치는 2002년 말 우리나라 전국의 아파트 매매·전세가격 비율과 비슷한 수준인 것으로 보고되고 있다.<sup>8)</sup>

사실 이와 같은 관계는 여타의 자산시장에서도 나타나는 일반적인 현상이라고 할 수 있다. 즉, 명목이자율이  $i$ 로 고정되어 있는 균제상태

8) 국민은행의 『전국주택가격동향조사』에 의하면 2002년 말 아파트의 전세가격 대비 매매가격 비율은 전 도시의 경우 1.53, 수도권외의 경우 1.72로 나타나고 있다.

의 경제에서 매 기간 화폐단위로 일정한 수익  $R$ 을 무한히 제공하는 금융자산의 가격은  $\int_0^{\infty} e^{-is} R ds = \frac{R}{i}$  이 되는 반면,  $\pi$ 라는 인플레이션율에 따라 명목가격이 상승하는 서비스를 무한히 제공하는 실물자산의 가격은  $\int_0^{\infty} e^{-is} R e^{\pi s} ds = \frac{R}{i-\pi}$  이 된다. 따라서 동일한 수익 혹은 편익을 제공하는 자산이라고 하더라도 인플레이션이 있을 경우 금융자산의 가격에 비해 실물자산의 가격이 높게 형성되며, 그 비율은 매매·전세가격 비율과 같이  $\frac{i}{i-\pi}$ 로 나타난다.<sup>9)</sup>

여기에서 인플레이션율의 상승이 금융자산 가격 대비 실물자산의 가격을 상승시킨다는 점은 쉽게 확인할 수 있다. 그러나 많이 거론되지 않았던 부분은 인플레이션율이 일정하게 유지될 경우에도 실질이자율이 하락한다면 동일한 효과가 나타날 수 있다는 점이다. 즉, 실질이자율을  $r \equiv i - \pi$ 로 정의할 때, 식 (2)는  $\frac{P_t^H}{P_t^C} = 1 + \frac{\pi}{r}$ 으로 다시 표현될 수 있으며, 실물자산과 금융자산의 상대가격은 인플레이션율 그 자체가 아니라 실질이자율 대비 인플레이션율의 비율에 의하여 결정된다는 점을 나타낸다. 따라서 통화당국이 인플레이션 목표를 성실히 준수하고 있다고 하더라도 실물경제에서 결정되는 실질이자율이 항구적으로 낮아질 경우, 매매·전세가격 비율은 상승하게 된다.

그러나 이와 같은 논의를 통화정책과 연결시키기 위해서는 경제 전반의 물가수준에 대한 논의가 필요한 듯하다. 즉, 앞에서는 전세가격 대비 매매가격의 비율 혹은 금융자산 대비 실물자산의 상대가격에 대하여

9) 이와 같은 맥락에서 주택 매매·전세가격 비율을 생각해 볼 수도 있다. 즉, 0시점에서  $t$ 기까지의 임차를 계약할 때 전세가격은  $P_0^C = \int_0^t e^{-is} R_s ds + P_0^C e^{-it}$ 로 결정되는 반면 매매가격은  $P_0^H = \int_0^t e^{-is} R_s ds + P_t^H e^{-it}$ 로 결정된다. 두 식에서 가장 큰 차이점은 계약이 만료되는 시점인  $t$ 기에 전세차입자에게는 0시점에서의 전세금이 남는 반면 주택소유자의 경우에는  $t$ 시점에서의 주택가격( $P_t^H = P_0^H e^{\pi t}$ )이 남는다는 것이다. 이 두 식을 비교하면  $P_0^H/P_0^C = (1 - e^{-it})/(1 - e^{-(i-\pi)t}) \approx i/(i-\pi)$ 를 보일 수 있다.

주로 논하였으나, 일반물가에 대한 상대가격의 결정과정에 대한 이해가 전제되어야 ‘부동산가격’ 혹은 ‘전세가격’의 의미가 명확해질 것으로 보인다. 아울러 논의를 주택시장에 한정시키지 않고 경제 전반으로 확장시킬 경우, 실질이자율과 임대료 등은 경제의 내생변수로 이해되어야 할 것으로 보인다. 이를 위해서는 보다 일반균형론적인 접근방식이 필요하며, 그와 같은 측면에서 조명할 때 앞에서의 논의는 결국 실질이자율, 임대료, 인플레이션율이 외생적으로 결정될 때 주택의 매매가격과 전세가격 사이에 존재하는 부분균형 분석이라고 이해될 수 있다. 아래에서는 일반균형론적인 접근을 위해 아주 간단하지만 직관적인 성장모형을 살펴보고자 한다.

## 나. 간단한 성장모형의 예: 일반균형

특정 시점  $t$ 기에  $A_t$ 의 자산을 보유하고 이를 통하여 (명목)이자소득  $i_t A_t$ 를 획득한 후 소비  $C_t$ 와 주택서비스  $H_t$ 를 위해 각각  $P_t C_t$ 와  $R_t H_t$ 를 지출하고 나머지를 저축하여 자산규모를  $\dot{A}_t$  만큼 증가시키면서 동태적 효용을 극대화하는 대표적인 가계(representative household)를 상정하자. 해당 시점의 효용함수가  $\ln(C_t^\alpha H_t^{1-\alpha})$ 라는 형태로 주어지고 미래에 대한 시간할인율이  $\rho$  라면 시점 0에서 이 가계는 다음과 같은 최적화문제를 풀게 된다.

$$\int_0^\infty \ln(C_t^\alpha H_t^{1-\alpha}) e^{-\rho t} dt \quad , \quad (3)$$

$$s.t. \quad \dot{A}_t = i_t A_t - P_t C_t - R_t H_t \quad .$$

여기에서 한 가계의 자산이 자본 및 주택의 명목가치의 합으로 정의된다면, 즉

$$A_t \equiv P_t^K K_t + P_t^H H_t \quad (4)$$

로 주어진다면, 이 최적화 문제의 해로서 실물소비 및 실물자본의 증가율과 (아래에서 생산함수가 정의되고 난 이후에는) 실질성장률이 실질

이자율( $i_t - \dot{P}_t^K / P_t^K$ )에 비례한다는 것은 쉽게 보일 수 있다.

$$\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{\dot{H}_t}{H_t} = i_t - \frac{\dot{P}_t^K}{P_t^K} - \rho \quad (5)$$

이와 같이 경제 내에 아무런 마찰적 요인이 존재하지 않고 실질변수가 명목변수와 완전히 분리될 수 있는 경제에서는 소비재가격에 대비한 실물자산의 상대가격이 전적으로 공급측면, 즉 소비재 한 단위를 희생할 경우 자본재를 몇 단위 축적할 수 있는지에 대한 기술수준에 의하여 결정된다. 이 점을 명확히 설명하기 위해 다음과 같은 자본축적기술을 가정해 보자.

$$\dot{K}_t + \dot{H}_t = D(BK_t - C_t). \quad (6)$$

논의의 편의를 위해 여기에서는 ‘신성장이론(New Growth Theory)’ 이후 널리 사용되고 있는 선형생산함수  $BK_t$ 를 사용하였으며, 실물자산의 상대가격 결정과정을 명확히 설명하기 위해 표준적인 성장모형과는 달리  $D$ 라는 계수를 추가하였다. 여기에서  $D$ 는 현재소비를 한 단위 감소시킬 경우 미래의 자본을 몇 단위 증가시킬 수 있느냐를 결정하는 기술수준을 나타낸다고 할 수 있으며,  $D=1$ 인 경우가 표준적인 성장모형이라고 할 수 있다. 예를 들어,  $D<1$ 일 경우에는 자본의 조정에 실질적인 비용이 발생한다는 것으로 해석될 수 있다는 측면에서 Tobin's  $q$  모형과 부분적으로 유사하다고 할 수 있다.<sup>10)</sup>

사실 대부분의 상대가격은 이처럼 가정된 자원제약식(resource constraint)과 가계의 예산제약식(budget constraint)이 동일해져야 한다는 항등식을 통해 도출될 수 있다. 즉, 식 (4)를 사용하여 식 (3)에 제시된 가계의 예산제약식을 다시 표현하면,

$$\begin{aligned} \dot{P}_t^K K_t + P_t^K \dot{K}_t + \dot{P}_t^H H_t + P_t^H \dot{H}_t = \\ i_t (P_t^K K_t + P_t^H H_t) - P_t C_t - R_t H_t \end{aligned} \quad (7)$$

10) 물론 통상의 Tobin's  $q$  모형은 일단 경제가 균제상태에 이르면 그 조정비용이 사라지게 되며 따라서 단기적인 자본시장의 조정과정을 설명하고 있는 데 반해, 본고에서의 가정은 논의의 편의를 위해 항구적으로 조정비용이 발생하는 경우를 상정한 것으로 볼 수 있다. 이와 같이 성장모형에 Tobin's  $q$  논의를 도입한 연구로는 Abel and Blanchard(1983) 및 Lim and Weil(2003) 등을 참조.

이 되며, 식 (7)이 식 (6)과 항등식이 되어야 한다는 조건으로부터 다음 4개의 균형식이 도출된다.

$$\begin{aligned}
 ① \quad & P_t / P_t^K = D \Rightarrow P_t^K = P_t / D , \\
 ② \quad & P_t^H / P_t^K = 1 \Rightarrow P_t^H = P_t^K , \\
 ③ \quad & i_t - \dot{P}_t^K / P_t^K = DB , \\
 ④ \quad & (i_t P_t^H - R_t - \dot{P}_t^H) / P_t^K = 0 \Rightarrow i_t - \dot{P}_t^H / P_t^H = R_t / P_t^H \Rightarrow R_t = BP_t .
 \end{aligned} \tag{8}$$

이 결과들은 가정에 의해 이미 예견된 것일 수도 있다. 즉, 결과 ①과 ②는 소비재가격 대비 자본(혹은 주택)의 상대가격이 현재의 소비재(혹은 저축)를 얼마나 효율적으로 미래자본(혹은 미래주택)으로 연결시킬 수 있는지를 나타내는 계수  $D$ 에 의하여 결정된다는 것이며, 결과 ③은 실질이자율이 현재의 자본을 얼마나 효율적으로 사용하여 소비재를 생산할 수 있는가를 나타내는 계수  $B$ 와 자본축적과정의 효율성을 나타내는 계수  $D$ 의 곱(즉, 현재의 자본을 미래의 자본으로 변환시키는 효율성)에 의해 결정된다는 것이다. 한편, 결과 ④는 한 단위의 주택구매에서 얻을 수 있는 수익, 즉 임대료  $R_t$ 와 자본이득  $\dot{P}_t^H$ 의 합이 그 기회비용  $i_t P_t^H$ 과 같아지도록 하는 재정거래식을 의미한다.

여기에서 통화당국이 어떠한 가격(예를 들어, 소비재가격  $P_t$ )을 목표로 하여 인플레이션율을  $\pi$ 의 속도로 상승시킨다고 할 경우 모든 명목가격은 동일한  $\pi$ 의 속도로 상승한다. 아울러 본 모형에 명시적으로 도입되지는 않았으나 전세시장을 상정해볼 수도 있다. 즉, 전세시장과 임대시장 사이에 재정거래가 존재한다면 전세가격의 이자비용은 임대료와 같아져야 되며, 따라서 전세가격  $P_t^C$ 는

$$P_t^C = R_t / i_t = BP_t / (DB + \pi) \tag{9}$$

로 결정된다.

이제 이와 같은 경제에서 실질이자율이 (항구적으로) 하락하는 경우를 상정해 보자. 이때 성장률은 실질이자율 하락의 원인에 관계없이 하락한다(식 (5)). 반면 동일한 실질이자율의 하락에 대해서도 그 원인이  $B$  혹은  $D$ 에 있는지에 따라 자산가격의 변화는 다르게 나타난다. 즉,

$B$ 가 하락하여 실질이자율이 하락할 경우 소비재가격 대비 주택가격은 변화하지 않으며(식 (8)의 ①), 소비재가격 대비 전세가격만 하락한다(식 (9)). 반면  $D$ 가 하락하여 실질이자율이 하락할 경우에는 소비재가격 대비 주택가격과 전세가격이 모두 상승하나, 그 상승폭은 전세가격에 비해 주택가격에서 보다 크게 나타난다. [그림 1]은 이와 같은 결과를 설명하고 있다.

여기에서  $B$ 가 하락하여 실질이자율이 하락함에도 불구하고 소비재가격 대비 주택가격이 일정하게 유지되는 직관적인 이유는 다음과 같이 설명될 수 있다. 즉, 주택가격은 궁극적으로  $P^H = \int_0^{\infty} e^{-(i-\pi)s} R ds = \frac{R}{i-\pi}$ 로 결정되며, 따라서 실질임대료가 일정하게 유지될 경우 실질이자율의 하락 그 자체는 미래에 대한 할인율(혹은 미래소비로 환산된 기회비용)을 하락시킴으로써 실질 주택가격을 상승시키는 요인으로 작용한다. 그러나  $B$ 가 하락할 경우, 동일한 자본에 의해 공급될 수 있는 소비재는 감소하는 반면 주택의 공급은 감소하지 않는다. 이에 따라 가격의 효용함수가 일정하게 유지되는 한 소비재가격에 대한 임대료의 상대가격은 하락하게 된다. 그리고 그 하락폭이 정확히 실질이자율의 하락폭과 동일해지면서 소비재가격 대비 주택가격을 일정하게 유지시키는 요인으로 작용한다.<sup>11)</sup> 이와는 반대로  $D$ 가 하락할 경우에는 동일한 자본에 의해 공급될 수 있는 소비재가 축소되지 않음에 따라 소비를 당장 축소시켜야 할 이유가 존재하지 않으며, 따라서 소비재가격 대비 임대료가 일정하게 유지되면서 소비재가격 대비 주택가격은 상승하게 된다.

이와 같은 직관적 논의는  $B$ 가 하락하면서 실질이자율이 하락할 경우에도 통화정책이 목표로 하는 물가지표에 따라 주택가격이 상승할 수 있음을 나타내고 있다. 사실 통상의 통화당국이라면 소비재가격  $P_t$ 를

11) 소비재가격 대비 자본재(혹은 주택)의 상대가격이 일정하게 유지되는 이 경우에도, 충격이 발생한 직후 자본재(혹은 주택)의 Shadow Price는 충격이 발생하기 직전에 비해 상승(jump-up)한다. 즉, 예상하지 못한 상태에서 자본생산성이 (항구적으로) 하락할 경우, 동일한 자본이 생산해 내는 소비재의 양은 작아지며, 이에 따라 소비를 감소시키는 과정에서 소비의 한계효용은 증가하게 된다. 따라서 충격이 발생한 이후의 소비재 혹은 자본재(혹은 주택) 한 단위의 가치는 충격이 발생하기 직전에 예상된 가치에 비해서 커지게 된다.



목표로 하기보다는 소비재가격과 임대료의 (기하)가중평균으로 정의된 소비자물가지수

$$q_t \equiv P_t^\alpha R_t^{1-\alpha} \quad (10)$$

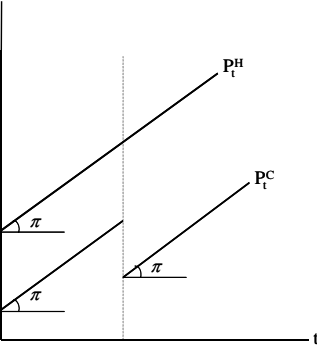
를 목표로 통화정책을 수행하는 것이 오히려 자연스러운 모습이라고 상정할 수 있다. 따라서  $B$ 가 하락하여 실질이자율과 동시에 임대료가 하락할 경우  $q_t$ 를 점진적으로 상승시키는 통화정책은 소비재가격  $P_t$ 를 상승시키게 되며, 이에 따라 소비자물가지수  $q_t$ 에 대비한 실질 부동산가격은 상승하게 된다.

한편 그 어느 경우에도 인플레이션율이 일정하게 유지되는 상태에서 실질이자율 하락은 주택가격과 전세가격의 격차를 확대시킨다는 점은 명확히 나타난다. 그러나 만일 실질이자율의 하락에 대응하여 통화당국이 인플레이션율을 비례적으로 하락시킨다면 주택가격과 전세가격의 격차는 확대되지 않을 수 있다. 특히  $B$ 가 하락하여 실질이자율이 하락할 경우에는 통화당국의 이와 같은 대응이 소비재가격 대비 주택가격 뿐 아니라 전세가격도 (충격이 발생한 시점에 가격이 jump하지 않는다는 의미에서) 안정시킬 수 있다. [그림 2]는 이처럼 통화당국이 인플레이션율을 비례적으로 하락시킬 경우 소비재가격 대비 자산가격의 시간경로를 보여주고 있다.

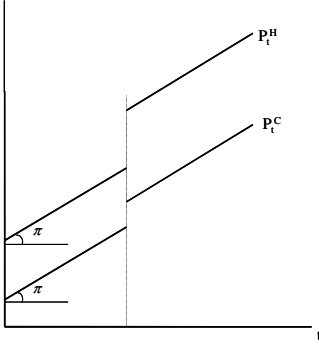
이상에서는 앞 절에서의 논의와 일관성을 유지하는 한편 논의 자체의 편의를 기하기 위하여 모든 조정이 일시에 이루어지는, 즉 어떤 충격에 대해 균제상태에 있던 경제가 즉각 다른 균제상태로 이행하는 경우를 상정하였다. 그러나 경우에 따라 이와 같은 간단한 모형은 다양한 형태로 변형될 수 있을 것으로 보인다. 예를 들어,  $D$ 를 도입하는 대신 Tobin's  $q$  모형과 같이 자본스톡을 조정할 경우 조정비용이 발생하는 경우를 상정할 수 있을 것이며, 이 경우에는 실질이자율 충격에 대해 단기적으로 자본의 실질가격이 상승하는 모습을 만들어 낼 수 있을 것으로 추측된다. 아울러 <부록>에서는 AK 생산함수 대신 Cobb-Douglas 생산함수를 사용할 경우, 자본효율성 증가율의 하락이 자본스톡의 점진적인 조정과정을 거쳐 실질이자율을 하락시키고, 이에 따라 인플레이션율이 일정하게 유지될 경우 주택가격과 전세가격의 격차가 시간이 경과함에

[그림 2] 주택가격 및 전세가격의 시간경로

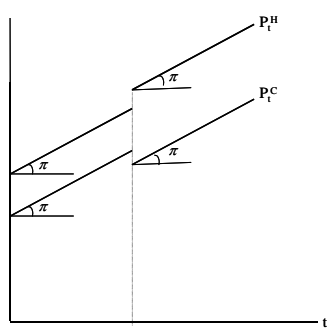
[그림 2A]  $B \downarrow, \bar{D}, \bar{\pi}, P_t$  타겟



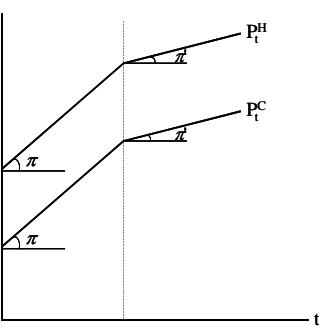
[그림 2B]  $\bar{B}, D \downarrow, \bar{\pi}, P_t$  타겟



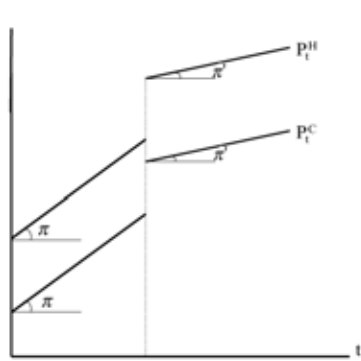
[그림 2C]  $B \downarrow, \bar{D}, \bar{\pi}, q_t$  타겟



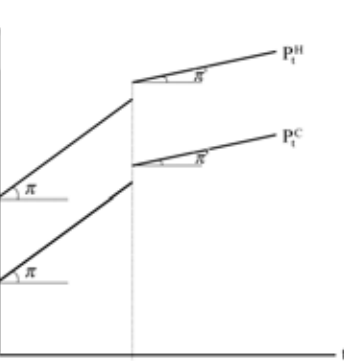
[그림 2D]  $B \downarrow, \bar{D}, \pi \downarrow, P_t$  타겟



[그림 2E]  $\bar{B}, D \downarrow, \pi \downarrow, P_t$  타겟



[그림 2F]  $B \downarrow, \bar{D}, \pi \downarrow, q_t$  타겟



따라 점차 확대되는 과정을 설명하고 있다.

이상의 성장모형을 논의한 결론은 다음과 같다. 명목변수와 실질변수가 완전히 분리되는 표준적인(즉,  $D$ 가 변화하지 않는) 성장모형에서는 소비재가격에 대한 주택의 상대가격이 인플레이션율뿐 아니라 실질이자율(혹은 실질성장률)에도 영향을 받지 않는다는 것이다. 그러나 이 경우에도 소비재뿐 아니라 임대료까지 포함한 ‘일반물가’에 대해서는 주택가격이 상승할 수 있으며, 자본의 축적과정에 어떤 비효율성이 발생하여 실질이자율이 하락할 경우에는 소비재가격에 대비한 주택가격이 상승할 수도 있음을 설명하였다.<sup>12)</sup> 그러나 그 어떤 경우에도 실질이자율이 하락할 때 인플레이션율에 변화가 없는 한 주택자산의 가치에 비하여 전세자산의 가치는 하락한다.

### Ⅲ. 부분적인 자료분석

본장에서는 앞에서 제시한 주택의 매매·전세가격 비율에 대한 분석결과를 실제 자료를 통해 개략적으로나마 검증하고자 한다(자료에 대한 자세한 설명은 부록 참조). 보다 일반적인 물가수준에 대비한 주택의 실질가격을 살펴볼 수도 있으나, 전장에서 논의한 바와 같이 이론적으로 이자율의 변동이 부동산의 실질가격에 미치는 효과에 대해 명확한 결론을 도출하기 어렵다는 점을 감안하여 주택 실질가격에 대한 분석은 생략하고자 한다. 아울러 경제 전반에 대한 충격요인과 주택시장에 대한 충격요인이 상이할 경우 주택의 실질가격에는 괴리가 발생할 수 있으나, 동일한 주택시장 내에서의 매매·전세가격 비율은 이와 같은 한계에서 상당히 자유로울 수 있는 정제된 지표일 수 있다는 점도 고려되었다.

아울러 본고에서의 논의가 주로 균제상태를 상정한 모형을 통해 이루어졌다는 점을 감안하여 이하에서는 변수 간의 단기적인 상관관계보

12) 본고의 초고라고 할 수 있는 『저금리시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점』(2003)에서는 이와 같은 측면을 보다 명확히 밝히지 못해 다소 혼란스러운 설명이 있었던 것으로 보인다.

다는 장기적인 추세들 사이의 상관관계에 대해 초점을 맞추고자 한다. 이를 위해 [그림 3]은 각 변수의 변화추이를 Hodrick-Prescott 필터링을 사용한 추세치와 함께 제시하고 있다.

우선 자료추적이 가능한 1986년 이후 아파트의 매매·전세가격 비율의 추이를 살펴보면 다음의 두 가지 사실을 확인할 수 있다(그림 3A 참조). 그 첫째는 최근 이 비율이 빠르게 상승하기는 하였으나 장기적으로는 1980년대 후반의 3배에서부터 하락추세를 보여왔다는 점이며, 둘째는 그 변동성이 서울 강남에서 상대적으로 높았다는 점이다.

다음으로 명목이자율(회사채수익률)은 1990년대 초반 10%대 후반을 정점으로 지속적인 하향추세를 보여왔으나(그림 3B 참조), 기대인플레이션율도 단기적인 등락을 제외하면 3% 내외까지 지속적으로 하향 안정화되어 왔다는 사실을 알 수 있다(그림 3C 참조).<sup>13)</sup> 이에 따라 명목이자율에서 차지하는 기대인플레이션율의 비율이 외환위기 직후인 1998~99년까지 지속적으로 하락하면서 매매·전세가격 비율을 하락시켜온 하나의 주요 요인으로 작용한 것으로 보인다(그림 3D 참조). 그러나 1999년 이후에는 기대인플레이션율이 3%를 하회하는 수준까지 더욱 안정되었음에도 불구하고 실질이자율이 급속히 하락하면서 명목이자율에서 차지하는 기대인플레이션의 비율은 1980년대 후반기 수준이라고 할 수 있는 40% 내외까지 빠른 속도로 상승하여 왔으며, 이와 함께 매매·전세가격 비율도 상승추세로 전환되기 시작하였다.

여기에서 매매·전세가격 비율에 영향을 미칠 수 있는 또 하나의 요인으로 주택 관련 조세를 생각해 볼 수 있다. 주택의 매입·보유·매도의 과정에서 부담해야 하는 세금은 전세차입시 부담하지 않아도 될 비용을 부담해야 한다는 측면에서 매매·전세가격 비율을 하락시키는 요인이 된다. 이를 명확히 하기 위하여 대표적인 부동산 관련 조세인 보유세율을  $\tau$ 라고 할 때 식 (1)과 식 (2)는 각각 다음과 같이 수정될 수 있다.

$$P_t^H = i_t P_t^C - \tau P_t^H + E_t(P_{t+1}^H)/(1+i_t), \quad (1')$$

13) 기대인플레이션율의 추정방식에 대해서는 부록을 참조. 여기에서 추정된 기대인플레이션율은 사후적으로 추정된 전년동기 대비 소비자물가 상승률을 상당히 선행하는 모습을 보이며, 특히 1998년 이후에는 그와 같은 선행의 정도가 두드러지는 것으로 나타나고 있다. 이 부분에 대해서는 Cho(2003)를 참조.

$$\frac{P_t^H}{P_t^C} = \frac{i}{i - \pi + \tau} = \frac{1}{1 - \frac{\pi - \tau}{i}}, \text{ 혹은 } \ln \frac{P_t^H}{P_t^C} \approx \frac{\pi - \tau}{i} \quad (2')$$

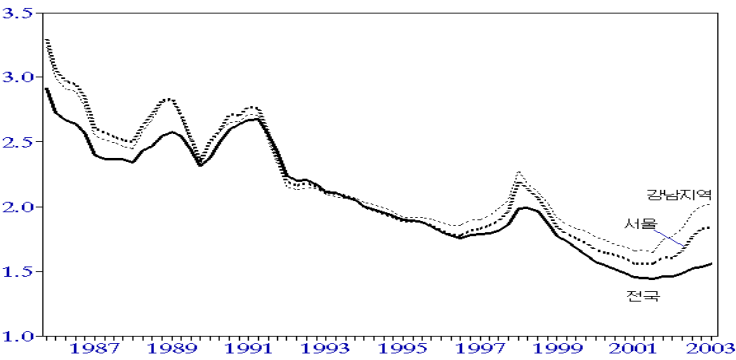
이와 같은 결과를 토대로 [그림 3E]에서는 부동산과 관련된 실효세율의 변화추이를 살펴보고 있다. 여기에서 한 가지 주의할 점은 아파트와 관련된 실효세율을 추출하지 못하여 토지 및 단독주택을 포함한 전체 부동산 관련 세수총액을 대상으로 실효세율을 계산하였다는 것이다. 아울러 지방세의 세수자료가 발간되는 데에 존재하는 시차에 기인하여 여타 자료와는 달리 2001년 이후의 자료는 사용할 수 없었다. 이 실효세율은 1980년대에 0.1%를 하회할 정도로 지극히 미미한 수준에 머물러 있었으나, 이후 점진적으로 상승하여 최근에는 0.6% 내외에 이르는 것으로 추정된다.<sup>14)</sup> 그러나 우리나라의 부동산 관련 세수의 특징 중 하나는 주로 취득·등록세 등 부동산 거래 자체를 위축시킬 수 있는 거래세의 비중이 50%를 넘고 있다는 사실이다. 따라서 부동산자산 가격과 관련하여 중요한 함의를 보일 것으로 분석되는 보유세만을 추출할 경우, 그 실효세율은 훨씬 낮은 수준에서 상승해온 것으로 나타난다. 즉, 부동산의 실효 보유세율은 1980년대에 0.03%를 하회하던 수준에서 최근 0.16% 내외로 상승한 것으로 추정된다. 이와 같이 부동산 관련 실효세율이 상승함에 따라 명목이자율 대비 부동산 관련 실효세율의 비율도 1980년대 후반의 1% 미만에서 최근에는 10% 내외까지 크게 상승하면서 주택의 매매·전세가격 비율을 장기적으로 하락시켜온 추가적인 요인으로 작용하였을 것으로 보인다(그림 3F 참조).

<표 2>는 전국의 아파트 전세가격 대비 매매가격 비율(그림 3A)에 로그를 취한 값을 명목이자율에서 차지하는 기대인플레이션율의 비율(그림 3D)과 부동산 관련 세율의 비중(그림 3F)에 대해 회귀분석한 결과를 보고하고 있다. 기본적으로 분기별 자료를 이용하여 분석하였으나,

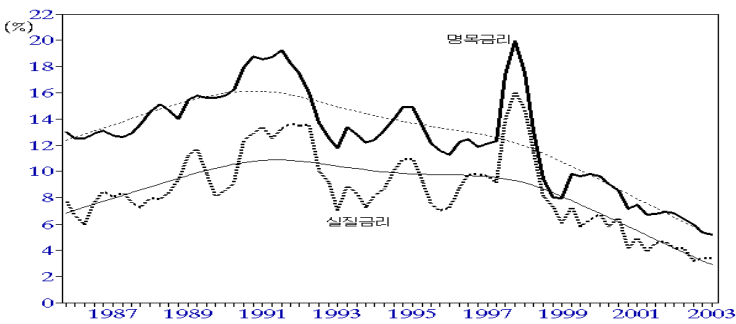
14) 세수자료에서 아파트와 관련된 세수만을 분리해 낼 수 없어 부동산과 관련된 세수총액을 전국의 부동산 총액 추계치로 나누어 부동산 관련 실효세율의 대용변수로 사용하였다. 2001년의 경우 부동산 관련 세수총액은 14.3조원(보유세 27%, 거래세 54%, 자본이득세는 19%)이었다.

[그림 3] 각 변수들의 변화추이

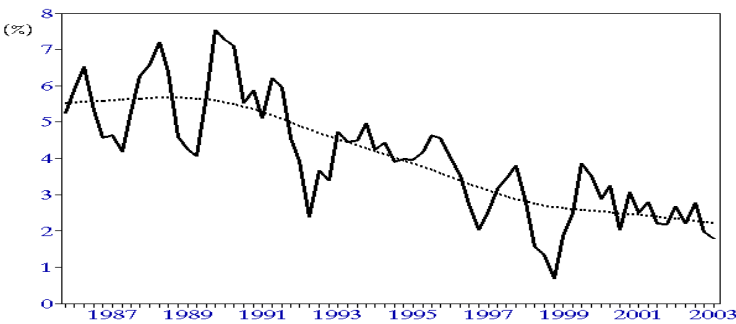
[그림 3A] 아파트 매매/전세가격 비율



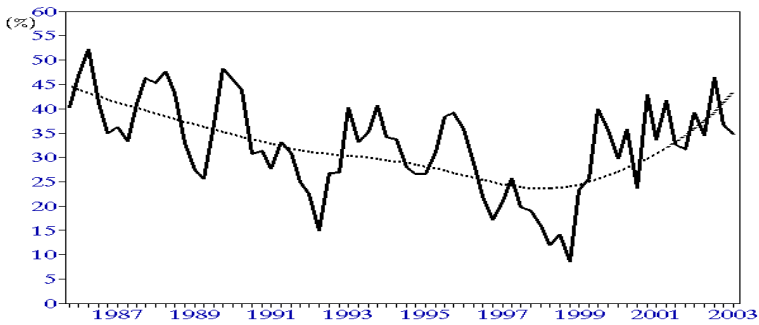
[그림 3B] 명목이자율



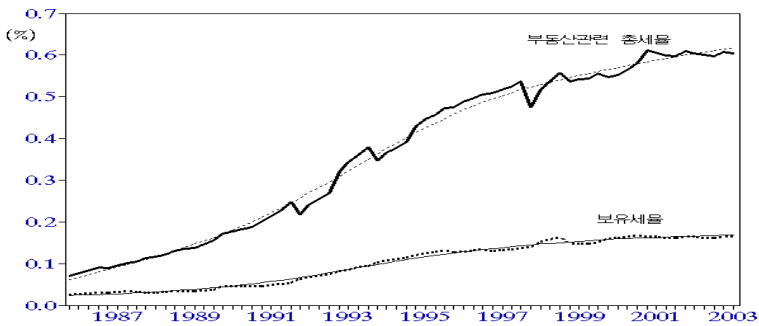
[그림 3C] 기대인플레이션율



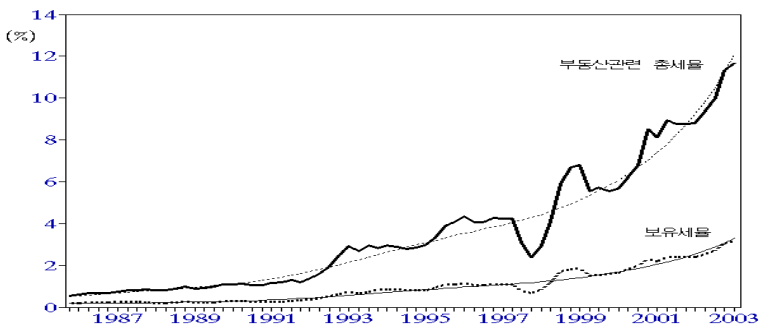
[그림 3D] 기대인플레이션율/명목이자율



[그림 3E] 부동산 관련 세율



[그림 3F] 부동산 관련 세율/명목이자율



주: 각 변수들의 추세치는 Hodrick-Prescott 방식으로 추출하였으며, 부동산 세수의 경우 2001년까지는 실적치이며, 이후는 주택매매가격 증가율로 연장하였음.

〈표 2〉 추정결과

	전체 주택		아파트	
	원계열	추세치	원계열	추세치
기대인플레이션율/ 명목이자율	0.27 (2.70)	1.11 (48.14)	0.19 (1.80)	0.97 (22.60)
부동산세율/ 명목이자율	-5.72 (-17.89)	-5.54 (-115.11)	-5.69 (-16.56)	-5.51 (-61.11)
$R^2$	0.84	0.97	0.81	0.99

주 : 1) 추정기간은 1986년 1/4분기~2003년 2/4분기임.

2) 전체 주택과 아파트의 매매/전세가격의 로그치에 대한 기대인플레이션율/명목이자율 비율, 부동산세율/명목이자율 비율의 추정결과임.

3) 추정식에 상수항이 포함되어 있으나 보고하지 않았음.

4) ‘원계열’은 원시계열을 X-11 ARIMA로 조정한 계절조정치를 사용하였으며, ‘추세치’는 이를 Hodrick-Prescott filtering한 추세치를 사용하였음.

5) 각 변수들에 대한 상세한 내용은 부록을 참조.

본고의 분석이 장기추세에 대한 관심을 반영하고 있다는 측면을 감안하여 각 변수들의 추세를 Hodrick-Prescott 방식으로 추출한 값들을 사용한 회귀분석 결과도 같이 보고하였다.

본고의 관심이 비교적 장기적인 추세에 있다는 점을 감안할 때 15년 내외의 자료는 충분히 길다고 하기 어려우며, 따라서 회귀분석의 결과에 어느 정도의 신뢰성을 부여할 수 있는지에 대해서는 확신하기 어려운 것이 사실이다. 그럼에도 불구하고 추정된 계수들이 선형적으로 예상된 부호를 갖는 한편 그 값들도 통계적으로 유의하게 나타났다는 사실은 일단 고무적이다. 여기에 더하여 본고의 최대 관심 변수라고 할 수 있는 명목이자율 대비 기대인플레이션율 비율에 대한 계수추정치가 비록 원계열에 대한 회귀분석에서는 작게 추정되었으나, 추세치에 대한 회귀분석에서는 이론적으로 예측되고 있는 탄력성인 1 내외로 추정되고 있다는 점도 고무적이라고 할 수 있다.<sup>15)</sup> 그러나 명목이자율 대비 부동산

15) 우리나라의 부동산가격을 검증한 기존의 실증연구들이 대부분 시장의 효율성을 기각하는 것으로 보고(예를 들어, 김종일·송의영·이우현[1998])하고 있는 데 반해 본고에서 비교적 긍정적인 결과를 얻고 있는 사실이 의아하게 해석될 이유는 없을 것으로 보인다. 즉, 대부분 기존의 실증분석은 ‘합리적 기대가설’을 포함한



산 관련 세율의 비율에 대한 계수는 이론적으로 예상되는 계수값 1을 크게 상회하는 5~6 수준에 이르는 것으로 추정되고 있는 점은 해석하기 어려운 부분이다. 아마도 매매·전세가격 비율이 1980년대 말에 크게 상승한 후 1990년대에 하락하는 과정에서 나타난 하향추세와 명목이자율 대비 부동산 관련 세율의 비율이 나타내는 상향추세가 만들어낸 가성회귀결과(Spurious Regression Result)일 가능성이 있는 듯하다.<sup>16)</sup>

#### IV. 우리나라의 통화정책에 대한 함의

경제주체가 모두 지극히 합리적인 경제에서 예측 가능하고 안정적인 인플레이션이 실물경제에 어떠한 이론적 폐해를 초래하는지를 이해하기란 생각만큼 쉽지 않다. 대표적인 예로서 본고에서 제시된 성장모형에서는 명목변수의 변동이 실물경제에 아무런 영향을 미칠 수 없을 뿐 아니라 자산가격의 변동 또한 국민경제의 후생에 아무런 효과도 미치지 않는다는 의미에서 인플레이션의 사회적 비용을 찾을 수 없다. 동시에 이와 같은 성장모형에서는 통상 디스인플레이션의 사회적 비용이라고 인식되는 단기적 경기침체도 존재하지 않는다는 의미에서 인플레이션 유지의 사회적 편익도 존재하지 않는다.

그러나 일반적으로 인플레이션의 사회적 비용으로는 경제 내의 불확실성 증대와 함께 금융자산 가치의 하락이 거론되곤 한다. 즉, 통상 인플레이션율이 높을 경우 그 변동성도 크다는 것이 일반적인 경험이며, 따라서 인플레이션율이 높아질수록 금융시장 내에 불확실성을 증폭시

---

단기적인 부동산가격의 변동에 대한 이론적 관계를 검증한 것인 데 반해, 본고는 부동산가격의 보다 장기적인 추세에 대해 실증분석을 수행하였으며, 엄격한 의미에서의 ‘합리적 기대’를 검증한 것도 아니라고 할 수 있다.

- 16) 즉, 1980년대 말의 매매·전세가격 비율은 3배에 가까운 수준까지 확대되었으나,  $\pi/i$ 는 50% 내외였던 것으로 나타나고 있어  $\pi/i$ 가 0이었다고 하더라도 식 (2')는 2배 이상의 값을 설명하기 어려운 것으로 보인다. 이와 같은 논의는 1980년대 말 이후의 매매·전세가격 비율의 하락에 본 회귀분석이 고려하지 못한 요인(예를 들어, 거품)이 존재하고 있었을 가능성을 시사하는 부분이며, 따라서 지속적인 상승추세를 보여온 변수  $\pi/i$ 와의 상관관계를 확대시키는 요인으로 작용하였을 가능성이 있는 것으로 보인다.

켜 금융거래를 위축시킬 개연성이 높다는 것이다. 이와 같은 경험적 관찰과 함께 이론적으로도 인플레이션율의 확대는 실물자산에 비해 금융자산의 가치를 하락시켜 금융자산 소유자의 부를 축소시키는 한편 이에 따라 금융시장을 위축시킬 가능성이 있다는 점이 사회적 비용으로 인식되고 있다. 매매가격과 전세가격의 비율을 통해 본고에서 강조하고자 하는 인플레이션의 비용은 사실 정확히 여기에 해당하는 부분이다.

반면, 크게 높지만 았다면 어느 정도 양(+)의 인플레이션율을 유지하는 것이 사회적 편익을 제고할 수 있을 것이라는 논의도 있다. 통상 집계되는 소비자물가 상승률의 상향편의(upward bias), 명목임금의 경직성 등의 논의에 더하여 최근 가장 큰 설득력을 얻고 있는 논거로는 완만한 인플레이션이 제로(0) 명목이자율에 대한 완충장치로 작용할 수 있다는 것이다. 즉, 지나치게 0에 가까운 인플레이션율은 명목이자율을 0에 근접시키는 요인으로 작용하며, 따라서 디플레이션의 우려가 발생할 경우 통화당국의 금리정책 여지를 축소시킬 수 있다는 주장이다.

이와 같은 인플레이션의 비용·편익 분석을 통하여 사회적으로 적절한 중기 인플레이션율을 추정해내기는 쉽지 않을 것으로 보인다. 그러나 이와 같은 논의와 관련하여 본고는 자본생산성이 하락하면서 실질이자율이 하락할 경우 일반적으로 인식되는 인플레이션의 사회적 비용, 즉 실물자산과 금융자산 가치의 괴리를 확대시킬 수 있다는 점을 지적하고 있는 셈이다. 그리고 이와 같은 관찰은 우리나라의 통화정책과 관련하여 시사점을 제공할 수도 있다. 우리나라의 자본생산성과 실질이자율이 과거 고성장시대와 같이 높은 수준을 유지하기 어려울 것이라는 점을 이론적·경험적으로 부인하기 어려운 상황이라면, 과거의 인플레이션율을 그대로 유지할 경우 상대적 자산가치의 괴리가 확대될 가능성은 있는 것으로 보인다.

그러나 이와 같은 잠재적 피해를 감안하여 인플레이션 목표를 어느 정도 낮출 수 있는지(혹은 낮추는 것이 바람직한지)는 여전히 불확실하다. 특히 우리나라의 인플레이션율이 이미 3% 내외까지 안정되어 왔다는 점을 감안할 때, 디플레이션 가능성에 대응한 통화당국의 금리정책 여지를 어느 정도 확보하면서 낮출 수 있는 인플레이션 목표의 조정폭이 아주 크지는 않을 수 있다.

단, 2002년까지 2.5%로 유지되어온 중기 인플레이션 목표를 2003년 초에  $3.0 \pm 0.5\%$  (혹은 2.5~3.5%)로 상향조정한 부분은 재고해볼 여지가 있지 않을까 생각된다. 주택의 매매·전세가격의 비율에 미치는 효과만을 생각해 볼 때, 식 (2')은 중기 인플레이션율과 보유세율이 동일한 정도의 효과를 나타낼 것임을 시사하고 있다. 달리 표현한다면, 중기 인플레이션 목표의 0.5%p 상승은 2002년 현재 0.16% 내외에 불과한 것으로 추정되는 보유세율을 무려 0.5%p 추가 인상함으로써 발생시키는 효과를 완전히 상쇄할 수 있다는 것이다. 여기에 더하여 부동산 보유세는 그 효과가 부동산시장에 한정될 수 있으나, 인플레이션율은 그 효과가 경제 전반의 금융시장에 파급될 수 있다는 측면에서 보다 광범위할 수도 있다.

## V. 요약 및 결론

본고는 단기적인 자산가격의 급등락 혹은 거품(bubble)에 대해 통화당국이 어떻게 대응해야 하는지에 대한 문제와는 다소 다른 각도에서 부동산가격 및 통화정책의 문제를 논의하고자 하였다. 즉, 본고는 장기적으로 자본생산성이 하락하면서 성장률과 실질이자율이 하락할 때, 인플레이션율이 일정하게 유지된다고 하더라도 주택 매매가격으로 대표되는 실물자산 가치와 주택 전세가격으로 대표되는 금융자산 가치 간의 괴리가 확대되는 일반적인 인플레이션의 폐해가 나타날 수 있음을 논의하였다. 특히 이와 같은 논의를 주택시장의 매매·전세가격 비율에 대한 분석을 통해 강조하고자 하였으며, 우리나라의 실제 자료에 그와 같은 논의가 적용될 수 있는지 살펴보았다.

아울러 우리나라의 실질이자율이 과거와 같이 높은 수준을 유지하기 어려울 것이라는 인식하에서, 향후에는 중기 인플레이션 목표를 높게 설정하는 데에 따르는 부작용이 상대적으로 커질 수 있음을 논의하였다. 그리고 그와 같은 측면에서 2002년까지 2.5%로 유지되어온 중기 인플레이션 목표를 2003년 초에  $3.0 \pm 0.5\%$  (혹은 2.5~3.5%)로 상향조정한 부분은 재고해볼 여지가 있을 것이라는 점을 제안하고 있다.

## 참 고 문 헌

- 건설교통부, 『지가동향』, 각호.
- 국민은행, 『전국주택가격동향조사』, 각호.
- 권미수, 『한국의 토지세제의 지가안정효과분석』, 『경제학연구』, 제45집 2호, 한국경제학회, 1997.
- 국세청, 『국세통계연보』, 각호.
- 김경환, 『재산세가 부동산가격과 임대료에 미치는 효과분석』, 『재정논집』, 제5집, 한국재정학회, 1991. 3.
- 김경환, 『부동산투기와 부동산가격』, 연구조사자료, 한국경제연구원, 1991.
- 김정호, 『토지세의 경제학』, 한국경제연구원, 1997.
- 김종일 · 송의영 · 이우현, 『서울아파트 시장에서의 전세·매매가격 비율과 시장의 효율성』, 『한국경제의 분석』, 제4권 제1호, 한국금융연구원, 1998.
- 김준일, 『경기변동과 GDP 겹』, 『KDI 정책연구』, 제18권 제1호, 한국개발연구원, 1996.
- 서승환, 『부동산 경기변동의 결정요인과 부동산 정책』, 한국융합경제학회 발표 논문, 2003.
- 손재영, 『토지정책의 분석과 정책과제』, 연구논문집 93-02, 한국개발연구원, 1993.
- 정지만, 『부동산시장의 효율성과 공분산비 분석』, 학술발표대회 논문집, 한국계량경제학회, 1999.
- 조동철, 『우리나라의 부동산 가격: 서울변동과 장기적인 지가변화를 중심으로』, 『KDI정책연구』, 제22권 1·2호, 한국개발연구원, 2000. 12.
- 조동철 · 김인철, 『자본자유화의 거시경제과급효과』, 『KDI정책연구』, 제19권 제1호, 한국개발연구원, 1997.
- 조동철 · 성명기, 『저금리시대의 부동산가격과 통화·조세정책에 대한 시사점』, KDI정책포럼 제166호, 한국개발연구원, 2003.
- 통계청, 『1997 국부통계조사보고서』, 1999.
- 한국은행, 『조사통계월보』, 각호.
- 황현, 『재산세 및 주택관련조세가 주택가격과 주택임대료에 미치는 영향에 관한 실증연구』, 전북대학교 산업경제연구소, 1992.
- 행정자치부, 『지방세정연감』, 각호.

- 함정호 · 홍승제, 『자산가격변동과 통화정책: 통화정책 역할 변화와 운용방식 및 수단의 적절성』, 『금융경제연구』, 제139호, 한국은행, 2002.
- Abel, Andrew, and Olivier J. Blanchard, “An Intertemporal Model of Saving and Investment,” *Econometrica* 51, 1983, pp.675~692.
- Barro, Robert J., “Economic Growth in a Cross-Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp.407~443.
- Bean, Charles, “Asset Prices, Financial Imbalances and Monetary Policy: Are Inflation Targets Enough?” *Reserve Bank of Australia Conference, Asset Prices and Monetary Policy*, July 2003.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler, “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *American Economic Review* 91(2), 2001, pp.253~257.
- Borio, Claudio, and Philip Lowe, “Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus,” BIS Working Papers 114, July 2002.
- Cecchetti, S. G., H. Genberg, J. Lipsky, and S. Wadhvani, *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Reports on the World Economy, 2, International Centre for Monetary and Banking Studies, and Centre for Economic Policy Research, 2000.
- Cho, Dongchul, “Post-Crisis Structural Changes and Monetary Policy Scheme in Korea,” KDI Working Paper 2003-02, 2003.
- Gilchrist, Simon, and John V. Leahy, “Monetary Policy and Asset Prices,” *Journal of Monetary Economics* 49, 2002, pp.75~97.
- Greenspan, A., “Economic Volatility,” Speech at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hall, Wyoming, 2002.
- Kim, Kyung-Hwan, and Seoung Hwan Suh, “Speculation and Price Bubbles in the Korean and Japanese Real Estate Markets,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1993, pp.73~87.
- Lee, Jin Soon, “An Ordo-liberal Perspective on Land Problems in Korea,” *Urban Studies*, Vol.34, No.7, C, 1997, pp.1071~1084.
- Lim, Ho Yeol, “Asset Price Movements and Monetary Policy in South Korea,” BIS Working Papers 19, 2003.
- Lim, Kyung-Mook, and David N. Weil, “The Baby Boom and Stock Market Boom,” *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol.105, No.3, 2003, pp.359~377.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer, and David N. Weil, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, pp.407~437.

[부록 1] 본문에 사용된 변수에 대한 설명 및  
자료출처

변 수		내 용	출 처
주택가격지수		전체 주택과 아파트에 대해 각각 매매가 격지수와 전세가격지수를 사용	국민은행, 『전국 주택가격동향조 사』
아파트매매가격/ 전세가격 비율		1998년 12월 이후 조사가 시작되었으므 로 이전의 시계열은 아파트 매매 및 전 세가격지수의 증가율을 이용하여 연장	국민은행, 『전국 주택가격동향조 사』
명목금리		3년만기 회사채유통수익률	한국은행, 『조사 통계월보』
기대인플레이션		GDP와 근원물가로 구성된 구조VAR모형 을 사용하여 매 시점에서 미래 3년간의 인플레이션을 예측한 값의 연평균	김준일(1996), Cho(2003)
부 동 산 관 련 세 금	보유세	1) 토지: 종합토지세, 교육세(종토세 20%), 도시계획세(토지분) 2) 건물: 재산세(건축물), 교육세(재산세 건축물 20%), 도시계획세(건물분), 공동시 설세	행정자치부, 『지 방세정연감』
	거래세	취득세(토지, 건물), 등록세(부동산등기)	
	자본 이득세	양도소득세, 토지초과보유세(1991~93년 한시), 자산재평가세	국세청, 『국세통 계연보』
부동산시가 총액		1997년 말 기준 국부조사에서 부동산시 가총액(2,500조원: 토지 1,548조, 건물 952 조)을 주택매매가격지수를 이용하여 연장	통계청, 『1997 국부통계조사보 고서』
부동산관련세율		부동산관련세금총액/부동산시가총액	

## [부록 2] Cobb-Douglas 생산함수의 경우

여기에서는 본문에서 논의된 성장모형에 선형 생산함수 대신 Cobb-Douglas 생산함수를 사용할 경우 결과가 어떻게 변화되는가를 설명하고자 한다. 논의의 편의를 위해 본문에서 정의된 변수들을 그대로 사용하고자 하며,  $D$ 와 통화당국의 목표물가에 대해서는 본문에서와 동일한 직관적 설명이 충분히 가능하다는 점을 감안하여  $D=1$  이고 통화당국이  $P_t$ 를 목표로 통화정책을 수행하는 경우만을 상정하고자 한다.

이 경우 모형의 대부분은 본문과 동일하나 가계의 예산제약식 (3)과 경제의 자원제약식 (6)이 부분적으로 변화한다.

$$\dot{A}_t = i_t A_t + W_t L_t - P_t C_t - R_t H_t. \quad (A3)$$

$$\dot{K}_t + \dot{H}_t = B_t K_t^\beta L_t^{1-\beta} - C_t, \quad B_t \equiv B e^{(1-\beta)g t}. \quad (A6)$$

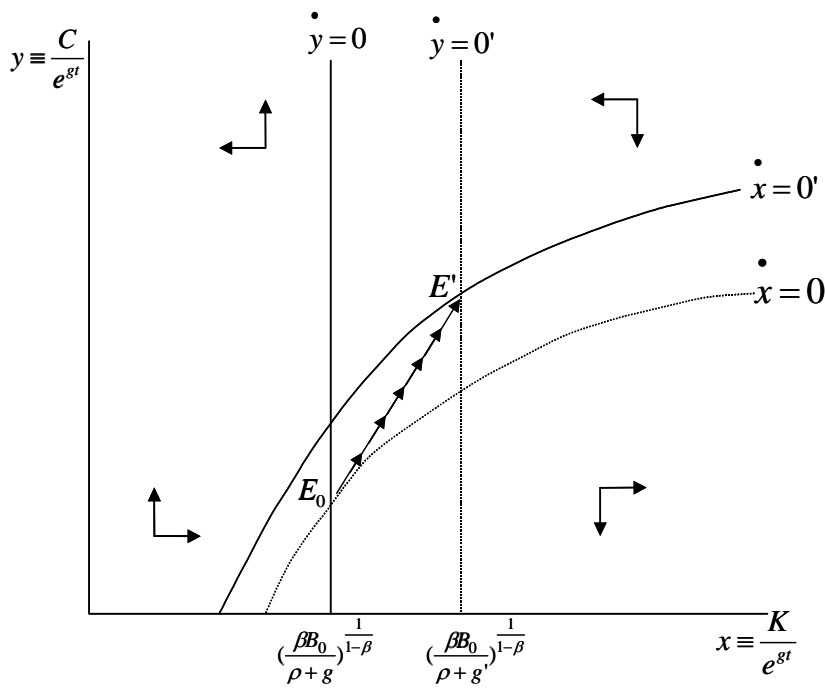
여기에 경쟁적 시장에서의 임금과 실질이자율은 각각  $W_t = P_t (1-\beta) B_t (K_t/L_t)^\beta$  및  $r_t = (P_t/P_t^K) \beta B_t (L_t/K_t)^{1-\beta}$ 로 결정되고, 경제의 노동공급은  $L_t=1$ 로 주어져 있다는 점을 감안하여 (A3)과 (A6)을 비교하면  $P_t^K = P_t/D$ 가 쉽게 도출되고, 이를 이용하여  $i_t - \pi = r_t$ 와  $R_t = r_t P_t$  및  $P_t^C = P_t r_t / i_t$ 가 도출된다.

앞에서 가정한 바와 같이  $D=1$ 이고 통화당국이  $P_t$ 를 목표로 통화정책을 수행하는 경우에 주택가격은 실질이자율 및 인플레이션에 관계없이 결정되며, 따라서 생산성 증가율  $g$ 가 (항구적으로) 하락할 경우에도  $P_t$  대비 주택가격은 변화하지 않는다. 그러나 선형 생산함수를 사용한 본문의 경우와 달리  $g$ 에 발생한 충격에 대해 즉각적으로 jump할 수 없는 자본스톡에 영향을 받는 실질이자율은 자본스톡이 증가함에 따라 점진적으로 하락하며,  $P_t$  대비 전세가격도 이와 함께 점진적으로 하락한다.

각 변수의 구체적인 시간경로는 [그림 A1]의 Saddle Path를 따라 결정되며, [그림 A2]는 그 결과를 나타내고 있다. [그림 A2]의 하단에 있는

두 그림은  $g$ 에 대한 충격에 대응하여 통화당국이 인플레이션율을 조정하지 않을 경우와 조정할 경우를 비교하고 있다.

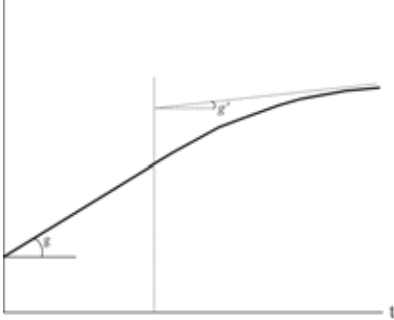
[그림 A1] 충격에 대응한 경제의 조정과정



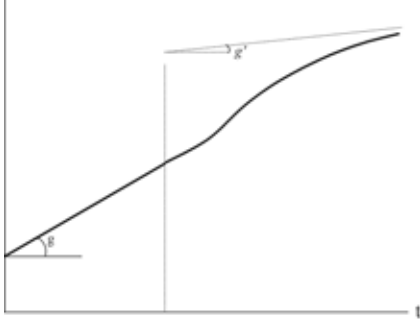


[그림 A2] 각 변수들의 시간경로( $B \downarrow$ ,  $\bar{D} = 1$ ,  $P_t$  타겟)

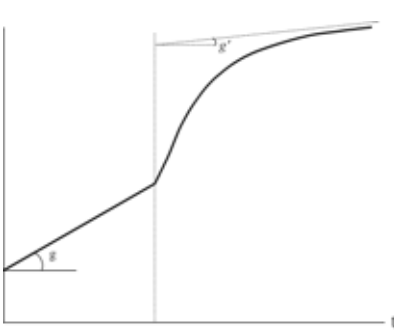
[그림 A2A]  $\ln K_t$



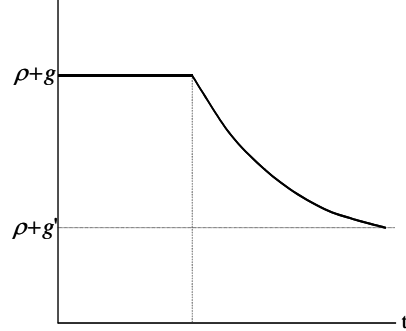
[그림 A2B]  $\ln C_t$



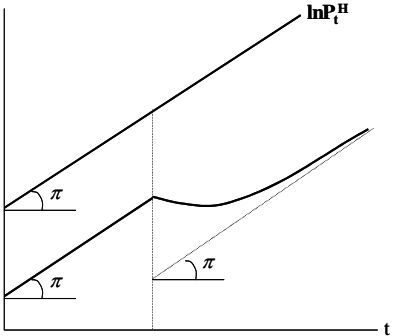
[그림 A2C]  $\ln H_t$



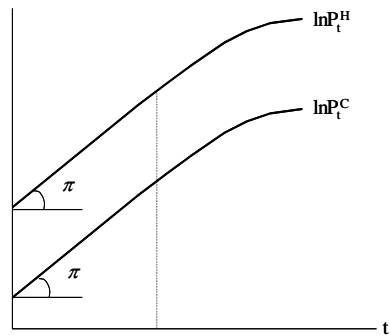
[그림 A2D]  $r_t = i_t - \pi$



[그림 A2E]  $\ln P_t^H$ ,  $\ln P_t^C$  ( $\bar{\pi}$  일 경우)



[그림 A2F]  $\ln P_t^H$ ,  $\ln P_t^C$  ( $\bar{\pi}/r$  일 경우)



KDI 政策研究

제26권 제1호(통권 제93호)

한국 가계의 주식시장 참가  
결정요인 분석

임 경 목

(한국개발연구원 연구위원)

Determinants of Stock Market Participation Decision:  
The Case of Korean Households

Kyung-Mook Lim

(Korea Development Institute)

· 핵심주제어: 주식시장 참여, 가계자산구성

• JEL 코드: G11, D1

## ABSTRACT

Using household survey data set during 1993~1998 period, this paper analyzes patterns and determinants of household stock market participation. The results shows that the age profile of stock market participation in Korean household is humped-shaped as in other developed countries. Also, households with a higher level and lower variability of income, bigger financial asset, and higher education level are more likely to be stockholders.

The stock market participation rate of the self-employed is substantially lower than that of the employed. In Korea, the high proportion of self-employed among total labor force seems to lower the stock market participation rate.

.....

본 연구는 1993~98년에 조사된 미시자료를 이용하여 한국 가계의 주식시장 참여패턴을 분석하고 이를 결정짓는 요인을 규명한다. 연구결과에 따르면 한국 가계의 주식시장 참여패턴은 기존 선진국에서 나타난 바와 같이 연령별로 역U자 형태를 보이고 있으며 소득이나 금융자산규모가 크고 교육수준이 높을수록 참여율이 높아지는 형태를 보이고 있다. 또한 주택보유 가계가 무주택 가계에 비해 높은 주식시장 참여율을 보이고 있으며, 이는 부분적으로 우리나라의 주택금융제도에 영향 받은 것으로 분석되었다.

한편 직종별로는 임금근로자 가계가 자영업자에 비해 높은 주식시장 참여율을 보이고 있어 우리나라의 상대적으로 높은 자영업자 비중이 가계의 주식시장 참여도를 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.

## 1. 서론

가계의 자산구성은 저축을 통해 축적된 자산운용의 결과로서 경제 내에 존재하는 자산들에 대한 가계의 선호도를 보여줄 뿐 아니라 개별 자산시장의 발전정도를 나타내는 기준이 된다.

가계자산 구성에 대한 이론적 연구는 무위험자산과 위험자산 간의 선택문제를 다루면서 1960년대 이후 꾸준히 진행되어 왔으나, 실증분석의 경우는 자료의 미비로 인해 1980년대 후반 들어 미국의 ‘Survey of Consumer Finance’가 주기적으로 조사된 이후에야 비로소 연구가 활발해졌다.<sup>1)</sup> 초기 실증연구들은 주로 연령별 주식보유패턴을 분석하였는데, 이는 1990년대의 미국의 주식시장이 활황을 보였고 이러한 현상이 미국 베이비붐 세대의 은퇴를 대비한 주식투자수요 급증에 따른 것이라는 주장에 따라 과연 연령별로 개별 자산에 대한 수요에 차이가 있는지를 검증하기 위한 것이었다. 이에 더해 고령화 추세에 따른 인구구조의 변화가 자산시장에 미칠 영향에 대한 관심이 높아진 점도 가계 금융자산의 구성 및 그 결정요인에 대한 연구가 활발해진 배경으로 작용하였다.

우리나라의 경우에도 향후 인구구조가 급속하게 변화할 것으로 전망되고 있고, 연기금 규모의 급증 등 금융자산 수요구조가 급격하게 변화할 상황에 직면하고 있다. 이러한 변화가 금융시장 및 국가경제적으로 어떠한 영향을 미칠지에 대한 관심이 높아지고 있다. 그간 우리나라의 저축률이 세계적으로 높은 수준을 유지함에 따라 저축률의 결정요인에 관한 연구는 상당히 축적되어 있는 데 반해, 가계의 자산구성에 대한 연구는 상대적으로 부족한 상황이다.

이에 본 연구는 미시자료를 이용하여 우리나라 가계의 자산구성을 살펴보고 이를 주요 국가들의 자료를 이용한 기존 문헌들의 결과와 비

---

1) 최초의 ‘Survey of Consumer Finance’는 1964년에 실시되었으나, 이후 중단되었다가 1986년에야 다시 조사가 이루어지기 시작했다.

교한다. 그간의 기존연구에서 주식보유에 영향을 미치는 것으로 식별된 요인들을 우리나라 미시자료를 이용하여 분석하고, 주식의 보유패턴 및 주식보유의 결정요인에 관한 실증분석결과에 대한 해석을 기존의 자산선택이론을 이용하여 제시한다.

주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주식에 대한 상대적으로 낮은 선호도를 제외하고는 연령별 주식 참여도가 역U자 형태를 보이고, 주식보유자의 경우 금융자산의 규모가 크고, 교육수준이 높으며, 주택을 소유한 경우가 많다는 점 등 주요국의 자료를 이용한 기존 연구와 크게 다르지 않게 나타났다. 둘째, 가계자산 축적의 기반이 되는 소득의 특성이 가계의 자산구성에 영향을 미칠 수 있다는 점을 보인다. 특히, 자영업자의 주식시장 참여도가 임금소득자에 비해 낮다는 점을 밝히고, 한국의 낮은 주식시장 참여율이 자영업자의 비중이 높은 취업인구의 구성에 영향을 받았음을 제시한다. 셋째, 우리나라의 경우에도 주식시장 참여에 고정비용이 존재한다면, 고정비용의 존재가 우리나라 가계의 금융자산규모를 고려할 때 주식시장 참여유인을 낮추는 방향으로 작용하였을 가능성을 제시한다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 자산구성의 이론 및 기존 실증연구들을 소개하고, III장에서는 증권거래소에서 발표하는 주주명부자료와 대우패널자료를 이용하여 가계금융자산의 기초통계량을 분석하고 이를 해외자료와 비교한다. IV장에서는 주식의 보유 결정 및 주식의 금융자산에서 차지하는 비중을 결정하는 요인에 대한 통계분석을 실시하고 III장에서 제시된 이론을 통해 분석결과를 해석한다. V장은 결론 및 시사점이다.

## II. 자산구성이론 및 기존 실증분석

### 1. 자산구성이론의 소개

#### 가. 기본이론

최적 자산선택이론(Optimal Asset Allocation)은 위험이 존재하지만 기대수익률이 높은 위험자산(주로 주식)과 무위험자산 간의 선택의 문제를 다루고 있다. 위험자산(risky asset)으로 주로 고려되는 자산은 주식이다. 주식은 투자시 수익률에 대한 불확실성을 내포한 자산이다. 이러한 불확실성을 고려할 때 주식의 기대수익률은 무위험자산(risk-free asset)에 비해서 높게 나타난다는 것이 일반적으로 취해지는 가정이며, 이는 경제학에서 통용되는 위험기피적(risk averse) 투자자의 경우 확정된 수익률을 포기하고 수익률이 불확실한 자산에 투자하게 하려면 확정수익률보다 기대수익률이 높아야 주식에 대한 수요가 생긴다는 특성에 따른 것이다. 주식에 투자해 얻을 수 있는 기대수익률을  $R^s$ 라 하고 무위험 자산에 투자하여 얻을 수 있는 수익률을  $R^f$ 라 하면 위험프리미엄(risk premium)은  $R^s - R^f$ 로 정의할 수 있다. 초기의 최적 자산선택이론은 일정한 가정들하에서 위험자산과 무위험자산 간의 구성비율이 일생동안 (투자기간에 상관없이) 일정하게 유지되어야 함을 보였다.<sup>2)</sup> 이러한 결과는 다음의 네 가지 가정하에서 얻어질 수 있다.

첫째, 개별자산의 수익률이 iid(independently and identically distributed over time)형태를 따라야 하며, 둘째 투자자의 효용함수가 CRRA(constant relative risk aversion)이며 시간에 영향을 받지 않으며 시간별로 분리할 수 있어야 하고(time-invariant and additively separable over time), 셋째 투자자가 노동소득과 같은 거래가 가능하지 않은 자산(non-tradeable asset)을 소유하지 않아야 하며, 넷째 시장이 완전(market completeness)하고 마

2) Samuelson(1969), Merton(1969) 등을 참조.

찰적 비용(no transaction cost or fixed cost)이 존재하지 않아야 한다는 가정이다.

위의 네 가지 가정하에서 Merton(1969)은 위험자산의 수익률 평균이  $\mu$ 이며 분산이  $\sigma^2$ 를 따르는 분포를 가지고 CRRA 효용함수의 위험기피도가  $\gamma$ 라고 할 때 위험자산에 대한 비중을 다음과 같이 유지하는 것이 최적자산선택이 된다는 것을 보였다.

$$\alpha = \frac{\mu}{\gamma\sigma^2} \quad (1)$$

이후 자산선택에 대한 이론들은 앞서 제시된 네 가지 가정들 중 일부를 완화하거나 제거하였을 때 최적 자산구성에 어떤 변화가 나타나는지를 분석하는 방향으로 발전하였다. 본고에서는 위에서 제시된 가정 중 세 번째, 네 번째 가정을 완화한 경우를 중심으로 논의를 전개하기로 한다.<sup>3)</sup>

## 나. 근로소득이 존재할 때의 최적 자산선택<sup>4)</sup>

먼저 투자자가 다음과 같은 CRRA 효용함수를 최적화한다고 하자. 여기서  $C_t$ 는  $t$ 기의 소비,  $\delta < 1$ 는 시간할인율,  $\gamma > 0$ 는 CRRA 효용함수에서의 위험기피도를 각각 나타낸다.

$$E \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} U(C_t) = E \sum_{t=1}^T \delta^{t-1} \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (2)$$

$Y_t$ 를  $t$ 기의 소득으로 정의하고  $\alpha_t$ 를 금융자산( $F_t$ ) 중 위험자산에 대한 비중이라고 각각 정의하자. 금융자산  $F_t$ 는 Deaton(1991)의 Cash-on-hand 정의를 따르도록 하자. 즉,  $t$ 기에 이용 가능한 금융자산은  $t$ 기의 소득과  $t-1$ 기에 투자된 금융자산의 실현된 수익과 원금의 합으로 정의한다.

3) 자산의 수익률에 시계열 상관성(serial correlation)이 존재하여 수익률을 예측할 수 있는 경우에 대한 연구로는 Barberis(2000), Campbell and Viceira(1999)를 참조.

4) 보다 상세한 논의는 Jagannathan and Kocherlakota(1996)나 Cocco, Gomes, and Maenhout(1999)를 참조.

$$F_t = Y_t + (F_{t-1} - C_{t-1})(\alpha_{t-1}R_t^s + (1 - \alpha_{t-1})R_t^f) \quad (3)$$

이때 투자자의 의사결정은 다음과 같은 Bellman 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$V_t(F_t) = \text{Max}_{C_t, \alpha_t} [U(C_t) + \delta E_t V_t(F_{t+1})] \quad (4)$$

이러한 설정하에서 금융자산 중 위험자산이 차지하는 비중  $\alpha_t = S_t / FW_t$ 가 어떻게 결정되는지를 살펴보기로 하자.

우선 논의의 간결성을 위해 근로소득에 불확실성이 존재하지 않는다고 가정하자.  $t$ 기에서의 투자자의 총자산( $TW_t$ )은  $t$ 기에 소유하고 있는 자산( $FW_t$ )과 현재가치로 할인된 미래소득의 흐름의 합( $HW_t$ )이라고 볼 수 있다. 즉, 총자산은 식 (5)와 같이 표현될 수 있다.

$$TW_t = FW_t + HW_t, \text{ where } HW_t = \sum_{i=t}^T R_f^{t-i} Y_i \quad (5)$$

CRRA 효용함수를 가정한 경우 총자산( $TW_t$ )에서 위험자산( $S_t$ )이 차지하는 비중을 일생동안 일정하게 유지하는 것이 최적의 자산선택이 된다. 따라서 다음 식과 같이 총자산에서의 위험자산의 비중( $\alpha_t^{TW}$ )이  $\bar{\alpha}$ 로 일정하게 된다.

$$\alpha_t^{TW} = \bar{\alpha}(\text{상수}) = \frac{S_t}{TW_t} = \frac{S_t}{FW_t + HW_t} \quad (6)$$

소득에 불확실성이 없다면 식 (5)의  $HW_t$ 는 무위험자산으로 간주될 수 있을 것이다. 유산의 상속 등을 배제하면 청년기에는 미래소득의 현재가치가 총자산의 대부분을 차지할 것이다. 따라서 이미 총자산의 대부분이 무위험자산으로 이루어져 있으므로 금융자산 배분에서 위험자산의 비중을 크게 가져가게 된다. 반면에 나이가 들어갈수록  $HW_t$ 가 작아짐에 따라 금융자산 중 무위험자산의 비중을 높게 가져가야 총자산에서 위험자산이 차지하는 비중이 일정하게 되며, 따라서 금융자산에서 위험자산이 차지하는 비중은 나이가 들어감에 따라 줄어들게 된다.



다만, 이러한 결과는 근로소득에 불확실성이 없다는 가정하에서 얻어진 것이다.<sup>5)</sup> 소득의 불확실성이 존재하거나 소득에 대한 충격과 위험자산의 수익률에 대한 충격 간에 상관관계가 있다면 자산구성 결정에 영향을 미치게 된다. 다만, 기존의 실증연구에 따르면 임금소득자의 임금에 대한 충격과 위험자산(주식)에 대한 수익률 간에 큰 상관관계가 없으며 임금의 변동성이 위험자산의 변동성에 비해 작다는 것이 정설로 되어 있다. 따라서 평균적인 임금소득자의 미래소득의 현재가치는 위험자산보다는 무위험자산에 상대적으로 가까운 대체재(substitute)로 간주하는 데 큰 무리가 없을 것이다.

여기서 주목할 점은, 직업에 따라서 소득의 불확실성에 차이가 있다면 앞서 설명된 소득과 무위험자산에 대한 대체성은 줄어들게 될 것이고 이에 따라 주식보유의 유인이 감소할 수 있다는 것이다. 즉, 주식에 대한 수요는 소득의 변동성과 밀접한 관계를 갖게 된다. 즉, 주식에 대한 수요에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 적절하게 고려한 후에는 동일한 소득의 변동성하에서 소득의 증가는 주식의 보유를 늘리는 방향으로 작용할 것이며, 변동성의 증가는 주식의 보유를 줄이는 방향으로 작용할 것이다.<sup>6)</sup>

## 다. 주식시장 참여에 고정비용이 존재할 때의 최적 자산 선택

개별 금융자산의 보유에 수반되는 비용은 여러 가지 형태로 나타날 수 있다. 새로운 자산에 투자하기 위해서는 그 자산에 대한 정보의 수집 및 이해가 필요할 것이고 이를 위해 시간과 노력이 들어갈 것이다. 예를 들어, 주식투자의 경우에도 주식시장제도 및 투자하려는 회사에 대한 이해뿐 아니라 경기 전반에 대한 이해를 필요로 한다. 일단 앞서 제시된

5) 만일 근로소득의 변동성이 위험자산의 수익률에 대한 변동성과 완전상관관계를 가진다면 나이가 들어가면서 오히려 위험자산의 비중을 늘려 가는 자산배분을 보이게 된다.

6) 이에 더해서 위험대비적 저축(precautionary saving)이 총저축에서 차지하는 비중이 높을 경우 주식시장에 대한 참여동기가 낮아질 것이라는 점에 착안하여 분석을 전개한 논문들도 존재하나 고정비용이 없이는 청년기에 주식시장 참여율이 낮은 이유를 설명하지는 못하였다.

정보를 이해하고 주식을 보유하기로 결정하여도 보유기간중에 추가적인 비용이 발생하게 된다. 여타 금융자산에 비해 변동성이 높아 매수와 매도시점의 결정 등을 위해 지속적인 관찰(*monitoring*)비용이 발생할 수 있기 때문이다.

주식시장 참여에 있어서 앞서 설명한 바와 같은 고정비용(*fixed cost*)이 존재한다면 주식시장에 초과 수익기대가 있다 하더라도 투자 가능한 자산의 규모는 주식시장 참여에 영향을 주게 된다. 즉, 주식시장 참여에 규모의 경제(*economy of scale*)가 발생할 수 있다. Haliassos and Bertaut (1995)는 주식시장 참여에 고정비용이 존재하는 모형의 분석을 통해 위험기피도가 높을 경우 적절한 정보획득비용(*information cost*)이 주식시장 참여를 막을 수 있음을 시뮬레이션을 통해 보였다. 또한 Vissing-Jorgensen(2002)은 다양한 형태의 주식시장 참여비용이 미국 가계의 주식시장 참여 결정에 영향을 줄 수 있다는 사실을 보였다.

주식시장 참여에 따르는 고정비용을 앞서 분석한 근로소득과 함께 고려하면 주식에 대한 수요는 연령별로 역U자 형태를 보일 수 있다. 즉, 앞서 설명한 바와 같이 고정비용이 존재하지 않을 경우 주식에 대한 수요는 연령이 증가함에 따라 감소하는 형태를 나타내지만 생애 초기에 금융자산의 규모가 작은 상황에서 고정비용의 존재가 주식시장 참여유인을 낮추는 방향으로 작용할 수 있기 때문이다. 역U자 형태는 대부분의 국가 자료를 이용한 실증분석에서도 나타난다.

특히, 강동수(2001)에 따르면 우리나라 상장기업의 부도확률은 미국의 경우에 비해 매우 높은 것으로 나타난다. 이러한 높은 부도위험이나 주식시장 자체의 높은 변동성을 고려할 때 우리나라의 경우 관찰비용에 관련된 고정비용이 미국에 비해 높을 것으로 판단된다.

## 2. 기존 실증연구

가계자산 구성에 대한 본격적인 연구는 미국의 Survey of Consumer Finance(이하 SCF)가 정기적으로 조사되면서 시작되었다. 가계의 자산구성에 대한 관심이 높아진 것은 SCF 이외에 국가별로 가계구성에 대한 조사자료가 가용해진 점 외에도<sup>7)</sup> 1990년대 이후 미시자료를 통해 활발

히 전개된 저축에 대한 연구를 기반으로 저축을 통해 축적된 자산의 구성에 대한 관심이 높아진 점도 영향을 미쳤다. 이에 더해 대부분의 선진국에서 인구의 고령화가 일어남에 따라 은퇴 후를 대비하여 어떻게 자산을 운용하는지에 대한 관심도 높아졌다. 특히 미국의 경우 베이비붐 세대의 자산구성이 개별자산에 대한 수익률에 영향을 주었다는 주장이 학계와 언론<sup>8)</sup>에서 제기됨에 따라 가계의 자산운용에 대한 이론·실증 연구가 활발히 진행되었다.<sup>9)</sup>

가계자산 구성에 대한 실증연구는 크게 두 가지 방향으로 전개되고 있다. 초기에는 미시자료를 통해 자산구성의 결정요인이나 패턴을 분석한 연구가 많이 이루어졌다. 주로 연령, 교육수준, 직업 등 인구사회학적인 요소들이 자산구성에 미치는 영향을 분석하였으며, 특히 90년대의 주식시장 활황에 따라 주식시장 참여도나 주식의 (금융)자산에서 차지하는 비중에 대한 연구가 주를 이루었다.<sup>10)</sup>

이후에는 이러한 연구에서 나타난 정형화된 사실(stylized facts)을 설명할 수 있는 모델을 개발하고 이를 시뮬레이션 기법을 통해 검증하려는 연구도 다수 나타났다.<sup>11)</sup> 최근에는 그간 축적된 기법을 바탕으로 연금구성 등 정책변화가 가계금융자산 구성에 어떤 변화를 가져올 것인지에 대한 연구도 진행되고 있다.

가계의 자산구성에 대한 국내의 연구는 아직 활발하게 이루어지지

7) 미국의 경우 가계의 자산에 대한 광범위한 조사가 Survey of Consumer Finance라는 명칭으로 1962년에 처음 실시되었으며, 1982년 이후로는 미연방은행에서 3년마다 조사되고 있다. 이와 유사한 주요국의 자료로는 영국의 Financial Research Survey, 네덜란드의 Center Saving Survey 등을 들 수 있다.

8) 이러한 주장은 다음의 기사에서도 찾아볼 수 있다. *The New York Times* wrote(Jan. 5, 1998) that "In the 1990's the performance of the American Stock Market has been nothing short of amazing.....Most of that performance has come from demographics, as the baby boom reaches the age when it seems wise to invest for retirement....."

9) 초기의 실증연구인 Bergantino(1997)와 Brooks(1997)는 인구구조와 자산의 수익률 간에 상관관계가 있다고 주장하였으나, Poterba(2001)는 이러한 관계가 가성(supurious)일 가능성을 주장하는 등 인구구조가 자산의 수익률에 미치는 영향에 대해서는 아직 논란이 지속되고 있다.

10) Blume and Zeldes(1994), Haliassos and Bertaut(1995), Poterba and Samwick(1997), Ameriks and Zeldes(2001) 등이 있으며, Guiso and Jappelli(2002)는 가계 자산구성에 대한 이론 및 개별국가의 미시자료를 이용한 자산구성 분석을 포함하고 있다.

11) Haliassos and Michaelides(1999), Cocco, Gomes, and Maenhout(1999), Heaton and Lucas(1996) 등을 참조.

못한 상황이며, 기존 문헌으로는 1996년 가구소비실태조사를 이용한 강석훈(1998)과 대우패널을 이용한 김진영·박창균(2002)이 있다. 다만 강석훈(1998)은 주로 가계의 소비, 저축과 자산 간의 관계를 다루었고, 김진영·박창균(2001)은 가계 금융자산의 시계열적 변화 등에 초점을 둔 연구로서, 연령별 주식시장의 참여도 및 주식시장 참여가 어떤 가구 특성에 따라 영향 받게 되는지를 다루는 본 연구와는 차별화된다

### Ⅲ. 한국 가계의 금융자산 구성

#### 1. 주주명부자료

먼저 증권거래소에서 조사·발표하는 주식시장 참여자를 통해 연령별 주식시장 참여도를 살펴보기로 하자. 증권거래소는 1991년부터 연말 기준으로 주주명부에 등재되어 있는 주주와 이들의 소유주식수를 기준으로 전체 주식투자 인구 및 소유자별, 소유주식별 주식분포상황을 집계하고 있다.<sup>12)</sup> 주주명부를 통한 주식투자자 조사는 차명계좌 등을 통한 투자를 고려하지 못하며 여타 자산에 대한 정보나 연령 이외의 인구 사회학적 정보를 제공할 수 없다는 단점에도 불구하고 설문조사에 비해 상장된 전체 주식의 소유자에 대한 정확한 자료를 제공한다는 점에서 본고에서 주로 이용될 대우패널을 통한 분석의 보조지표로서 유용할 것으로 판단된다.

<표 1>에서 나타난 1991년 이후의 주식투자인구의 추이를 살펴보면 1991년 총인구 대비 10.2%에서 외환위기 기간중 5.8%로 낮아졌다가 외환위기 회복 후 증가하여 1999년 9.0%의 참여율을 기록하던 중 주가가

12) 실질 주주수는 주주명부 또는 실질주주명부에 등재된 주주 중 동일인 여부를 파악하여 1인으로 집계한 주주수를 말한다. 주식인구 중 간접투자인구의 경우에 수익증권 등에 가입한 사람은 본인이 직접 주식을 소유한 주주가 아니라 주식투자를 타인에게 위탁하고 있는 간접투자자이므로 주주명부에 등재되어 있지 않다. 따라서 이 조사에서는 간접투자자의 경우 주식인구에 포함되지 않는다는 단점도 있다. 다만 한국의 주식투자에서 간접투자자의 비중이 아직 높지 않다는 점을 고려한다면 여전히 이 자료의 분석은 유용할 것으로 보인다.

〈표 1〉 주주명부에 따른 주식인구 및 주식시장 참여율 추이

(단위: 천명, %, point)

연 도	주식인구(1)	총인구(2)	비중(1/2)	경제활동인구(3)	비중(1/3)	KOSPI
1991	4,414	43,296	10.2	19,115	23.1	610.92
1992	2,630	43,748	6.0	19,499	13.5	678.44
1993	1,995	44,195	4.5	19,879	10.0	866.18
1994	2,457	44,642	5.5	20,396	12.0	1,027.37
1995	2,436	45,093	5.4	20,853	11.7	882.94
1996	2,978	45,525	6.5	21,243	14.0	651.22
1997	2,678	45,954	5.8	21,662	12.4	376.31
1998	3,335	46,287	7.2	21,456	15.5	562.46
1999	4,183	46,617	9.0	21,634	19.3	1,028.07
2000	4,000	47,008	8.5	21,950	18.2	504.62
2001	3,888	47,343	8.2	22,181	17.5	693.70

주 : 1) 1999년 이후 주식투자인구는 거래소와 코스닥을 포함한 전체 주식투자인구.

2) 총인구는 추계인구이며, KOSPI는 연말기준.

하락세를 나타내면서 2001년 말 기준으로 8.2%를 보이고 있다.

〈표 2〉는 주주명부자료에 나타난 연령구간별 주주수를 통계청에서 발표하는 추계인구로 나누어 연령별 주식시장 참여율을 계산한 것이다. 우선 주목할 점은 주식시장에 대한 참여율이 역U자 형태를 보이고 있다는 점이다. 이는 기존의 외국의 경우에서도 흔히 관측되는 현상으로 다음 소절에서 보다 상세히 살펴보기로 한다.<sup>13)</sup>

## 2. 개별금융자산 참여도 및 금융자산 구성

우리나라에서 가계의 금융자산에 대한 정보를 포함하고 있는 미시자료로는 대우패널데이터, 한국노동패널데이터가 있다. 한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study, 이하 KLIP)는 98년 이후 매년 조사가 이루어져 있다. KLIP는 미국 미시간 대학에서 조사하는 패널조사인

13) 이러한 역U자 형태의 주식시장 참여율은 본문에 보고되지 않은 과거 자료의 경우에도 나타나고 있다.

〈표 2〉 주주명부에 따른 연령별 주식시장 참여율

(단위: 명, %)

	2000			2001		
	주주수 <sup>1)</sup>	추계인구	비중	주주수 <sup>1)</sup>	추계인구	비중
19세 미만	45,629	13,753,661	0.33	43,006	13,482,702	0.32
20~24세	77,465	3,854,382	2.01	60,135	3,931,424	1.53
25~29세	299,039	4,352,913	6.87	247,030	4,215,329	5.86
30~34세	585,462	4,247,992	13.78	541,518	4,316,019	12.55
35~39세	641,682	4,273,079	15.02	596,941	4,224,047	14.13
40~44세	707,760	4,020,438	17.60	693,608	4,145,438	16.73
45~49세	529,913	2,921,443	18.14	546,177	3,160,749	17.28
50~54세	361,459	2,365,862	15.28	375,273	2,422,687	15.49
55~59세	258,719	2,006,389	12.89	265,853	2,006,055	13.25
60세 이상	432,700	5,211,952	8.30	465,532	5,438,378	8.56
계	3,939,828	47,008,111	8.38	3,835,073	47,342,828	8.10

주 : 1) 주주수는 단수주주 포함.

PSID(Panel Study of Income Dynamics)를 모델로 한 조사로서 가구 및 개인별 관찰단위가 모두 일정한 수의 변수를 포함하는 사각형 파일구조(rectangular file)를 추구한 자료이다. 다만 98년의 자료는 주식보유에 대한 조사를 하지 않았고, 금융자산의 구성에 있어서 주식, 채권 및 신탁을 구분하지 않고 그 총액만을 조사하였으며 취업비중이 낮게 추정되는 등의 문제를 가지고 있어 분석에 포함시키지는 않았다.

본고에서 주로 이용될 가구패널데이터는 대우패널데이터이다. 대우패널은 93년부터 98년까지 매년 1회 조사가 실시되었다가 중단된 ‘한국가계패널조사(Korean Household Panel Study, 이하 KHPS)’의 결과이다. KHPS 역시 PSID를 기초로 하고 있다. KHPS의 표본구성은 1993년도에 조사대상가구로 선정된 4,547가구를 원표본가구로 시작하였으나, 추적에 실패하는 등 매년 표본에서 탈락한 가구가 발생하여, 2차연도 이후부터 추가된 가구를 고려하더라도 매년 점차적으로 줄어 98년에 2,468가구로 축소되었다. 본고에서는, 김진영·박창균(2001)에서와 같이, 농업어업에 종사하는 가구를 제외하고 교육수준 등 분석의 대상이 된 항목

〈표 3〉 총자산 중 개별 자산비율

(단위: %)

연 도	총자산							부동산
	금융자산					주 택	전 세	
	예 금	보 험	주 식	기 타				
1993	14.9	8.4	4.1	1.5	1.0	72.4	12.7	-
1994	15.8	7.9	3.9	1.8	2.3	72.1	12.1	-
1995	18.3	9.8	4.4	1.5	2.5	71.8	10.0	-
1996	20.9	11.1	5.5	1.4	3.0	68.9	10.2	-
1997	20.5	11.7	5.3	1.3	2.2	69.9	9.6	19.0
1998	20.2	11.6	5.3	1.0	2.3	71.6	8.3	22.5

주 : 부동산을 제외한 경우의 비중은 개별자산 / (금융자산 + 전세보증금 + 주택가격)으로 정의되어 있다. 대우패널에서 주택 이외의 부동산의 가치는 1997년과 1998년에만 보고되어 있다. 따라서 1997년과 98년의 부동산의 비율은 주택 외 부동산 / (금융자산 + 전세보증금 + 주택가격 + 주택 외 부동산의 가격)으로 정의하였다. 기타는 채권, 전세금, 빌려준 돈 등을 포함한다.

의 자료가 포함되지 않았거나 중간에 분가한 경우 등을 제외하였다. 따라서 본고의 분석에 사용된 자료는 1998년의 경우 원자료가 2,468가구인 데 반해 1,206가구로 축소되었다.<sup>14)</sup>

먼저 대우패널의 기초통계량을 살펴보기로 하자. 연도별 개별 자산의 보유 여부 및 비중은 <표 3>에 정리되어 있다. <표 3>에 나타난 한국 가계의 자산구성의 특징은 다음과 같다.<sup>15)</sup>

첫째, 김진영·박창균(2001) 등의 기존 연구에서 지적되었던 대로 총 자산에서 차지하는 금융자산의 비중이 낮다. 둘째, 보험이 차지하는 비중이 높게 나타나는데, 이는 우리나라의 보험시장이 보장성 보험보다는 저축성 보험을 중심으로 발달해왔기 때문으로 판단된다. 셋째, 금융자산 중에서 주식시장 참여율이나 비중이 낮다.<sup>16)17)</sup> 즉, 금융자산의 보유에

14) 보다 상세한 자료의 구축과정은 부록을 참조.  
15) 주식을 제외한 개별 자산의 보유형태에 대한 보다 상세한 논의를 위해서는 김진영·박창균(2001)을 참조.  
16) 주식시장 참여율이 상대적으로 높은 미국이나 영국의 경우에도 ‘주식시장 비참여 퍼즐(Stock Market Participation Puzzle)’이 논의되어 왔다. 미국 금융경제학에서는 주식의 초과수익률이 지나치게 높다는 점을 해결하는 것이 Merha and Prescott(1985)

있어서 위험기피적 성향이 강하게 나타난다. 이러한 특징 중 본고에서는 주식시장에 대한 참여율을 결정짓는 요소들과 전반적인 주식시장 참여율 및 비중이 낮은 원인에 대해 주로 분석하기로 한다.

### 3. 해외자료와의 비교

본 소절에서는 대우패널을 이용하여 연령별 및 금융자산 규모별 주식시장 참여율을 계산하여 주요 국가의 자료를 이용한 연구결과와 비교한다.

대우패널 자료에서 나타난 우리나라 가계의 주식시장 참여율은 선진국과 비교할 때 낮은 편인 것으로 보인다. Guiso et al.(2002)에 따르면, 직·간접투자를 합한 주식시장 참여율은 1998년을 기준으로 미국의 경우 48.9%, 영국의 경우 31.4%이며 직접투자만을 고려할 경우에는 유럽 국가들과 비슷한 수준을 보인다. 물론 주주명부자료를 통한 경제활동인구 대비 주식시장 참가율은 1999년 이후 17~20% 내외의 수준을 보이고 있으나, 해외자료의 경우 1998년 이전 자료를 통해 분석이 이루어져 있으며 가구단위로 진행된 서베이자료가 대부분임을 감안할 때 직접적인 비교에 주의가 필요하다.<sup>18)</sup>

---

이후의 화두였으며 ‘Equity Premium Puzzle’이라 명명되었다. 주식의 초과수익률이 지나치게 높다는 것을 미시적으로 투자자의 입장에서 본다면 이러한 초과수익률이 보장될 경우 적정한 투자자의 위험기피도를 가정할 때 모든 소비자가 주식시장에 참여하는 것이 최적(optimal asset allocation)인 데 반해 상당수의 소비자가 주식시장에 참여하지 않는 것으로 나타나 “Stock Market Participation Puzzle”로 불려왔다. 그러나 최근 미국에서도 적절한 고정비용을 고려할 때 주식시장 비참여자의 행태를 상당 부분 설명할 수 있다는 주장이 나오고 있다. 이에 대해서는 Vissing-Jorgensen (2002)을 참조.

- 17) 본 연구에서 주식시장 참여에 대한 기준은 대우패널에서 질문한 바와 같이 주식을 보유하고 있는냐에 대한 대답에 ‘예’라고 대답했느냐에 따르고 있다. 따라서 엄밀하게 직·간접 투자를 분류하기는 어려우나 직접투자로 분류하는 것이 보다 타당할 것으로 판단된다.
- 18) 또한 1999년 이후의 자료가 KOSDAQ시장 주주를 포함하고 있으므로 IT산업의 활성화로 주식참여자들이 크게 증가하였을 가능성도 있으나, 90년대 후반에 본격적으로 이용 가능해진 온라인 주식투자가 주식투자에 대한 비용을 크게 낮추어 주식인구가 늘어났을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 가설은, 본고에서 후에 제시하는 바와 같이, 주식투자 결정에 고정비용이 중요한 요소로 작용할 경우 참여율을 높이는 효과를 낼 수 있기 때문에 최근 자료를 이용하여 검증해 볼 가치가 있을 것으로 판



〈표 4〉 각국의 연령별 주식시장 참여율

(단위: %)

	30세 미만	30~39	40~49	50~59	60~69	70세 이상	전 체
직접투자							
미 국	11.8	16.0	21.2	24.8	23.7	18.2	19.2
영 국	10.8	19.6	24.5	28.1	26.2	18.5	21.6
네덜란드	4.7	6.8	13.4	18.4	17.8	21.2	14.4
독 일	8.5	11.3	12.1	11.2	10.1	6.1	10.0
이탈리아	3.4	9.9	8.4	9.3	6.4	4.2	7.3
직접 및 간접투자							
미 국	34.3	51.8	58.3	61.4	47.1	32.4	48.9
영 국	20.4	31.5	37.0	41.2	34.8	21.9	31.5
네덜란드	12.1	25.6	33.7	40.1	38.6	35.9	33.5
독 일	18.6	21.8	22.0	21.0	17.1	11.7	18.9
이탈리아	11.9	27.5	24.2	23.4	15.8	7.8	18.9
한국(1994)	5.1	11.6	8.7	7.4	4.7	1.1	8.5
한국(1996)	5.1	14.6	14.3	7.5	6.0	3.2	11.2
한국(1998)	5.9	8.5	11.5	7.1	4.7	1.3	7.9

자료 : United States: 1998 Survey of Consumer Finances. United Kingdom: 1997~1998 Financial Research Survey. Netherlands: 1997 Center Saving Survey. Germany (Unified): 1993 data, Income and Expenditure Survey. Italy: 1998 Survey of Household Income and Wealth. Guiso et al.(2002)에서 인용. 한국 자료의 경우는 대우패널을 이용.

〈표 4〉에서 볼 수 있듯이 연령별 주식시장 참여율이 역U자 형태를 보인다는 다른 국가들에 대한 기존 연구결과는 대우패널을 이용한 한국의 경우에도 동일하게 나타난다. 다만 한국의 경우 60대 이상의 참여율이 급격하게 떨어지는 특성을 보인다. 이러한 역U자 형태는 보고된 1994, 1996, 1998년 이외의 연도에서도 동일하게 관찰되며 앞서 보고한 주주명부자료의 결과와 다르지 않다.

단된다.

&lt;표 5&gt; 금융자산 분위별 주식시장 참여율

(단위: %)

	1/4분위	2/4분위	3/4분위	4/4분위	상위 5%	전 체
직접투자						
미 국	1.4	6.9	20.6	47.9	70.1	19.2
영 국	0.0	4.4	28.3	53.6	67.9	21.6
네덜란드	0.5	3.7	13.0	40.4	77.1	14.4
독 일	2.6	6.6	11.4	19.4	31.9	10.0
이탈리아	0.5	2.7	5.8	17.5	32.2	7.3
직접 및 간접투자						
미 국	4.4	38.3	66.0	86.7	93.7	48.9
영 국	4.9	11.9	37.8	71.1	83.9	31.5
네덜란드	4.4	16.9	36.8	75.9	92.3	33.5
독 일	6.6	17.6	22.1	29.3	41.6	18.9
이탈리아	3.4	10.8	19.6	38.9	54.6	18.9
한국(1994)	0.5	4.2	8.3	20.5	39.3	8.5
한국(1996)	0.9	4.5	11.1	28.4	40.2	11.2
한국(1998)	0.5	4.0	7.7	19.4	27.1	7.9

자료 : United States: 1998 Survey of Consumer Finances. United Kingdom: 1997~1998 Financial Research Survey. Netherlands: 1997 Center Saving Survey. Germany (Unified): 1993 data, Income and Expenditure Survey. Italy: 1998 Survey of Household Income and Wealth. Guiso et al.(2002)에서 인용. 한국자료는 대우패널을 이용. 각 분위는 금융자산 보유규모에 따라 전체 인구를 4분위로 나눈 것임.

<표 5>는 금융자산을 기준으로 표본을 4개의 집단으로 나눈 분위별 주식시장 참여율을 국가별로 비교하고 있다. 전반적으로 금융자산의 규모가 클수록 주식시장에 대한 참여율이 높아지는 것으로 나타나고 있으며, 이에 대하여 기존 실증분석들은 고정비용의 존재를 그 이유로 들고 있다. 즉, 주식투자에 있어서 상품에 대한 이해나 관찰비용 등의 고정비용이 존재하므로 운용 가능 금융자산의 규모가 주식시장에 대한 참여에 영향을 줄 수 있다는 설명이다. 한국의 경우에는 다른 국가들의 직접투자 참여율과 비교할 때 전반적으로 낮은 주식시장 참여율을 보이며 이러한 현상은 소득분위와 관계없이 나타난다.

〈표 6〉 임금소득자의 비중과 주식시장 참여율

(단위: %)

	한 국	미 국	영 국	이탈리아	네덜란드
임금소득자비중	65	92	86	71	88
주식시장참여율	11.2 (-)	19.2 (48.9)	21.6 (31.5)	7.3 (18.9)	14.4 (33.5)

주 : 임금소득자의 비중은 1996년 기준이며, 주식시장 참여율은 한국의 경우 노동패널 1996년 자료임. 주식시장참여율은 직접투자 기준이며, ( ) 안의 숫자는 간접투자를 포함한 주식시장 참여율임.

한국 가계의 주식시장 참여 결정과 관련하여 본 연구에서 새롭게 주목하는 것은 임금근로자가구와 자영업자가구의 소득 특성 차이가 자산 구성에 미치는 영향이다. 만일 임금근로자가구와 자영업자가구가 금융 자산구성 및 주식시장 참여에 있어서 다른 특성을 보인다면 노동시장 구성의 차이가 주식참여율에 영향을 미칠 수 있다.<sup>19)</sup> 특히 한국의 취업자 중에서 자영업자의 비중은 선진국과 비교하여 낮은 수준으로 알려져 있으며 <표 6>에서 나타난 바와 같이 임금소득자의 비중과 주식시장 참여율이 양의 상관관계를 보이고 있다.

따라서 <표 7>에서는 임금소득자와 자영업자의 특성을 나누어 비교해 보았다. 1997년과 1998년에 임금소득이 있는 가계의 주식시장 참여율은 각각 15%와 14%로 나타나 자영업자의 8.5%와 7.9%에 비해 높은 수준을 보인다. 또한 평균적인 금융자산 보유액은 자영업자가 임금소득자에 비해 크게 나타났지만 주식보유액에 있어서는 상대적으로 작은 규모를 나타낸다. 따라서 자영업자의 자산구성이 임금소득자에 비해 보다 위험기피적인 성향을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 특성에 대해 II장에서 논의된 자산선택이론에서는 소득수준이 동일한 경우 소득의 변동성이 높다면 주식시장에 참여할 유인이 낮아지게 된다는 점을 보인 바 있다. 일반적으로 자영업자의 소득이 임금근로자에 비해 변동성이 크기 때문에 자산구성에서 위험자산인 주식을

19) 자영업자의 사업위험과 자산구성에 관한 연구로는 Heaton and Lucas(2000)를 참조.

〈표 7〉 임금소득자와 자영업자의 특성 비교

(단위: 만원)

	연 도	소 득	금융자산	주식 보유액	주식시장 참가율(%)	자가여부 (%)	총자산	총부채
임 금	1997	199	1,905	138	15.3	64	11,040	551
	1998	179	1,982	116	13.7	70	10,923	680
자영업	1997	212	2,184	90	8.5	58	12,915	921
	1998	176	2,001	66	7.9	66	14,733	988

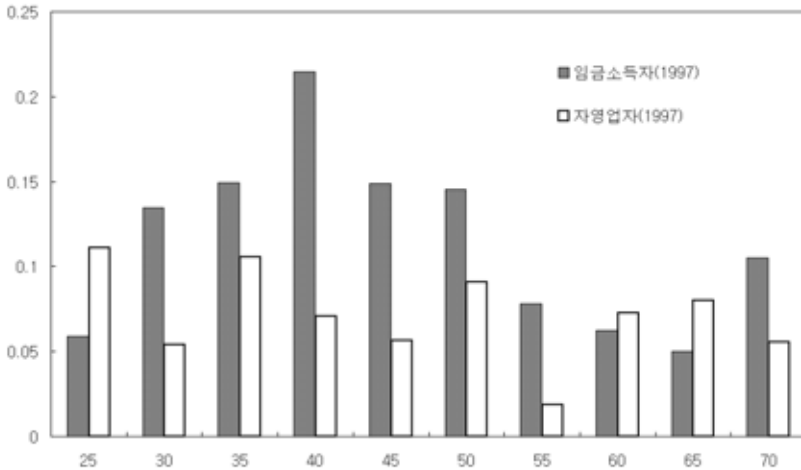
주 : 임금근로소득이 있는 경우 임금근로자로 정의되었으며 자영업소득이 있는 경우 자영업자로 구분되었으므로 두 가지 소득이 모두 없는 가계의 경우에는 위의 표를 계산하는 데 포함되지 않았다는 점을 주의.

보유할 유인이 낮아지게 되는 것은 이론의 예측과 일치하는 결과로 보인다.

연령별 주식시장 참여도의 경우에도 임금소득자와 자영업자는 다른 모습을 보인다. [그림 1]은 임금소득자와 자영업자를 나누어서 연령별 주식시장 참여율을 보여주고 있다. 임금소득자의 경우 연령별 참여율이 역U자 형태를 따르는 데 반해 자영업자의 경우에는 이러한 패턴이 명확하게 나타나고 있지 않다. 따라서 전반적인 역U자 형태의 연령별 주식시장 참여율은 임금소득자에 의해 나타나고 있음을 알 수 있다.

이러한 직업별 주식시장 참여율 패턴의 차이를 앞에서 제시된 이론에 적용시켜 보면 다음과 같은 해석이 가능하다. 먼저 임금소득자의 경우에는 임금소득이 위험자산보다는 무위험자산에 가까운 특성을 보유하고 있다고 볼 수 있으며 따라서 앞에서 설명된 바와 같이 역U자 형태의 주식시장 참여도를 보일 수 있다. 이에 반해 자영업자의 경우에는 자영업 소득이 무위험자산의 특성을 보일 가능성이 낮고 연령별 소득도 임금소득자와는 다른 형태를 보일 가능성이 높다.

소득의 성격을 엄밀한 통계적 추정을 통해서 분석하고 이를 이용하여 주식시장 참여에 대한 영향을 파악하는 것이 보다 바람직하지만 우선 본고에서는 임금소득자와 자영업자로 분류하여 자영업 소득과 임금

[그림 1] 임금소득자와 자영업자의 연령별 주식시장 참여율<sup>20)</sup>

자료 : 대우패널 1997년 자료.

소득이 주식보유에 미치는 영향을 구분하여 IV장에서 분석하였다. 우리나라의 경우 소득의 변동성이나 수준이 자산구성에 어떤 영향을 미치는지에 대한 보다 엄밀한 연구는 향후 과제로 남겨 놓기로 한다.

#### IV. 한국 가계의 주식보유 결정요인 분석

지금까지 본 연구에서는 상대적으로 낮은 한국의 주식시장 참여도를 설명할 수 있는 요인들에 대해 살펴보았다. 앞에서 제시된 설명들은 주식시장에 대한 전반적인 참여도를 살펴보는 데는 유용하나 개별 가계의 주식시장 참여의 결정이 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 파악하는 데는 불충분하다. 따라서 본장에서는 주식시장 참여자 결정에 영향을 미치는 요인들을 미시자료를 이용하여 분석하기로 한다. 특히, III장에서 제시된 자영업자와 임금소득자의 주식시장에 대한 참여도 차이를 II장에서 설명된 이론에 따라 해석을 시도하기로 한다.

20) 편의상 1997년 자료만을 이용하였으나, 여타 연도에도 큰 차이는 보이지 않는다.

## 1. 주식시장 참여자의 특성

우선 주식시장 참여자와 비참여자의 특성을 기초통계량을 통해 살펴보기로 하자. <표 8>에 따르면 주식시장 참여자의 평균 나이는 전체 표본에서 살펴볼 때 비교적 젊은 것으로 나타나고 있다. 주식시장 참여자의 경우 교육·소득수준이 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있으며, 금융자산이나 부채규모도 상대적으로 큰 것으로 보인다. 이러한 주식시장 참여자의 특성은 미국 및 다른 국가들의 경우와 크게 다르지 않은 것으로 판단된다.

주식시장에 대한 참여나 금융자산 중 주식비중의 결정요인을 분석하기 전에 패널 자료의 특성을 이용하여 가구의 자산운용이 얼마나 활발하게 이루어졌는지를 주식비중의 변화를 중심으로 살펴보기로 하자.

[그림 2]는 1993년과 1995년의 두 해에 모두 관측치가 있는 가계의 금융자산 중 주식비중을 제시한 것이다. 먼저 x-축 위로 나타난 원점을 제외한 수평선은 1993년에는 주식시장에 참여하지 않았으나 1995년에는 주식시장에 참여한 가계들을 보여주고 있다. 낮은 주식시장 참여율을 반영하여 원점에 나타난 점들이 많기는 하지만 주식의 보유비중이 크게 변화한 가계들도 상당수 있는 것을 볼 수 있다. 이에 반해 y-축 옆으로 나타난 수직선은 1993년에는 주식시장에 참여하였으나 1995년에는 주식시장에 참여하지 않은 가계들을 보여주고 있다. 이러한 주식시장 참여도의 변화는 1995년과 1997년의 변화를 도시한 [그림 3]에서도 큰 차이를 보이지 않는다. 따라서 주식시장에 대한 참여도가 동일 가구

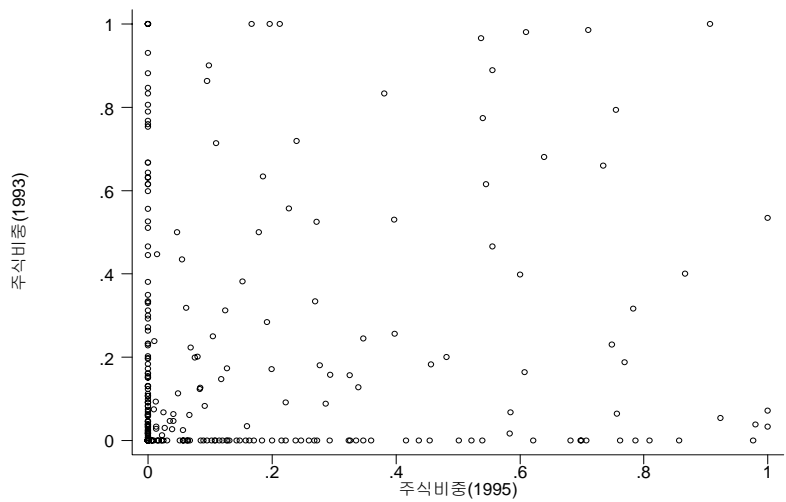
<표 8> 주식시장 참여자와 비참여자의 특성 비교

(단위: 만원, 세)

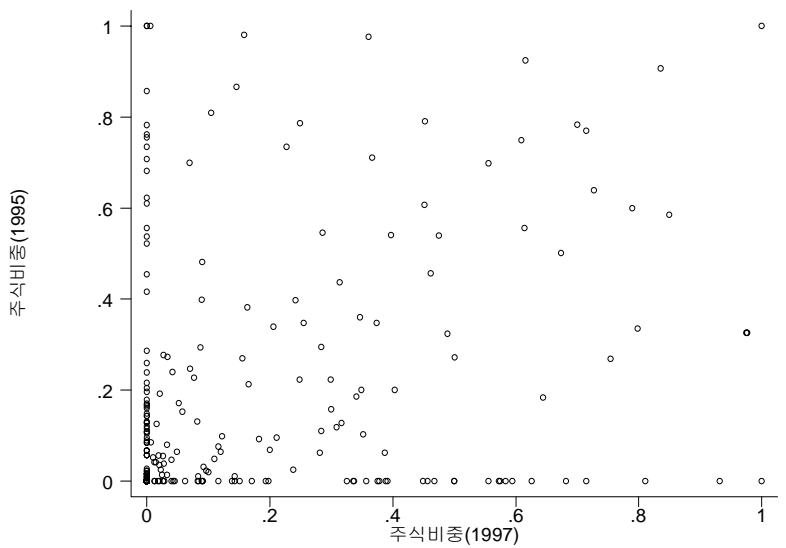
	연 도	가구주연령	교육수준	금융자산	총자산	자가여부	총부채
주식 보유자	1997	43.9	3.9	3,563	17,845	0.76	747
	1998	45.0	3.9	3,632	19,943	0.75	961
주식 비보유자	1997	45.4	3.1	1,737	10,954	0.61	581
	1998	46.8	3.0	1,734	11,491	0.69	615

주 : 교육수준에 대한 정의는 부록 참조.  
자료 : 대우패널 각년도.

[그림 2] 1993년과 1995년의 금융자산에서의 주식비중



[그림 3] 1995년과 1997년의 금융자산에서의 주식비중



내에서도 상당 폭으로 변화하는 것을 알 수 있다.

주식시장에 한 번 참여한 적이 있는 가구가 주식시장에 다시 참여할 확률은 높게 나타난다. 예를 들어, 1993년에 주식시장에 참여했던 가계가 1995년에 주식시장에 참여할 확률은 47%로 1993년에 주식시장에 참여하지 않았던 가계가 주식시장에 참여할 확률인 19%에 비해 크게 나타난다. 이러한 현상은 주식시장 참여에 고정비용, 특히 최초 진입시 비용이 존재한다는 가설을 지지하는 것으로 판단된다. 일단 주식시장에 참여한 가계의 경우 주식시장에 대한 정보를 어느 정도 획득하게 되고 이후 다시 주식시장에 진입할 경우 최초 진입시보다 작은 고정비용을 접하게 된다는 설명이 가능해진다. 그러나 이러한 현상이 가구별로 다른 위험기피도 등 관측 가능하지 않은 요인에 의해 나타났을 가능성도 배제할 수는 없다. 따라서 실증분석에서는 패널기법을 이용하기로 한다.

## 2. 주식시장 참여에 대한 결정요인 분석

주식시장 참여에 대한 결정요인을 추정하기 위해 본고에서는 Guiso and Jappelli(2002)에서 이용되었던 임의효과(random effect)를 고려한 panel probit 추정기법을 사용하기로 한다.<sup>21)</sup> 모든 회귀분석에서 분석기간중 주가의 부침이 심하였던 점을 감안하여 연도더미를 포함하여 분석을 실시하였다.<sup>22)</sup>

주식시장에 대한 참여도를 설명할 수 있는 변수로 기존 연구에서 가장 널리 이용된 변수는 가구주의 연령(이하, hage)과 가구주의 연령의 제곱(이하, hage2)이다. 이는 III장에서 나타난 바와 같이 횡단면에서 살펴본 주식시장의 참여율이 역U자 형태를 나타내고 있어 가구주연령의 2차함수 형태로 근사될 수 있다고 보았기 때문이다. 따라서 식 (2)에 먼저 hage와 hage2를 설명변수로 포함한 추정을 실시하여 보기로 하자. 결과는 <표 9>의 첫 번째 열에 보고되어 있다.

횡단면 자료(cross section)를 주로 이용한 기존 연구와 같이 패널 자

21) 추정에 사용된 변수들의 정의와 기초통계량은 부록에 제시되어 있다.

22) 연도더미 사용에 대한 지적을 해주신 논평자님께 감사드립니다.



료를 이용한 분석에서도 hage와 hage2가 모두 통계적으로 유의하게 나타난다(표 9의 case 1 참조). 또한 계수가 hage에서는 양의 값을, hage2에서는 음의 값을 보여 기존의 횡단면 분석에서 나타난 역U자 형태의 참여도 패턴이 패널 분석에서도 변화를 보이지 않는다. 따라서 주식시장에 대한 참여율이 연령별로 다른 특성을 나타낸다는 기존의 연구결과들을 지지하고 있다. case 1에 보고된 추정치에 따르면 주식시장의 참여율은 약 45세에서 최고치를 기록하게 된다.

II장에서 제시되었던 바와 같이 주식시장 참여에 고정비용이 존재한다면 금융자산의 규모는 주식시장 참여 결정에 영향을 줄 것으로 판단된다. 따라서 case 2에서는 설명변수에 금융자산의 규모를 포함하여 추정하였다.<sup>23)</sup> 기대했던 대로 금융자산의 규모가 통계적으로 유의하게 나타난다. 이러한 결과 역시 기존의 실증연구의 결과와 크게 다르지 않다. 다만 금융자산의 규모와 주식의 보유가 동시에 결정될 수 있다는 점을 고려할 때 내생성(endogeneity)의 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라 전기의 금융자산의 규모를 도구변수(instrumental variable)로 이용하여 추정을 실시하였다. 본고에는 결과를 포함시키지 않았으나 추정결과는 동기의 금융자산규모를 사용한 경우와 크게 다르지 않게 나타나 내생성(endogeneity)에 따른 추정치의 편이가 심하지 않은 것으로 판단된다.<sup>24)</sup>

II장에서 살펴본 자산선택이론에 따르면, 소득의 증가는 주식에 대한 수요를 증가시키는 방향으로 작용하며 소득의 변동성의 증가는 주식에 대한 수요를 낮추는 방향으로 작용하게 된다. 분석에 있어서 총소득을 설명변수로 포함한 것은 앞서 모형에서 제시한 바와 같이 한 가구의 전체 자산이 현재 보유하고 있는 자산과 앞으로 벌어들일 수 있는 소득의 현재가치의 합이라는 점을 반영하기 위한 것이다. 물론 현재 소득만을 가지고 이후 생애동안 발생할 수 있는 미래소득을 정확하게 예측하는

23) 참고로 선진국에 대한 기존 연구에서 금융자산 이외에 순자산(net worth)을 사용한 경우를 많이 찾아볼 수 있다. 순자산은 주로 (금융자산+실물자산-금융부채)로 정의되는데 대우패널의 경우에는 실물자산에 대한 자료가 상대적으로 빈약하여 일관성 있는 자료를 얻기 어려워 금융자산을 이용하였다. 그러나 결과의 견고성(robustness)을 확인하기 위하여 (금융자산+주택가치-금융부채)로 정의된 순자산을 이용하여 분석을 실시하여 보았으며, 결과는 차이를 나타내지 않았다.

24) 이 부분에 대한 심상달, 박창균 박사님의 지적에 감사드린다.

〈표 9〉 추정결과(Random Effect Probit Model; 연도더미 포함)<sup>25)</sup>

종속변수: 주식보유 여부					
	case 1	case 2	case 3	case 4	case 5
가구주연령/10	1.120** (0.286)	1.005** (0.275)	0.930** (0.291)	0.817** (0.277)	0.805** (0.280)
가구주연령2/100	-0.124** (0.030)	-0.113** (0.028)	-0.101** (0.031)	-0.091** (0.029)	-0.079** (0.029)
금융자산 규모 (천만원)		0.130** (0.010)		0.118** (0.010)	0.115** (0.010)
임금소득 가계여부			0.187 (0.102)	0.226* (0.103)	0.249** (0.101)
임금소득(천만원)			2.630** (0.428)	2.613** (0.431)	1.994** (0.421)
총소득(천만원)			0.707** (0.130)	0.344** (0.132)	0.286* (0.132)
중졸이하					-1.35** (0.138)
고졸이하					-0.678** (0.095)
주택보유 여부					0.278** (0.075)
상수항	-5.00** (0.680)	-5.03** (0.659)	-5.13** (0.688)	-5.04** (0.661)	-4.67** (0.673)
$\rho$	0.754** (0.014)	0.744** (0.015)	0.721** (0.016)	0.706** (0.017)	0.690** (0.018)
Wald 통계량	94.89	245.93	231.43	346.16	440.56
Log Likelihood	-3,194.79	-3,108.58	-3,121.38	-3,049.88	-2,986.59
관측치수	10,302	10,302	10,302	10,302	10,302

주 : 1) ( ) 안의 수치는 추정치의 표준편차.

2) \*: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

\*\*: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

3) Wald 통계량은  $\chi^2$ 분포를 따름(자유도는 각각 2, 3, 5, 6, 9).

4) 연도더미에 대한 추정계수는 생략함.

것은 어려우나, 패널자료이므로 가구소득의 변동을 어느 정도 제어할

25) 표에서  $\rho$ 는 개별 가구의 random effect가 얼마나 통계적으로 유의한지를 나타내는 추정치로서 본 연구에서 제시된 모든 추정식에서 유의하게 나타난다.

수 있을 것이며 현재소득과 미래소득 간의 상관관계도 상당히 높을 것이므로 향후 소득흐름의 현재가치를 나타내는 대용변수로서 포함된 것이다.

소득의 변동성 차이가 주식시장에 대한 참여도에 영향을 미칠 가능성은 <표 7>에서 나타난 자영업자가구와 임금근로자가구의 주식시장 참여율의 차이에서 이미 나타나 있다. 따라서 case 3에서는 임금근로자가구를 나타내는 더미변수와 총소득 및 더미변수와 총소득의 interaction 항인 임금소득을 포함하여 추정을 실시하였다.

임금소득의 더미가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다면 이는 임금근로자가구의 경우 낮은 소득의 변동성에 따라 주식에 대한 수요가 상대적으로 높다고 해석할 수 있다. 임금소득과 총소득의 추정계수가 다른 값을 가진다면 동일한 규모의 소득증가가 발생하더라도 주식수요에 미치는 영향이 다르다는 점을 나타낸다고 해석될 수 있을 것이다.

case 3~5에 나타나 있는 추정결과를 살펴보면 우선 임금소득에 대한 더미변수가 전반적으로 통계적 유의성을 보인다. 따라서 임금근로자가구가 자영업자가구에 비하여 주식시장에 참여할 확률이 높다는 점을 보여주고 있다. 또한, 임금소득에 대한 추정계수가 총소득에 대한 추정계수에 비해 상당히 크게 나타나고 있어 임금소득의 증가가 여타 소득의 증가에 비해 주식시장 참여 확률을 높이는 데 더 크게 기여한다는 점을 보여준다.

case 5에서는 교육수준을 나타내는 더미변수와 주택보유 여부를 포함한 추정을 실시하였다. 먼저 교육수준이 높을수록 주식시장에 참여할 확률이 높아지는 것으로 나타난다. 앞서 서술한 바와 같이 주식시장에 대한 정보취득을 위한 고정비용이 교육수준이 높을수록 낮다는 주장을 받아들이면 교육수준이 추정에서 유의하게 나타나는 것은 당연한 결과인 것으로 보인다. 이에 더해 Cocco, Gomes, and Maenhout(1999)는 미국의 경우 교육수준이 높을수록 소득의 수준은 높은 반면 변동성이 낮으며 이에 따라 위험자산에 대한 선호가 높아질 수 있다는 점을 보였다. 이러한 소득의 흐름에 대한 연구결과가 한국에서도 큰 차이를 보이지 않는다면 안정적인 소득흐름을 가진 고학력층의 주식시장 참여율이 높은 것 역시 자산선택이론과 잘 부합하는 것으로 나타난다.<sup>26)</sup>

주택의 보유여부 역시 통계적으로 유의하게 나타난다. 즉, 주택을 보유하기 전까지는 보수적인 자산운용전략을 펴고 주택을 구입한 후에야 금융자산을 보다 적극적으로 이용하게 되는 행태를 반영한 것으로 볼 수 있다. 이에 더해 우리나라의 주택, 특히 아파트 관련 금융제도가 가계의 자산선택에 영향을 주었을 가능성도 있다. 즉, 우리나라 가구의 상당수가(특히 무주택가구의 경우) 주택, 특히 아파트를 분양받기 위하여 주택청약저축이나 예금에 가입한다는 점을 고려해 볼 수 있다. 따라서 동 제도하에서는 동일한 금융자산을 보유하고 있을 때 무주택자의 경우가 주택보유자의 경우보다 예금으로 분류된 자산에 보다 많은 비중을 두게 될 가능성이 크고 주식과 같은 위험자산에 투자하기가 보다 어려워질 수도 있을 것이라는 가설을 상정할 수 있다. 이러한 가설을 검증하기 위하여 금융자산 중 예금의 비중이 주택보유에 의해 영향을 받는지를 살펴보기 위해 임의효과를 고려한 패널 회귀분석(random effect panel estimation)을 실시하였으며 결과는 다음의 <표 10>에 나타나 있다.<sup>27)</sup> 분석결과 주택보유가구의 경우 무주택가구에 비하여 예금비중이 낮은 것으로 나타나 우리나라 주택금융제도가 가계의 자산구성에 영향을 주었을 가능성이 있는 것으로 판단된다.<sup>28)29)</sup>

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 대우패널자료를 통해 한국 가계의 자산구성을 분석하여 자산구성의 패턴을 주요국의 실증연구와 비교하고 이러한 자산구성 결정 중 주식의 보유 결정요인을 자산구성이론에 따라 분석하였다.

26) 물론 이러한 해석은 한국의 교육수준별 임금의 변동성을 직접 추정해야 확인될 수 있을 것이다.

27) 종속변수인 예금의 비율은 예금액/총금융자산으로 정의하였다.

28) 이 외에도 주택보유와 가구의 금융자산 선택에 관한 보다 엄밀한 분석을 위해서는 고려해야 할 사항이 많이 있으나 본 연구의 범위를 넘어서므로 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.

29) 최근 우리나라에도 장기주택저당대출(mortgage)이 도입되었으므로, 이러한 상품의 도입이 가계 금융자산 구성에 미치는 영향에 대한 연구도 필요할 것이다.

〈표 10〉 추정결과(Random Effect Panel Estimation; 연도더미 포함)

종속변수: 금융자산 중 예금비중		
	case 1	case 2
가구주연령/10	-0.147** (0.031)	-0.149** (0.031)
가구주연령2/100	0.020** (0.003)	0.020** (0.003)
주택보유 여부	-0.033** (0.010)	-0.033** (0.010)
중졸 이하		0.019 (0.016)
고졸 이하		0.017 (0.013)
상수항	0.796** (0.072)	0.788** (0.072)

주 : 1) ( ) 안의 수치는 추정치의 표준편차.

2) \*: 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

\*\*: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

한국 가계의 자산구성은 높은 부동산 비중 및 낮은 주식시장 참여율과 비중으로 특징지어진다. 가계의 총자산 중 부동산 비중은 총자산의 규모에 거의 영향을 받지 않고 높게 나타나 그간 부동산이 자산의 축적 수단으로 자산계층에 관계없이 선호되었음을 확인할 수 있었다. 부동산에 대한 선호를 반영하여 주식시장의 참여율이나 주식의 비중은 전반적으로 낮게 나타났다. 반면 전반적으로 낮은 주식시장 참여율을 제외하고는 한국에서도 기존의 연구와 같이 주식시장의 참여율에 연령별 패턴이 역U자 형태를 나타내는 것을 보였다. 또한 기존의 연구결과와 같이 주식보유자는 주식 비보유자에 비해 금융자산의 규모가 크고 교육수준이 높으며 주택보유자일 가능성이 높은 것으로 나타났다.

그간 한국의 주식시장 참여율이나 자산에서 주식이 차지하는 비중이 낮은 점에 대한 원인으로는 부동산에 대한 선호 및 주식의 낮은 수익률이 주로 제시되어 왔다. 본고에서는 이에 더해 자영업자의 비중이 높은 한국의 취업구조가 주식시장 참여율을 낮추는 데 영향을 미쳤음을 보였다. 자영업자와 임금소득자의 주식시장 참여율이나 주식의 보유액을 살

펴본 결과 임금소득자의 주식시장 참여율이나 주식이 금융자산에서 차지하는 비중이 높게 나타났다. 따라서 자영업자의 구성비가 높은 점이 주식시장에 대한 참여도에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

본고에서는 자산선택이론을 통해 자영업자와 임금소득자 간의 주식 보유성향 차이에 대한 분석을 시도하였다. 전통적인 자산선택이론은 다른 기준이 동일할 때 소득의 수준이 높을수록 그리고 변동성이 낮을수록 위험자산(주식) 보유의 유인이 높아진다고 주장한다. 자영업자의 경우 임금소득자에 비해 소득의 변동성이 높다는 점을 감안할 때 주식에 대한 선호도가 낮게 나타날 것이다. 자영업자와 임금소득자 간의 주식시장 참여도의 차이가 직종에 따른 소득의 위험도를 반영하고 있다는 점은 소득의 특성이 자산구성에 영향을 미친다는 점을 보여준다. 다만, 본 연구에서는 소득의 변동성을 임금근로자와 자영업자의 직종 구분으로 단순하게 추정하고 있다는 한계가 있다. 추후 실증분석을 통해 직접 추정된 소득의 변동성이 자산선택에 어떤 영향을 미치는지를 파악하는 것은 의미 있는 분석이 될 것으로 판단된다.

한편, 본 연구에서 언급한 바와 같이 자영업자의 비중이 높은 현실에도 불구하고, 자영업자에 대한 체계적인 연구는 자료의 미비로 활발하지 못했던 것이 사실이다. 향후 보다 엄밀하고 체계적인 연구를 위하여 자영업자를 포함한 기존 통계자료의 공개 및 미국의 SCF와 같은 자료의 개발이 시급하다. 보유의 불평등도가 소득에 비해 심한 것으로 알려진 금융자산에 대한 정확한 연구를 위해서는 금융자산의 보유규모가 큰 부유층에 대한 상세한 자료가 요구된다. 미국의 SCF의 경우 국세청(IRS) 납세자료를 이용하여 부유층에 대한 자료의 정확성을 높이는 노력을 한 것으로 잘 알려져 있다. 우리나라의 경우에도 이러한 방법으로 조사자료의 신뢰성을 높일 수 있을 것으로 보인다.

## 참 고 문 헌

- 강동수, 『주식의 상대적 수익률과 절대적 가격에 관한 연구』, 정책연구시리즈 2001-05, 한국개발연구원, 2001.
- 강석훈, 『우리나라 가구의 금융자산 보유실태 종합분석』, 1996 가구소비실태조사 종합분석사업 보고서 5-1, 통계청, 1998.
- 김진영 · 박창균, 『가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의』, 연구보고서 01-08, 한국조세연구원, 2001.
- Abel, Andrew B., "The Effects of Investing Social Security Funds in the Stock Market when Fixed Costs Prevent Some Households from Holding Stocks," NBER Working Paper 7739, June 2000.
- Ameriks, John and Stephen P. Zeldes, "How do Household Portfolio Shares Vary With Age?" Columbia University, mimeo, 2000.
- Barberis, N., "Investing for the Long Run when Returns are Predictable," *Journal of Finance*, Vol.55(1), 2000, pp.225~264.
- Bergantino, Steven, "Boom, Bust and Babies: The Effect of Demographics on Housing and Stock Prices," MIT mimeo, 1997.
- Blume, M. and S. P. Zeldes, "Household Stockownership Patterns and Aggregate Asset Pricing Theories," Unpublished manuscript, The Wharton School, 1994.
- Brooks, Robin, "The Effects of Demographic Transition on Stock and Bond Prices," Yale University, mimeo, 1997.
- Campbell, John Y., João F. Cocco, Francisco J. Gomes, and Pascal J. Maenhout, "Investing Retirement Wealth: A Life-Cycle Model," Harvard University mimeo, 2001.
- Campbell, J. Y. and L.M. Viceira, "Consumption and Portfolio Decisions when Expected Returns are Time Varying," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114(2), 1999, pp.433~495.
- Cocco, João F., Francisco J. Gomes, and Pascal J. Maenhout, "Consumption and Portfolio Choice over the Life-cycle," Harvard University, mimeo, 1999.
- Deaton, Angus, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp.1221~1248.

- Federal Reserve Board, "Survey of Financial Characteristics of Consumers," Federal Reserve Bulletin, March 1964.
- Guiso, L. and T. Jappelli, "Households' Portfolios in Italy," L. Guiso and T. Jappelli (eds.), *Household Portfolios*, Cambridge, MA, MIT Press, 2002.
- Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli(eds.) *Household Portfolios*, Cambridge, MA, MIT Press, 2002.
- Haliassos, M. and C.C. Bertaut, "Why Do So Few Hold Stocks?" *The Economic Journal*, Vol.105(432), 1995, pp.1110~1129.
- Haliassos, Michael and Alexander Michaelides, "Portfolio Choice and Liquidity Constraints," University of Cyprus, June 1999.
- Heaton, J. and D. Lucas, "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing," *Journal of Political Economy*, Vol.104(3), 1996.
- Heaton, J. and D. Lucas, "Portfolio Choice and Asset Prices; The Importance of Entrepreneurial Risk," *Journal of Finance*, Vol.55(3), 2000, pp.1163~1198.
- Jagannathan, Ravi and Narayana R. Kocherlakota, "Why Should Older People Invest Less in Stocks Than Younger People?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol.20(3), Summer 1996, pp.11~23.
- Merton, R. C., "Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous Time Case," *Review of Economics and Statistics*, 1969.
- Mankiw, N. Gregory and David N. Weil, "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19, 1989, pp.235~258.
- Merha, Rajnish and Edwards C. Prescott, "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15, 1985, pp.145~161.
- Poterba, James, "Demographic Structure and Asset Returns," *Review of Economics and Statistics* 83, 2001.
- Poterba, James and Andrew Samwick, "Household Portfolio Allocation over the Life Cycle," NBER Working Paper 6185, 1997.
- Samuelson, P.A., "Risk and Uncertainty: A Fallacy of Large Numbers," Scientia, 6th Series, 57th year, 1-6, Reprinted in J.E. Stiglitz(ed.), *Collected Scientific Papers of Paul A. Samuelson*, Vol.I, Chapter 16, 1963, pp.153~158.
- Samuelson, P.A., "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.51, 1969, pp.239~243.
- Vissing-Jorgensen, Annette, "Towards an Explanantion of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures," NBER Working Paper 8884, 2002.



## **<부록> 실증분석에서 사용된 변수의 정의와 기초통계량**

본고의 실증분석에서 사용된 자료는 다음과 같은 방식에 따라서 구축되었다. 우선 실증분석에 사용될 변수를 구성하는 요소들이 결측치로 나타난 관측치는 모두 제거하였다. 또한 주식 등 금융자산의 보유여부에 대한 응답과 그 액수에 대한 응답이 일치하지 않는 경우에도 관측치를 제거하였다. 분가 및 가구주의 변화가 일어난 가구의 경우 일관성을 유지하기 위하여 표본에서 제외하였으며, 김진영·박창균(2001)에서와 같이 농·수산업에 종사하는 가구도 제외하였다. 또한 소득의 경우에 월소득이 1억원이 넘는 가구들을 제외하였다.

이러한 정리과정을 거친 변수들의 기초통계량은 다음의 표에 제시되어 있다. 각 변수의 정의는 다음과 같다.

금융자산: ‘예금+보험불입액+주식+채권+빌려준 돈+계 불입액’  
으로 정의되어 유동자산의 성격을 가진 개별자산의 합이라 볼 수 있다(단위: 만원).

주택보유 여부: 주택을 보유한 경우 1, 보유하지 않은 경우 0의 값을 갖는다.

주식의 비중: 주식보유액/금융자산

교육수준: 1(국졸), 2(중졸), 3(고졸), 4(전문대졸), 5(대졸 이상)

## 〈1993년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	2,329	0.06	0.19	0	1
주식보유여부	2,329	0.17	0.37	0	1
교육수준	2,329	3.27	1.22	1	5
가구주연령	2,329	40.79	10.95	20	85
금융자산규모	2,329	955.91	1,732.30	1	43,500
주택보유여부	2,329	0.51	0.50	0	1
임금소득	2,329	86.51	79.68	0	1,083
자영업소득	2,329	51.66	120.81	0	3,700
총소득	2,329	184.39	193.24	0	5,580
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	2,329	0.66	0.47	0	1

## 〈1994년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	2,086	0.05	0.17	0	1
주식보유여부	2,086	0.11	0.32	0	1
교육수준	2,086	3.22	1.21	1	5
가구주연령	2,086	41.85	11.02	22	85
금융자산규모	2,086	1,121.18	1,714.74	1	24,298
주택보유여부	2,086	0.55	0.50	0	1
임금소득	2,086	90.95	88.18	0	587
자영업소득	2,086	60.93	104.89	0	960
총소득	2,086	194.79	134.23	0	2050
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	2,086	0.63	0.48	0	1

<1995년도>

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,623	0.05	0.16	0	1
주식보유여부	1,623	0.15	0.36	0	1
교육수준	1,623	3.20	1.20	1	5
가구주연령	1,623	43.14	11.04	24	84
금융자산규모	1,623	1,498.72	1,985.30	3	23,787
주택보유여부	1,623	0.61	0.49	0	1
임금소득	1,623	102.28	102.44	0	900
자영업소득	1,623	74.27	118.56	0	750
총소득	1,623	223.67	170.27	0	3112
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,623	0.63	0.48	0	1

<1996년도>

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,602	0.04	0.15	0	1
주식보유여부	1,602	0.14	0.34	0	1
교육수준	1,602	3.16	1.20	1	5
가구주연령	1,602	43.98	11.06	23	86
금융자산규모	1,602	1,837.64	2,706.85	2	52,535
주택보유여부	1,602	0.61	0.49	0	1
임금소득	1,602	115.99	119.35	0	900
자영업소득	1,602	87.70	141.63	0	997
총소득	1,602	265.96	229.20	0	4,662
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,602	0.61	0.49	0	1

## 〈1997년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,456	0.04	0.14	0	1
주식보유여부	1,456	0.12	0.33	0	1
교육수준	1,456	3.18	1.21	1	5
가구주연령	1,456	45.22	11.10	26	87
금융자산규모	1,456	1,964.32	2,932.03	1	52,290
주택보유여부	1,456	0.63	0.48	0	1
임금소득	1,456	117.92	122.14	0	822
자영업소득	1,456	87.50	133.02	0	900
총소득	1,456	270.68	217.00	0	5,017
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,456	0.59	0.49	0	1

## 〈1998년도〉

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
금융자산 중 주식비중	1,206	0.03	0.14	0	1
주식보유여부	1,206	0.11	0.31	0	1
교육수준	1,206	3.12	1.20	1	5
가구주연령	1,206	46.61	11.13	28	89
금융자산규모	1,206	1,935.66	3,192.82	2	50,000
주택보유여부	1,206	0.69	0.46	0	1
임금소득	1,206	96.96	115.64	0	1,331
자영업소득	1,206	70.11	111.96	0	700
총소득	1,206	243.69	216.72	0	2,900
전체 가구 중 임금근로자가구 비중	1,206	0.54	0.50	0	1

**KDI 政策研究**

제26권 제1호(통권 제93호)

**이산선택모형을 이용한  
워크아웃기업의 회생요인 분석**

**강 동 수**

(한국개발연구원 연구위원)

Success Factors of the Korean Corporate Workouts

**Dongsoo Kang**

(Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 워크아웃, 기업구조조정, 로짓분석
- JEL 코드: G34, G28, C25

## ABSTRACT

This paper explores the empirical performances of the workout companies with special interests in the effectiveness of corporate reorganizing tools on their revitalization. In the empirical analysis it considers the criteria of success or failure in restructuring from both creditors' and debtors' perspectives. The key results are summarized as follows. First, the initial conditions on the debt structure of the workout companies are significantly related to the revitalization from both creditors' and debtors' point of view. Second, the debt restructuring instruments are insignificant in the success of corporate turnarounds while the debt-to-equity conversion has been a relatively effective tool. Third, the self-restructuring efforts, employment downsizing and governance reshuffling do not affect the performances significantly. The higher importance of initial conditions than corporate restructuring efforts may imply that Korean corporate workouts serve better to the needs of creditor financial institutions which are to maximize debt recovery and of the government which is to overcome financial crisis.

.....

본 연구에서는 기업구조조정의 세부수단을 계량화하고 각 수단과 워크아웃기업의 회생 여부 간에 유의적인 관계가 존재하는지를 확인하였다. 실증분석을 실시한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 채권자 및 채무자 관점 모두에서 워크아웃을 신청할 당시 기업의 채무구조가 동 기업의 회생 여부에 매우 유의적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 둘째, 대부분의 부채조정수단이 워크아웃기업에 큰 영향이 없었던 가운데 이 중 출자전환이 비교적 유효한 구조조정 수단인 것으로 분석되었다. 셋째, 자구노력, 고용조정, 그리고 경영진 및 지배구조 교체는 워크아웃기업의 회생 여부에 미친 유의성이 낮았다. 워크아웃기업이 회생하는 데 있어서 세부적인 기업구조조정수단, 즉 채무재조정, 자구노력, 고용조정, 지배구조개선 등보다는 워크아웃 신청 당시 기업의 채무구조가 중요하였다는 측면에서 우리나라의 워크아웃은 기업구조조정을 통한 효율적인 자원배분보다는 채권회수율을 제고하려는 채권자와 금융위기를 극복하려는 정책당국자의 유인구조에 충실하였던 제도라고 평가할 수 있다.

## 1. 서론

재무적 곤궁에 처한 기업에 대한 구조조정은 해당기업의 주주, 경영진 및 노동자, 그리고 금융기관의 직접적인 이해득실에 지대한 영향을 미치는 사안이다. 아울러 장기적 자생력의 존재 여부를 기준으로 부실기업을 신속히 회생 또는 퇴출시키는 것은 경제 전체의 효율성 제고를 추구하는 정책당국자의 관심사이기도 하다. 특히 1997년 이후 발생한 동아시아 금융위기의 근원이 기업의 수익성 악화 및 채무상환능력 저하에 있었기 때문에<sup>1)</sup> 기업구조조정은 우리나라를 포함한 위기경험국가의 정부가 경제의 구조개혁을 위하여 비중 있게 다루었던 과제 중 하나였다.

시장참여자와 정책당국자의 비상한 관심에도 불구하고 기업구조조정의 세부 수단 및 조치가 그 결과에 미치는 영향을 보고한 실증연구는 많지 않다.<sup>2)</sup> 채무불이행 기업을 회생시켜서 채권회수율을 제고하겠다는 실용적인 발상이 적극적인 구조조정행위로 이어진 역사가 일천<sup>3)</sup>할 뿐만 아니라 실제 기업구조조정이 실시된다고 해도 당사자 간 협상 및 추진경과가 외부에 공개되지 않아서 외부 연구자의 입장에서 자료수집의 어려움이 존재하기 때문이다. 또한 상대적으로 기업구조조정의 내용에 대한 자료수집이 용이한 저개발국가에서는 기업구조조정의 성과가 미진하거나 불분명하고 당사자 이외에 정부의 직·간접적인 개입이 부실기업의 최종 처리결과에 결정적인 영향을 미치기 때문에 기업구조조정의 미시적 수단별 유효성을 검증하기 어려운 경우가 대부분이다. 이에

1) Joh(2000), Claessens(2003), Kim(2003) 등을 참고할 것.

2) 기업구조조정의 수단과 결과에 대한 인과관계를 분석한 논문으로는 강동수·한상일(2001)이 있다. 그러나 동 논문의 분석기간인 1998년부터 2000년 말까지 기업구조조정의 주요 수단인 채무재조정계획이 이행되지 않은 경우가 많았고 워크아웃의 가시적인 결과도 나타나지 않았기 때문에 유의적인 관계를 얻지 못하고 있다.

3) 부실기업에 대한 적극적인 구조조정이 채권회수에 도움이 된다는 사고는 미국의 실용주의 정신이 19세기 후반 『The Bankruptcy Act of 1898』로 법제화되면서부터이다(Altman[1993]). 1997년 외환위기 이전 우리나라에서의 기업구조조정은 산업정책적 시각에서 이루어졌다고 할 수 있다(강동수[2004]).

비하여 우리나라의 워크아웃은 기업구조조정의 과정 및 성과에 대한 체계적인 자료를 축적하고 있다<sup>4)</sup>는 측면에서 학문적으로 주목할 만한 경험이라고 할 수 있다.

본 연구의 목적은 우리나라 워크아웃기업의 회생에 영향을 미쳤던 요인이 무엇이었는지를 살펴보는 데 있다. 일반적으로 부실기업을 회생시키기 위해서는 채무재조정, 사업구조 개편, 고용조정, 경영진 교체 등의 방법이 동원된다. 본 연구에서는 기업구조조정의 세부수단을 계량화하고 각 수단과 워크아웃기업의 회생 여부 간에 유의적인 관계가 존재하는지를 확인하고자 한다. 즉, 기업구조조정의 세부수단과 함께 워크아웃기업의 부실화 초기상황에서의 채무구조, 기업의 가치 등이 해당기업의 회생에 어떠한 영향을 미쳤는지를 알아보하고자 한다.

기업의 회생 여부를 판정하는 기준은 입장에 따라 자의적(ad hoc)으로 정의될 수 있다. 부실기업에 이미 제공된 채권회수를 극대화하려는 금융기관은 기업의 채무상환능력 회복 여부를 회생의 기준으로 삼을 수 있다. 반면 장기적인 이윤을 극대화하려는 기업의 입장에서는 채무상환능력의 제고보다는 사업의 수익성 회복이 회생의 기준이 될 것이다. 이러한 입장의 차이를 반영하여 본 연구는 워크아웃의 성과를 분석하는데 있어서 채권자와 채무자의 부실기업 회생판별기준을 분리하여 회생에 미치는 영향이 무엇이었는지를 살펴보고자 한다. 다시 말해서 워크아웃기업의 초기상황, 워크아웃과정에서 실시된 개별 구조조정수단이 각각 채무상환능력과 수익성을 제고하는 데 기여한 방향, 정도, 유의성 등을 살펴보는 것이 연구의 핵심과제이다.

학술적으로 본 연구의 의의는 부실기업에 대한 회생예측모형을 구축하는 데 있다. 동 모형은 기업의 재무분석에서 광범위하게 사용되는 부실예측모형과 방법론상으로는 동일하지만, 관심의 초점이 부실기업의 회생이라는 점에서 정상기업의 부실화를 분석하는 부실예측모형과 출발점과 방향에 있어서 상이하다. 또한 정책적인 관점에서 본 연구의 의

4) 금융감독위원회는 워크아웃의 진행과정을 면밀히 감시하였다. 금융감독위원회의 지도 아래 기업구조조정위원회는 채권금융기관을 통하여 워크아웃 내용에 대한 자료를 수집하였고 기업구조조정위원회가 해산된 이후에는 금융감독원이 채권금융기관으로부터 자료를 수집하여 기록하고 있다.



의는 시장참여자와 정책당국자에게 워크아웃의 성과에 대한 종합적인 실증분석결과를 제공함으로써 기업구조조정정책에 대한 시사점을 제시하는 데 있다. 기존의 연구가 사례분석이나 부분적인 인과관계를 보고함으로써 미시적인 관점에서 기업구조조정의 실체를 파악하는 데 주력하였다면, 본 연구는 전체 워크아웃기업에 대하여 초기상황과 여러 구조조정수단을 동시에 고려함으로써 기업구조조정의 성과에 대한 종합적인 판단자료를 제공하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 회생예측모형을 설명한다. 회생예측모형으로서 이산선택모형(Discrete Choice Model)의 하나인 로짓분석을 소개한다. 그리고 회생예측모형에서 사용할 데이터를 설명한다. 우선 채권자와 채무자의 관점에서 워크아웃기업의 회생을 정의한다. 다음으로 워크아웃 신청당시 초기상황변수와 워크아웃 과정에서 사용된 세부 기업구조조정기법을 계량화한다. 제Ⅲ장에서는 제Ⅱ장에서 계량화한 각 변수가 워크아웃기업의 회생에 미친 영향을 분석하고 그 결과를 보고한다. 마지막 제Ⅳ장에서는 주요 결과를 요약하면서 워크아웃제도에 대한 전반적인 평가를 내리도록 한다.

## II. 모 형

### 1. 모형의 선택

본 연구에서는 워크아웃기업의 회생 및 부실 여부를 설명하는 요인을 회귀분석을 통하여 알아보고자 한다. 이때 회귀분석의 종속변수는 회생 또는 부실이라는 이원(binary)의 값을 갖게 된다. 이렇게 종속변수가 질적 변수 또는 범주형 변수일 경우 사용되는 통계적 분석방법이 이산선택모형(Discrete Choice Model)이다. 기업의 부도예측과 관련하여 기존의 연구에서 광범위하게 사용되었던 이산선택모형으로는 판별분석(Discriminant Analysis), 로짓분석(Logit Analysis), 프로빗분석(Probit Analysis) 등이 있다.

판별분석모형은 Altman(1968)이 기업의 부도예측에 영향을 미친 요

인을 분석하는 데 처음으로 사용한 이후 1970년대 부도예측모형이나 기업신용평가모형에 적용되어 온 기법이다. 그런데 판별분석은 회귀분석에 사용되는 설명변수가 정규분포를 따라야 한다는 가정이 필요하다는 점에서 제약이 강한 방법론이다. 판별분석모형과 달리 로짓모형은 이러한 가정이 필요 없다. 동 방법론의 유일한 가정은 잔차항이 로짓분포를 따른다는 것인데 로짓분포는 정규분포와 유사한 형태를 띠지만 표준정규분포에 비하여 분포의 꼬리(tail)가 두툼(heavy)하다는 점에서 상이하다. 다시 말해서 로짓분포의 확률밀도함수(Probability Density Function)는 정규분포에 비하여 편평하게 보인다.<sup>5)</sup> 따라서 로짓분포는 극단적인 사건에 대하여 정규분포보다 높은 확률을 부여하는 특징이 있다.

로짓모형과 유사한 방법론으로 프로빗모형이 있다. 로짓모형과 비교할 때 프로빗모형은 잔차의 확률이 정규분포를 따른다는 가정만이 상이하다. 따라서 프로빗모형에 비하여 로짓모형은 설명변수의 값이 이산되어 있는 경우(극단적인 사건의 발생확률이 비교적 높은 경우)에 적합한 모형이라고 할 수 있다.<sup>6)</sup> 이러한 사유로 인하여 로짓분석은 재무비율의 편차가 큰 기업을 분석하는 데 광범위하게 사용되어 왔다.<sup>7)</sup> 더구나 부실기업의 경우 초기상황이나 구조조정의 세부방향이 기업별로 상당한 차이가 있기 때문에 워크아웃기업의 성과분석에 있어서 로짓모형은 적합한 방법론이라고 할 수 있다.

## 2. 분석대상 기업

본 연구는 워크아웃제도에 편입된 전체기업을 분석대상으로 삼고 있다. 우리나라의 워크아웃은 1998년 6월 25일 210개 금융기관들이 「기업

5) 로짓분포는 자유도가 7인 t-분포와 유사하다.

6) 설명변수와 함께 계수의 추정치도 회생 혹은 부도확률을 결정하기 때문에 설명변수의 값이 이산되어 있는 경우 로짓모형의 선택이 적합하다는 주장은 정확한 표현이라기보다 일반적인 사실의 반영임에 유의해야 한다(Greene[2000]).

7) 본 연구에서 사용한 회생예측모형은 Ohlson(1985)의 기업부실예측모형과 방법론상으로 동일하다. 로짓모형을 이용한, 기업 및 금융기관의 부도예측에 대한 국내 연구로는 전성빈·김민철(1996), 남주하(1998), 남주하·진태홍(1998), 강동수·임영재·한진희·양정삼·강진원(2000) 등이 있다.

구조조정 촉진을 위한 금융기관 협약』(이하 ‘기업구조조정협약’)을 체결하면서 개시되었다. 동년 7월 6일에 고합그룹 계열 4개사를 시작으로 2000년까지 총 104개사가 기업구조조정협약에 의한 워크아웃프로그램을 신청하였다. 이 중 8개사는 회생 가능성이 불투명하거나 대주주가 기업개선약정 체결에 반대하여 워크아웃 개시 전 탈락하였고, 17개사는 계열 내 모기업에 흡수·합병되어 워크아웃에서 제외되었다. 한편, 2000년중 대우중공업과 (주)대우의 회사분할로 신설된 대우조선, 대우종합기계, 대우건설, 대우인터내셔널 등 4개사가 추가된 결과 총 83개사<sup>8)</sup>에 대해 워크아웃이 적용되었다. 본 연구는 이들 83개 워크아웃기업을 대상으로 분석하고 있다.

그런데 실제로 본 연구의 회귀분석에서 사용하고 있는 기업의 수는 79개이다. 합병된 기업에 대해서는 합병 이전의 기업들을 통합하여 실사보고서와 재무제표를 재구성할 수 있으나, 분할된 기업에 대해서는 이러한 작업이 불가능하기 때문이다. 즉, 기업분할 이전에 작성된 실사보고서는 아직 분할 이후의 기업상황을 반영하지 못하기 때문에 채권 및 채무재조정 내역을 분할기업별로 구별할 수 없다. 설혹 분할된 기업별로 배분된 채권액을 명시적으로 알 수 있다고 해도 분할기업에 대한 구분회계가 분할 이전에 작성되지 않는 한, 분할 이전의 재무적 성과를 식별할 수 없다는 문제점도 있다. 이러한 현실적인 한계로 인하여 본 연구는 분할된 기업을 통합하여 새로운 기업으로 정의한 후 분석대상으로 삼았기 때문에 총분석대상기업이 79개로 줄었다.

한편, 제Ⅲ장에서 보고할 계량분석의 결과는 회귀분석별로 분석대상 표본기업의 수가 상이하다. 워크아웃기업의 회생에 영향을 미치는 요인으로 판단되는 변수를 계량화하는 과정에서 모든 기업에 대하여 설명변수의 값을 얻을 수 있는 것이 아니기 때문이다. 그 결과 회귀식별로 사용되는 워크아웃기업의 수가 상이하게 된다. 자세한 내용은 제Ⅲ장의 해당 부분에서 설명하도록 한다.

8) 워크아웃기업에 대한 자세한 설명은 금융감독원(2003)을 참고할 것.

### 3. 종속변수의 구축

기업구조조정의 시행 결과 워크아웃기업은 회생과 부실이라는 두 개의 군에 속하게 된다. 만약 워크아웃기업이 회생하게 되면 사건이 발생한 것으로 분류하여 동 기업에 1을 부여한다. 반대로 여전히 부실상태에 있게 되면 사건이 발생하지 않은 것으로 분류하여 0을 부여한다.

그렇다면 워크아웃기업의 회생과 부실을 구분하는 기준은 무엇인가? 판별기준의 선택은 기본적으로 자의적이고 주관적일 수밖에 없을 것이다. 회생 또는 부실의 결정을 내리는 주체가 누구인지에 따라서 이미 회생하였다고 볼 수도 있고 회생이라고 판별하기 위해서 추가적인 조치가 필요하다고 할 수도 있다. 예를 들어, 초기에 재무적 곤궁에 빠져 있던 기업이 채권자의 부채감면과 채무자의 자산매각에 의한 자구노력을 통하여 정기적으로 이자를 상환하고 있으나 영업활동이 동종기업의 평균적 성과에 미달하고 있다고 하자. 또 동 기업이 경쟁력을 회복하기 위해서는 고용조정과 핵심사업에 역량을 집중하는 사업구조조정이 필요하다고 하자. 채권자의 입장에서 동 기업은 현재 회생되었다고 볼 수도 있으나 추가적인 구조조정이 없다면 향후 재부실화될 가능성이 높기 때문에 기업관점에서는 아직 회생되었다고 판단하기 이르다.

본 연구는 워크아웃기업에 대한 구조조정의 성과를 채권자와 채무자의 관점으로 나누어 살펴보고자 한다. 채권자 입장에서 성공기준의 하나는 채권금융기관협의회에 의한 공식적인 결정이다. 채권금융기관협의회는 워크아웃기업에 대한 결과를 다음과 같이 네 가지로 분류하고 있다. 첫째, 금융시장에서 자신의 신용력으로 자금을 조달할 수 있는 경우 채권금융기관은 동 기업을 워크아웃에서 졸업시킨다. 둘째, 부채상환압력을 받을 위험이 있기는 하지만 부채규모가 적정하고 사업전망이 양호한 경우 채권금융기관은 워크아웃의 자율추진을 실시한다. 채권금융기관협의회는 졸업과 자율추진의 경우를 정상화로 분류하고 있다. 세 번째 구분은 워크아웃 중단이다. 핵심사업분야에서조차 회생의 가능성이 없거나 어떠한 수단을 동원하더라도 채무를 이행할 가능성이 없는 경우이다. 마지막 구분은 계속 추진이다. 짧게는 3년, 길게는 5년에 걸친 워크아웃에도 불구하고 몇몇 기업은 아직도 채권단 공동관리하에서 구조

조정이 진행되고 있다. 본 연구는 채권자의 관점에서 정상화기업을 회생으로, 중단 및 계속 추진기업을 부실로 정의하도록 한다.

채무자인 워크아웃기업의 입장에서 기업구조조정의 성공 여부는 채권자의 입장과 상이할 수 있다. 부실기업이 워크아웃에 참여하는 이유는 단순히 채무를 상환하기 위해서가 아니라 사업을 다시 본 궤도에 진입시킴으로써 장기적으로 이윤을 창출하는 데 있기 때문이다. 채무상환 능력이 단순히 대규모 채무재조정에 의하여 제고되었을 경우 추가적인 구조조정노력이 필요한 것이다. 이 경우 채무자 입장에서 워크아웃의 성공 여부는 장기적인 자생력을 확충할 수 있도록 사업이 회생하였는가에 달려 있다고 할 수 있다. 이에 따라 채무자 입장에서 성공의 기준 중 하나로 영업이윤<sup>9)</sup>에 근거한 수익성을 들 수 있다. 적어도 이자비용을 상회할 정도의 영업이윤이 발생하여야 회생의 단초가 마련되었다고 판단할 수 있을 것이다.

<표 1>은 본 연구에서 채택한 채권자와 채무자의 관점에서 부실기업의 회생과 부실을 판정하는 기준을 요약하고 있다. ‘기준 1’은 채권자

<표 1> 회생과 부실의 정의

	기준 1	기준 2
관 점	채권자	채무자
목 적	채권회수 극대화	장기적 생존을 통한 이윤 극대화
회 생	정상화(졸업, 자율추진)	사업의 생존 가능성 제고 (예) $(\frac{\text{영업이익}}{\text{이자비용}})$ 이 동종업계 평균 상회
부 실	중단 또는 계속 추진	사업의 생존 가능성 불투명 (예) $(\frac{\text{영업이익}}{\text{이자비용}})$ 이 동종업계 평균 하회

9) 순이익은 구조조정, 특히 채무면제과정에서 발생하는 대규모 특별이익을 포함하기 때문에 영업능력의 회복과 관계없을 수 있다. 실제로 대우자동차의 경우 2002년중 16.68조원의 순이익이 발생하였으나 이 중 채무면제에 따른 특별이익이 17.80조원 이어서 영업손실은 870억원이었다.

관점에서의 부실기업의 회생 및 부실 여부이다. 앞서 논의한 바와 같이 회생은 워크아웃기업 중 정상화기업, 즉 졸업과 자율추진기업이다. 따라서 실제 구조조정의 성공 여부와는 상이할 수 있다. 오히려 동 기준은 채권자가 부실채권의 회수를 극대화하였는지의 여부에 대한 기준이라는 혐의로 해석하는 것이 보다 바람직하다. ‘기준 2’는 채무자 관점에서의 구조조정의 성과 여부이다. 회생에 대한 기본적인 개념은 사업의 생존 가능성이 어느 정도 회복되었느냐일 것이다. 이에 대해서는 주관적인 판단기준이 사용될 수밖에 없는데, 본 연구에서는 다양한 지표로 시험한 결과 이자비용 대비 영업이익<sup>10)</sup>을 기준으로 사용하였고, 회생과 부실을 판별하는 수준으로는 1995년부터 2002년까지의 외부감사기업 전체의 평균을 사용하여 워크아웃기업을 회생 및 부실로 구분하였다.

#### 4. 설명변수의 구축

설명변수는 1) 초기상황, 2) 부채조정, 3) 사업조정 및 자구노력, 4) 고용조정, 5) 지배구조 변경 등 다섯 가지 부실기업의 상황 및 구조조정의 세부내용을 기준으로 구축하였다. 첫째, 초기상황과 관련된 데이터는 부실기업이 워크아웃을 신청할 당시의 채무구조와 사업성 등을 포함한다. 예를 들어서, 채무구조와 연관된 자료는 총신고채권액 대비 은행의 채권액 비율, 총신고채권액 중 상위 5개 채권자의 채권액 비중 등과 같이 기업채무의 복잡 또는 단순정도를 나타낸다. 일반적으로 채무구조가 단순할 경우 부실기업의 구조조정 결과가 양호한 것으로 알려져 있다.<sup>11)</sup> 사업성과 관련된 자료로는 총자산 대비 계속기업가치의 비율, 청

10) 이 외에 매출액영업이익률(영업이익/매출액), 매출액순이익률(순이익/매출액), 자산 대비 영업이익 또는 순이익 등의 지표가 채무자 관점에서 기업회생기준의 후보가 될 수 있을 것이다. 그러나 부실기업의 경우 순이익은 큰 의미가 없다. 주 9)에서 지적한 바와 같이 채무재조정의 결과 막대한 특별이익이 발생하기 때문에 순이익이 실제 영업측면의 회생을 반영하지 못하는 경우가 많다. 자산의 효율성도 큰 의미가 없을 수 있다. 기업구조조정의 과정에서 사업부나 자회사의 매각 또는 증자 등이 실시되는데 그 결과 자산구조의 변동성이 증가하기 때문이다. 실증분석의 결과에서도 이자비용 대비 영업이익을 기준으로 하여 워크아웃기업의 성과를 분류한 회생예측 모형의 유의성이 가장 높은 것으로 나타났다.

11) Gilson, John, and Lang(1990)은 사적 구조조정의 성공이 기업의 은행에 대한 의존도

산가치 대비 계속기업가치의 비율 등이 있다.

둘째, 부채조정변수는 워크아웃기업의 채무를 경감시켜 주기 위해 취해진 세부조치로 구성된다. 부채조정계획에 의한 원리금 감면, 출자전환, 전환사채(CB) 전환, 신규자금 지원 등이 그것이다. 사실 부채조정은 기업구조조정의 핵심내용이라고 할 수 있다. 개별기업의 초기상황과 향후 사업전망에 따라 부채를 감축시키는 작업은 상이하게 진행된다. 부실기업의 향후 사업전망이 밝으면 채권자는 금리조정보다는 출자전환을 선호한다. 채무기업의 부실원인이 단기적인 신용경색에서 비롯되었으나 경기순환적으로 호조를 보이고 있는 산업에 속해 있어서 현금흐름이 개선될 것으로 예상되면 채권자는 신규로 운전자금을 제공하기도 한다.

셋째, 자구노력변수는 증자, 부동산, 자회사, 유가증권 등 보유자산의 매각 등을 포함한다. 통상 채권자는 채무자에게 부채를 감면할 때 채무자의 자구노력을 요구한다. 부실기업의 회생은 채권자뿐만 아니라 채무자가 적극적으로 참여할 때 성공의 가능성이 높아지기 때문이다. 따라서 자구노력변수가 워크아웃기업의 회생에 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다. 본 연구에서는 기업차원의 자구노력변수와 함께 지배대주주의 사재출연에 따른 효과도 아울러 살펴본다.

넷째, 고용조정이 워크아웃기업의 회생에 미친 영향을 살펴본다. 영업비용을 감축하고 핵심사업에 기업의 역량을 집중하기 위해서 실시되는 고용조정과 인건비 삭감은 기업구조조정계획의 주요 내용이다. 본 연구에서는 고용조정에 대한 설명변수로서 직원수의 변화율, 인건비 총액의 변화율, 직원 1인당 인건비의 변화율 등 세 가지를 사용하였다.

마지막으로 지배구조 변경과 관련된 변수로서 경영진의 교체 여부를 설명변수에 추가하였다. 워크아웃이 진행되는 동안 경영진이 교체된 경우에 1을 부여하고 그렇지 않은 경우에는 0을 부여하였다. 즉, 경영진 교체 더미변수를 지배구조 변경과 관련된 변수로 정의하였다.

---

와 깊은 관련이 있음을 보였다. James(1995)는 공모시장에서 채권을 발행한 기업에 대하여 채권자가 동시에 손실분담을 하지 않는 경우 은행은 채무재조정을 실시하지 않음을 보고하면서 단순한 채권자 구조가 성공적인 기업구조조정의 전제조건임을 주장하였다. Gertner and Scharfstein(1991)도 채권자 간의 협의의 어려움이 워크아웃의 진행에 있어서 투자의 비효율성을 야기함을 지적하였다.

〈표 2〉 설명변수의 정의

	변 수	정 의
초기상황	X <sub>1</sub>	은행채권액 ÷ 총채권액
	X <sub>2</sub>	채권은행수 ÷ 총채권자수
	X <sub>3</sub>	10% 이상 채권자수 ÷ 총채권자수
	X <sub>4</sub>	상위 5개 채권자의 채권액 ÷ 총채권액
	X <sub>5</sub>	계속기업가치 ÷ 총자산
	X <sub>6</sub>	청산가치 ÷ 총자산
	X <sub>7</sub>	계속기업가치 ÷ 청산가치
부채조정	X <sub>8</sub>	채무면제 ÷ 총채권액
	X <sub>9</sub>	금리감면 ÷ 총채권액
	X <sub>10</sub>	출자전환 ÷ 총채권액
	X <sub>11</sub>	CB전환 ÷ 총채권액
	X <sub>12</sub>	(출자전환 + CB전환) ÷ 총채권액
	X <sub>13</sub>	채무조정 총액 <sup>1)</sup> ÷ 총채권액
	X <sub>14</sub>	신규자금지원 ÷ 총채권액
사업조정 및 자구노력	X <sub>15</sub>	부동산매각 ÷ 총자산
	X <sub>16</sub>	유가증권매각 ÷ 총자산
	X <sub>17</sub>	사업부매각 ÷ 총자산
	X <sub>18</sub>	자회사매각 ÷ 총자산
	X <sub>19</sub>	유상증자 ÷ 총자산
	X <sub>20</sub>	사채출연 ÷ 총자산
	X <sub>21</sub>	사업조정 및 자구노력 총액 <sup>2)</sup> ÷ 총자산
	X <sub>22</sub>	사업조정 및 자구노력 총액 ÷ 총채권액
	X <sub>23</sub>	(직원수 <sub>말</sub> ÷ 직원수 <sub>초</sub> ) - 1
고용조정	X <sub>24</sub>	(인건비 <sub>말</sub> ÷ 인건비 <sub>초</sub> ) - 1
	X <sub>25</sub>	(1인당 인건비 <sub>말</sub> ÷ 1인당 인건비 <sub>초</sub> ) - 1
지배구조 교체	X <sub>26</sub>	경영진교체 더미

주 : 1) 채무조정 총액=채무면제+금리감면+출자전환+CB전환

2) 사업조정 및 자구노력 총액=부동산매각+유가증권매각+사업부매각+자회사매각+유상증자+사채출연

〈표 2〉는 설명변수의 정의를 정리하고 있다. 한편 설명변수에 대한 데이터는 다양한 출처로부터 수집되었다. 초기상황에 대한 자료는 워크아웃 신청당시 외부감사인에 의해서 작성된 1차 실사보고서로부터 추출하였다. 부채조정, 자구노력에 대한 자료는 기업구조조정위원회와



금융감독원이 수집한 자료를 이용하였다. 고용 및 지배구조와 관련된 자료는 (주)한국신용정보와 『매경연감』 등을 이용하여 기업별로 구축하였다.

본 연구에서 구축된 자료 및 방법론상의 문제점으로 구조조정에 대한 동태적 측면 결여를 들 수 있다. 이는 자료수집의 제약으로 인하여 기업구조조정에 대한 진행과정을 설명하지 못하고 단순화할 수밖에 없었던 결과이다. 예를 들어서, 출자전환이 여러 차례에 걸쳐 실시된 경우 출자전환 총액을 산출할 때 시간할인을 적용하지 않고 단순히 합산하여 계산하였다. 부채조정 총액의 경우에도 채무면제, 이자감면, 출자전환, CB전환 등 이질적인 채무재조정에 따른 실질채무면제효과가 상이함을 감안하지 않고 단순합계를 이용하였다.

### III. 분석 결과

#### 1. 채권자의 관점

총 26개의 설명변수 중에서 워크아웃기업의 성과에 영향을 미친 유의성이 있는 변수의 최적조합을 추출하는 것은 장시간을 요하는 작업일 수 있다. 따라서 로짓회귀분석을 실시하기 이전에 ‘기준 1’에 의하여 분류된 성공과 회생이라는 두 개의 기업군에 대하여 설명변수별로 t-검정을 실시함으로써 개별 설명변수가 각 기업군에 미친 영향의 상이성을 먼저 살펴보도록 한다. 만약 t-검정의 결과 유의적으로 상이한 변수가 나타나면 동 변수는 로짓회귀분석에서 유력한 설명변수의 후보가 될 것이다.

<표 3>은 ‘기준 1’에 따라 분류된 기업에 대하여 t-검정을 실시한 결과를 요약하고 있다. 양 기업군에 대하여 초기상황변수 중에서  $X_1$ (총채권액 대비 은행채권액),  $X_3$ (총채권자수 대비 10% 이상 채권자수),  $X_5$ (총자산 대비 계속기업가치)가 유의적으로 상이한 것으로 나타났다. 부채조정변수 중에서는  $X_{11}$ (총채권액 대비 CB전환)이, 자구노력변수 중에서는  $X_{22}$ (총채권액 대비 사업조정 및 자구노력 총액)가 5%의 수준에서 유

〈표 3〉 채권자 관점에서의 설명변수별 t-검정 결과

변수	t-value	p-value	변수	t-value	p-value
X <sub>1</sub>	-2.01	0.049	X <sub>14</sub>	0.83	0.408
X <sub>2</sub>	-1.39	0.170	X <sub>15</sub>	-0.62	0.537
X <sub>3</sub>	-2.3	0.025	X <sub>16</sub>	1.08	0.286
X <sub>4</sub>	-2.27	0.028	X <sub>17</sub>	-1.02	0.311
X <sub>5</sub>	-1.37	0.179	X <sub>18</sub>	-1.31	0.195
X <sub>6</sub>	-0.64	0.527	X <sub>19</sub>	-1.54	0.129
X <sub>7</sub>	-0.89	0.380	X <sub>20</sub>	-0.13	0.901
X <sub>8</sub>	-1.37	0.177	X <sub>21</sub>	-1.6	0.115
X <sub>9</sub>	1.5	0.139	X <sub>22</sub>	-2.37	0.021
X <sub>10</sub>	-0.67	0.503	X <sub>23</sub>	-0.47	0.639
X <sub>11</sub>	2.82	0.008	X <sub>24</sub>	-1.22	0.232
X <sub>12</sub>	0.53	0.595	X <sub>25</sub>	-1.16	0.255
X <sub>13</sub>	-0.58	0.565	X <sub>26</sub>	1.18	0.245

의적으로 상이한 것으로 나타났다. 고용조정과 지배구조 변경에 대한 변수는 양 기업군 간 차이의 유의성이 작은 것으로 나타났다.

t-검정이 로짓분석의 설명변수를 선택하는 데 있어서 시사하는 바가 큰 것은 사실이나 로짓회귀분석의 결과에 따른 설명변수의 계수의 부호가 그대로 유지되는 것은 아니다. <표 4>는 설명변수에 대한 다섯 가지 대분류 중에서 한 가지씩을 포함한 회귀분석 중에서 가장 설명력이 높은 회귀분석의 결과를 정리하고 있다.<sup>12)</sup> 최종적으로 선택된 설명변수의 조합은 X<sub>4</sub>(총채권액 대비 상위 5개 채권자의 채권액), X<sub>11</sub>(총채권액 대비 CB 전환), X<sub>22</sub>(총채권액 대비 사업조정 및 자구노력 총액), X<sub>25</sub>(1인당 인건비 변화율), X<sub>26</sub>(경영진교체 더미)이다.<sup>13)</sup>

12) 로짓분석의 최우추정법(maximum likelihood method)에서 사용하게 될 설명변수를 추출하는 일반적인 방법은 단계적 회귀분석(stepwise regression)을 이용한 다변수 유의성 검정이다. 그러나 본 연구에서는 기업구조조정의 수단별로 최소한 한 가지 이상의 변수를 포함하는 로짓회귀분석을 실시하였다. 또한 설명력의 판단기준으로 Akaike Information Criterion과 Schwartz Criterion을 사용하였다.

13) <표 4>에 정리되어 있는 회귀분석에서 사용된 표본기업수는 67개이다. 본래 전체

이 중에서  $X_4$ 와  $X_{11}$ 의 계수는 유의적으로 0과 달라서, 워크아웃기업의 회생에 영향을 미친 것으로 나타난 반면, 나머지  $X_{22}$ ,  $X_{25}$ ,  $X_{26}$ 은 계수의 유의성이 낮았다.<sup>14)</sup> 이는 기업의 초기상황이 워크아웃의 성과에 큰 영향을 미쳤음을 의미한다. 즉, 채권자구조가 단순할수록 기업구조조정의 성과가 좋았다. CB전환의 경우에는 기업구조조정의 성과에 매우 유

〈표 4〉 채권자 관점에서의 로짓회귀분석 결과

Panel A : 최우추정결과

변 수	추정치	표준오차	Chi-Square	p-value
Intercept	-2.90	1.83	2.50	0.114
$X_4$	7.68	2.83	7.37	0.007
$X_{11}$	-1,221.00	465.80	6.87	0.009
$X_{22}$	187.50	246.80	0.55	0.457
$X_{25}$	-0.47	0.39	1.46	0.227
$X_{26}$	-1.13	0.76	2.20	0.138

Panel B : 변수의 유의성 검정

판단기준	Intercept only	Intercept and Covariates
Akaike Info Criterion	81.91	62.67
Schwartz Criterion	84.11	75.90
-2Log L	79.91	50.67

Panel C : Testing Global Null Hypothesis of coefficients = 0

검 정	Chi-Square	p-value
Likelihood Ratio	29.23	<0.0001
Wald	14.93	0.011

분석대상기업의 수는 79개이지만, 기업에 따라 사용된 설명변수의 값이 부재한 경우가 존재하기 때문이다. 예를 들어서,  $X_4$ (총채권액 대비 상위 5개 채권자의 채권액)에 대하여 유진관광, 동보건설, 동화투자개발, 현대카드, 서울트래드클럽의 자료를 구하지 못하였다. 따라서 표본기업수 67개란 본 회귀분석의 전체 설명변수, 즉  $X_4$ ,  $X_{11}$ ,  $X_{22}$ ,  $X_{25}$ ,  $X_{26}$ 에 대하여 모두 값이 존재하는 기업이 67개임을 의미한다.

- 14) <표 3>과 <표 4>의 결과를 비교하면 t-검정과 로짓회귀분석에 의한 유의성이 대체로 일치함을 확인할 수 있다.

의적이었으나 계수의 부호가 일반적인 예상과는 정반대로 나타났다. 부실기업의 채무가 이자부담이 낮은 CB로 전환될수록 동 기업이 회생할 확률이 높아지는 것이 일반적인 현상이지만, 실제 관측결과는 이와 반대였고 통계적인 유의성도 0.9% 수준이었다. 이는 부실의 정도가 극심하여 회생 가능성이 낮은 기업에 대하여 채권금융기관이 CB전환을 선호했음을 의미한다. 그렇다면 이러한 결과를 어떻게 해석할 수 있는가? 만약 회생 가능성이 높았다면 채권자는 소극적인 CB전환보다 적극적인 출자전환을 선호하였을 것이다. 그만큼 CB전환기업의 회생 가능성이 사전적으로 높지 않았음을 시사한다. 사실 채권자가 CB전환에 응하였던 이유는 기업의 회생 가능성에 대한 고려보다는 회계상의 편의에 기인한 측면이 컸다. 채권을 CB로 전환하면 손실의 이연이 가능하였던 반면, 주식으로 전환할 경우 손실을 즉시 반영하여야 했는데 외환위기 직후 대부분의 금융기관은 자산건전성이 심각히 훼손되어 있는 상황이었으므로 출자전환에 따른 손실을 흡수할 수 없었던 것이다.<sup>15)</sup>

이러한 결과는 채권자가 채권의 회수를 극대화하는 데 있어서 CB전환보다는 출자전환이 보다 유효하였음을 시사한다. 이는 다양한 부채조정변수 중에서 출자전환만이 양의 값을 갖고 그 외의 부채조정방법은 모두 음의 값을 나타내는 데서 알 수 있다(부표 1을 참조). 물론 이러한 결과는 채권금융기관이 부실기업의 정상화 가능성에 대하여 사적인 정보를 갖고 있는 데 기인한다고 볼 수도 있다. 상대적으로 양호한 부실기업에 대해서는 출자전환이 적극적으로 활용되었던 반면 그렇지 못한 기업에 대해서는 부채조정에 소극적이었을 것이다. 한편 출자전환이 워크아웃기업의 회생에 기여하였으나 그 유의성은 높지 않다는 측면에서 전반적으로 채무재조정이 채권금융기관의 채권회수에 큰 도움이 되지 않았음을 시사한다.

채권자 관점에서 분류된 워크아웃기업의 회생 및 부실에 대한 구분과 이에 대한 설명변수의 예측력에 대한 결과는 비교적 만족스러운 결과를 보이고 있다.<sup>16)</sup> <표 5>에 의하면 정상화기업 48개 중 43개를 회생

15) 1999년의 출자전환과 CB전환의 비율은 약 3 대 7이었다.

16) 회생예측모형의 결과는 부도예측모형의 결과에 비하여 설명력이 낮다. 이는 본 연구에서 사용한 설명변수 이외에 다양한 요인에 의하여 회생 여부가 결정되기 때문

〈표 5〉 채권자 관점에서의 로짓회귀분석의 예측력

Panel A : 예측능력 결과(확률수준 : 0.5)

변 수		관 찰		
		회 생	부 실	합 계
예 측	회 생	43	8	51
	부 실	5	11	16
	합 계	48	19	67

Panel B : 정확도(확률수준 : 0.5)

	Value(%)
concordant	80.6
sensitivity	89.6
specificity	57.9
Type I Error	31.3
Type II Error	15.7

으로, 비정상화기업 19개 중 11개를 부실로 판정하여 80.6%의 일치율(concordant)을 보였다.<sup>17)</sup> 세부적으로는 정상화기업에 대한 정확도(sensitivity)가 89.6%인 반면, 비정상화기업에 대한 정확도(specificity)는 57.9%로 부실보다는 회생에 대하여 예측력이 높음을 시사한다. 부실로 예측되었으나 실제 정상화된 기업의 확률인 1종 오류(Type I Error)는 31.3%이고 회생으로 예측되었으나 실제 중단 또는 계속 추진중인 워크아웃기업의 확률인 2종 오류(Type II Error)는 15.7%였다.

대우계열사가 워크아웃의 대상으로 적절한지에 대해서는 오랜 기간 논란이 되어 왔다. 대우계열사의 총채무액이 거대하기 때문에 청산시 채권자가 부담해야 하는 손실 또한 감당하기 힘들 만큼 막대하였다. 이 경우 채권자가 제시하는 기업구조조정계획은 채무자에게 아무런 위협이 되지 못한다. 현실적으로 회사의 청산을 불가능하게 하는 부채규모

인 것으로 추측된다. 아울러 부실기업의 회생시 정상기업의 부실시보다 기업별로 상이한 개별적인 요인에 의하여 결정될 수 있음을 시사하기도 한다.

17) 회생과 부실의 판정기준을 0.5로 하여 추정로짓확률이 0.5 이상이면 회생, 0.5 미만이면 부실로 처리하였을 경우에 대한 결과이다.

와 함께 대우계열사에 대한 워크아웃이 용이하지 않았던 요인은 매우 복잡한 부채구조이다. 대우그룹은 전 세계 400개 이상의 금융기관으로부터 자금을 조달하였다. 이러한 복잡한 채무구조로 인하여 대우계열사에 대한 구조조정을 마련하기 위한 채권자 간 합의를 도출하기가 어려울 뿐만 아니라 설혹 합의된 구조조정이 마련된다고 해도 계획대로 구조조정을 실시하기 어렵다.<sup>18)</sup> 더구나 대우계열사의 경우 금융기관 차입금 대비 상거래 채권의 비중이 여타 워크아웃기업에 비하여 높기 때문에 금융기관 중심의 워크아웃을 추진하기 위하여 상거래채권을 모두 상환하게 되면 금융기관의 채권회수율이 급격히 하락할 우려가 있으므로 워크아웃이 적절하지 않았을 수 있다.

대우계열사가 워크아웃에 적합하였는지를 확인하기 위하여 본 연구는 워크아웃기업을 대우와 비대우로 나누어 양자 간 차이를 분석하였다. <표 6>은 대우와 비대우 워크아웃기업에 대한 로짓회귀분석의 결과를 비교하고 있다. 가장 큰 차이로는 대우표본에 대하여 로짓분석의 설명력이 매우 낮다는 점이다. 대부분의 계수가 유의적이지 않아서 대우계열사에 대한 워크아웃을 모형의 설명변수로 예측할 수 없었다. concordant와 specificity는 각각 50%와 25%에 불과하여 무작위로 선택하였을 때보다 통계적으로 개선된 예측력을 보여주지 못하고 있다.<sup>19)</sup> 또한 1종 오류도 66.7%에 달하여 부실로 예측된 기업의 3분의 2가 실제로는 정상화되었음을 보여주고 있다.<sup>20)</sup> 대우계열사에 대한 로짓분석의 예측력이 매우 낮은 반면, 비대우표본에 대한 예측력은 매우 양호하였다. 전반적으로 전 체표본과 유사하지만 예측력이나 계수의 유의성이 개선되었다.

18) 본 연구에서는 대우그룹에 대한 해외채권자의 채권을 한국자산관리공사(KAMCO)가 매입한 이후의 시점에서 채권자구조의 초기상황을 구성하고 있으므로 복잡한 채권자에 따른 워크아웃의 어려움을 제거하였다. 만약 KAMCO의 해외채권 매입이 없었더라면 대우그룹에 대한 워크아웃의 결과는 크게 달라졌을 것이다. KAMCO의 대우그룹에 대한 해외채권 매입에 대해서는 정재룡·홍은주(2003)를 참고할 것.

19) specificity가 낮다는 것은 다수의 부실 워크아웃기업이 정상화된 것으로 예측되었음을 의미한다.

20) 1종 오류가 높다는 것은 채권자협의회가 대우계열사에 대하여 용인(forbearance)을 제공한 결과로 해석할 수도 있다. 즉, 정상화되었다고 볼 수 없는 대우계열 워크아웃기업에 대해서 채권자들이 줄업 또는 자율추진의 형식으로 정상화된 것으로 판정하였다고 볼 수 있는 것이다.

〈표 6〉 채권자 관점에서의 대우와 비대우의 로짓회귀분석 결과비교

	전 체	비대우	대우계열
Intercept	-2.90 (0.114)	-5.29 (0.053)	-32.87 (0.788)
X <sub>4</sub>	7.68 (0.007)	10.84 (0.010)	94.40 (0.689)
X <sub>11</sub>	-1,221.00 (0.009)	-1,219.50 (0.020)	42,469.80 (0.869)
X <sub>22</sub>	187.50 (0.457)	562.70 (0.197)	-31,020.60 (0.647)
X <sub>25</sub>	-0.47 (0.227)	-0.77 (0.127)	8.60 (0.867)
X <sub>26</sub>	-1.13 (0.138)	-1.02 (0.248)	-
concordant(%)	80.6	84.2	50
sensitivity(%)	89.6	92.9	66.7
specificity(%)	57.9	60.0	25.0
Type I Error(%)	31.3	25.0	66.7
Type II Error(%)	15.7	13.3	42.9

마지막으로 워크아웃기업을 산업별로 나누어 로짓분석을 실시하였다. 워크아웃은 시행 초기부터 제조업에 적당한 기업구조조정방식이라는 주장이 다수 제기되었다. 건설업의 경우 회사의 핵심경쟁력이 관리, 설계능력, 인지도, 브랜드, 수주경험 등인데 이는 무형자산의 범주에 속한다. 만약 건설기업이 재무적 곤경에 빠지게 되면 무형자산을 중심으로 한 기업의 경쟁력을 유지하기 어렵고 유능한 임직원의 이직이 빈발하게 된다. 또한 대부분의 유형자산은 할부나 리스 등으로 조달되기 때문에 채권금융기관이 회수할 수 있는 자산이 거의 남지 않는다. 이러한 건설업의 특성으로 인하여 많은 구조조정 전문가들은 건설업을 워크아웃에 편입시키는 것에 반대하였다. <표 7>은 이러한 주장에 설득력이 있었음을 확인하는 결과를 보고하고 있다. 대우계열사에 대한 분석결과와 유사하게 건설업에 대해서도 초기상황이나 구조조정의 세부내용이

〈표 7〉 채권자 관점에서의 제조업과 건설업의 로짓회귀분석 결과 비교

	전 체	제조업	건설업
Intercept	-2.90 (0.114)	-4.13 (0.088)	0.11 (0.100)
X <sub>4</sub>	7.68 (0.007)	8.39 (0.019)	46.72 (0.943)
X <sub>11</sub>	-1,221.00 (0.009)	-842.30 (0.044)	-20,352.50 (0.837)
X <sub>22</sub>	187.50 (0.457)	472.20 (0.196)	-3,959.70 (0.983)
X <sub>25</sub>	-0.47 (0.227)	-0.59 (0.183)	5.88 (0.979)
X <sub>26</sub>	-1.13 (0.138)	-0.73 (0.417)	-24.18 (0.816)
concordant(%)	80.6	83.0	33.3
sensitivity(%)	89.6	90.9	25.0
specificity(%)	57.9	64.3	40.0
Type I Error(%)	31.3	25	60.0
Type II Error(%)	15.7	14.3	75.0

위크아웃기업의 성과에 큰 영향을 미치지 못하였다. 전반적인 로짓분석의 설명력이 저조한 가운데 모든 설명변수의 통계적 유의성이 낮았다.

2. 채무자의 관점

채무자인 부실기업의 입장에서 기업이 회생하기 위한 필요조건은 정상적인 영업활동이다. 채무재조정, 자산매각, 경영진 교체 등 모든 구조조정수단은 주력사업부문에 있어서 경쟁력을 확보함으로써 일차적으로 채무상환능력을 제고하는 데 초점이 맞추어져 있다. 그러나 기업의 궁극적인 목표는 이윤극대화일 것이다. 만약 구조조정계획의 초점이 채무자가 원리금을 상환하는 데에 맞추어져 있다면 채무자는 적극적으로 기



업구조조정에 참여할 유인이 없게 될 것이다. 즉, 채무자 입장에서의 기업회생 여부는 채권의 회수율을 극대화하려는 채권금융기관의 입장과는 상이하다.

본 연구에서는 채무자 관점에서의 워크아웃기업의 회생 여부의 기준을 이자비용 대비 영업이익의 비율로 삼고 동 비율이 외부감사기업의 평균비율을 상회하면 회생, 그렇지 못할 경우 부실로 분류하였다. 이자비용 대비 영업이익의 비율은 기업의 재무적인 측면과 함께 영업적인 측면을 동시에 고려한 지표라고 할 수 있다. 동 비율이 일정수준을 상회하기 위해서는 회복이 가능한 영업력 수준을 감안하여 채무재조정이 이루어져야 하고 이와 함께 수익측면에서의 사업조정과 비용측면에서의 고용조정이 이루어져서 이자비용을 충당하고 남은 만큼의 영업이익이 발생해야 한다. 또한 정상기업에 비하여 부실기업은 경영자의 리더십이 보다 중요하다는 측면에서 경영지배구조를 개선할 필요도 있다. 이러한 관점에서 동 비율은 기업구조조정의 세부내용을 모두 포괄하면서도 기업의 궁극적인 목표를 동시에 지향하는 지표라고 할 수 있다.

<표 8>은 채무자 관점에서의 회생 및 부실 등 두 그룹에 대하여 <표 2>에서 정의된 변수의 t-검정을 요약하고 있다. 전체 26개의 변수 중 5% 이내의 유의수준에서 두 그룹 간에 차이를 보이는 변수는  $X_3$ (총채권자수 대비 10% 이상 채권자수)와  $X_5$ (총자산 대비 계속기업가치) 등 두 개에 불과하다. 이 외에  $X_6$ (총자산 대비 청산가치)와  $X_{25}$ (1인당 인건비 변화율)가 약 5% 수준에서 유의성을 보여주고 있다. t-검정이 시사하는 가장 중요한 점은 채무자 관점에서 기업구조조정의 성과를 결정하는 주요한 요인이 채권자 관점에서의 유사하게 초기상황변수라는 사실이다.

<표 9>는 채무자 관점에서 워크아웃기업의 회생 및 부실에 영향을 미친 요인에 대한 결과를 정리한 표로서, <표 4>와 마찬가지로 설명변수에 대한 다섯 가지 대분류 중에서 한 가지 이상을 포함한 회귀분석 중에서 가장 설명력이 양호한 회귀분석<sup>21)</sup>의 결과를 담고 있다.<sup>22)</sup>

21) 본 회귀분석의 대상기업의 수는 <표 10>에서 알 수 있듯이 60개이다. 주 13)에서 밝혔듯이 회귀분석의 설명변수에 대하여 값이 존재하지 않는 기업을 표본에서 제외하였기 때문에 총기업수 79개에서 19개 기업을 삭제한 후 60개 기업을 대상으로 분석하였다. 실사보고서에 청산가치와 계속기업가치가 표시되어 있지 않기 때문에 빠진

〈표 8〉 채무자 관점에서의 설명변수별 t-검정 결과

변수	t-value	p-value	변수	t-value	p-value
X <sub>1</sub>	-0.25	0.802	X <sub>14</sub>	0.79	0.431
X <sub>2</sub>	-1.56	0.119	X <sub>15</sub>	-0.74	0.462
X <sub>3</sub>	-2.18	0.035	X <sub>16</sub>	-0.57	0.573
X <sub>4</sub>	-1.28	0.206	X <sub>17</sub>	1.41	0.164
X <sub>5</sub>	-2.05	0.045	X <sub>18</sub>	1.23	0.225
X <sub>6</sub>	-1.94	0.057	X <sub>19</sub>	-0.95	0.348
X <sub>7</sub>	-0.65	0.519	X <sub>20</sub>	-0.55	0.586
X <sub>8</sub>	-1	0.326	X <sub>21</sub>	0.48	0.630
X <sub>9</sub>	1.36	0.178	X <sub>22</sub>	0.87	0.390
X <sub>10</sub>	-0.27	0.787	X <sub>23</sub>	-2.21	0.033
X <sub>11</sub>	0.7	0.487	X <sub>24</sub>	-0.4	0.692
X <sub>12</sub>	-0.02	0.982	X <sub>25</sub>	1.94	0.057
X <sub>13</sub>	0.55	0.583	X <sub>26</sub>	-0.90	0.370

채권자 관점에서 워크아웃의 성과에 영향을 미친 변수와 채무자 입장에서 워크아웃의 성과에 영향을 미친 변수가 상이한 점에 주목할 필요가 있다. 채무자 관점에서는 초기상황변수로는 X<sub>3</sub>(총채권자수 대비 10% 이상 채권자수), 부채조정변수로는 X<sub>9</sub>(총채권액 대비 금리감면)이, 그리고 자구노력변수로는 X<sub>17</sub>(총자산 대비 사업부매각)이 가장 유의한 것으로 나타나서, 채권자 관점에서 기업회생에 유의성이 높았던 변수인 X<sub>4</sub>(총채권액 대비 상위 5개 채권자의 채권액), X<sub>11</sub>(총채권액 대비 CB 전환), X<sub>22</sub>(총채권액 대비 사업조정 및 자구노력 총액)와 상이하였다. 변수별로 기업회생에 미친 영향을 살펴보면 다음과 같다. 우선 초기상황변수 중 하나인 X<sub>3</sub>(총채권자수 대비 10% 이상 채권자수)은 유의성이 높을

기업이 많았다.

- 22) 채무자 관점에서 기업구조조정 성과를 분석한 <표 9>에서는 초기상황변수로 채권자구조변수(X<sub>3</sub>)와 함께 워크아웃 신청당시 기업의 가치를 대표하는 변수(X<sub>5</sub>)도 포함하고 있다. 채권자 관점에서 기업구조조정 성과를 분석하였던 <표 4>에서는 워크아웃 신청당시 기업의 가치를 대표하는 변수인 X<sub>5</sub>, X<sub>6</sub>, X<sub>7</sub>의 통계적 유의성이 낮아서 이를 제외하였다.

〈표 9〉 채무자 관점에서의 로짓회귀분석 결과

Panel A : 최우추정결과				
변 수	추정치	표준오차	Chi-Square	p-value
Intercept	-0.7473	1.00	0.56	0.454
X <sub>3</sub>	9.17	3.92	5.47	0.019
X <sub>5</sub>	1.33	0.83	2.56	0.110
X <sub>9</sub>	-324.80	145.00	5.01	0.025
X <sub>17</sub>	-2.01	4.72	0.18	0.670
X <sub>25</sub>	-0.58	0.46	1.55	0.214
X <sub>26</sub>	0.63	0.68	0.85	0.356

Panel B : 변수의 유의성 검정		
판단기준	Intercept only	Intercept and Covariates
Akaike Info Criterion	85.11	76.65
Schwartz Criterion	87.21	91.32
-2Log L	83.11	62.65

Panel C : Testing Global Null Hypothesis of coefficients = 0		
검 정	Chi-Square	p-value
Likelihood Ratio	20.46	0.002
Wald	11.11	0.085

뿐만 아니라 부호도 일반적인 예상과 일치하였다. 즉, 채권자 구조가 단순할수록 채권자 입장에서의 기업회생 가능성도 높아졌다. 한편 워크아웃 신청당시 기업의 가치를 나타내는 자산가치 대비 계속기업가치의 비율(X<sub>5</sub>)이 채무자 관점에서의 기업회생에 영향을 미치고 있음을 주목할 필요가 있다. 즉, 계속기업의 가치가 높을수록 기업이 회생할 가능성이 높았다. 그러나 이러한 관계의 유의성은 비교적 높지 않았다.

부채조정의 경우 유의성은 높았지만 계수의 부호가 일반적인 예상과 상반되는 결과가 나타났다. 즉, 부실기업에 이자감면을 해줄수록 기업의 회생 가능성이 하락하였다. 이러한 결과가 나타난 이유는 전망이 안 좋은 기업에 대하여 수동적으로 채무재조정을 해준 결과 기업이 회생하는데 필요한 만큼의 채무재조정이 이루어지지 않았기 때문으로 해석된다. 사실 채권자는 채무기업의 장기적인 자생력 회복보다는 기존의 여신을

회수하는 데 관심이 많기 때문에 영업상 회생 여부가 불투명한 기업에 대하여 적극적인 채무재조정이 제공될 것이라고 기대하기 어려울 것이다. <부표 2>에 따르면, 채권자 관점에서의 기업구조조정 성과에 대한 결과(부표 1)와 마찬가지로 출자전환을 제외한 여타 부채조정이 워크아웃기업의 회생에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다.<sup>23)</sup> 사업구조조정을 위한 자구노력도 워크아웃기업의 사업정상화에 도움이 되지 않았던 것으로 나타났다. <부표 3>에 의하면 자구노력수단별 로짓회귀분석의 결과 모든 경우에 있어서 통계적 유의성이 낮았고 대부분의 경우 계수의 부호가 반대로 나타났다.

<표 9>에 의하면, 비록 변수의 유의성은 낮지만, 고용조정과 지배구조 변경이 워크아웃의 성과에 미친 영향은 긍정적이었다. 부실책임에 따른 노동과 경영에 대한 압력이 증가할수록 워크아웃기업의 영업이 다시 회복될 가능성이 높아졌던 것이다. 여기서 경영진의 교체( $X_{26}$ )가 부실기업의 성과에 미치는 영향을 주목할 필요가 있다. 경영진이 바뀐다는 것은 기존의 경영진 및 주주에게는 악재이지만, 기업 자체에는 호재일 수 있다는 점을 시사하기 때문이다. 기업구조조정과정에서 현재의 지위에서 물러날 가능성이 있다면 기존의 경영진은 자리를 보전하기 위하여 적극적으로 채권자에게 협조할 유인이 발생하게 된다. 채권자는 기존 경영진의 경영권을 보장해주는 대신 채권회수율을 제고할 수 있게 되고 이에 따른 비용은 기업에 귀착되면서 기업의 영업측면에서의 자생력이 훼손될 수 있는 것이다.<sup>24)</sup>

마지막으로, <표 10>에 따르면 채권자의 관점에서의 로짓회귀분석보다 채무자의 관점에서의 로짓회귀분석의 설명력이 낮다는 점을 지적할 수 있다. 판별확률 0.5 수준에서 일치율이 63.3%에 불과하고 sensitivity와 specificity가 모두 낮았다. 그리고 1종 오류와 2종 오류가 높았다.

23) 출자전환의 유의성은 여전히 낮다.

24) Hotchkiss(1995)는 미국에서 Chapter 11을 신청한 기업의 구조조정과정에서 기존의 경영진이 존속할 경우 구조조정 이후의 경영성과가 열악하다는 실증근거를 제시하였다. 이러한 결과는 Chapter 11이 경영진의 비효율적이고 자기중심적 경영이 용인되는 체제라고 해석되기도 하고, 경영성과가 열악한 기업의 경우 역량 있는 경영진을 영입하기 어려운 데서 비롯되었다고 해석되기도 한다.

〈표 10〉 채무자 관점에서의 로짓회귀분석의 예측력

Panel A : 예측능력 결과(확률수준 : 0.5)

변 수		관 찰		
		회 생	부 실	합 계
예 측	회 생	17	12	29
	부 실	10	21	31
	합 계	27	33	60

Panel B : 정확도(확률수준 : 0.5)

	Value(%)
concordant	63.3
sensitivity	58.6
specificity	67.7
Type I Error	36.4
Type II Error	37.0

### 3. 실증분석결과 요약

본장에서는 채권자와 채무자의 관점에서 각각 워크아웃기업의 성과를 분류한 후 이러한 결과에 영향을 미친 요인에 대하여 살펴보았다. 로짓회귀분석에 의한 실증적 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 워크아웃기업의 회생 여부는 워크아웃 신청당시 초기상황에 가장 큰 영향을 받은 것으로 분석되었다. 채무상환능력의 제고와 관련해서는 총신고채권액 대비 상위 5개 채권자의 비율이 가장 영향이 컸던 것으로 나타났다. 또한 총채권자 대비 10% 이상 채권자의 비율이 높을수록 워크아웃기업의 영업이 개선될 확률이 높았다. 즉, 워크아웃의 결과를 설명하는 데 있어서 워크아웃기업의 초기 채무구조가 기업구조조정세부조치를 압도하였다. 이는 성공적인 사적 기업구조조정에 있어서 단순한 채무구조의 중요성을 강조하였던 Gilson, John, and Lang(1990)과 Asquith, Gertner, and Scharfstein(1994)의 주장이 우리나라에도 유효함을 의미한다.<sup>25)</sup>

둘째, 부채조정 중에서 출자전환이 가장 유효한 기업구조조정수단이었던 것으로 나타났다. 출자전환 이외의 부채조정, 즉 원금탕감, CB 전환, 이자감면 등은 워크아웃기업의 성과에 부정적이었다. 특히, CB 전환이 채권자 관점에서 기업구조조정 성과에 미친 부정적인 영향의 유의성이 매우 높았다. 이러한 결과는 우리나라 워크아웃의 성격에 비추어 이해될 수 있다. 우리나라의 워크아웃이 기업구조조정보다 금융구조조정이라는 정책목표 아래 추진되었다는 점<sup>26)</sup>을 감안하면 부채조정이 기업 회생에 긍정적인 영향을 미치지 못하였을 수 있다. 다시 말해서 워크아웃의 목적이 금융기관으로 하여금 기업부문의 무수익여신을 효과적으로 회수하는 데 있었기 때문에 금융기관은 손실을 최소화한다는 측면에서 워크아웃기업에 대하여 최대한 보수적으로 부채조정을 제공하였던 것이다. 출자전환이 기업의 회생에 긍정적으로 나타난 결과도 기업구조조정에 있어서 출자전환이 유효한 수단임을 입증하였다기보다 채권금융기관이 우량한 워크아웃기업을 판별하여 적극적으로 지원하였기 때문으로 해석할 수 있다. 즉, 채권금융기관이 대중보다 우월한 정보력을 바탕으로 전망이 밝은 기업에 대해서는 적극적인 채무재조정수단인 출자전환을, 그렇지 않은 기업에 대해서는 소극적으로 채무를 감면하였음을 시사한다.

셋째, 채권자 관점에서의 로짓회귀분석과 마찬가지로 자구노력 및 고용조정변수의 유의성은 매우 낮은 것으로 나타났다. 자구노력과 관련된 대부분의 변수에 대하여 계수가 0과 유의적으로 다르다는 귀무가설을 모두 기각하였다. 단지 1인당 인건비가 감소할수록 기업회생 가능성이 높아졌으나 이도 통계적으로 유의한 결과는 아니다.

넷째, 경영진 교체가 기업회생에 미친 영향에 대한 해석은 매우 미묘한 사항이다. 앞서 채권자 관점에서의 지배구조 교체에 따른 영향은 비교적 유의적이었으나 기업의 회생에 부정적인 것으로 나타났었다. 그러

25) Gilson, John, and Lang(1990)은 미국의 기업이 채권시장에서 공모를 통하여 자금을 조달하기 때문에 다수의 채권자가 존재하고 이에 따라 사적 구조조정이 용이하지 않음을 주장하였다. Asquith, Gertner, and Scharfstein(1994)은 사모채권자와 수많은 공모채권자가 존재하는 경우 사적인 구조조정보다는 공적인 도산절차(Chapter 11)를 신청할 가능성이 높다고 보고하였다.

26) 강동수·한상일(2001), 강동수(2004)를 참고할 것.

나 채무자 관점에서 지배구조 교체에 따른 영향은 유의적이지는 않지만 기업의 회생에 긍정적인 것으로 나타났다. 즉, 경영진이 교체되면 채권자 입장에서는 채권을 회수하기 어렵게 되지만 채무기업의 채무 대비 수익성은 좋아진 것이다. 이러한 결과가 발생하게 된 데에 대한 한 가지 추측으로 채권자와 워크아웃기업의 경영진 간의 공모를 들 수 있다. 이들의 유인구조는 명확하다. 채권자는 채권의 회수를 극대화하는 것이고 부실기업의 경영진은 자신의 지위를 유지하면서 부실을 은폐하고 책임을 회피하는 것이다. 본 연구의 실증결과에 따르면, 이들이 자신의 유인구조에 상응하게 행동할 경우 채권자는 경영진의 잔류를 용인하면서 채권의 회수율을 제고할 것이고 이에 따라 동 부실기업의 사업이 정상화될 가능성이 점점 낮아지게 된다. 물론 이러한 주장은 현 단계에서는 하나의 추측에 불과하고 향후 연구를 통하여 지배구조 변경과 부실기업의 회생 간의 관계를 보다 엄밀하게 규명할 필요가 있다.

마지막으로, 대우계열사와 건설업을 표본으로 하여 실시한 로짓회귀분석의 설명력이 매우 낮았다. 다시 말해서 회귀분석에 사용된 설명변수가 대우계열사나 건설업에 속하는 기업의 회생을 예측하는 데 한계가 있다는 것이다. 이러한 결과는 다양하게 해석될 수 있다. 우선 이들 기업에 대하여 워크아웃이 적절한 구조조정방식이 아니었다는 주장이 제기될 수 있다. 부채구조가 복잡하고 사업의 규모상 경제의 구조적 위기로 연결되지만 않는다면 법원에 의한 공식적인 기업구조조정, 즉 회사정리절차 또는 파산이 바람직하였다고 할 수 있다. 한편 실증분석의 설명력이 저조하다고 해서 이들 기업에 대한 워크아웃이 유효하지 않다고 속단하기 힘들다는 주장이 제기될 수 있다. 이들 기업에 대해서 기업별로 표준화된 방식이 아닌, 서로 상이한 방식의 구조조정이 적합할 가능성이 있기 때문이다. 이러한 경우 개별기업마다 맞춤형 구조조정방식을 실시하는 것이 바람직하다고 할 텐데, 이는 워크아웃 무용론을 의미하기보다 워크아웃수단의 일반화를 경계해야 하는 것으로 해석하는 것이 바람직할 것이다.

## IV. 결 론

우리나라의 워크아웃제도는 대규모 기업부실을 처리하기 위해서 도입된 위기극복프로그램의 하나였다. 따라서 워크아웃제도는 통상적인 기업구조조정이라기보다 금융구조조정의 특성을 많이 내포하고 있다. 통상 기업이 사적재화를 생산하는 데 비하여 금융기관은 사적재화와 공공재 모두의 성격을 포함한 준공공재를 생산한다고 할 수 있을 것이다.<sup>27)</sup> 외환위기 이후 발생한 금융시스템, 즉 준공공재를 생산하는 부분의 문제를 치유하기 위하여 정부는 은행, 종금사 등 예금금융기관을 우선적으로 구조조정하고 다음으로 비은행금융기관과 기업을 구조조정하는 정책을 택하였다. 그런데 부실채권 및 부실금융기관을 정리하는 금융구조조정과정에서 부실금융기관은 기존 자본금만으로 무수익여신의 처리에 따른 손실을 충분히 흡수할 수 없었다. 이에 정부는 금융기관에 공적자금을 투입하였고 금융기관은 이를 재원으로 하여 부실기업을 구조조정하였다. 이러한 구도는 우리나라 워크아웃제도의 특성, 성과, 한계 등을 규정하게 되었다고 판단된다.

이러한 인식에 기초하여 본 연구는 채권자인 금융기관과 채무자인 기업 등 두 가지 시각에서 워크아웃의 성과에 영향을 미친 요인을 분석하였다. 실증분석의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 채권자 및 채무자 관점 모두에서 워크아웃을 신청할 당시 기업의 채무구조가 동 기업의 회생 여부에 매우 유의적인 영향을 미쳤다. 둘째, 대부분의 부채조정수단이 워크아웃기업에 큰 영향이 없었던 가운데 이 중 출자전환이 비교적 유효한 구조조정수단이었다. 셋째, 자구노력, 고용조정, 그리고 경영진 교체는 워크아웃기업의 회생 여부에 미친 유의성이 낮았다.

워크아웃기업의 재무제표에 따르면 워크아웃프로그램을 성공적으로 마친 기업의 경우 부채상환능력이나 사업의 수익성 측면에서 좋은 성과

27) 금융기관의 부실화로 인하여 작동이 멈춘 금융시스템을 재가동할 경우 전 국민이 그 혜택을 골고루 입게 되지만 이에 소요되는 비용을 부담할 경제주체는 정부 이외에 아무도 없기 때문이다.



를 내고 있는 것으로 나타났다. 또한 워크아웃프로그램은 금융기관의 부실채권회수율을 높이는 데에도 기여한 것으로 보인다. 요약하면 워크아웃제도는 금융과 기업부문의 미시적 구조조정을 통하여 위기를 극복하는 데 기여한 것으로 판단할 수 있다. 더욱 중요한 사실은 워크아웃을 통하여 경제주체가 구조조정문화를 습득함으로써 향후 위기의 발생확률과 발생시 극복비용을 낮출 수 있는 계기가 되었다는 점이다.

워크아웃제도에 대한 정책적 성과평가가 대체적으로 긍정적인 반면, 워크아웃제도가 부실기업의 회생에 얼마만큼 그리고 얼마나 효율적으로 기여했는지에 대하여 본 연구는 유보적인 판단을 제시하고 있다. 워크아웃기업이 회생하는 데 있어서 세부적인 기업구조조정수단, 즉 채무재조정, 자구노력, 고용조정, 지배구조개선 등보다는 워크아웃 신청당시 기업의 채무구조가 중요하였던 것으로 보이기 때문이다. 즉, 워크아웃체제 아래에서 금융기관은 부실기업을 회생시키기 위한 적극적인 노력을 기울이기보다 정보의 우월성을 바탕으로 비교적 우량한 부실기업을 찾아내고 이들에게 최소한의 채무재조정을 제공함으로써 채권회수율 극대화하였던 것이다. 이러한 측면에서 우리나라의 워크아웃은 기업구조조정을 통한 효율적인 자원배분보다는 채권회수율을 제고하려는 채권자와 금융위기를 극복하려는 정책당국자의 유인구조에 충실하였던 제도라고 평가할 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 강동수, 『시장친화적 기업구조조정』, 이덕훈·임길진(편저), 『한국 은행산업의 경영개혁과 혁신』, 나남출판사, 2004.
- 강동수·임영재·한진희·양정삼·강진원, 『기업부실과 구조조정 정책방향의 재정립』, 정책연구시리즈 2000-01, 한국개발연구원, 2000.
- 강동수·한상일, 『워크아웃제도의 성과에 대한 분석』, 『한국경제의 분석』, 제7권 제3호, 한국금융연구원, 2001.
- 금융감독원, 『워크아웃 5년: 추진실적과 성과를 중심으로』, 2003.
- 남주하, 『기업의 부도원인과 부도예측모형 분석: IMF 전후 기간을 중심으로』, 『금융연구』, 제12권 2호, 1998.
- 남주하·진태홍, 『금융기관의 부실화 예측모형 분석』, 『국제경제연구』, 제4권 제1호, 한국국제경제학회, 1998.
- 이성규, 『구조조정 전문가를 위한 워크아웃 해설』, 기업구조조정위원회, 영림카디널, 2000.
- 전성빈·김민철, 『기업도산결과예측에 관한 연구』, 『회계학연구』, 한국회계학회, 1996.
- 정재룡·홍은주, 『부실채권 정리: 금융산업의 뉴 프론티어』, 삼성경제연구소, 2003.
- 한국산업은행, 『기업구조조정 현황과 사례』, 2002.
- Adams, Charles, Robert E. Litan, and Michael Pomerleano, *Managing Financial and Corporate Distress: Lessons from Asia*, Brookings Institution Press, 2000.
- Altman, Edward C., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance*, September 1968.
- Altman, Edward C., *Corporate Financial Distress and Bankruptcy: A Complete Guide to Predicting & Avoiding Distress and Profiting from Bankruptcy*, John Wiley & Sons, Inc., 1993.
- Asquith, Paul, Robert Gertner, and David Scharfstein, "Anatomy of Financial Distress: An Examination of Junk-Bond Issuers," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.199, No.3, 1994.
- Bhandari, Jagdeep and Lawrence Weiss, *Corporate Bankruptcy: Economic and Legal Perspectives*, Cambridge University Press, 1996.
- Claessens, Stijn, "Origin of Corporate Distress in East Asia," Stijn Claessens and

- Dongsoo Kang(eds.), *Empirical Evaluation of Corporate Restructuring*, Korea Development Institute, 2003.
- Gaughan, Patrick A., *Mergers, Acquisitions and Corporate Restructurings*, second ed., John Wiley & Sons, Inc., 1999.
- Gertner, Robert and David Scharfstein, "A Theory of Workouts and the Effects of Reorganization Law," *Journal of Finance* 46, 1991.
- Gilson, Stuart, "Bankruptcy, Boards, Banks, and Blockholders," *Journal of Financial Economics* 27, 1990.
- Gilson, Stuart, "Transactions Costs and Capital Structure Choice: Evidence from Financially Distressed Firms," *Journal of Finance* 52, 1997.
- Gilson, Stuart, Kose John, and Larry Lang, "Troubled Debt Restructuring: An Empirical Study of Private Reorganization of Firms in Default," *Journal of Financial Economics* 27, 1990, pp.315~353.
- Greene, William, *Econometric Analysis*, fourth edition, Prentice Hall, 2000.
- Hahm, Joon-Ho and Frederic S. Mishkin, "Causes of the Korean Financial Crisis: Lessons for Policy," Inseok Shin(ed.), *The Korean Crisis: Before and After*, Seoul: Korea Development Institute, 2000, pp.55~144..
- Hotchkiss, Edith, "Postbankruptcy Reform and Management Turnover," *Journal of Finance* 50, 1995.
- Hotchkiss, Edith and Robert Mooradian, "Vulture Investors and the Market for Control of Distressed Firms," *Journal of Financial Economics* 43, 1997.
- James, Christopher, "When Do Banks Take Equity in Debt Restructuring?" *Review of Financial Studies*, Vol.8, No.4, 1995.
- Joh, Sung Wook, "Does Shareholder Conflict Reduce Profitability?: Evidence from Korea," Inseok Shin(ed.), *The Korean Crisis: Before and After*, Seoul: Korea Development Institute, 2000, pp.185~213.
- Kent, Pen, "Corporate Workouts a U.K. Perspective," Bank of England, 1997.
- Kim, Joon-Kyung, "Assessment of Progress in Corporate Restructuring in Korea Since the 1997-98 Crisis," Stijn Classens and Dongsoo Kang(eds.), *Empirical Evaluation of Corporate Restructuring*, Seoul: Korea Development Institute, 2003, pp.47~89.
- Ohlson, James, "Financial Ratios and Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, 1985.
- Olper, Tim and Sheridan Titman, "Financial Distress and Corporate Performance," *Journal of Finance* 49, 1994.
- Worldbank, *Symposium on Building Effective Insolvency Systems*, 1999.

〈부표 1〉 채권자 관점에서의 부채조정수단별 로짓회귀분석 결과

	회귀분석에서 사용된 부채조정변수						
	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>	X <sub>12</sub>	X <sub>13</sub>	X <sub>14</sub>
X <sub>4</sub>	-6.52 (0.005)	6.79 (0.004)	7.18 (0.004)	7.68 (0.007)	6.61 (0.006)	6.85 (0.004)	6.67 (0.007)
X <sub>8</sub>	12,696.90 (0.981)						
X <sub>9</sub>		-57.95 (0.551)					
X <sub>10</sub>			113.30 (0.391)				
X <sub>11</sub>				-1221.00 (0.009)			
X <sub>12</sub>					-39.02 (0.730)		
X <sub>13</sub>						-41.47 (0.560)	
X <sub>14</sub>							-679.40 (0.099)
X <sub>22</sub>	355.30 (0.146)	297.00 (0.200)	304.10 (0.179)	187.50 (0.457)	318.90 (0.176)	299.10 (0.205)	400.10 (0.128)
X <sub>25</sub>	-0.52 (0.163)	-0.57 (0.137)	-0.59 (0.126)	-0.47 (0.227)	-0.52 (0.165)	-0.55 (0.143)	-0.39 (0.305)
X <sub>26</sub>	-0.76 (0.250)	-0.74 (0.260)	-0.85 (0.209)	-1.13 (0.138)	-0.73 (0.268)	-0.71 (0.282)	-0.92 (0.186)
concordant(%)	67.2	68.7	74.6	80.6	65.7	68.7	70.1
sensitivity(%)	81.3	85.4	87.5	89.6	81.3	85.4	85.4
specificity(%)	31.6	26.3	42.1	57.9	26.3	26.3	31.6
Type I Error(%)	60.0	58.3	42.9	31.3	64.3	58.3	53.8
Type II Error(%)	25.0	25.5	20.8	15.7	26.4	25.5	24.1

〈부표 2〉 채무자 관점에서의 부채조정수단별 로짓회귀분석 결과

	회귀분석에서 사용된 부채조정변수						
	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>	X <sub>12</sub>	X <sub>13</sub>	X <sub>14</sub>
X <sub>3</sub>	5.41 (0.068)	9.17 (0.019)	6.99 (0.041)	4.83 (0.113)	6.89 (0.054)	5.64 (0.062)	6.07 (0.047)
X <sub>5</sub>	1.11 (0.138)	1.33 (0.110)	1.14 (0.139)	1.28 (0.109)	1.08 (0.155)	1.22 (0.123)	1.14 (0.131)
X <sub>8</sub>	14,513.80 (0.987)						
X <sub>9</sub>		-324.80 (0.025)					
X <sub>10</sub>			128.30 (0.322)				
X <sub>11</sub>				-355.00 (0.373)			
X <sub>12</sub>					92.92 (0.474)		
X <sub>13</sub>						-32.08 (0.621)	
X <sub>14</sub>							279.80 (0.477)
X <sub>17</sub>	-0.57 (0.990)	-2.01 (0.670)	-0.46 (0.925)	-1.06 (0.825)	-0.03 (0.995)	-0.04 (0.994)	0.71 (0.883)
X <sub>25</sub>	-0.57 (0.190)	-0.58 (0.214)	-0.54 (0.220)	-0.54 (0.215)	-0.57 (0.197)	-0.64 (0.165)	-0.66 (0.139)
X <sub>26</sub>	0.53 (0.404)	0.63 (0.356)	0.47 (0.461)	0.40 (0.543)	0.51 (0.427)	0.55 (0.393)	0.57 (0.379)
concordant(%)	60.0	63.3	60.0	61.7	60.0	56.7	60.0
sensitivity(%)	51.7	58.6	51.7	55.2	51.7	48.3	55.2
specificity(%)	67.7	67.7	67.7	67.7	67.7	64.5	64.5
Type I Error(%)	40.0	36.4	40.0	38.2	40.0	42.9	39.4
Type II Error(%)	40.0	37.0	40.0	38.5	40.0	44.0	40.7

〈부표 3〉 채무자 관점에서의 자구노력수단별 로짓회귀분석 결과

	회귀분석에서 사용된 사업조정 및 자구노력변수							
	X <sub>15</sub>	X <sub>16</sub>	X <sub>17</sub>	X <sub>18</sub>	X <sub>19</sub>	X <sub>20</sub>	X <sub>21</sub>	X <sub>22</sub>
X <sub>3</sub>	9.32 (0.016)	10.28 (0.013)	9.17 (0.019)	9.55 (0.019)	9.78 (0.018)	9.56 (0.016)	9.35 (0.019)	9.27 (0.019)
X <sub>5</sub>	1.24 (0.139)	1.37 (0.095)	1.33 (0.110)	1.52 (0.073)	1.50 (0.078)	1.17 (0.191)	1.40 (0.107)	1.46 (0.129)
X <sub>9</sub>	-317.30 (0.026)	-366.00 (0.017)	-324.80 (0.025)	-342.90 (0.021)	-345.30 (0.026)	-331.80 (0.021)	-333.40 (0.024)	-335.40 (0.025)
X <sub>15</sub>	3.00 (0.520)							
X <sub>16</sub>		10.35 (0.310)						
X <sub>17</sub>			-2.01 (0.670)					
X <sub>18</sub>				-6.73 (0.237)				
X <sub>19</sub>					-2.46 (0.666)			
X <sub>20</sub>						12.53 (0.576)		
X <sub>21</sub>							-44.33 (0.792)	
X <sub>22</sub>								-0.54 (0.811)
X <sub>25</sub>	-0.71 (0.126)	-0.60 (0.159)	-0.58 (0.214)	-0.76 (0.099)	-0.63 (0.147)	-0.68 (0.125)	-0.63 (0.156)	-0.62 (0.160)
X <sub>26</sub>	0.83 (0.239)	0.78 (0.257)	0.63 (0.356)	0.58 (0.396)	0.73 (0.282)	-0.80 (0.254)	0.56 (0.430)	0.56 (0.428)
concordant(%)	65.6	63.9	63.3	63.9	60.7	65.6	62.7	62.7
sensitivity(%)	58.6	58.6	58.6	62.1	51.7	58.6	58.6	58.6
specificity(%)	71.9	68.8	67.7	65.6	68.8	71.9	66.7	66.7
Type I Error(%)	34.3	35.3	36.4	34.4	38.9	34.3	37.5	37.5
Type II Error(%)	34.6	37.0	37.0	37.9	40.0	34.6	37.0	37.0

# KDI 政策研究

제26권 제1호(통권 제93호)

## Korea's Aging Population and Household Saving Rate: Evidence for an Extended Life Cycle Income Hypothesis

Sung Yeung Kwack  
(Professor, Howard University)

\* I am grateful to John Bennett and Peter Clark and Kiseok Hong for comments.  
The author benefited from discussions from seminar participants at the National  
Statistical Office of Korea and at the Korea Development Institute in July, 2003.

- Key word: saving, population, aging, household, Korea
- JEL code: D1, E21, J1

## ABSTRACT

Korea is entering the class of aging population nations. This paper investigates the extent demographic factors and the aging population affect the saving rate, using an extended life-cycle/permanent-income hypothesis on saving. The results of the tests with Korean household survey data from 1977 to 2002 reveal that real saving rates increase when the duration of lifetime and per household real disposable income rise, and decrease when the growth rate of income and net worth-to-GDP ratio rises. The growth rate of per household real disposable income has negative effects, suggesting that households calculate their life cycle income in a forward looking manner. The elasticities with respect to a change in the lifetime horizon and the growth rate of per household income are 0.58 and -0.03, respectively. A one percent rise in the net worth to GDP ratio reduces the saving rate by 0.3 percent. A one percent rise in per household income increases it by 0.33 percent. The younger-age and the elder-age dependency ratios have insignificant effects on the household saving rate behavior. When Korean life expectancy rises, the private saving rate declines modestly and the government saving rate declines substantially. The economy's real net saving rate declines from 33 percent in 2002 to 30 percent by the year 2030.



## I. Introduction

As life expectancy increases, the old-age population has been growing rapidly in Korea. As a result, Korea is entering the class of "aging population nations". The aging of a population raises some important issues and challenges ahead that need to be addressed. It raises micro-economic issues of health care, housing, and other related services for the purpose of improving the welfare of the elderly. It also raises some macroeconomic issues for any nation, in particular, their implications for government budgets, productivity, economic growth, financial markets, and foreign exchange markets.<sup>1</sup> So far, it appears that the aging of the population has not affected the social, political, and economic conditions of Korea. However, as the aging population increases, it is expected to have a significant impact on the economy.

The growth per head in an economy depends on the saving rate and productivity conditions. Hence, one of the central questions we need to answer is how much demographic factors affect the nation's saving rate. In light of the importance of the saving rate, one of the focuses of this paper is on the effect of demographic factors including life expectancy on the household saving rate, using an extended life-cycle/permanent-income hypothesis. We attempt to test the life cycle hypothesis with Korean household survey data from 1977 to 2002. We also test whether age dependency ratios would have an effect on the household saving. Then, we estimate the effect on Korea's national saving rate of increased lifetime expectancy.

Following this introductory section, section II discusses the age profile of the population and labor force in Korea. The old-age dependency ratio and the two aging population indices show an upward trend in Korea. Section III presents the saving rate choice of individual consumers under the intertemporal-utility-maximization rule. Section IV sets up the econometric specification of the life-cycle hypothesis of saving rate behavior. Section V presents the data bases. Section VI discusses the empirical results obtained using annual data on Korean households from 1977 to 2002. Section V examines the effects of the dependency ratio on the household saving rate. Section VI discusses the effects of improvements in life expectancy in Korea on the saving rates. Section VII offers a summary and some concluding remarks.

---

<sup>1</sup> For research on the implications, and other related issues, see Cutler, Poterba, Sheiner and Summers (1990), De Serres and Pelgrin (2002), Kohl and O'Brien (1998), Masson and Tryon (1990), and Turner, Giorno, De Serres, Vourh and Richardson (1998). For descriptive analyses of aging in Korea, see Bang Hong Ki (2003), Korea Development Bank (2003), Lee Eun Mi (2002), and Lee Hae Hoon (2002).

## **II. The Age Profile of the Population and Labor Force**

### **1. Population**

The population of Korea was estimated to be 25 million in 1960 and the male and female populations were 12.5 and 12.4 million, respectively (see Table 1). The population growth rate declined from 2 percent per year in the 1960s to less than one percent per year in the 1990s. The growth rate of Korea's population in the year 2002 was about 0.6 percent. The life expectancy in Korea increased greatly, from about 55 years in the 1960s to 75 years in the 1990s. In recent years, the life expectancy of females was 8 years longer than that of males. Currently life expectancy is growing at 0.7 percent per year.<sup>2</sup>

The proportion of the population under the age of 14 steadily declined from 43 percent in the 1960s to 21 percent in 2002. The proportion of the population between ages 15 and 64, which is the economically active population, rose from 54 percent in the 1960s to 71 percent in the year 2002 (see Table 2).

The share of the elderly or aged population, i.e., those 65 and older, rapidly increased from 3.4 percent in the 1960s to 8 percent in the year 2002.<sup>3</sup> As a result of longer life expectancy and a lower total fertility rate, the proportion of the elderly population above 80 increased from 0.3 percent in the 1960s to 1.2 percent in 2002.

The elderly dependency ratio is defined as the ratio of the elderly population to the economically active population. The Korean elderly dependency ratio increased from 6.3 percent in the 1960s to 11.1 percent in the year 2002 and has been rising at an increasing rate (see Table 3). In recent years, the elderly dependency ratio grew at more than 4 percent per year. Korea has experienced a rise in the elderly dependency ratio almost equal to that of other OECD countries.

In Korea, the elderly population has been rising while the younger population has been decreasing since 1960. The ratio of the elderly population to the population under 15 increased from about 7.9 percent in the 1960s to 38.5 percent in 2002. The ratio has grown at an increasing rate from a negative 0.6 percent rate in 1960 to 5.9 percent rate in 2002. Although the ratio is called in the literature an index of the aging population, it reflects more appropriately how many elderly per-

---

<sup>2</sup> For descriptions of aging population phenomena in Korea, see Lee, Eun Mi (2002) and Bang (2003).

<sup>3</sup> The share of the elderly population is lower than the average share of OECD countries of about 13 percent.

**< Table 1> Population and Life Expectancy by Sex**

year	Population (1000persons)			Life Expectancy (years)			Growth Rate (%)					
							Population			Life Expectancy		
	Total	Male	Female	Total	Male	Female	Total	Male	Female	Total	Male	Female
1960	24989	12544	12445	52.4	51.1	53.7						
1965	28373	14279	14094	60.1	58.1	61.6	2.54	2.59	2.49	2.74	2.56	2.74
1970	31435	15780	15655	63.2	59.8	66.7	1.93	1.85	2.01	0.52	0.04	1.01
1975	34678	17445	17233	64.6	61.4	68.0	2.04	2.09	1.99	0.45	0.52	0.39
1980	37407	18549	18858	66.3	63.0	69.9	1.56	1.26	1.86	0.78	0.43	1.09
1983	39910	20129	19781	67.9	63.8	72.2	1.47	1.46	1.49	0.79	0.44	1.12
1984	40406	20375	20031	68.2	64.1	72.5	1.24	1.21	1.26	0.40	0.51	0.43
1985	40806	20576	20230	68.4	64.5	72.8	0.99	0.98	0.99	0.40	0.51	0.43
1986	41214	20772	20442	69.1	65.1	73.4	0.99	0.95	1.04	0.95	1.02	0.83
1987	41622	20960	20662	69.8	65.8	74.0	0.99	0.90	1.07	0.96	1.03	0.83
1988	42031	21155	20876	70.3	66.3	74.6	0.98	0.93	1.03	0.75	0.80	0.70
1989	42449	21357	21092	70.8	66.8	75.1	0.99	0.95	1.03	0.76	0.80	0.70
1990	42869	21568	21301	71.3	67.3	75.5	0.98	0.98	0.99	0.63	0.67	0.55
1991	43268	21775	21493	71.7	67.7	75.9	0.93	0.96	0.90	0.63	0.67	0.56
1992	43663	21979	21684	72.3	68.2	76.4	0.91	0.93	0.88	0.75	0.74	0.64
1993	44056	22177	21879	72.8	68.8	76.9	0.90	0.90	0.90	0.76	0.75	0.64
1994	44453	22376	22077	73.2	69.2	77.2	0.90	0.89	0.90	0.49	0.58	0.33
1995	45093	22705	22388	73.5	69.6	77.4	1.43	1.46	1.40	0.49	0.59	0.33
1996	45545	22939	22606	74.0	70.1	77.8	1.00	1.03	0.97	0.58	0.70	0.46
1997	45991	23170	22821	74.4	70.6	78.1	0.97	1.00	0.95	0.58	0.71	0.46
1998	46430	23396	23034	75.0	71.1	78.7	0.95	0.97	0.93	0.77	0.81	0.70
1999	46858	23617	23241	75.6	71.7	79.2	0.92	0.94	0.89	0.78	0.81	0.70
2000	47275	23831	23444	76.1	72.3	79.8	0.89	0.90	0.87	0.77	0.81	0.70
2001	47343	23835	23508	76.7	72.9	80.3	0.14	0.02	0.27	0.77	0.81	0.70
2002	47640	23984	23656	77.3	73.5	80.9	0.63	0.62	0.63	0.77	0.81	0.70

*Note:* Some life expectancy figures are not available. The figures are made by a linear interpolation between two bench mark year figures. For life expectancy, refer to [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr).

*Sources:* Korea Statistical Office, *Major Statistics of Korean Economy*; Economic Planning Board, *Korean Economic Yearbook*, 1984.

**<Table 2> Population by Age**

year	Total	(in thousand)							Shares of Age Group(%)						
		0~14	15~64	65~80+	65~69	70~74	75~79	80+	0~14	15~64	65~80+	65~69	70~74	75~79	80+
1960	24989	10687	13458	844	379	255	126	84	42.8	53.9	3.4	1.5	1.0	0.5	0.3
1965	28373	12279	15121	937	426	265	162	84	43.3	53.3	3.3	1.5	0.9	0.6	0.3
1970	31435	13241	17153	1040	435	316	175	114	42.1	54.6	3.3	1.4	1.0	0.6	0.4
1975	34678	13208	20263	1206	543	325	204	134	38.1	58.4	3.5	1.6	0.9	0.6	0.4
1980	37407	12656	23305	1445	620	425	229	171	33.8	62.3	3.9	1.7	1.1	0.6	0.5
1982	39326	12886	24878	1560	659	460	254	187	32.8	63.3	4.0	1.7	1.2	0.6	0.5
1983	39910	12801	25496	1614	674	475	270	195	32.1	63.9	4.0	1.7	1.2	0.7	0.5
1984	40406	12592	26140	1673	691	489	288	205	31.2	64.7	4.1	1.7	1.2	0.7	0.5
1985	40806	12305	26759	1741	712	506	308	215	30.2	65.6	4.3	1.7	1.2	0.8	0.5
1986	41214	12030	27383	1800	739	518	317	226	29.2	66.4	4.4	1.8	1.3	0.8	0.5
1987	41622	11746	27998	1876	774	536	328	238	28.2	67.3	4.5	1.9	1.3	0.8	0.6
1988	42031	11487	28583	1962	817	554	341	250	27.3	68.0	4.7	1.9	1.3	0.8	0.6
1989	42449	11261	29135	2053	866	571	353	263	26.5	68.6	4.8	2.0	1.3	0.8	0.6
1990	42869	11078	29648	2144	904	596	368	276	25.8	69.2	5.0	2.1	1.4	0.9	0.6
1991	43268	10948	30108	2212	919	620	386	287	25.3	69.6	5.1	2.1	1.4	0.9	0.7
1992	43663	10833	30547	2283	935	647	403	298	24.8	70.0	5.2	2.1	1.5	0.9	0.7
1993	44056	10727	30968	2363	958	681	415	309	24.3	70.3	5.4	2.2	1.5	0.9	0.7
1994	44453	10581	31421	2450	989	721	421	319	23.8	70.7	5.5	2.2	1.6	0.9	0.7
1995	45093	10537	31901	2656	1048	767	459	382	23.4	70.7	5.9	2.3	1.7	1.0	0.8
1996	45545	10411	32360	2775	1098	790	483	404	22.9	71.1	6.1	2.4	1.7	1.1	0.9
1997	45991	10292	32792	2908	1158	812	514	424	22.4	71.3	6.3	2.5	1.8	1.1	0.9
1998	46430	10217	33162	3051	1221	838	552	440	22.0	71.4	6.6	2.6	1.8	1.2	0.9
1999	46858	10202	33452	3205	1288	872	588	457	21.8	71.4	6.8	2.7	1.9	1.3	1.0
2000	47275	10233	33672	3371	1366	911	614	480	21.6	71.2	7.1	2.9	1.9	1.3	1.0
2001	47343	9860	33903	3579	1465	967	632	515	20.8	71.6	7.6	3.1	2.0	1.3	1.1
2002	47640	9792	34074	3773	1534	1029	657	553	20.6	71.5	7.9	3.2	2.2	1.4	1.2

*Note:* The figures between the beginning and end periods are estimated by linear interpolations.

*Sources:* Korea Statistical Office, *Major Statistics of Korean Economy*; Economic Planning Board, *Korea Economic Yearbook*, 1984, for 1960-80 figures.

**<Table 3> Dependency Ratios and Index of Aging**

Year	Young Age		Elderly		Index of Aging	
	Dependency Ratio		Dependency Ratio			Growth rate%
		Growth rate%		Growth rate %		
1960	79.41		6.27		7.90	
1965	81.21	0.49	6.20	-0.21	7.63	-0.70
1970	77.19	-1.36	6.06	-0.39	7.85	0.97
1975	65.18	-3.71	5.95	-0.43	9.13	3.28
1980	54.31	-3.89	6.20	0.86	11.42	4.75
1982	51.80	-2.36	6.27	0.56	12.11	2.92
1983	50.21	-3.12	6.33	0.95	12.61	4.06
1984	48.17	-4.14	6.40	1.10	13.29	5.24
1985	45.98	-4.65	6.51	1.64	14.15	6.29
1986	43.93	-4.57	6.57	1.03	14.96	5.59
1987	41.95	-4.61	6.70	1.91	15.97	6.52
1988	40.19	-4.30	6.86	2.41	17.08	6.71
1989	38.65	-3.90	7.05	2.62	18.23	6.52
1990	37.37	-3.38	7.23	2.59	19.35	5.98
1991	36.36	-2.72	7.35	1.58	20.20	4.30
1992	35.46	-2.50	7.47	1.71	21.07	4.22
1993	34.64	-2.35	7.63	2.08	22.03	4.43
1994	33.67	-2.82	7.80	2.16	23.15	4.99
1995	33.03	-1.93	8.33	6.56	25.21	8.49
1996	32.17	-2.63	8.58	2.95	26.65	5.59
1997	31.39	-2.48	8.87	3.36	28.25	5.83
1998	30.81	-1.85	9.20	3.68	29.86	5.53
1999	30.50	-1.02	9.58	4.05	31.42	5.07
2000	30.39	-0.35	10.01	4.39	32.94	4.75
2001	29.08	-4.40	10.56	5.30	36.30	9.70
2002	28.74	-1.20	11.07	4.78	38.53	5.97

*Note:* Young age dependency ratio is the ratio of 14 age and under to ages of 15~64 years population. Elderly dependency ratio is the ratio of 65 age and above to ages of 15~64 years population. Index of aging is the ratio of the elderly population to the population under age 14 years.

sons would be cared by one young person.

People now expect to live longer than in earlier years. This is clearly confirmed by the figures given in Table 4. In 1981, the people 1-4 year old are expected to live 67.1 more years, and there are no age groups higher than the 80~84 age group. In 1999, the 1-4 old age group is expected to live 75.6 years more. The age group of 85~89 is expected to live 5 more years.

As shown in Table 5, about 28 percent and 9 percent of the population in 1970 completed the primary and middle school education, respectively. About 2 percent of the population completed tertiary education. In 1995, about 17 percent and 16 percent of the population achieved the primary and middle school education, respectively. Those educated in university and graduate schools are 16 percent of the total population. In 2000, the table shows that the education level of the population is higher. The population who completed tertiary schools is about 1.2 percent of the population.

## 2. Labor Force

As the age composition of the population varies, the age composition of the Korean labor force changes in a similar manner. As revealed in Table 6, the share of the younger age groups tends to decline, while the share of older age groups tends to rise. Hence, the Korean labor force in recent years has more elderly people.

The rate at which people participate in economic activity is calculated by two different methods. The first method is the traditional measure used in the literature dealing with the issues of aging and is defined as the ratio of those actively working to the population 15 years old and more. The second method we suggest here is the ratio of the active working labor force to the total population and this measure incorporates the population under the age of 15 years. The rate of population participation by the first method, as indicated in the table, is 54 percent in 1960 and 60 percent in the year 2002, increasing at a very low rate. The participation rate measured by the second method is 30 percent in 1960 and 48 percent in the year 2002, and it increased at a higher rate than the first measure. This is due to a decreasing trend of the population under the age of 15 years.

In 1981, 56 percent of the employed in Korea were graduates of primary school or less, while only 10 percent of them were graduates of university and higher education. (see Table 7). In 2001, the graduates of primary school and under decreased to 13 percent of the employed, while graduates of university and higher institutions increased to 25 percent of the employed. If we take into account the numbers of the students currently enrolled at university and higher institutions, the

**<Table 4> Abridged Life by Age ( in Years)**

Age	Time	Total	Male	Female	Time	Total	Male	Female
0 year old	1981	66.19	62.28	70.54	1999	75.55	71.71	79.22
1~4	1981	67.11	63.09	71.57	1999	75.01	71.16	78.69
5~9	1981	63.71	59.67	68.21	1999	71.15	67.3	74.82
10~14	1981	59.1	55.05	63.6	1999	66.24	62.4	69.9
15~19	1981	54.35	50.31	58.84	1999	61.31	57.48	64.96
20~24	1981	49.75	45.75	54.18	1999	56.47	52.67	60.07
25~29	1981	45.2	41.25	49.55	1999	51.65	47.91	55.19
30~34	1981	40.64	36.75	44.92	1999	46.85	43.16	50.32
35~39	1981	36.12	32.28	40.31	1999	42.09	38.46	45.48
40~44	1981	31.72	27.98	35.77	1999	37.41	33.87	40.68
45~49	1981	27.51	23.93	31.31	1999	37.41	33.87	40.68
50~54	1981	23.51	20.14	27	1999	28.47	25.28	31.25
55~59	1981	19.72	16.64	22.86	1999	24.21	21.26	26.67
60~64	1981	16.18	13.43	18.86	1999	20.16	17.51	22.21
65~69	1981	12.97	10.62	15.13	1999	16.35	14.06	17.96
70~74	1981	10.12	8.22	11.74	1999	12.83	10.96	14.02
75~79	1981	7.6	6.2	8.76	1999	9.76	8.32	10.57
80~84	1981	5.37	4.62	6.19	1999	7.23	6.18	7.73
85~89					1999	5.29	4.56	5.55
90~94					1999	3.82	3.4	3.94
95 & over					1999	2.74	2.57	2.79

Source: National Statistical Office, Abridged Life Tables, 1999 from [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr), 05/01/03.

employed who were educated at university and higher will be substantially higher. In addition, the workers 25~39, the younger group of laborers, educated at higher education institutions, are more than the elderly group of workers aged 40 years and over.

**<Table 5> Educational Attainment of Population by Age**

Year / Age		15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60+	Total
1970	Primary School	4.82	3.75	3.68	3.91	3.24	2.34	1.75	1.12	0.75	0.70	28.14
	Middle School	1.77	2.02	1.60	1.27	0.87	0.60	0.43	0.25	0.11	0.13	9.10
	High School	0.55	2.10	1.51	1.26	0.85	0.43	0.25	0.12	0.07	0.06	7.21
	Jr.College	0.00	0.13	0.14	0.12	0.10	0.07	0.06	0.04	0.02	0.03	0.72
	University and Higher	0.00	0.19	0.49	0.51	0.37	0.20	0.10	0.05	0.02	0.02	1.96
1995	Primary School	0.02	0.05	0.11	0.35	0.78	1.12	1.44	1.72	1.90	3.46	10.97
	Middle School	0.13	0.30	0.54	1.19	1.97	1.83	1.49	1.10	0.79	0.82	10.17
	High School	1.28	5.38	5.54	5.32	4.80	3.03	1.97	1.22	0.83	0.77	30.14
	Jr.College	0.01	0.68	0.86	0.64	0.42	0.18	0.08	0.03	0.02	0.05	2.98
	University	0.00	0.79	2.34	2.40	1.70	0.99	0.68	0.46	0.34	0.42	10.06
	Graduate School	0.00	0.01	0.14	0.21	0.22	0.16	0.10	0.07	0.05	0.05	1.02
2000	Primary School	0.01	0.02	0.04	0.09	0.35	0.80	1.16	1.42	1.57	4.06	9.54
	Middle School	0.07	0.11	0.21	0.42	1.08	1.79	1.63	1.29	0.92	1.22	8.75
	High School	0.91	2.85	4.48	4.97	4.84	4.26	2.64	1.67	1.01	1.29	2.89
	Jr.College	0.01	0.98	1.39	1.27	0.95	0.63	0.29	0.16	0.09	0.15	6.20
	University	0.00	0.56	2.04	2.19	1.94	1.25	0.69	0.47	0.32	0.47	9.93
	Graduate School	0.00	0.01	0.14	0.22	0.24	0.23	0.15	0.09	0.06	0.07	1.20
	Master	0.00	0.01	0.13	0.19	0.19	0.17	0.11	0.07	0.04	0.05	0.97
	Doctor	0.00	0.00	0.00	0.02	0.05	0.06	0.04	0.02	0.01	0.02	0.23

*Note:* The figures in the cells are the shares of the numbers of population(6 years & over) completed their education by age groups to total population, (%). They do not cover the population under school attendance, not completed, and never attending.

*Sources:* National Statistical Office, *Korea Statistical Yearbook*, 2002; *1995 Population and Housing Census Report*; *1970 Population and Housing Census*.



**<Table 6> Labor Forces by Age (in 1000 persons)**

	Population Total	Population 15&Older	Active Population	Age Shares %										Participation Rate	
				15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60+	1st Method	2nd Method
1960	24,989	14,302													
1966	29,160	16,476	8957	13.4	11.6	13.7	13.9	12.0	10.8	8.9	7.1	4.8	3.8	54.4	30.7
1970	31,435	18,193	10062	14.0	10.6	11.4	14.0	12.9	11.1	9.9	6.6	4.9	4.4	55.3	32.0
1975	34,678	21,469	12193	12.5	11.7	12.3	12.4	13.3	11.4	8.7	7.4	5.4	4.9	56.8	35.2
1980	37,407	24,750	14431	8.3	13.7	12.8	12.6	12.4	12.2	10.6	7.2	5.4	5.0	58.3	38.6
1985	40,806	28,500	15592	4.6	12.0	16.1	13.7	12.7	11.3	10.8	8.0	5.3	5.7	54.7	38.2
1986	41,214	29,183	16116	4.3	12.0	16.0	14.4	12.5	10.8	10.6	8.3	5.2	5.9	55.2	39.1
1987	41,622	29,874	16873	4.4	11.1	15.9	14.9	12.6	10.7	10.6	8.3	5.2	6.2	56.5	40.5
1988	42,031	30,545	17305	3.8	10.7	15.6	15.5	12.3	11.0	10.5	8.8	5.6	6.3	56.7	41.2
1989	42,449	31,188	18023	3.7	10.5	15.1	15.5	11.8	11.3	10.1	9.1	6.0	6.7	57.8	42.5
1990	42,869	31,792	18539	3.4	10.8	14.4	15.4	12.3	11.4	9.9	8.9	6.4	6.9	58.3	43.2
1991	43,268	32,320	19048	3.3	11.1	14.0	15.2	12.9	11.3	9.6	8.9	6.7	7.1	58.9	44.0
1992	43,663	32,830	19426	3.0	11.0	13.4	15.2	13.5	11.0	9.4	8.9	6.8	7.7	59.2	44.5
1993	44,056	33,331	19803	2.6	11.0	13.6	15.8	14.6	10.8	9.2	8.2	6.6	7.5	59.4	44.9
1994	44,453	33,871	20326	2.4	10.9	13.6	15.2	15.0	10.8	9.5	8.0	6.7	8.0	60.0	45.7
1995	45,093	34,557	20797	2.1	10.5	13.5	14.7	15.1	11.7	9.5	8.0	6.5	8.4	60.2	46.1
1996	45,545	35,135	21188	2.0	10.1	13.6	14.0	15.1	12.4	9.7	7.8	6.5	8.7	60.3	46.5
1997	45,991	35,700	21604	2.0	9.6	13.8	13.4	14.8	12.9	9.7	7.9	6.8	9.2	60.5	47.0
1998	46,430	36,213	21456	1.9	8.1	13.4	13.3	16.0	13.7	10.0	7.8	6.7	9.1	59.2	46.2
1999	46,858	36,657	21634	2.0	7.8	12.8	13.0	15.6	14.5	10.2	8.0	6.5	9.5	59.0	46.2
2000	47,275	37,043	21950	2.0	7.6	12.6	12.5	14.9	14.8	11.2	8.4	6.3	9.8	59.3	46.4
2001	47,343	37,482	22417	1.8	8.3	13.1	13.8	14.6	14.5	11.0	7.8	5.7	9.3	59.8	47.4
2002	47,640	37,847	22877	1.5	8.4	12.5	13.8	14.1	14.6	11.5	8.0	5.8	9.7	60.4	48.0

Note: 1st method is active population / 15 years and older. 2nd method is active population / total population.

Sources: National Statistical Office, *Comprehensive Time Series Report on the Economically Active Population Survey*, 1963~1993; National Statistical Office, *Annual Report on the Economically Active Population Survey*; Economic Planning Board, *Major Statistics of Korean Economy*, 1978; Economic Planning Board, *Major Statistics of Korean Economy*, 1984.

**<Table 7> Educational Attainment of Labors in All Industries by Age**

Year\Age	~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60+	Total
1981											
Middle School and Lower	11.6	17.2	6.9	5.9	5.1	4.4	2.7	1.5	0.5	0.3	56.2
High School	1.8	2.9	7.8	4.9	2.9	1.9	1.0	0.5	0.2	0.1	31.5
Jr.College	0.0	0.4	0.9	0.5	0.3	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	2.5
University and Higher	0.0	0.3	2.3	2.4	1.8	1.4	0.8	0.5	0.2	0.1	9.8
2001											
Middle School and Lower	0.1	0.2	0.2	0.5	1.1	2.6	3.1	2.6	1.6	1.4	13.4
High School	0.9	6.8	8.7	8.3	7.1	6.5	4.1	2.3	1.3	0.9	46.9
Jr.College	0.0	2.6	4.5	3.2	1.8	1.4	0.6	0.2	0.1	0.1	14.5
University and Higher	0.0	0.8	5.2	6.5	5.1	3.6	1.8	1.0	0.6	0.6	25.2

*Note:* The figures in the cells are the shares of age groups in total labor for the year, (%).

*Source:* Ministry of Labor, *Survey Report on Wage Structure*.

### III. The Saving Rate under the Life-Cycle/ Permanent-Income Hypothesis

The saving rate plays an important role in determining the macro-economic effects of an aging population.<sup>4</sup> As a foundation for the empirical work, we present a simple model of the saving rate under the life-cycle/permanent income theory (Friedman(1957) and Modigliani and Brumberg (1954)).<sup>5</sup>

Consider an individual who lives for  $T$  periods and where there are perfect capital markets. His /her utility is

$$U = u(C_t) \quad u'(\cdot) > 0, \quad u''(\cdot) < 0, \quad (1)$$

where  $U(\cdot)$  is the instantaneous utility function and  $C_t$  is consumption in period  $t$ . The individual has net wealth of  $W_{t-1}$  and labor income of  $Y_t$ . The individual's budget constraint is

$$\dot{W}_{t+1} = r_t W_t + Y_t - C_t \quad (2)$$

$r_t$  is the interest rate. We assume that the consumer determines his consumption over his lifetime by maximizing his utility. We set the lagrangian for his utility maximization problem subject to the budget constrain as:

$$L = \int_0^{\infty} [U(C_t) + \lambda_t (\dot{W}_t - r_t W_{t-1} - Y_t + C_t)] e^{-\rho t} dt \quad (3)$$

The first-order conditions are

$$u'(C_t) = \lambda_t, \quad \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = (\rho - r_t) \quad (4)$$

$\rho$  is time rate of discount. From (4), the time path of consumption is described by

<sup>4</sup> The section III and IV of this paper are similar to Kwack (2003a). The life cycle hypothesis together with neo-classical growth theory is close to the growth model of Ramsey (1928).

<sup>5</sup> I follow, more or less, the descriptions of Romer (1996, chapter 7). For further details, see Barro and Sala-I-Martin (1995, pp.60-66), and Weil (1989).

$$\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{1}{\theta}(r_t - \rho), \quad \theta = -\frac{u'(c)C_t}{u(c)} \quad (5)$$

Let us assume that the consumer has time-additive isoelastic preferences given by

$$U_t = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta}, \quad \theta > 0 \quad (6)$$

Equilibrium per capita consumption from (5) and (6) obeys the familiar first-order Euler condition

$$\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{1}{\theta}(r_t - \rho) \quad (7)$$

In the long-run equilibrium, consumption is constant. This case arises when the time rate of discount equals interest rate. For simplicity and without loss of generality, we assume that the individual's time rate of discount and interest rate are equal and are zero, as done by Romer (1996, p. 310).<sup>6</sup> When the interest rate and the discount rate are not equal, the assumption would have only modest effects on the analysis in this section.

Under the assumption of zero interest rates, the budget condition over his lifetime is written in a discrete form:

$$C_t = \frac{1}{T} \left( W_0 + \sum_{\tau=1}^T Y_\tau \right) \quad (8)$$

$W_0$  is his initial net worth.

The individual's saving in period  $t$  is the difference between income and consumption. Saving is high (low) when income is high (low) relative to its permanent-income or life-cycle income. Thus, saving is utilized to smooth the path of consumption over the consumer's lifetime. Saving is described by

$$S_t = \left( Y_t - \frac{1}{T} \sum_{\tau=1}^T Y_\tau \right) - \frac{1}{T} W_0 \quad (9)$$

---

<sup>6</sup> Our presentation below follows the description by Romer (1996) of the life cycle hypothesis, until the specification of life cycle / permanent income..

The saving rate,  $s_t$ , is  $S_t/Y_t$ , that is,

$$s_t = \left( 1 - \frac{1}{TY_t} \left( \sum_{\tau=0}^T Y_{t+\tau} \right) \right) - \frac{W_0}{TY_t} \quad (10)$$

We consider three alternative schemes for forming the individual's expectation as to his future income. The first scheme, forward-looking, is that he expects his income to grow at the current rate of growth,  $g$ , until he retires at  $t+\omega$ :

$$\sum_{\tau=0}^T Y_{t+\tau} = Y_t \sum_{\tau=0}^{\omega} (1+g)^{\tau} = Y_t \left( \frac{1-(1+g)^{\omega}}{-g} \right) \quad (11)$$

According to the binomial theorem,

$$(1+g)^{\omega} = 1 + \omega g + \frac{\omega(\omega-1)}{2!} g^2 + \frac{\omega(\omega-1)(\omega-2)}{3!} g^3 + \dots \quad (12)$$

Substitution of  $(1+g)^{\omega}$  in (11) by the second order approximation of equation (12) yields:

$$\sum_{t=1}^T Y_t = Y_t \left( \omega + \frac{\omega(\omega-1)}{2} g \right) \quad (13)$$

In the second scheme the consumer expects his income to remain at the same level,  $g=0$ , and thus,

$$\sum_{t=1}^T Y_t = Y_t \omega \quad (14)$$

In the third scheme, adaptive expectation, the consumer expects his income to rise at the current rate of growth,  $g$ , as it did in the past.<sup>7</sup> The adaptive expectation approach can be written in a simple expositional

---

<sup>7</sup> This could be regarded as a habit-formed regressive expectation mechanism. For example, Bentzel and Berg (1983) assume that life cycle /Permanent income is a geometrically declining weighted average of past income. assuming that the value of the weight parameter is small enough to ignore the second term.

form as<sup>8</sup>:

$$\sum_{\tau=0}^T Y_{t+\tau} = Y_t \sum_{\tau=0}^{\omega} (1+g)^{-\tau} = Y_t \left( \frac{1-(1+g)^{\omega}}{g} \right) \quad (15)$$

The second order approximation of (1-g) leads (15) to write for the adaptive expectation case,

$$\sum_{t=1}^T Y_t = Y_t \left( \omega - \frac{\omega(\omega-1)}{2} g \right) \quad (16)$$

Combining of (8) and (9)-(14) leads to

$$s_t = \left( 1 - \frac{\omega - \nu \omega(\omega-1)/2}{T} g \right) - \frac{W_0}{TY_t}, \quad \nu = -1, 0, 1 \quad (17)$$

Equation (17) is our theoretical specification of the life cycle/permanent income hypothesis of individual household saving rate.<sup>9</sup> The properties of the saving rate given in (17) are:

$$\frac{\partial s}{\partial T} = (\omega - \nu \omega(\omega-1)g + \frac{A_0}{Y})T^{-2} = (1-s)T^{-1} > 0$$

$$\frac{\partial s}{\partial \omega} = -(1 - \nu \omega g + \frac{\omega}{2} g)T^{-1} < 0 \text{ for } \nu = -1 \text{ and } 0, \text{ and } \frac{\partial s}{\partial \omega} = ? \text{ for } \nu = 1.$$

$$\frac{\partial s}{\partial g} = \frac{\nu \omega(\omega-1)/2}{T} < 0 \text{ for } \nu = -1, \frac{\partial s}{\partial g} = 0 \text{ for } \nu = 0, \text{ and } \frac{\partial s}{\partial g} > 0 \text{ for } \nu = 1.$$

$$\frac{\partial s}{\partial Y_t} = (A_0/T)Y_t^{-2} > 0$$

$$\frac{\partial s}{\partial A_0} = -(TY_t)^{-1} < 0$$

The sign on a rise in life expectancy, T, is positive. The sign on the

<sup>8</sup> We utilize  $\sum_{\tau=0}^{\omega} (1+g)^{-\tau} = (1-(1+g)^{\omega})/g, g/(1+g) \approx g$

<sup>9</sup> The life cycle/permanent income hypothesis is better suited to explaining individual household savings behaviors than national saving which includes government saving and foreign saving.

expected length of earning periods is negative when  $v = -1$  (forward looking) and 0 (static), as shown by Modigliani and Sterling (1983). When  $v = 1$ , it depends upon the magnitude of  $g$  and  $\omega$ . The effect of a rise in the growth rate of income on the saving rate depends upon the formation of expectations. This is consistent with the conclusion made by Farrell (1970) that the growth rate effects on aggregate saving are not necessarily positive. The effect of a rise in the growth rate of income on the saving rate is negative, when household forward looking expectation,  $v = -1$ . A rise in the growth rate of income leads to a rise in the life cycle or permanent income, and hence, it causes a lowering of the saving rate.<sup>10</sup> There is no growth rate effect when the expected income is the same as the present income. The growth rate effect is positive, when the adaptive expectation,  $v = 1$ , is used. Modigliani and Blomberg (1954) presented a positive relationship. They assume that in each year, the consumer extrapolates his current income over his future earnings-span.<sup>11</sup> If one assumes that the income in the preceding period represents the life cycle / permanent income, the transitory income equals a change in the income, and, thus, it yields a positive growth rate effect.

#### IV. Econometric Specification

To cover the cases of fixed and variable saving rates, we assume that the amount saved is the sum of the  $\alpha$  portion of current income and  $(1 - \alpha)$  portion of the transitory income which is the current income minus life-cycle income. The saving rate specification can be written:

$$s_t = \alpha + (1 - \alpha) \left( 1 - \frac{\omega - v(\omega - 1)/2}{T} g \right) - (1 - \alpha) \frac{W_0}{TY_t}, \quad (18)$$

If the coefficient  $\alpha$  equals zero, (18) is the same as equation (17), a pure form of the life cycle hypothesis of the saving rate. If  $\alpha$  equals one, the saving rate is constant.

The government has extensively regulated Korean financial markets, though in recent years its intervention has been greatly relaxed. Especially, loans by banks to individuals, were greatly restricted. Until recently, no significant creditor mortgage loans were available to con-

<sup>10</sup> Carroll and Weil (1994, pp. 168-172) showed the negative growth rate effect on the household saving rate. Tobin (1967) also showed the negative correlation between aggregate growth and savings. For a comprehensive discussion on growth and savings, see Carroll and Weil (1994).

<sup>11</sup> See Modigliani (1986) for a summarized description of the life-cycle hypothesis. Modigliani (1966) presented a positive relationship. For a counter-argument, see Russell (1977).

sumers. Restrictions and imperfections in consumer loan markets are likely to raise household saving rates.<sup>12</sup> In light of this expectation, let us introduce a measure of the restriction on loans by banks to households. It is very hard to find appropriate measures of the capital market imperfections; for instance, the data on actual loans relative to the amount households are willing to borrow from banks is difficult to acquire. Outstanding loans of commercial banks to the household sector as a proportion of Korean gross domestic product (GDP) is considered here to be a proxy for such imperfections.<sup>13</sup> The information on net worth of an individual age group is unavailable.<sup>14</sup> We utilized the net worth of the household sector of the economy as reported by the Bank of Korea. In addition, the saving rate of individuals at a higher per capita income level would be higher than at a lower per capita income level. Hence, we introduce a per household real disposable income variable as a determinant of household savings behavior. The age interval is a period of five years beginning from 25 years up through 54 years. However, there are two distinct groups; 24 years old and below, and 55 years old and above. These two groups differ from the other groups in terms of the age interval. To capture the possible differential effects, let us introduce two dummy variables, i. e. D24, and D55 for the group aged 24 and below, and aged 55 years and above, respectively.

The proposed econometric specification takes into account the life-cycle saving rate hypothesis and the other determinants we have introduced- the imperfections in consumer loan markets, the per capita income level, and the two dummy variables. It is specified in a linear form:

$$s_j = \beta_{1j} + \beta_{2j}T_j + \beta_{3j}g_j + \beta_{4j}\frac{W}{GDP} + \beta_{5j}\frac{LB}{GDP} + \beta_{6j}Y_j + \beta_{7j}D24 + \beta_{8j}D55 \quad (19)$$

In (19), for age group  $j$ ,  $s_j$  is real savings per unit of household real disposable income,  $T_j$  is the years of the lifetime horizon of the household, which is the nationwide average life expectancy minus the mean ages of age group  $j$ ,  $g_j$  is the growth rate of household real disposable income, and  $Y_j$  is the household real disposable labor income.<sup>15</sup>  $W$  is real net worth of the household sector of the economy at the beginning of period;  $LB$  is real loans outstanding of commercial banks to the

<sup>12</sup> See Deaton (1991), Jappelli and Pagano (1989), and Zeldes (1989) for detailed discussions on the role of capital market imperfections.

<sup>13</sup> Bentzel and Berg (1983) and Collins (1994) use a similar credit-to-GDP ratio for the study of the saving rate in Sweden and Korea, respectively.

<sup>14</sup> The National Statistical Office, *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey* does not include net worth or asset holding information by ages. It seems no such data are available in Korea.

<sup>15</sup> Time subscript is dropped in the text.



household sector of the economy. To capture possible age differential effects, we introduce two dummy variables; D24 is the dummy variable for the 24 and under age group and D55 is the dummy variable for the 55 and older age group.

## V. The Data Sources

Since our interest is the saving rate behavior of households in different age groups, let us consider eight different age groups, i.e., the ages of, 24 years & below, 25~29 years, 30~34 years, 35~39 years, 40~44 years, 45~49 years, 50~54 years, and 55 years & above, based on the breakdown used in the National Statistical Office, *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey*, and *Report on Population and the Housing Survey*. Since the mean ages of the group of 55 years and older are in the range of 58 to 60 years old, we regard this group as the age group of 55~64 years.<sup>16</sup>

The primary sources of the data are *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey*, *Major Statistics of the Korean Economy*, *Korea Statistical Yearbook* and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr) by the National Statistical Office (NSO); *National Account*, and *Flow of Funds Accounts in Korea* published by the Bank of Korea. The Korean average life expectancy data are from the NSO's *Major Statistics of the Korean Economy*, *Korea Statistical Yearbook* and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr), while the mean ages of each individual age group are from the NSO's *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey*. The lifetime horizon of an age group is the difference between the Korean average life expectancy and the mean age of each individual age group. The nominal net worth of the individual sector and the loans of commercial banks to the individual sector are from the Bank of Korea's *Flow of Funds Accounts in Korea*. The household's real net worth is the nominal net worth of the individual sector divided by the implicit GDP price deflator and real bank loans are the bank loans outstanding divided by the implicit GDP deflator.

Computation of household nominal income, disposable income, consumption, and savings for different age groups was done using data from the National Statistical Office, *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey* and *Report on Population and Housing Survey*.<sup>17</sup> The real disposable income and consumption data are obtained by di-

<sup>16</sup> It would have been more informative if NSO's data were possible to break down further the age group of 55 years and older into several different age groups, for example, the ages of 55~59 years, 60~64 years, 65~69 years, and 70 years and older.

<sup>17</sup> Household income data includes regular income—labor income, business income, asset income and transfers—and non-regular income—retirement allowance and gifts. Household non-labor income is very small.

viding the nominal disposable income and consumption by the implicit GDP deflator and consumption deflator, respectively. Real saving is the difference between real disposable income and real consumption, and the saving rate is the ratio of real savings to real disposable income.

## VI. Empirical Results

Before presenting the regression results, let us observe the real saving rates by age groups in Table 8. Table 8 shows the trend of household saving rates by age groups over time. The Korean household saving rates appear to be humped shaped.<sup>18</sup> The saving rates in the four age groups covering the ages from 30 to 49 years are higher, around 28 percent, while the saving rates for the younger and elderly groups, are lower, about 24 and 25 percent, respectively. The saving rate of the age group 55 & above is slightly higher than the saving rate of the age group 50~54, particularly in recent years. The higher saving rate, instead of more dissaving according to the life-cycle hypothesis, would be a reflection of Korean retirement plans to let retirees receive lump sum payment at the time of their retirement.<sup>19</sup> In addition, the persons in the ages 55 and older realize the need for more saving for the future, as they believe that their life expectancy is longer.<sup>20</sup>

Equation (19) was estimated with the pooled cross-age session time series annual data of the Korean household sector between 1977 and 2002. The preliminary regression finding is that the bank loans to the GDP ratio, LB/GDP, were found to be marginally significant.<sup>21</sup> Regressions were run with and without this variable. We found that the estimated equations had low Durbin-Watson statistics. This is not surprising, as our equations are likely to miss some factors affecting the behavior of household saving rates. However, the overall results are very satisfactory.

Table 9 presents four regressions. The saving rate of a one year time lag was tried to estimate a rate of adjustment of the saving rate. The

<sup>18</sup> Hump phenomenon also is reported to have occurred in Japan. See Horioka (1990), and Takayama and Kitamura (1994).

<sup>19</sup> The lump sum payment is a legal option. See Hyun and Cho (2000) for Korean the corporate retirement system. For a description of the Korean retirement system, see Bang (1998).

<sup>20</sup> In the presence of lifetime uncertainty, individuals want to undertake precautionary wealth accumulation. In this case, the saving rate would not be negative among retirees. See Abel (1985), Caballero (1991), Hayashi and Ando (1988) and Yaari (1965). Additional explanations include a bequest motive. See Bernheim, Shleifer and Summers (1985).

<sup>21</sup> The variable with a lag of one year was tried, but did not yield significant coefficient estimates. Also, the consumer loans by financial institutions yielded very insignificant coefficient estimates. Collins (1994, p.249) used the growth in domestic credit to GDP as an indicator of consumer credit constraints. She reported no significant relationship between the national saving rate and this variable.

**<Table 8> Real Saving Rates by Age Groups (%)**

	1985	1990	1995	2000	2002
Under 25	20.32	17.75	27.63	16.39	28.35
25 ~ 29	28.64	24.44	28.89	25.71	25.83
30 ~ 34	29.68	26.81	32.47	27.22	28.68
35 ~ 39	27.21	23.23	27.15	24.48	28.44
40 ~ 44	21.58	17.35	27.27	24.22	26.61
45 ~ 49	17.95	14.31	26.45	21.55	28.18
50 ~ 54	20.35	17.39	30.07	17.23	26.68
55 & over	17.80	22.41	29.26	23.94	28.47
Average	24.89	21.57	28.97	23.67	27.71

**<Table 9> Household Saving Rates Equations**

Eq. No.	9.1	9.2	9.3	9.4
constant	10.3 [8.67]	10.1 [8.64]	4.77 [4.16]	22.7 [24.3]
T	0.45 [13.3]	0.45 [13.2]	0.31 [9.51]	
g	-0.13 [5.91]	-0.13 [5.96]	-0.03 [1.41]	-0.11 [3.82]
W/GDP	-13.6 [4.27]	-14.5 [4.77]	-11.9 [4.62]	8.83 [2.62]
LB/GDP	-4.81 [0.91]			
YD	0.51 [5.19]	0.51 [5.15]	0.36 [4.21]	-0.11 [0.95]
D24	-7.62 [8.74]	-7.62 [8.76]	-5.19 [6.64]	-2.61 [2.44]
D55	7.26 [7.75]	7.23 [7.73]	4.87 [5.86]	-1.39 [1.51]
s(-1)			0.44 [9.12]	
Adj R2	0.55	0.55	0.68	0.17
SEE	3.16	3.17	2.66	4.32
DW	1.01	1.02	1.72	0.63

Note: Figures in [ ] are t-statistic.

coefficient estimates of the one year lagged saving rate variable are about 0.45 in equations (9.3), indicating that the adjustment of the saving rate is slow. As can be observed from the estimated equations, all the variables have the expected signs of their coefficient estimates. The coefficient estimates of the variables excluding the ratio of bank loans to GDP are highly significant. Other things being equal, the coefficient estimates for the lifetime horizon,  $T$ , indicate that as a longer lifetime horizon is expected, the saving rate of the household rises. The sign on the growth rate of per household real disposable income is consistently negative. This suggests that households calculate their life cycle income in a forward-looking manner. The result of a negative growth rate effect differs from the finding of Collins (1994) that the national saving-GDP ratio in Korea is positively correlated with unanticipated growth in real income. Collins (1994) inferred that Koreans regarded current income growth as transitory income.<sup>22</sup> In the period from 1989 to 2002, which is beyond the period of Collins' sample, the Korean economy has continued to maintain high growth rates. Hence, Koreans took an optimistic view about the future and lowered their saving rates.<sup>23</sup> This suggests that households calculate their life cycle income in a forward-looking manner.

A rise in the ratio of real net worth per GDP is found to reduce the saving rate, as expected. Household real disposable income has a positive effect on the saving rate, namely, as real income per household rises, households save more than what would be when their income were low. The coefficients of the two dummy variables are statistically significant.  $D_{24}$  has a negative coefficient, and  $D_{55}$  has a positive coefficient. The saving rate of the age group, 24 years and lower, is less than the average ratio of the savings to current income. The saving rate of the age group, 55 years and older, is higher than the average ratio. This might be a reflection of the individual decision to save more for precautionary purposes as they get closer to their retirement.

Life expectancy,  $T$ , is a demographic factor in the specification. We have not seen empirical studies on saving rates that used the lifetime horizon. Hence, we are interested in testing whether the results obtained with and without the variable differ statistically. We computed the  $F$  statistics, 162 from equations (9.3) and (9.4). These statistics exceed the critical value of  $F(1,201)$  ratio at the one percent level of significance, 6.85. Hence, we reject the null hypothesis that the coefficient of  $T$  is zero. Hence, the lifetime horizon variable is one of the most statistically significant determinants and greatly contributes to the explanation of saving rate variations.

---

<sup>22</sup> In Collins (1988, p.344), she stated that "current income is negatively related to income in the previous 2 years" Her interpretation of this result is that high current income is viewed as transitory.

<sup>23</sup> Campbell (1987) showed that anticipated increases in income lower saving rates.

**<Table 10> Long-Run Elasticities of Household Saving Rates**

Eq. No.	9.1	9.2	9.3
T	0.58	0.58	0.72
g	-0.03	-0.03	-0.01
W/GDP	-0.28	-0.30	-0.44
YD	0.33	0.33	0.41

*Note:* Long run elasticities are at the sample mean values.

Table 10 summarizes the computed elasticities of saving rates with respect to a change in the determinants at their sample mean values. The elasticities are computed from equations (10.1)-(10.3). Our discussions are made on the elasticities computed with equation (10.2). The elasticities with respect to a change in the lifetime horizon and the growth rate of real disposable income are 0.58 and -0.03, respectively. A one percent rise in the net-worth-to-GDP ratio reduces the saving rate by 0.3 percent. On the other hand, a one percent rise in per household real disposable income increases the saving rate by 0.33. Hence, the saving rates are inelastic to a change in the determinants.

## VII. The Role of Dependency Ratios

Many past empirical studies on the economy-wide national saving rate found that the young-age dependency ratio and the elderly-dependency ratio were important, while a number of other studies disputed their importance.<sup>24</sup> On testing (not reported here) whether the two dependency ratios serve as additional determinants of household saving rates, the test results were not affirmative. To further examine whether the household saving rate is negatively correlated with the dependency ratios, we decided to run regressions of a variant of the specification used by Fry and Mason (1982) that covers the specification of Leff (1969), and Kang (1994). The equation specification is as follows:

$$s = \beta_1 + \beta_2 g + \beta_3 D24 + \beta_4 D55 + \beta_5 YDEP + \beta_6 ODEP + \beta_7 (g^* YDEP) + \beta_8 (g^* ODEP) \quad (20)$$

<sup>24</sup> Leff (1969) introduced a relationship between aggregate savings ratios and dependency ratios. Since then, many empirical studies reported a statistically significant negative relationships as well as an insignificant relationships. It seems that the empirical results are inconclusive. For empirical studies that obtained a negative relationship, see De Serres and Pelgrim (2002), Heller and Symansky (1997, p.11), Meredith (1995, p.37), and Ram (1982). For studies that disputed the relationship, see Koskela and Viren (1989).

where YDEP is the young-age dependency ratio defined as the ratio of the population of 14 years old and under to the population of 15 years old-64 years old, and ODEP is the old-age dependency ratio as the ratio of the population of 65 years old and above to the population of 15 years old-64 years old.

The two dependency ratios are constructed using data from the *Annual Report on the Economically Active Population Survey*, and *Major Statistics of the Korean Economy*, and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr). The regression results are given in Table 11. The coefficient estimates of the growth rate in income variable in equations (11.1)-(11.3) are close to those given in Table 9 and are negative. The coefficient estimates are larger in the absolute value in equations (11.4)-(11.7) in which both  $g^*YDEP$  and  $g^*ODEP$  enter, whose coefficient estimates are positive and mostly insignificant.

<Table 11> Saving Rates Equations: Demographic Factors

Eq. No.	11.1	11.2	11.3	11.4	11.5	11.6	11.7	11.8
Constant	24.1 [4.72]	25.5 [4.58]	25.4 [62.9]	34.1 [4.16]	25.3 [61.8]	33.1 [3.98]	24.9 [66.6]	25.3 [62.1]
g	-0.12 [3.77]	-0.11 [3.75]	-0.15 [4.74]	-1.22 [1.63]	-0.97 [1.97]	-1.15 [1.52]	-0.94 [1.89]	
D24	-2.08 [2.29]		-2.08 [2.19]	-2.13 [2.35]	-2.14 [2.28]			-2.09 [2.21]
D55	-1.43 [1.57]		-1.42 [1.49]	-1.45 [1.59]	-1.36 [1.44]			-1.36 [1.44]
YDEP	-0.07 [1.21]	-0.07 [1.19]		-0.18 [1.97]		-0.17 [1.87]		
ODEP	0.51 [1.34]	0.51 [1.29]		-0.21 [0.33]		-0.15 [0.24]		
$g^*YDEP$				0.01 [1.55]	0.05 [1.12]	0.01 [1.43]	0.004 [1.05]	-0.003 [2.65]
$g^*ODEP$				0.08 [1.38]	0.08 [2.04]	0.08 [1.26]	0.08 [1.96]	0.005 [0.51]
Adj R <sup>2</sup>	0.18	0.16	0.11	0.19	0.12	0.17	0.11	0.12
SEE	4.28	4.34	4.48	4.28	4.44	4.33	4.49	4.46
DW	0.58	0.56	0.58	0.65	0.61	0.62	0.58	0.55

Note: Figures in [ ] are t-statistic.

The coefficient estimates of D24 are significantly negative, the same as in Table 9. The negative sign of the coefficient estimates of D55 differs from its positive sign reported in Table 9, and the coefficients are insignificant at the 5 percent level. The younger age dependency ratio, YDEP, has a negative coefficient. The estimates are marginally significant in two equations, (11.4) and (11.6). The elderly dependency ratio, ODEP, has insignificant coefficient estimates in the four equations. In the light of this evidence, the two dependency ratio variables do not seem to be of importance in explaining the household saving rate behavior in Korea during our sample period.<sup>25</sup>

Heller and Symansky (1998) reported their regression results which indicated that for the Asian "Tigers", the national saving rates were positively related to the growth rate and negatively to the dependency ratios. They also maintained that the private saving rates were not statistically related to the economic growth and the dependency ratios. This would raise an interesting issue: why would the national and private saving rates behave differently? Weil (1994) argues that bequests are the source of the discrepancy between the saving rate behaviors in micro and macro data.

## VIII. The Effects of Life Expectancy on Saving Rates

Table 12 contains selected demographic information from the National Statistical Office (2001), *Population Projections for Korea: 2000-2050*. The rate of increase in Korea's population is projected to fall in the future, and it will become negative in 2030. The index of aging will increase from 38 percent in 2002 to 186 percent in 2030. Furthermore, life expectancy is projected to rise from 77.3 years in 2002 to 81.5 years in 2030. It seems clear that Korea will have joined the class of aging countries.

In light of the expected changes in these demographics, it is interesting to explore the implications for Korea's saving rates. Our inquiry is limited, however, to estimating the extent the economy wide saving rate would rise or fall, when the duration of life expectancy rises in Korea as projected, ignoring the impact of any feedback relationship.

---

<sup>25</sup> Collins (1994) reported no statistically significant relationship between the national saving rate and the economy's dependency ratios (shares of the population under age 15 or over 65) in the Korean case. Heller and Symansky (1997, p. 35) reported their regression results which indicated that for the Asia "Tigers", the national saving rates were positively related to the growth rate and negatively to the dependency ratios, whereas the private saving rates were not statistically related to the economic growth and the dependency ratios. This would raise an interesting issue: why would the national and private saving rates behave so differently? Weil (1994) argues that bequests are the source of the discrepancy between the saving rate behaviors in micro and macro data.

**<Table 12> Projections of Population, Dependency, and Life Expectancy**

Age Groups	2010		2020		2030	
	millions	%	Millions	%	millions	%
Total	49.59	100.00	50.65	100.00	50.30	100.00
0~14	8.55	17.24	7.03	13.89	6.22	12.36
15~64	35.74	72.07	35.95	70.97	32.48	64.57
15~19	3.46	6.97	2.72	5.37	2.32	4.61
20~24	3.08	6.21	3.16	6.24	2.50	4.97
25~29	3.80	7.66	3.42	6.75	2.69	5.35
30~34	3.82	7.70	3.06	6.04	3.14	6.24
35~39	4.32	8.71	3.77	7.45	3.40	6.76
40~44	4.18	8.43	3.77	7.44	3.02	6.01
45~49	4.17	8.41	4.23	8.36	3.71	7.37
50~54	3.90	7.87	4.08	8.06	3.69	7.34
55~59	2.81	5.66	4.03	7.96	4.11	8.18
60~64	2.21	4.46	3.70	7.31	3.89	7.74
65~95+	5.30	10.69	7.67	15.14	11.60	23.07
65~69	1.79	3.60	2.57	5.07	3.71	7.38
70~74	1.52	3.06	1.91	3.77	3.25	6.45
75~79	1.04	2.09	1.39	2.74	2.08	4.13
80~84	0.57	1.15	1.00	1.98	1.32	2.62
85~89	0.28	0.56	0.54	1.07	0.75	1.48
90~94	0.09	0.18	0.20	0.40	0.38	0.75
95+	0.02	0.04	0.05	0.10	0.13	0.26
Growth Rate,%	0.41		0.06		-0.21	
Youth Dependency,%	23.93		19.57		19.15	
Eldly Dependency,%	14.83		21.33		35.73	
Index of Aging,%	62.00		109.00		186.63	
Life Expectancy(yrs.)	78.80		80.70		81.50	

Source: National Statistical Office, *Population Projections for Korea*, and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr), 05/02/03.



The aggregate saving rate is a weighted average of  $s_j$ , the saving rate of age group  $j$ , and its weight is its income share.<sup>26</sup> The real net saving rate is a weighted average of the private and government real net saving rates.<sup>27</sup> We consider first the private saving rate and three broad age groups: (a) 14 years and younger, (b) between 15 years old and 64 years old, and (c) 65 years and older. We have the data on the age group distributions of Korea's population. The per capita income shares of the age group, 14 years and younger, is assumed to be zero given the child labor regulations, leaving no need for its saving rate information. For the age group, 15 years through 64 years, the future age distributions of saving rates and real disposable income are assumed to remain the same as that of the group in 2002. We computed the lifetime duration of individual  $j$ th age group,  $T_j$ , that is the average life expectancy of Korea minus the mean years of individual  $j$ th age group in the years 2002, 2010, 2020, and 2030 from the NSO (2001) and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr). We generated  $s_{j,t}$  using  $s_{j,t} = s_{j,t-1} (1 + E_{j,t})$ ,  $E_{j,t} = 0.58 \times \Delta T_{j,t} / T_{j,t-1}$ , and 0.58 is the elasticity estimate of the saving rate with respect to a change in  $T_j$ . We assumed that the per capita income share of  $j$ th age group,  $Y_j / \bar{Y}$ , remains at the level of the per capita income share in the year 2002, implying no changes in the relative per capita income shares. Using this assumption together with the population projections and calculated saving rates, we calculated the mean saving rate of the 15-64 age group. The calculation results are given in Table 13. The projected rise in life expectancy leads to higher saving rates for all age groups in the active working population. The effect of a rise in life expectancy is a 6.1 percent increase in the mean saving rate, an increase from 27.7 percentage points in 2002 to 29.7 percentage points in 2030. The rise in the saving rates support the life cycle hypothesis conclusion that households save more during their working years.

Next, we consider the age group, 65 years and above. Data are not available on the saving rates and incomes by different sub-groups in this age group for the year 2002. It was therefore necessary to make heroic assumptions in the absence of statistical information from Ko-

<sup>26</sup> To show this, let  $N_j$ ,  $Y_j$ , and  $S_j$  be the number of persons, per capita income, and savings in  $j$ th age group. Aggregate income and savings are the sum of income and savings of individual aging groups. They are given by  $S = \sum_i s_i N_i Y_i$ ,  $Y = \sum_i N_i Y_i$  and the aggregate saving rate may be expressed as,

$$s = \frac{S}{Y} = \sum_i \mu_i s_i, \text{ where } \mu_i = \left( \frac{N_i}{N} \right) \left( \frac{Y_i}{\bar{Y}} \right), \bar{Y} = \left( \sum_i N_i Y_i \right) / N, N = \sum_i N_i.$$

<sup>27</sup> Saving rates computed by the ratio of nominal savings to nominal income do not capture differential changes in price levels. The nominal and real net saving rates differ substantially; for 2002, the nominal and real net saving rates are 20.1 and 33.1 percent, respectively. Net saving rates are more appropriate than gross saving rates, since net savings is one of the sources available for capital investment.

rea: that the distributions of relative per capita income shares and saving rates of the sub-age groups of 55-64, 65-69, and 70-74 in the year 2002 are the same as those reported by Attanasio (1994, Tables 2.12) for the United States. Per capita income and the saving rate of the sub-age group of 75-79 years old were calculated using the ratios of per capita income and saving rate of the 75-79 age group to those of the 70-74 years old reported by Takayama and Kitamura (1994, Tables 3.2 and 3.9) for Japan. The distributions of the sub-group of 80 years and above are not reported in the two articles. The labor participation rate in Korea by the population 80 years old and above is virtually zero, and Koreans are very likely to retire before reaching 80. We assumed that per capita income for those 80 years and above is zero. Using the saving rate  $s_{j,t}$  so calculated for the year 2002 and  $s_{j,t} = s_{j,t-1}(1 + E_{j,t})$ ,

**<Table 13> Prediction of Household Real Net Saving Rates Associated with Life Expectancy Changes**

age group	2002	2010	2020	2030
15~64	27.77	28.40	29.27	29.69
%		2.24	3.02	1.40
15~24	28.35	28.79	29.34	29.58
25~29	25.83	26.27	26.82	27.05
30~34	28.68	29.21	29.89	30.17
35~39	28.44	29.04	29.79	30.10
40~44	26.61	27.25	28.04	28.37
45~49	28.18	28.96	29.93	30.33
50~54	26.68	27.56	28.66	29.11
55~64	28.47	29.82	31.48	32.17
65+	9.07	6.81	7.04	6.87
%		-28.73	3.43	-2.46
65~69	16.04	17.35	18.92	19.56
70~74	2.49	2.87	3.31	3.49
75~79	2.29	-8.47	-12.89	-14.56
80+				
0~90+	26.49	26.57	26.77	25.71

Note: Predictions allow changes in the duration of life expectancy. They do not consider its feedback effects.

Source: The population projection by age and life expectancy figures are from National Statistical Office, *Population Projections for Korea* and [www.nso.go.kr](http://www.nso.go.kr).

**<Table 14> Prediction of National Real Net Saving Rate with the Assumed Life Expectancy**

	2002	2010	2020	2030
<b>Private</b>				
Survey 0~95+	26.49	26.57	26.77	25.71
%		0.003	0.007	-0.04
NIA (A)	23.16	23.23	23.39	22.47
<b>Government</b>				
Real reveune	115083.7	151543.3	213766.8	301539.2
Growth %	6.4	3.5	3.5	3.5
Per GDP,%	21.93	21.93	21.93	21.93
Real consumption	42083.2	55415.54	78169.09	110265.2
Growth,%	2.91	3.5	3.5	3.5
per GDP,%	8.02	8.02	8.02	8.02
Aging Expendires	0.00	6909.16	38984.20	96234.35
per GDP,%		1.00	4.00	7.00
Government saving	73000.5	89218.6	96613.5	95039.6
per revenue, % (B)	63.43	58.87	45.20	31.52
per GDP,%	13.91	12.91	9.91	6.91
National Net Saving Rate				
0.75*(A)+0.25*(B)	33.08	32.14	28.84	24.73
% change		-2.83	-10.25	-14.24

Note: 1) Aggregate net saving rate in NIA account is a weighted average of private and government Saving rate, and the weight for the private saving rate in 2002 is 0.75.

2) We assume that real revenue net of capital consumption grows at 3.5 percent per year. And real government consumption expenditure grows at 3.5 per cent per year.

3) The medical and social safety net expenditures for the elderly per GDP are assumed to rise 1 percent for the 2003-2010, 4 percent for the 2011-2020 period, and 7 percent for the 2021-2030 period.

$E_{j,t} = 0.58 \times \Delta T_{j,t} / T_{j,t-1}$ , we generated the saving rate for individual sub-age groups over time. Then, we computed the mean saving rate for the age group, 65 years old and above, as reported in Table 14. The calculated value of the group's saving rate declines from 9.08 percentage point in 2002 to 6.87 percentage point in 2030, a reduction of 24 percent, which is also consistent with the life cycle hypothesis.

We calculated the mean saving rate of the household sector, the income share weighted average of the saving rates of the two age groups,

5~64 and 65+, for the years 2010, 2020, and 2030. Assuming that the growth rate of private savings is identical to the growth rate of the household sector's saving rate, the private net saving rates are computed with the benchmark saving rate for the year 2002, 23.16 percentage point, and the calculated figures are presented in Table 14. The private real net saving rate is estimated to decline to 22.47 percentage point by the year 2030. The effect of the projected rise in life expectancy is a 3.3 percent decline in private saving rates from 2002 to 2030.

We turn to the impact on the government real net saving rate of life-time changes. Under normal circumstances, one can project real government revenues and expenditures in Korea on the basis of assumed annual growth rates of 3.5 percent and 3.5 percent.<sup>28</sup> An increase in life expectancy would lead to additional real government expenditures for the elderly. We assumed that government expenditures per GDP increase by one percent per year in 2003-2010, by four percent in 2011-2020, and by seven percent in 2021-2030.<sup>29</sup> Adding the extra government expenditures for the elderly population to the projected government expenditures under normal circumstances would lower the government saving rate from 63.43 percentage points in 2002 to 31.52 percentage points in 2030, a decline of 51 percent from 2002 to 2030. Before 2010, the demographic effects are small. However, the effects increase as the elderly dependency ratio rises.

Finally, as a result of the rise in life expectancy, the real net saving rate of Korea would fall from 33 percentage points of GDP in 2002 to 24.7 percentage points in 2030, a 25 percent decline. The decline largely resulted from the government's supplying services that are sensitive to demographic changes. While the private saving rate is a little bit sticky, the needs of the rising elderly population would be met by fiscal expansion.

## IX. Summary and Conclusion

Korea will face an increase in its aging population in the next 20 years and beyond. The increasing elderly population distribution will have an influence on the economic growth and social development of Korea.

---

<sup>28</sup> We assumed that the real GDP growth rate is 3.5 percent over the 2003 to 2030 period. The real GDP growth assumption is lower than, or is consistent with, the projected growth rate reported in Global Insight, *Quarterly Review and Outlook*, First Quarter 2003, pp. 97. Further, we assumed that the real GDP elasticity of real revenues and expenditures is one.

<sup>29</sup> The assumptions are based on the estimated narrow demographic effects on overall government expenditures as given in Heller and Symansky (1998, Table 4). See Heller (1999, Tables 1 and 2) for the estimated effects on public pension and health outlays.

Under the extended life cycle hypothesis on saving rates, the real saving rate of household is affected by the duration of lifetime, growth rates of income, credit availability, and per household real disposable income. We have tested the saving rate hypothesis empirically using Korean household survey data of cross-age pooled time series over the period of years, 1977-2002.

Our empirical results suggest that Korean household saving rates are consistent with the life-cycle/permanent income hypothesis. Real saving rates increase when the duration of lifetime and per household real income rise, and they decrease when the growth rate of real income and net worth-to-GDP ratio rise. Young- and old-age dependency ratios are found to have played an insignificant role in determining the saving rates.

A rise in life expectancy and a larger share of elderly are projected to occur for Korea from 2002 to 2030. All other things being equal, these demographic changes are estimated to bring about a modest reduction in the private real net saving rate. We show a substantial decline in the government real net saving rates. Consequently, the effect on the national real net saving rate of the rise in life expectancy is a 25 percent decline from 33 percentage points in 2002 to 24.7 percentage points in 2030.

The aging population and a rise in life expectancy are likely to lead to a fall in the domestic saving rate. The decline in the domestic savings ratio lowers growth in output per worker. The resulting rise in capital productivity causes capital inflows and an appreciation of Korea's currency. Consequently a reduction in the current account surplus is likely to occur. Of course, appropriate policy changes will prevent this adverse effect from occurring.

The estimated effects on the saving rate and particularly the government saving rate are based on assumptions that are not necessarily reliable. Furthermore, our estimation does not take into account the possible feedback effects of improvements in life expectancy on the economy and the potential role of fiscal policy changes, for example, raising the retirement age, cutting benefits or raising taxes. Comprehensive study is desirable to provide comprehensive answers concerning to the extent the aging population will influence the economy in Korea. Comprehensive study remains as our future study.

## REFERENCES

- Abel, Andrew B., "Precautionary Saving and Accidental Baquests," *American Economic Review*, 74, 4, September 1985, pp.777 ~ 788.
- Aghion, Philippe and Peter Howitt, *Endogenous Growth Theory*, Cambridge: MIT Press, 1998.
- Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving :Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, 53, May 1963, pp. 55 ~ 84.
- Attanasio, Orazio P, "Personal Saving in the United States," in James M. Poterba (ed.), *International Comparisons of Household Saving*, Chicago: the University of Chicago Press, 1994, pp. 57 ~ 124.
- Attanasio, Orazio P., and G. Weber, "Is Consumption Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey," *Journal of Political Economy*, 103, 6, December 1975, pp. 1121 ~ 1157.
- Bang, Ha Nam, "Retirement System of Korean Corporations" (in Korean), *Study Report of Korea Labor Institute*, No. 1998-004, 1998
- Bang, Hong Gi, "Economic Effects and Issues in an Aging Society," ( in Korean), *Monthly Bulletin of the Bank of Korea*, 2, 2003, pp. 56 ~ 84.
- Bank of Korea, *National Income*.
- Bank of Korea, *Flow of Fund Accounts in Korea*.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.
- Bernheim, B. Douglas, A. Shleifer, and Lawrence H. Summers, "The Strategic Bequest Motive," *Journal of Political Economy*, 93, 6, December 1985, pp. 1045 ~ 1076.
- Bentzel, Ranger, and L. Beng, "The Role of Demographic Factors as a Determinant of Savings in Sweden," in F. Modigliani, and R. Hemming(ed.), *The Determinants of National Saving and Wealth*, New York: St. Martin's Press, 1983, pp. 152 ~ 188.
- Caballero, Ricardo J., "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation," *American Economic Review*, 81, 4, September 1991, pp. 859 ~ 871.
- Campbell, John Y., "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, 55, 6, November 1987, pp.1249 ~ 1273.
- Carroll, Christopher D., "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypotheses," *Quarterly Journal of Economics*, CXII, 1, February 1997, pp. 1 ~ 55.
- Carroll, Christopher D., "How Does Future Income Affect Current Consumption," *Quarterly Journal of Economics*, CIX, 1, February 1994, pp. 111 ~ 147.
- Carroll, C. D. and David N. Weil, "Saving and Growth: a Reinterpretation,"

- Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1994, pp. 133 ~ 192.
- Collins, Susan M., "Savings and Growth Experiences of Korea and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 3, September 1988, pp.328 ~ 350.
- Collins, Susan M., "Saving, Investment, and External Balances in South Korea," in S. Hoggard, R. Cooper, S. Collins, Choonsoo Kim, and Sung Tae Ro, (eds.), *Macroeconomic Policy and Adjustment in Korea, 1970-1990*, Seoul: Korea Development Institute, 1994, pp. 231 ~ 259.
- Cutler, David M., J. Poterba, L. Sheiner, and L. Summers, "An Aging Society: Opportunity or Challenge?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990 :1, pp. 1 ~ 73.
- Davies, James B., "Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement," *Journal of Political Economy*, 89, 3, June 1981, pp.561 ~ 577.
- De Serres A. and F. Pelgrin, "The Decline in Private Saving Rates in the 1990s in OECD Countries: How Much Can Be Explained by Non-Wealth Determinants?" OECD Economics Department Working Paper No. 344, December 2002.
- Deaton, Angus, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, 59, 5, September 1991, pp. 1221 ~ 1248.
- Economic Planning Board, *Korean Economic Yearbook*, 1984. (in Korean)
- Farrell, M. J., "The Magnitude of "Rate-of-Growth" Effects on Aggregate Saving," *Economic Journal*, 80, 320, December 1970, pp. 873 ~ 894.
- Friedman, Milton, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press, 1957
- Fry, Maxwell J. and A. Mason, "The Variable rate of Growth Effect in the Life Cycle Saving Model," *Economic Inquiry*, XX, 3, July 1982, pp. 426 ~ 442.
- Global Insight, *Quarterly Review and Outlook*, First-Quarter 2003.
- Graham, John W., "International Differences in Saving Rates and the Life Cycle Hypothesis: Reply and Further Evidence," *European Economic Review*, 33, 7, September 1989, pp. 1499 ~ 1507.
- Graham, John W., "International Differences in Saving Rates and the Life Cycle Hypothesis," *European Economic Review*, 31, 8, December 1987, pp. 1509 ~ 1529.
- Guariglia, Alessandra, "Saving Behaviour and Earning Uncertainty: Evidence from the British Household Panel Survey," *Journal of Population Economics*, 14, 2001, pp. 619 ~ 634.
- Guiso, L., T.J. Jappelli, and D. Terlizzese, "Saving and Capital Market Imperfections: The Italian Experiences," in Koskella and J. Paurio, (ed), *Saving Behavior-Theory, International Evidence and Policy Implications*, Cambridge: Blackwell Publisher, 1992, pp. 43 ~ 982
- Hayashi, F. and A. Ando, "Life Cycles and Banquest Saving," *Journal of the Japanese and International Economies*, 2, 4, December 1988, pp. 490 ~ 491.
- Heller, Peter S., "Aging in Asia: Challenges for Fiscal Policy," *Journal of Asian Economies*, 10, 1999, pp. 37 ~ 63.

- Heller, Peter S. and Steve Symansky, "Implications for Savings of Aging in the Asian "Tigers", " *Asian Economic Journal*, 12, 3, September 1998, pp. 219 ~ 252.
- Horioka, Charles Yuji, "Why is Japan's Household Saving Rate so High?, A Literature Survey," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4,1, March 1990, pp.49 ~ 92.
- Hyun, Am, and Sang Won Cho, (ed.), *A Code of Law*, Seoul: Hyun Am Co, 2000(in Korean)
- Guiso, L, T. Jappelli, and D. Terlizzese, "Saving and Capital Market Imperfections: The Italian Experiences", in Koskella and J. Paurio, (ed.), *Saving Behavior-Theory, International Evidence and Policy Implications*, Cambridge: Blackwell Publisher, 1992, pp. 43 ~ 982
- Jappelli, J. and M Pagano, "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison," *American Economic Review*, 79,3, December 1989, pp. 1088 ~ 1105.
- Kang, Kenneth H., "Why Did Koreans Save So "Little" and Why Do They Now Save So "Much?"," *International Economic Journal*, 8, 4, Winter 1994, pp.99 ~ 111.
- Kohl, Richard, and Paul O'Brien, "The Macroeconomics of Ageing, Pensions and Savings: A Survey," OECD Economics Department Working Paper No. 200, June 1998.
- Korea Development Bank, "Effects of an Aging Society on the Korean Economy and Financial Market," *KDB Monthly Bulletin*, 568, March 2003, pp. 32 ~ 60. (in Korean)
- Korea Statistical Office, *Major Statistics of Korean Economy*
- Koskela, Erkki, and Matti Viren, "International Differences in Saving Rates and the Life Cycle Hypothesis: A Comment," *European Economic Review*, 33, 7, September 1989, pp. 1489 ~ 1498.
- Kwack, Sung Yeung, "Household Saving Behavior and the Effect of Income Growth and Life Expectancy: Evidence form Korea Househole Survey Data," November 2003, unpublished article.
- Kwack, Sung Yeung, "Saving Rate and Income Growth, Life Expectancy: Evidence from Korea Household Survey Data," November 2003, unpublished article
- Kwack, Sung Yeung, "The Impact of Aging Population in Korea on Economic Growth: Household Saving Rate Behavior," presented at the 2003 KDI-KAEA Conference at KDI on July 2003, Seoul, Korea
- Lee, En Mi,, "Economic Implications and Policies in an Aging Era," *Issue Paper of Sam Sung Economic Research Institute*, December 12, 2002. (in Korean)
- Lee, Hae Hoon,, "Economic Impacts of Aging Population," *Labor Policy Studies of Korea Labor Institute*, 2,2, 2002, pp. 23 ~ 41. (in Korean)
- Leff, Nathaniel H., "Dependency Rates and Saving Rates," *American Economic Review*, 59, 5, December 1969, pp.886 ~ 890.
- Leland, Hayne E., "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, LXXXII, 3, August 1968, pp.465 ~



473.

- Masson, Paul R. and Ralph W. Tryon, "Macroeconomic Effects of Projected Population Aging in Industrial Countries," *IMF Staff Papers*, 37, 3, September 1990, pp. 453 ~ 597.
- Meade, James E., "Life-Cycle Saving, Inheritance, and Economic Growth," 1966. *Review of Economic Studies*, XXXIII(1), 93, January 1966, pp. 61 ~ 78.
- Meredith, Guy, "Demographic Change and Household Saving in Japan," in Ulrich Baumgartner and Guy Meredith, (ed.), *Saving Behavior and the Asset Price "Bubble" in Japan: Analytical Studies*, IMF Occasional Paper No. 124, 1995, pp. 36 ~ 45.
- Ministry of Labor (Korea), *Report on Wage Survey by Occupational Category*.
- Ministry of Labor (Korea), *Yearbook of Labor Statistics*.
- Modigliani, Franco., "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations," *American Economic Review*, 76, 3, June 1986, pp. 296 ~ 314.
- Modigliani, Franco, "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio" in W. A. Eltis, M. F. Scott, and J. N. Wolfe, *Induction, Growth, and Trade: Essays in Honor of Sir Roy Harrod*, Oxford: Clarendon Press, 1970, pp. 197 ~ 225.
- Modigliani, Franco, "The Life Cycle Hypothesis, the Demand for Wealth, and the Supply of Capital," *Social Research*, 33, 2, Summer 1966, pp. 160 ~ 217.
- Modigliani, F. and R. Brumberg, "Utility Analysis and Aggregate Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data," in Kenneth K. Kurihara (ed.), *Post Keynesian Economy*, New Brunswick: Rutgers University Press, 1954, pp. 388 ~ 436.
- Modigliani, Franco, and A. Stering, "Determinants of Private Saving with Special References to the Role of Social Security-Cross Section Tests" in F. Modigliani and R. Hemming (ed.), *The Determinants of National Saving and Wealth*, New York: St. Martin's Press, 1983, pp. 24 ~ 55.
- National Statistical Office (Korea), *Annual Report on the Economically Active Population Survey*.
- National Statistical Office, *Comprehensive Time Series Report on the Economically Active Population Survey: 1963-1993*, December 1994.
- National Statistical Office, *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey*.
- National Statistical Office, *Major Statistics of the Korean Economy*.
- National Statistical Office (Korea), *Korea Statistical Yearbook*.
- National Statistical Office (Korea), *Report on Population and Housing Census in Korea*.
- National Statistical Office (Korea), *Population Projections for Korea: 2000-2050*, 2001. 12.
- Obstfeld, Maurice and K. Rogoff, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: the MIT Press, 1997.
- Pagano, Marco, "Financial Markets and Growth: An Overview," *European Economic Review*, 37, 2/3, April 1993, pp. 612 ~ 622.
- Ram, Rati, "Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International

- Cross-Section Study," *American Economic Review*, 72, 3, June 1982, pp. 537~544.
- Ramsey, Frank, P., "A Mathematical Theory of Saving," *Economic Journal*, XXXVIII, 152, December 1928, pp. 543~559, and in Joseph E. Stiglitz and Hirofumi Uzawa (ed.), *Readings in the Modern Theory of Economic Growth*, Cambridge: the MIT Press, 1969, pp. 427~445.
- Romer, David, *Advanced Macroeconomics*, MacCraw Hill Co, 1996.
- Russell, Thomas, "Rate of Growth Effects on Aggregate Savings: Further Analysis," *Review of Economic Studies*, XLIV(1), 136, February 1977, pp. 153~168.
- Skinner, Jonathan, "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, 22, 2, September 1988, pp. 237~255.
- Soderstrom, Lars, "The Life Cycle Hypothesis and Aggregate Household Saving," *American Economic Review*, 72, 9, June 1982, pp. 590~596.
- Solow, Robert N. "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1, February 1956, pp. 65~94.
- Takayama, N. and Y. Kitamura, "Household Saving Behavior in Japan," in Poterba, James M. ed. *International Comparisons of Household Saving*, Chicago: the University of Chicago Press, 1994, pp. 125~167.
- Tobin, James, "Life Cycle Saving and Balanced Growth," in William Fellner, et al., eds, *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher*, New York: John Wiley, 1967, pp. 231~256.
- Turner, D., C. Giorno, C., A. de Serres, A. Vourc'h, and P. Richardson, "The Macroeconomic Implications of Aging in a Global Context," OECD Economics Department Working Paper No. 193, March 1998
- Weil, David N., "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data," *Quarterly Journal of Economics*, CIX, 1, February 1994, pp. 55~79.
- Weil, Phillippe, "Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents," *Journal of Public Economics*, 38, 1989, pp. 183~198.
- Yarri, M. E., "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer," *Review of Economic Studies*, 32(2), 90, March 1965, pp. 137~150.
- Yarri, M. E., "On the Consumer Lifetime Allocation Process," *International Economic Review*, 5, 3, September 1964, pp. 304~317.
- Zeldes, Stephen P., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97, 2, April 1989, April 1989, pp. 305~346.

**KDI 政策研究**

제26권 제1호(통권 제93호)

Analysis on the Change and Its Cause of Income  
Distribution before and after the Financial Crisis:  
Income Mobility Perspective

Gyeongjoon Yoo  
(Korea Development Institute)

\* This paper contains the english version of outstanding papers from the KDI  
Journal of Economic Policy.

- Key word : Income Inequality, Income Mobility
- JEL code : D63, E25

## **ABSTRACT**

Income inequality in Korea has increased after the economic crisis, and the main reason for the widening of income distribution is due to the increase of the unemployed when analyzed using the Urban Household Report(UHR). However, income inequality has not decreased although the rate of unemployment decreased after 2000. Further data bases for income-related statistics are necessary to examine the exact causes of changing income inequality as a whole since the UHR covers only statistics on urban employees' wage and salary in Korea.

## I. Introduction

It has been generally reported that the income distribution structure in Korea has worsened after the recent financial crisis of 1997. According to the official statistics published by the Korea National Statistical Office (KNSO), the Gini Coefficient (incomes of urban workers), which measures the inequality of income distribution within a country, was measured at approximately 0.28 for the three years before the crisis and 0.32 for the three years following the crisis. However, the cause of widening income inequality was presumed to be the side effect from “the rich get richer and the poor get poorer” phenomenon resulting from various restructuring measures implemented during the crisis. The underlying cause and the course of income inequality has not been precisely understood, thus far.

In addition, the samples of urban household report, which are the basis for the official statistics published by KNSO, were completely discontinued<sup>1</sup> during the financial crisis (between 1997 and 1998) thus, we cannot ignore the possibility that the rise in Gini Coefficient during these periods, immediately before and after the crisis, may be due to partially changing the samples.

This paper was written to identify the underlying cause of worsening income distribution trends before and after the financial crisis. Due to unavailability of data, this paper limits its analysis to the incomes of urban worker households published by KNSO's Urban Household Reports. To indirectly calculate the income statistics during the period when the data was completely discontinued the KDI Income Panel (Urban Workers) was used to analyze the income mobility for three years before and after the crisis. Thus, the widening of income inequality was measured indirectly.

In fact, due to the discontinuation of data before 1997 and after 1998, a direct comparison between these two periods was impossible. Hence in our paper the period between 1995 and 1997, right before the crisis, which did not show substantial changes in income inequality or income distribution structure and 1998 to present, which showed definite increases in income inequality, was compared and the cause of income inequality was analyzed.

The following is the outline of this paper. In Chapter II, the methodology used to compile the “KDI Income Distribution Panel(Urban

---

<sup>1</sup> In 1998, the Korea National Statistical Office (KNSO) changed the samples of the Economically Active Population and the Urban Household Reports by 100%.

Workers)” and its characteristics are explained. In Chapter III, the changing trends of income distribution is analyzed and in Chapter IV, various analyses on income mobility for 3 years before and after the crisis of 1997 using the materials from the income panel are presented. In Chapter V, using the discussions from Chapter III and IV, the causes that increase income inequality before and after the crisis are analyzed. Finally, in Chapter VI, some future tasks are identified in order to improve the income distribution.

## **II. Compositions of the KDI Income Panel (Urban Workers)**

### **1. The subject of the panel analysis**

The types of households analyzed on KNSO's Urban Household report,<sup>2</sup> depending on the status of household head's economic participation, were largely divided into two categories such as income-earning households and other households (includes no-occupation households). Although it is compiled annually, the statistics for other households are unreliable therefore this paper only considered income-earning households as the subject of analysis. As shown in <Table 1> below, no-occupation households, which include self-employed and unemployed households, are excluded from the components of the panel. For that reason, only 60% of the sample of urban households is used for formulating the panel.

As shown in <Table 1>, the ratio of urban households starting 1995 displayed a steady falling trend, in particular, at the start of the crisis (1998) the ratio of no-occupation households (including unemployed) rapidly increased compared to 1997. Although the reports are discontinued around the crisis period, when considering the relative recovery in the ratio of income earning households in 2000, it can be speculated that it has a close relationship with the increase rate of unemployment. Namely, considering the unemployment rate of 2.6% in 1997, 6.8% in 1998, 6.3% in 1999, and 4.1% in 2000, the increased number of no-occupation households closely resembles the rate of unemployment except for 1999.

Given this circumstance, a serious consideration should be taken

---

<sup>2</sup> KNSO only publishes incomes of urban-dwelling, income-earning households with 2 or more persons. Hence, incomes of unemployed, single person, and non-urban dwelling households are excluded. On that ground, only 63.8% of all households are included in the sample. The statistics used are limited since incomes of only 60% of the households are officially published, therefore it is safe to assume that only 38.3% of all households are being represented in this income report.

**<Table 1> Type of Households included in the Annual Urban Household Report**

(Unit: %)

Years		1995	1996	1997	1998	1999	2000
Income-earning Households		63.5	63.0	62.1	58.5	56.6	57.3
Other Households	Self-employed	29.3	29.4	29.6	29.4	29.8	30.1
	No-occupation	7.2	7.6	8.4	12.2	13.6	12.7

*Note:* Self-employed category includes merchant, self-employed, law-practice, freelance; no-occupation denotes households without a stable income but relies on pension, allowance from other members of the family, income from interest, etc.

*Source:* The initial data of urban households excluding imputation households were used in the calculation.

when dealing with no-occupation households, which include unemployed households when trying to grasp the distribution structure changes. However, this task is not so simple since the incomes of no-occupation households are not published in KNSO's data. For example, when distribution structure is analyzed with no-occupation or unemployed households included the respondent households are presumed to have other incomes such as employment benefits—transfer income, miscellaneous incomes, etc. other than earned income but in the analysis all incomes start at zero therefore the possibility of overestimating the worsening effect of distribution structure may occur. On the other hand, if no-occupation and unemployed households are omitted from the analysis, the income-earning households convert to no-occupation or unemployed households eliminating the downward income aspect from the analysis thus leading to the possibility of underestimating the worsening effect of distribution structure.

The no-occupation household in the panel composition were omitted from the analysis under a strong assumption that the ratio of households that are included in the sample every year and those excluded are similar, depending on the change of household type. Moreover, households that were income earning before the crisis but converted to unemployed households after the crisis were omitted from the analysis since their incomes are considered as zero leading to either overestimated or underestimated income distribution. Consequently, there is a possibility that the extent of income inequality<sup>3</sup> of households used in the panel data of this study may be underestimated.

In order to solve the underestimation problem, reviewing the characteristics of households that are left out from the sample of KNSO's initial data and appropriately adjusting the weight of these

<sup>3</sup> The same problem arises when calculating the rate of income inequality using KNSO's initial data of urban household report. For this reason when calculating the rate of income inequality the KNSO also excludes no-occupation households (including unemployed households).

households may be one of the methods in compiling the panel. However, due to the difficulty in setting a standard value in the above-mentioned adjustment method, since incomes of no-occupation or unemployed households are not published, this paper leaves this problem as a future research task in the field of income distribution.

In income tax burden distribution study of Sung (2000), unemployed households were included in the income-earning households in the analysis. His study, in order to reflect that the unemployed household ratio was overly exaggerated compared to the real unemployment rate randomly eliminated portions of unemployed household and then adjusted their ratio when reorganizing his sample. Still, even with the adjustment it is difficult to wholly understand the changes of distribution structure.

## 2. Handling imputation and households that are excluded

The survey rate of KNSO's income (household) report are around 82% level for the period between 1995~2000 and in place of those households omitted from the survey, the income and expenditure data of households selectively chosen under KNSO's standard were used. These same households were not surveyed every year on a regular basis and their substitution each year is difficult to trace hence, in the KDI Income Panel, households denoted as 'Imputation' were deleted<sup>4</sup> from the initial data provided by KNSO.

The imputation households are those households not included in the report because they did not respond to the survey. If substituted households on the report show remarkable difference in characteristics from the omitted imputation households then this will create sample selection bias ultimately causing error on the analysis. Moreover, without any information on characteristic differences between the imputation households and all households, the problems arising from sample selection cannot be solved.

<Table 2> The Annual Ratio of Imputation Households

(Unit: %)

Year	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ratio	19.2	17.7	18.4	22.5	19.5	18.9

<sup>4</sup> The quarterly and yearly statistics published in KNSO's Annual Report include all imputation data.



Therefore, households that were included in the reference year but excluded in the following year or the one after were excluded when compiling the KDI Income Panel (Urban Workers).

The most probable method in solving this discrepancy, is to compare the characteristic difference between the households excluded from the sample (starting after the reference year) and the households that were kept and then inserting households that are most similar in characteristics to the households in the sample.<sup>5</sup> The method above and previously mentioned problems relating to unreleased income status of unemployed households are dealt in the section that discusses future research tasks.

The households that fall under the two above-mentioned groups are excluded from the KDI Income Panel (Urban Workers). The households included in the KDI Income panel are those that maintained the status of income-earning household for three consecutive years and were surveyed at least once a year. The ratio of these households is approximately less than 50% compared to the reference year. Due to households that did not respond to the survey, or cannot locate, etc., and households that convert to other household status (including no-occupation) from employed household are excluded from the sample, the second year showed 30% drop rate in the households that are included and 20% in the third year.

**<Table 3> Number of Sample Households and their Annual Representation Rate (When Matching)**

Period Year	First Year	Second Year		Third Year
1995	4,032	2,818 (69.9%)		1,947 (48.3%)
1996	3,935		2,759 (70.1%)	
1997	3,576			
1998	3,731		2,560 (68.6%)	1,776 (48.1%)
1999	3,590	2,539 (70.7%)		
2000	3,467			

<sup>5</sup> Refer to Kang (2000) for detailed explanation.

### 3. Compiling method of KDI Income Panel (Urban Workers)

When annual data are used as a part of the panel, the household ID provided by KNSO was used for the matching key. For the ten deciles, the households were aligned according to their average monthly income then the aggregate of monthly average ratio was divided by ten.

Also, in determining the average monthly income level, the quarterly Consumer Price Index (1995=100) was used in order to eliminate the effects of income changes due to inflation.

In a strict sense, KNSO's initial data of urban households is not based on a household standard. This is because although the data consists of monthly information on similar households however, their annual data ignores the status of the households whether they are same households or not, and simply adds the monthly data to produce overall statistics.

Taking this into consideration, in the annual initial data when same households are observed in different month in the annual initial data, they were considered as one household and their mean value was used in compiling the panel. Accordingly, when preparing the annual index on income distribution using this data, each household is considered as a separate entity although similar households overlap yearly. Hence, to a certain extent there will be some differences from the "Annual Urban Household Report" published by KNSO, which measures the Gini Coefficient of Korea.

### 4. Data comparison of Initial statistics

First, when comparing the initial data of urban households to the total data on household standard, the yearly mean value of various monthly income of the total data on household standard showed lower average income as well as lower total income ratio in 1997 and 2000 for households selected from the initial data of urban households. In general, relatively high income-earning households are regularly included in the monthly sample whereas relatively low income-earning households are either omitted from the survey or have the high tendency to convert to self-employed or unemployed households and thus having high frequency in being left out from the survey. Therefore, it is presumed that in the initial data the high income-earning households are repeatedly calculated as independent households displaying higher average income level than the total data on household standard. Moreover, the backings of higher results shown in 1997 and 2000 cannot be explained.

The KDI Income Panel was compiled using the household standard

**<Table 4> Various Data Comparison of Initial Statistics**

(Unit: thousand won, %)

	Urban Household Initial Data				Household Standard Data				KDI Income Panel			
	1997		2000		1997		2000		1997		2000	
	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio
Total Income	3,713.2	100.0	3,705.4	100.0	3,725.3	100.0	3,592.8	100.0	4,056.0	100.0	3,982.9	100.0
Income	2,087.0	56.2	1,964.5	53.0	1,993.9	53.5	1,831.2	51.0	2,129.1	52.5	2,015.7	50.6
Current Income	1,953.1	52.6	1,822.4	49.2	1,865.7	50.1	1,703.5	47.4	1,997.0	49.2	1,853.6	46.5
Earned Income	1,769.0	47.6	1,653.1	44.6	1,686.7	45.3	1,529.4	42.6	1,802.4	44.4	1,673.3	42.0
Household Heads	1,407.8	37.9	1,349.3	36.4	1,352.4	36.3	1,254.1	34.9	1,436.8	35.4	1,363.7	34.2
Spouse	194.9	5.2	166.1	4.5	189.0	5.1	149.3	4.2	191.2	4.7	158.8	4.0
Others	166.2	4.5	137.6	3.7	145.3	3.9	126.0	3.5	174.4	4.3	150.8	3.8
Self-employed and Subsidiary Jobs	72.0	1.9	77.6	2.1	69.4	1.9	75.2	2.1	75.5	1.9	79.9	2.0
Property Income	48.9	1.3	37.1	1.0	43.5	1.2	33.5	0.9	56.4	1.4	42.2	1.1
Transfer Income	63.1	1.7	54.7	1.5	66.1	1.8	65.4	1.8	62.8	1.5	58.2	1.5
Non-current Income	133.9	3.6	142.2	3.8	128.1	3.4	127.8	3.6	132.1	3.3	162.2	4.1
Other Income	1,333.4	35.9	1,535.9	41.4	1,440.0	38.7	1,558.2	43.4	1,619.0	39.9	1,759.5	44.2
Transfer from Last Month	292.9	7.9	205.0	5.5	291.4	7.8	203.3	5.7	307.9	7.6	207.6	5.2
Number of Employed	1.6		1.5		1.5		1.5		1.6		1.5	
Ave. Age of Household Head	40.3		40.9		39.0		40.1		41.7		42.2	

Note: Total income = Income + Other incomes + Transfer from previous month

**<Table 5> The Ratio of Surveyed Households and their Average Income**

(Unit: thousand won, %)

	1995 ⇒ 1996		1996 ⇒ 1997		1998 ⇒ 1999		1999 ⇒ 2000	
	Ratio <sup>1)</sup>	Ave. Income <sup>2)</sup>	Ratio	Ave. Income	Ratio	Ave. Income	Ratio	Ave. Income
KDI Income Panel (Urban Workers) Households	69.4	1,895.9	69.8	2,009.1	68.8	1,716.6	70.5	1,752.1
Non-respondent	25.4	1,687.1	25.4	1,856.6	22.2	1,589.1	22.3	1,666.7
Household Type Change <sup>3)</sup>	5.2	1,737.1	4.8	1,846.8	9.1	1,640.8	7.2	1,666.3

Note: 1) The weight was considered hence, there is a slight difference between the panel maintenance rate of two periods in <Table 3>.

2) Income = Current Income + Non-current Income

3) Other households include households that converted their status to (self-employed and unemployed households)

**<Table 6> Trends of Gini Coefficient**

	Initial Data of Urban Households	Household Standard	
		Household Standard	KDI Income Panel
1995	0.284	0.255	0.247
1996	0.291	0.260	0.246
1997	0.283	0.254	0.249
1998	0.316	0.284	0.273
1999	0.320	0.287	0.267
2000	0.317	0.293	0.289

from the period three years immediately before and after the crisis only using the households that were included in every year with known income. Accordingly, for those households that changed their status, for instance, from earned-income household to self-employed, unemployed households or households due to address changes that were not included in the survey were eliminated from the panel. In general, since these households are assumed to have low-income level it is judged that the average income level in the KDI panel is slightly higher than the average income shown in other data as seen in Table 5.

### **III. Trends of Income Distribution Before and After the Financial Crisis**

#### **1. Trends of income inequality**

As shown in <Table 6>, the Gini Coefficient for urban worker households before the crisis was 0.28 and after the crisis 0.32, slightly higher after the crisis (same as data published by KNSO).

However, the Gini Coefficient of the total data on household standard, which was composed by reorganizing the same households on the initial data of urban households, was 0.26 before the crisis and 0.29 after the crisis. The Gini Coefficient of KDI Income Panel (Urban Workers), which compiled panels for three years before and after the crisis displayed 0.25 for before the crisis and 0.27 after the crisis.

It is believed that the fundamental reason for the difference in Gini Coefficient in each data is the methods used in compiling each statistic data, as explained in Chapter II of this study. KNSO's initial data and the total data of household standard had a difference of  $\pm 0.03$  Gini point. Theoretically, the difference in Gini point is difficult to explain. For instance, when monthly units of overlapping household data are integrated into yearly unit and its average is used, there is a possibility that the result can be higher or lower than the actual rate of income inequality.

Meanwhile, the difference observed in the Gini Coefficient of KDI Income Panel, which used data of closely followed households for three consecutive years, and the Gini Coefficient of KNSO's initial data is mainly caused by omission of relatively low-income households giving rise to more households that increase the extent of income inequality in the panel, as explained in <Table 4>.

There is one common point among these Gini Coefficients shown above. It is clear that all three coefficients did not show any substantial changes from 1995 to 1997 (before the crisis) but, during 1998 to 2000 (after the crisis) there was approximately 0.01 increase in Gini point in

2000, except for the initial data of urban households, indicating that the income inequality rate after the crisis did increase.

## 2. Trends of Income Distribution

In order to observe the changing trends of income distribution, some type of classification is needed. There are many classifications used to describe income levels however, in this study, we will use income classification system relative to OCED (1995).

In OECD (1995) and Yoo (1999), those earning 150% and above median will be classified as high-income class and those earning less than 50% of median will be called low-income class. From the existing middle-income class, those earning 70~ 150% of median will be considered as middle-income class and those earning 50~70% will be called modest-income class.

The analysis result from the above classification shows increasing trend for the ratio of low-income class after the crisis but then it became stagnant after 2000. But, when this rate was compared with the rate before the crisis, the rate after 2000 has somewhat increased. And, among the middle-income classes, the increasing ratio of modest-income class was very unique.

The ratio of middle-income class, which has been continually falling since before the crisis until 1999 however increased somewhat in 2000 defying the 'collapse of middle-income class' phenomenon that was raised frequently after the crisis. Hence, concluding that the middle-income class collapsed due to the financial crisis is too hasty when data shows the actual reduction began before the crisis and when the increasing trend is still observed three years after the crisis. The trends of middle-income class should be observed for longer time span.

Based on the 1997 income distribution, which used classification of the relative income levels of OECD standard, <Table 8>, analyzes the annual income distribution and changes with inflation rate in mind

Using 1997 as the reference year, the analysis result for the ratio of high-income class increased until immediately after the crisis and again in 2000, increasing trend was seen. The ratio of low-income class displayed symmetrical ratio to the high-income class. Following the symmetrical ratio of high-income and low-income classes, the ratio of middle-income class showed stable ratio however, the ratio of modest-income class showed increasing tendency after the crisis.

When considering the income distribution changes of 1997, we can fairly reason that the increases in both low-income and modest-income classes are one of the factors that worsened the whole income distribution structure after the crisis. However, more research must be done in order for this static analysis result to support the existing argument,

**<Table 7> Trends of Income Class (Relative Changes)**

(Unit: %)

		1995		1996		1997		1998		1999		2000	
High Income Class		22.1		22.8		21.8		22.9		23.3		22.0	
Middle Class	Middle Income	69.0	54.8	67.5	53.6	68.5	54.8	65.4	51.6	64.7	50.6	66.1	51.7
	Modest Income	69.0	14.1	67.5	13.9	68.5	13.7	65.4	13.8	64.7	14.1	66.1	14.5
Low Income Class		8.9		9.7		9.7		11.7		11.9		11.9	

Source: KNSO, from the initial data of urban households

**<Table 8> Income Level Changes (based on 1997)**

(Unit: %)

		1995		1996		1997		1998		1999		2000	
High Income Class		16.6		20.8		21.8		14.3		15.9		17.4	
Middle Class	Middle Income	71.7	53.8	68.7	53.4	68.5	54.8	68.1	49.2	67.2	49.0	67.9	51.5
	Modest Income	71.7	17.9	68.7	15.3	68.5	13.7	68.1	18.9	67.2	18.3	67.9	16.4
Low Income Class		11.7		10.6		9.7		17.6		16.9		14.7	

Source: KNSO, from the initial data of urban households

which states that the income of low-income class compared to other income classes decreased substantially worsening the distribution structure after the crisis.

## **IV. Income Mobility**

### **1. Methodology used in determining income mobility**

There are many ways to measure income mobility depending on what is being studied through income mobility. However, in general, the following methodology is used to conduct most of the studies. In Fields (2001) measuring method of income mobility study was divided into three categories. First, income changes of a given unit are observed throughout various set times. For example, when determining the income mobility changes of different income classes in a fixed period of time a panel data of the subject group is needed. Second, to solve the problems that arise due to the measuring unit, the subject group can be either an individual or a household. Third, to determine the different aspects of economic welfare then the subjects can be income, consumption, earned income, etc.

This study aims to analyze and compare the extent of income mobility during the two periods before and after the financial crisis. Period A designates time between 1995-1997 and Period B, between 1998 and 2000. Studies done in other countries usually analyze 5 year-period as one unit however, in this study the data are analyzed and compared around the time of the crisis between Period A and B due to the fact that this was a unique occurrence and also due to lack of data availability. In addition, this study's underlying source, the sample from KNSO's Urban Household Report had been reorganized completely around the crisis period thus it was impossible to compile the panel for 1997 and 1998. This is the main reason that this study observed only two given periods such as Period A and B. Accordingly, due to limited data availability this study aims to indirectly determine the changes in distribution structure before and after the financial crisis. The measuring unit is per household, and the subject of analysis is limited to household income. Measuring standard for consumption and earned income will be left to future studies in this field.

#### **1-a. Measuring the income decile movement (income positional movement)**

One of the methods used to determine the extent of income mobility



before and after the crisis is to first measure each household income to decile income and observe the mobility changes of the same household after given lapse of time whether there was change in its decile. Without observation, it is clear that the period after the crisis supported more mobility in decile of household income than the period before. It is predicted if the crisis did influence the economic structure of Korea then the households subject to the survey with minute changes before the crisis would have shown greater mobility in income decile after the crisis.

In order to measure the above statement, the immobility ratio (IR) index can be used. This index represents households with the same decile income at the beginning and at the end of a given period. If Period A: 1995~1997 showed less mobility in income decile for each household than the Period B: 1998~2000, the IR ratio of Period A will be higher than Period B.

Prepared by using the initial data of urban households and KDI Income Panel data, the IR ratio of <Table 9> and <Table 10>, using the transition matrix, is 0.314 during 1995~1997 and 0.297 during 1998~2000. For instance, 31.4% of total households showed no changes in their decile income for Period A and 29.7% for Period B. It is estimated that during Period B (after the crisis), the extent of decile income mobility was higher.<sup>6</sup>

During Period A, 36.6% of the total households displayed upward income decile movement while 31.9% displayed downward movement. During Period B, 43.2% showed upward movement and 27.1% showed downward movement, recording an increase of 6.6%p upward decile movement after the crisis.

<Table 11> compares the source of income for households that are classified by their income mobility (i.e. downward, unchanged, upward). After separating the two periods, 1997 (before the crisis) and 2000 (after the crisis), households with downward, unchanged, or upward income mobility was compared for particular characteristics however, non were found.

The Shorrocks' Index (SI) is another index that indicates the extent of decile income mobility, a very similar concept to IR Index. The fundamental concept of SI and IR is that only diagonal matrix is used to determine the decile income mobility when relating to transition matrix. SI is defined as  $[C - tr(M)/(C-1)]$ . Here,  $tr(M)$  denotes trace of M while C denotes decile. Hence, if the extent of decile income mobility decreases at the two point of comparison then  $tr(M)$  will increase while SI will decrease.

---

<sup>6</sup> First, KNSO's initial data of urban households was used to determine the income decile from the reference year and the compared year and then the KDI Income Panel was used to calculate the extent of decile income mobility for households that were observed for three consecutive years.

**<Table 9> Income Decile Mobility before the Financial Crisis**

(Unit: %)

1997 1995	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	53.1	18.2	9.2	10.6	2.9	3.2	2.1	0.8	0.0	0.0
II	19.8	32.9	16.0	14.4	6.5	4.1	3.7	0.8	0.0	1.9
III	9.3	21.9	27.5	15.8	12.7	6.2	4.4	0.6	1.7	0.0
IV	8.9	8.0	9.2	19.3	21.4	12.6	10.8	6.9	1.3	1.5
V	2.0	8.3	14.3	13.0	12.9	20.6	13.3	12.3	1.9	1.5
VI	0.2	1.7	5.1	9.0	12.4	18.5	22.8	13.3	12.1	4.9
VII	2.4	2.5	2.7	5.7	5.9	22.7	20.9	18.7	12.4	6.3
VIII	0.4	1.6	2.6	4.1	6.4	11.0	18.4	25.9	19.0	10.7
IX	0.2	1.3	0.9	2.4	4.8	7.9	6.8	17.2	35.1	23.3
X	0.4	0.0	0.7	3.3	5.0	0.4	2.7	8.8	14.3	64.6

**<Table 10> Income Decile Mobility after the Financial Crisis**

(Unit: %)

2000 1998	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	45.7	20.2	17.9	7.7	5.2	3.1	0.2	0.0	0.0	0.0
II	18.9	23.6	20.6	13.0	12.1	8.0	2.3	1.1	0.5	0.0
III	14.6	12.4	22.5	20.5	6.8	10.2	5.0	6.0	1.1	1.0
IV	3.7	7.0	15.2	21.1	24.6	12.2	11.0	2.4	2.5	0.4
V	3.0	4.5	6.8	13.3	18.4	16.5	22.5	7.8	5.4	2.1
VI	0.4	3.8	5.2	6.0	14.7	21.9	20.4	18.2	5.8	3.7
VII	1.3	0.3	2.5	8.4	8.3	11.3	21.1	22.9	16.1	8.0
VIII	1.5	0.0	0.3	3.1	3.5	9.7	12.4	27.7	29.9	12.0
IX	0.8	1.1	1.2	2.1	2.8	4.6	4.2	16.3	32.8	34.2
X	1.7	0.0	0.0	0.7	2.0	3.7	3.7	6.1	20.3	61.8

**<Table 11> Type of Income Mobility: Breakdown of Income Sources**

(Unit: thousand won, %)

	1997 (1995→1997)						2000 (1998→2000)					
	Downward		Unchanged		Upward		Downward		Unchanged		Upward	
	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio	Ave.	Ratio
Total Income	3,191.9	100	4,661.0	100	4,289.2	100	3,304.6	100	4,398.0	100	4,122.5	100
Income	1,675.4	52.5	2,364.1	50.7	2,322.5	54.1	1,473.9	44.6	2,232.9	50.8	2,205.8	53.5
Current Income	1,574.6	49.3	2,243.0	48.1	2,153.6	50.2	1,411.9	42.7	2,085.6	47.4	1,970.7	47.8
Earned Income	1,439.2	45.1	2,025.8	43.5	1,927.0	44.9	1,258.5	38.1	1,895.9	43.1	1,780.1	43.2
Household heads	1,210.5	37.9	1,622.2	34.8	1,474.7	34.4	1,052.7	31.9	1,531.6	34.8	1,443.1	35.0
Spouse	102.2	3.2	242.5	5.2	224.7	5.2	90.6	2.7	228.0	5.2	153.9	3.7
Others	126.5	4.0	161.1	3.5	227.6	5.3	115.2	3.5	136.4	3.1	183.1	4.4
Self-employed & Subsidiary jobs	58.6	1.8	81.6	1.8	84.8	2.0	56.8	1.7	94.8	2.2	84.1	2.0
Property Income	33.2	1.0	80.6	1.7	55.7	1.3	42.5	1.3	43.8	1.0	40.9	1.0
Transfer Income	43.6	1.4	55.0	1.2	86.0	2.0	54.2	1.6	51.1	1.2	65.6	1.6
Non-current Income	100.8	3.2	121.1	2.6	168.9	3.9	62.0	1.9	147.3	3.3	235.1	5.7
Other Incomes	1,226.6	38.4	1,983.1	42.5	1,648.1	38.4	1,630.0	49.3	1,954.9	44.4	1,706.3	41.4
Transfer from Previous Month	289.8	9.1	313.8	6.7	318.6	7.4	200.6	6.1	210.2	4.8	210.3	5.1
Number of Employed	1.5		1.5		1.6		1.4		1.5		1.6	
Ave. Age of Household	41.3		43.3		40.7		42.6		43.3		41.3	

In fact, after the actual calculation,  $SI(SI_a)$  of Period A was 0.766 and  $SI(SI_b)$  of Period B was 0.782 clearly displaying greater decile income mobility after the crisis than before, supporting the result of IR.

Kim (2001) used similar data as this study to analyze decile income mobility (V decile) of a period between 1988~1992 and period between 1993~1997. Kim reported the SI results of each period as 0.627 and 0.642, respectively. Although the results from Kim (2001) and this study cannot be compared directly due to differences such as the duration of analysis (5 years (Kim's) and 3 years (ours)) and the division of income deciles (5 deciles (Kim's) and 10 deciles (ours)) however, when looking at the overall results, it is safe to assume that the income mobility in Korea during the mid 1990s decreased compared to the beginning of 1990s but, the extent of income mobility is on the rising trend since the crisis.

Linking income equality to this result, the extent of income inequality in the 1990s continued its decreasing trend until mid 1990s and started to increase. Hence, in Korea, it is possible to hypothesize that income mobility and income inequality have a proportional relationship.

In order to prove the above hypothesis with more precision, a construction of statistical database with longer duration and detailed statistics work must precede, however, recalling Kuzents' (1955) *Inverse U Hypothesis* will help in understanding the above hypothesis. For example, the main point in his hypothesis states that income distribution worsens at the beginning of economic development however as economic development matures income distribution will improve. On the other hand, that same hypothesis can be interpreted as the extent of income mobility will increase at the beginning of economic development but in a stable environment after the economic growth the extent of income mobility will decrease. Of course, Kuzents' hypothesis is not popularly accepted due to various counter findings. However, unlike the past, a speedy technological progress in a new economic system (knowledge-based economy) is being established. And, if we perceive this as the beginning of a new economic development, it can be explained from the hypothesis that current increase in income mobility is a part of the economic development process.

### 1-b. Estimation and verification of decile income mobility

The above presumed IR or SI simply helps us to understand the extent of income mobility of a household with no decile income mobility within a given period of time. Hence, the direction and degree of households with decile income mobility was not reflected. In other words, in view of decile income transition matrix, other than the diagonal matrix, the extent of household income was not reflected.

There is another measuring method that reflects the extent of household income mobility as well as decile income mobility other than the diagonal matrix. The Pearson Chi-squared Calculation first measures the household income mobility and then calculates whether there was also a change in the extent of decile mobility during the two given periods. The concept and estimation methods for the Pearson Chi-squared Calculation are as follows.

First, if there is no decile income mobility at the two given periods, the composition of decile income transition matrix is 1 for diagonal matrix and the rest is composed of identity matrix, which is zero. If this was reversed, for instance, reverse identity matrix, then the income distribution at the two given periods would be completely opposite. As such, it is safe to say that in both cases the income distribution at the compared period has *perfect time dependence* with the income distribution of the reference period.

On the other hand, hypothetically, if transition matrix at the reference period has perfect time independence, the households on the panel will have completely different income distribution at the compared period and the reference period.

Given this perspective, we can consider the hypothetical transition matrix where each factor has equal value. For example, if we use 10 decile distribution and the number of the sample is designated as N, we can assume all factors of transition matrix to be 0.01N matrix. Using this matrix, we can determine whether income distribution at the compared period has *perfect time dependence* with income distribution of the reference period. Depending on the degree of difference between the two periods of the transition matrix and the above hypothetical matrix will indirectly determine whether the income distribution at the compared period and the reference period has a meaningful difference.  $\chi^2$  provides the evaluating standard.

Concisely, for hypothetical verification of the difference between the actual transition matrix and the hypothetical transition matrix the following null hypothesis was set and  $\chi^2$  was used to statistically verify the difference.

$H_0$ : denotes income mobility at perfect time independence

The value of  $\chi^2$  is as follows. When each factor value of hypothetical matrix is denoted as  $EXP_{ij}$  and the observed value of actual transition matrix as  $OBS_{ij}$ ,

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(OBS_{ij} - EXP_{ij})^2}{EXP_{ij}}$$

The equation provides information on the degree of independence of the actual transition matrix from the reference period. Also, through comparison of  $\chi^2$  value obtained from the two different transition matrix, information on which matrix showed more independent income mobility from the reference period can be provided.

For example, greater the value of  $\chi^2$ , occurrence of a higher degree of *perfect time dependence* at the reference period and accordingly, a less degree of income mobility.

In KDI Income Panel (Urban Workers), the  $\chi^2$  value of Period A was 2,351.2, and Period B was calculated as 2,019.4, rejecting the hypothesis which states that the transition matrix of both periods are independent from the reference period<sup>7</sup> and further showed the income mobility after the crisis was more prominent than immediately before the crisis.

The *Correlation Coefficient*, is another index, which determines the relationship between the change of income distribution at the compared period to the distribution structure of the reference period. The correlation coefficient between 1995 to 1997 was 0.777 while between 1998 and 2000 was 0.592, reconfirming the above  $\chi^2$  value and showing that the income mobility during Period B was much active than Period A.

### 1-c. Symmetric Income Movement

Up to now, the main discussion was focused on the direction of income mobility for the two periods. However, there are many other factors that can be evaluated when studying the income mobility. In this section, the quantitative views on income mobility before and after the crisis will be discussed. For this perspective, Fields and Ok (1996,1999a) Index, which was developed for this specific reason will be used. A brief outline of the index is as follows: First, the reference period income is denoted as  $x_i$ , the compared period income  $y_i$ , and the size of the sample as  $n$ . Then the total income mobility can be defined as follows.

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1} |x_i - y_i| \quad (1)$$

When the above equation is divided by  $n$ , the income mobility per person can be expressed as below.

$$m_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1} |x_i - y_i| / n \quad (2)$$

When the above equation is divided by the aggregated income of reference year, it is possible to calculate the average income mobility as shown below.

---

<sup>7</sup> In statistical significance, when calculated  $\chi^2$  value is C\*C transition matrix, it is verified as freedom of C(C-1)

$$p_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1} |x_i - y_i| / \sum_{i=1} x_i \quad (3)$$

Fields (2001) named the above indices, F-O 1 set of measures.

In KDI Income Panel (Urban Workers), when calculating the values of  $d$ ,  $m$ , and  $p$  for Period A (before the crisis) and Period B (after the crisis), the values for Period A were 933,955,486 won, 479,690 won, and 0.252, respectively and for Period B, 1,058,952,945 won, 589,617 won, and 0.336, respectively.

As seen above, it is clear even in the absolute quantity sense, the income mobility of Period B (after the crisis) is much greater compared to Period A (before the crisis). Even in the average income mobility ( $p^{(1)}$ ) per person shown for Period A, which is around 25% and Period B, around 34% also verify that more changes occurred after the crisis rather than before in terms of individual income.

In Fields (2001), F-O 2 measures are used as well as F-O 1 measures. Among these measures,  $m^{(2)}$  index takes individual income difference into consideration and determines the extent of income mobility by using the average of income difference rate, which is shown below.

$$m_n^{(2)}(x, y) = \sum_{i=1} |\log x_i - \log y_i| / n \quad (4)$$

The above measure emphasizes that the extent of individual's income mobility can differ depending on his/her income size. For example, a difference of additional ten million won to a person with an annual salary of thirty million won to a person with an annual salary of sixty million won, would result in significant income ratio difference.

The  $m^{(2)}$  for Period A was 0.26 and for Period B was 0.3.

In addition,  $d^{(1)}$  can be separated into growth component and transfer component using the method below.

$$d_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1} |x_i - y_i| = g_n^{(1)}(x, y) + t_n^{(1)}(x, y) \quad (5)$$

Here,  $g_n^{(1)}(x, y) = \sum_{i=1} y_i - \sum_{i=1} x_i$  and  $t_n^{(1)}(x, y) = 2 (\sum_{i \in L_n(x, y)=0} (x_i - y_i))$ .

And,  $L_n(x, y)$  denotes total households that displayed income reduction during the analysis period.

Using the given materials to determine the above value, among the total income mobility during Period A, 41% was due to the growth component and 59% was due to the transfer component. For Period B, 50.6% due to growth component and 49.4% due to transfer component. For instance, after the crisis, half of the income mobility was caused by the economic growth. This phenomenon was believed to have been caused by the minus economic growth rate in 1998, which rebounded in 1999 and 2000.

### 1-d. Assessment on income mobility direction

In previous sections, mainly indices that determine the flow of income mobility were used in order to observe the income mobility before and after the financial crisis.

However, the assessment on the direction of income mobility between the two periods cannot be determined by indices used above. For indices that measure the directional income mobility before and after the crisis, the mobility direction for each period can be determined by comparisons such as ratio between income-gain and income-loss households and average income gain (between income-gain and income loss). But, for the two periods, a standard method to determine which period had better income mobility cannot be established.

A measure that allows standard assessment on income mobility was developed by Fields and Ok (1999a). One of the F-O 3 set of measure is shown below.

$$m_n^{(3)}(x, y) = \sum_{i=1}^n (\log y_i - \log x_i) / n \quad (6)$$

When using the real income, the income change rate using the log was designated as the standard index in order to keep the extent of income change from worsening. Then the income mobility direction of the two periods using the difference of income change rate at the average value was assessed. The result showed 0.095 for before the crisis and 0.135 for after the crisis. Hence, the income mobility during 1995~1997 and 1998~2000 both showed move in the positive direction, meaning income mobility after the crisis was more positive than before the crisis.

However, the positive result of  $m$  measure does not mean that the extent of income distribution of a society has improved, meaning an income distribution improvement of portions of income class in a society does not affect the whole society's income distribution. Furthermore, although  $m$  measure represents the directional income mobility of a whole society but it does not represent individual's income mobility direction or a particular group's income mobility direction.

Accordingly, in order to determine if the extent of income mobility for a particular group has improved for a given period of time, instead of using the total average, like  $m$  equation, first determining the extent of income mobility change of that particular group should be made. In the graph using the real income, the emphasis (accumulative weight) was on the households with the most income loss during the two periods and if the income mobility of one period compared to the other period is not positioned above (if at least one household falls below or in a same position) then it can be said that income distribution has im-



proved.<sup>8</sup>

In order to make a standard assessment on the income mobility direction before and after the crisis, [Figure 1] and [Figure 2] was prepared. [Figure 1] was prepared using the log income difference and [Figure 2] by using the real income difference.

As seen in [Figure 2], all income changes after the crisis showed downward direction compared to before the crisis, except for the lowest 3% income mobility and the uppermost class.<sup>9</sup> Except for the partial households with severe fluctuation in their income loss or gain, the income mobility direction after the crisis is more positive compared to before the crisis but, we cannot show that the whole income distribution structure has improved.

To explain the higher Gini Coefficient (which indicates worsening income inequality) shown in the KDI Income Panel (Urban Workers), using the income mobility results from the graph, it can be said that the amplitude of income mobility direction after the crisis was much greater than before the crisis. (Refer to <Table 6>) More explanations on this issue is discussed in Chapter V.

Putting all the results together and keeping in mind that the households indicated in the KDI Income Panel with increased income after the crisis fall under extremely small number, it can be said that the underlying cause of worsening distribution structure after the crisis is due to the greater degree of income loss gap after the crisis for those households that already experienced income loss before the crisis. In the following chapter, the cause of worsening distribution structure after the crisis was analyzed through households mentioned above.

The result of standard evaluation on the income mobility direction obtained by analyzing the difference of real income axiomatically agrees<sup>10</sup> when using the result from [Figure 1] as used in the equation (6), which uses the log value. Therefore, in the next chapter not only the results from [Figure 1] but also the results from [Figure 2] will be used simultaneously to closely examine the characteristics of households with absolutely or relatively great income mobility after the crisis as the subject in understanding the underlying cause of worsening distribution structure.

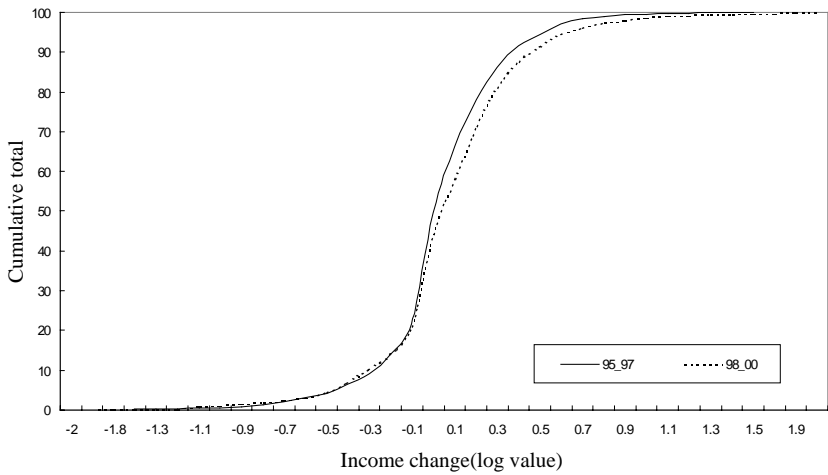
---

<sup>8</sup> This concept is similar to comparing two Lorenze curves to determine the extent of income inequality and income equality levels. The value of horizontal axis of the graph denotes the degree of income changes from negative to positive arranging in order of biggest households. The vertical axis denotes aggregate composition ratio of those households. Here, we mean absolute value of income and not log income. The comparison between the absolute income value and log income will be dealt in the next section.

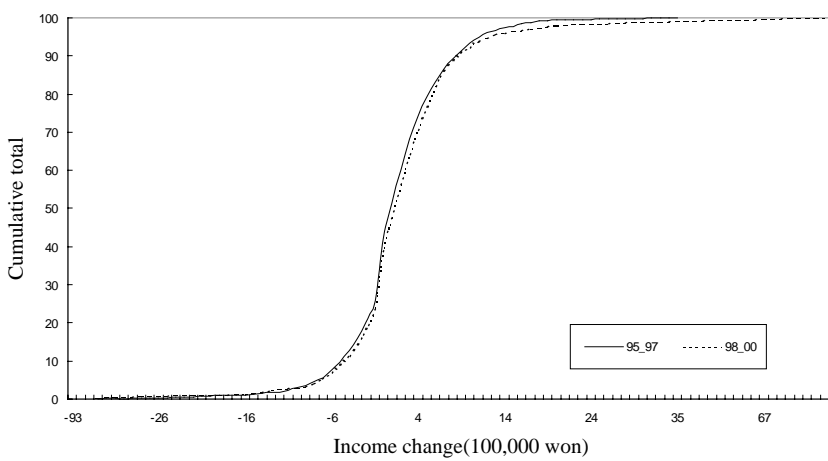
<sup>9</sup> Not shown in the graph but households with above 3.1 million won income gain during 1995~1997 did not show any income mobility change.

<sup>10</sup> Evidenced in Fields and Ok (1999a).

[Figure 1] Distribution of Income Mobility (log value)



[Figure 2] Distribution of Income Mobility (real income)



## V. Analysis on the Cause of Worsening Income Inequality after the Financial Crisis

### 1. Focused on households with great absolute income mobility

#### 1-a. Analysis on the cause of worsening distribution structure

Most of the previous studies conducted to understand the cause of distribution structure indicated that the cause of worsening distribution structure after the crisis mostly concentrated in the low-income or lower class (in this paper modest-income and low-income classes). [(Yoo 1999), (Jung, 2000), (Jung & Choi, 2001), Jung (2001)]

Such static analysis result coincides with the distribution changes of income classes shown in (<Table 7> and <Table 8>) in Chapter of this paper, which also used a static method in their analysis.

However, the analysis conducted in this paper, which is based on the dynamic analysis of income mobility by using the panel data, has following differences from the previous analysis results.

As shown in [Figure 2], which displays the results of the income mobility direction before and after the crisis, the causes of worsening distribution structure after the crisis among urban worker households are mainly due to a sharp increase rate of income gain (above 3.1 million won) before the crisis and a sudden decrease in household income after the crisis (above 1.1 million won based on 1997) fell even more after the crisis.<sup>11</sup>

As such, if majority of the households with great income-loss gap belongs to the low-income class and the same households moved to even lower class than it can be said this result is in accord with the results of previous static analysis. In <Table 12> and <Table 13>, the results are shown.

The income decile mobility of households that are presumed to have worsen the distribution structure due to substantial income-loss after the crisis all belong to the high-income class of the VII decile and above in 1998. These households, which experienced considerable income-loss in 2000, are also experiencing the change in their income class through various income deciles. For example, the households belonging to VII decile moved to I decile, households belonging to VIII decile to I and III deciles, and households belonging to IX decile to below VI

---

<sup>11</sup> The standard value of 1.1 million won and 3.1 million won was derived from the two values that intersect on [Figure 1].

**<Table 12> 1999-2000 Income Decile Mobility of Households with Income-loss (more than 1.1 million won)**

(Unit: %)

2000 1998	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
VII	4.1 <sup>1)</sup> 100.0 <sup>2)</sup>	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	6.0 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	3.2 15.9	4.2 23.5	5.2 26.1	6.9 34.5	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	6.8 9.7	0.0 0.0	0.0 0.0	2.8 3.9	8.0 11.4	14.7 21.0	9.8 14.1	8.8 12.5	8.9 12.7	10.3 14.8

Note. The ratio of households with more than 1.1 million won income-loss during 1998-2000 was 2.7% of the total household (46 households).

1) Ratio based on 46 households.

2) Ratio based on the number of households in each income decile 1998 (raw percent).

**<Table 13> 1995-1997 Income Decile Mobility of Households with Income-loss (more than 1.1 million won)**

(Unit: %)

1997 1995	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
VII	5.0 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	1.7 30.8	3.9 69.3	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	1.1 6.7	5.8 36.1	4.0 24.7	3.0 18.9	2.2 13.6	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	1.5 2.1	0.0 0.0	3.0 4.2	14.5 19.8	22.0 30.0	1.7 2.3	8.0 11.0	13.8 18.9	6.1 8.3	2.6 3.6

Note. The ratio of household with more than 1.1 million income-loss during 1995-1997 was 2.7% of the total household (51 households)

1) Ratio based on 51 households.

2) Ratio based on the number of households in each income decile 1995 (raw percent).

decile, experiencing severe changes in income decile in 1998. In particular, the households that belonged to X decile in 1998 experienced income class mobility through various income deciles.

Accordingly, the argument supported by the static analysis, which states that the fundamental cause of worsening income distribution structure after the crisis is the collapse of lower-income class cannot be proved by the dynamic analysis.

In addition, the basis for questions raised and opposing arguments of the previous analysis relating to the collapse of middle class cannot be affirmed by neither the dynamic nor static analysis results, hence we

can conclude that it is not true.<sup>12</sup>

The conclusion of this study will be conducted by using a dynamic analysis to investigate the characteristics of households with great income-loss and the notable characteristics are as follows. The worsening income distribution of urban worker households before and after the crisis showed greater extent of income mobility after the crisis and accordingly, the households with considerable income-gain increased after the crisis. Moreover, households with substantial income-loss before the crisis experienced greater income-loss gap after the crisis eventually leading to worsened distribution structure.

### **1-b. Analysis on characteristics of households with income-loss**

In <Table 14> and <Table 15> households with considerable income-loss for 3 years before and after the crisis were analyzed on their income changes by household type.

In observing the characteristic differences between the two periods, first for those households that experienced income-loss after the crisis, 46.9% of the income-loss was due to the loss in non-current income. Comparing this to 12.7% recorded before the crisis, a notable difference can be seen. Non-current income includes incomes other than current income such as money received for special occasions, free giveaways and lottery, lump sum pension and retirement payment, and scholarship funds. It is presumed that the income loss seen after the crisis is mainly due to the income gain from retirement payment received immediately following the crisis in 1998 as part of a vigorous restructuring, that gradually reduced in 2000. If this assumption is correct then this is considered as a temporary decline and will not further worsen the distribution structure in the future.

On the other hand, the ratio of current income loss from the total income loss after the crisis was 53.1% and the ratio of earned income loss was 48.8%, which is approximately half of the total income loss. Looking at the breakdown of earned income loss after the crisis, 23% was due to income loss of household head, 11.6% spouse, and 14.1% due to others. In addition, during the period before the crisis the ratio of

---

<sup>12</sup> The households with absolute income-loss of 1.1 million won are naturally the households with above VII deciles meaning high-income households accordingly, there are no low-income households with income-loss of 1.1 million won. Hence, the argument of this paper, which disagrees with the theory that states worsening income inequality, is due to the collapse of low-income class does not have any basis which can support its argument. But, in the next chapter, the relative income increase using the *log* income is identical to the findings in this study hence the results from this study is considered valid. In order to justify the existing theory that the collapse of the low-income truly is the reason for increase in income inequality, you cannot find an answer from static analysis, but a dynamic analysis must be conducted. The results gained from using the *log* income, which was used in this paper seem most effective.

**<Table 14> Income Source of Households with Income Loss in 1995~ 1997 (more than 1.1 million won)**

(Unit: 1,000 won, %)

	1995		1997		Income Difference (97-95)	Ratio of Income Difference		Increase Rate (97-95)
	Income Amount	Ratio	Income Amount	Ratio		Based on Total Income	Based on Income	
Total Income	5,482.9	100.0	3,854.6	100.0	-1,628.3	100.0	-	-29.7
Income	3,603.1	65.7	1,771.0	45.9	-1,832.2	112.5	100.0	-50.8
Current Income	3,236.7	59.0	1,637.0	42.5	-1,599.7	98.2	87.3	-49.4
Earned Income	2,894.8	52.8	1,492.2	38.7	-1,402.6	86.1	76.6	-48.5
Household Heads	1,714.5	31.3	1,184.7	30.7	-529.8	32.5	28.9	-30.9
Spouse	450.9	8.2	152.4	4.0	-298.5	18.3	16.3	-66.2
Others	729.4	13.3	155.1	4.0	-574.3	35.3	31.3	-78.7
Self-employed & Subsidiary Jobs	120.3	2.2	47.8	1.2	-72.5	4.5	4.0	-60.3
Property Income	58.7	1.1	50.4	1.3	-8.3	0.5	0.5	-14.1
Transfer Income	163.0	3.0	46.6	1.2	-116.4	7.1	6.4	-71.4
Non-current Income	366.5	6.7	134.0	3.5	-232.4	14.3	12.7	-63.4
Other Income	1,564.4	28.5	1,837.9	47.7	273.5	-16.8	-	17.5
Transfer from Last Month	315.3	5.8	245.7	6.4	-69.6	4.3	-	-22.1
Number of Employed	2.4		1.5		-			
Ave. Age of Household Heads	40.4		40.5		-			

**<Table 15> Income Source of Households with Income Loss in 1998~2000 (more than 1.1 million won)**

(Unit: 1,000 won, %)

	1998		2000		Income Difference (2000-1998)	Ratio of Income Difference		Increase Rate (2000- 1998)
	Income Amount	Ratio	Income Amount	Ratio		Based on Total Income	Based on Income	
Total Income	7,051.2	100.0	4,235.1	100.0	-2,816.1	100.0	-	-39.9
Income	4,013.0	56.9	1,766.7	41.7	-2,246.3	79.8	100.0	-56.0
Account Income	2,859.3	40.6	1,666.8	39.4	-1,192.5	42.3	53.1	-41.7
Earned Income	2,383.4	33.8	1,286.6	30.4	-1,096.8	38.9	48.8	-46.0
Household Heads	1,619.2	23.0	1,101.8	26.0	-517.4	18.4	23.0	-32.0
Spouse	298.3	4.2	36.7	0.9	-261.6	9.3	11.6	-87.7
Other	465.9	6.6	148.1	3.5	-317.8	11.3	14.1	-68.2
Self-employed & Subsidiary Jobs	176.6	2.5	127.7	3.0	-48.9	1.7	2.2	-27.7
Property Income	166.0	2.4	150.4	3.6	-15.7	0.6	0.7	-9.4
Transfer Income	133.3	1.9	102.2	2.4	-31.1	1.1	1.4	-23.4
Non-current Income	1,153.6	16.4	99.8	2.4	-1,053.8	37.4	46.9	-91.3
Other Income	2,778.8	39.4	2,241.2	52.9	-537.6	19.1	-	-19.3
Transfer from Last Month	259.4	3.7	227.3	5.4	-32.2	1.1	-	-12.4
Number of Employed	2.1		1.5		-			
Ave. Age of Household Heads	47.3		46.5		-			

**<Table 16> Income Decile Mobility of Households with Income Gain in 1998~2000 (more than 3.1 million won)**

(Unit: %)

<div>1998 2000</div>	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
X	8.1	2.6	1.9	2.5	10.6	30.9	29.3	14.2

earned income decline among the income decline was 76.6% and by type, household heads was 28.9%, spouse 16.3%, and others 31.3%. Now, looking at the period before the crisis, the ratio of earned income loss from the total income loss was 76.6%, and the breaking down consists of 28.9% income loss of household heads, 16.3% spouse, and 31.3% others.

In conclusion, the main cause of income loss before and after the crisis is due to a decrease in the number of employed persons per household (both periods showed approximately 2.1~2.4 average employed persons per household dropping to 1.5 persons). For instance, the households with considerable income loss experienced unemployment within the household with decreased shares of members in employment both before and after the crisis leading to a decrease in earned income which is the main cause of overall income loss.

Although the same households with substantial income loss were observed on the Panel data, considering that there was no significant change in the average age of household heads both before and after the crisis, we can infer that there was notable number of households with the change in their household heads. Directly validating the change will be difficult however we can assume that number of households experienced split in the family or death of household heads, which both decreased the shares of family members in employment.

**1-c. Analysis on characteristics of households with income gain after the crisis**

As one of the causes for worsening income distribution after the crisis, observing the income decile mobility of households with more than 3.1 million won income gain for 3 years after the crisis are as follows.

Although the number of sample is small and maybe insignificant, looking at the income decile mobility among the households dispersed between the deciles III to X in 1998, these households moved upward to the X decile, highest income class, in 2000. Among the households that were in the deciles VIII and IX in 1998, 60% have moved upward to the X decile in 2000.

Moreover, looking at the characteristic changes in the income type of these households, 77% of upward income decile movement was due to



non-current income gain and 22.7% was due to current income gain, although only 20 households are analyzed casting a shadow on the credibility.

Noting that for the past two years the average age of household head was the same affirms that the same households are being sampled. Moreover, the number of employed persons per household which was 1.3 in 1998 slightly increased to 1.5 persons in 2000. However, as explain in the previous sections the majority of upward movement in income decile for 3 years after the crisis was due to a non-current income gain hence the greater shares of members in employment per household does not play a crucial role in income gain.

Also, considering the fact that the average age of household heads is in their late 30's and the non-current income gain, we can presume the income gain of these households, similar to those households with income loss, is due to increased retirement payment, etc.<sup>13</sup> On the other hand, the "Venture Boom" dividends and shares from stock investment maybe be one of the reasons for income gain however, due to KNSO's insufficient data on property income a direct evidence cannot be obtained.<sup>14</sup>

## **2. Centered on households with relatively large income mobility**

### **2-a. Analysis on the cause of worsening distribution structure**

The income mobility direction before and after the crisis as analyzed in [Figure 1], the main cause of worsening distribution structure of the urban worker households is due to a sharp income gain ratio before the crisis and a rapid income loss ratio after the crisis have become greater after the financial crisis.

Reviewing the income decile mobility of households with great drop in the log income after the crisis, which is thought to have worsen the distribution structure after the crisis even more than before the crisis as shown in <Table 18>, 12.2% of these households occurred below II decile (low-income and modest-income class), 52.8% between III and VIII deciles, 35.1% in IX and X deciles. And further, figures for before the crisis as shown in <Table 19>, are 8.1%, 53.8%, and 38.2%, respectively.

The occurrence rate of households with substantial drop in log income after the crisis in the low-income and modest-income classes increased by 4%p after the crisis and the rest of the households at around

---

<sup>13</sup> In 2000, mid-settlement of retirement payment was widely enforced. Hence, the number of employed may not decrease but, retirement payment can greatly increase.

<sup>14</sup> It is presumed that the majority of respondents for the survey is housewives hence, precise reflection on the change in financial income will be difficult.

**<Table 17> Income Source of Households with Income Gain In 1998~2000(more than 3.1 million won)**

(Unit: 1,000 Won, %)

	1998		2000		Income Difference (2000-1998)	Ratio of Income Difference		Increase Rate (2000-1998)
	Income Amount	Ratio	Income Amount	Ratio		Based on Total Income	Based on Income	
Total Income	4,103.7	100.0	13,453.6	100	9,349.9	100	-	227.8
Income	2,267.4	55.3	8,218.6	61.1	5,951.2	63.6	100.0	262.5
Current Income	2,175.5	53.0	3,525.0	26.2	1,349.5	14.4	22.7	62.0
Earned Income	2,077.2	50.6	3,127.0	23.2	1,049.8	11.2	17.6	50.5
Household Heads	1,835.3	44.7	2,739.9	20.4	904.5	9.7	15.2	49.3
Spouse	237.9	5.8	259.6	1.9	21.6	0.2	0.4	9.1
Other	3.9	0.1	127.5	0.9	123.6	1.3	2.1	3,146.4
Self-employed & Subsidiary Jobs	39.0	1.0	143.9	1.1	104.9	1.1	1.8	269.1
Property Income	29.8	0.7	16.4	0.1	-13.4	-0.1	-0.2	-45.1
Transfer Income	29.6	0.7	237.8	1.8	208.2	2.2	3.5	704.3
Non-current Income	91.9	2.2	4,693.6	34.9	4,601.7	49.2	77.3	5,007.0
Other Income	1,628.7	39.7	5,021.8	37.3	3,393.0	36.3	-	208.3
Transfer from Last Month	207.5	5.1	213.2	1.6	5.7	0.1	-	2.7
Number of Employed	1.3		1.5		-			
Ave. Age of Household Heads	37.7		39.7		-			

*Note:* Taking into consideration the ratio of households with income gain of above 3.1 million won during 1998~2000, which equaled 20 households. (1% of the total households).

**<Table 18> 1998~2000 Distribution of Households with Considerable Drop in Log Income**

(Unit: %)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
	6.1 <sup>1)</sup>	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	100.0 <sup>2)</sup>	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
II	6.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
III	9.9	1.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	86.4	13.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
IV	2.6	2.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	48.1	51.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
V	2.5	3.7	1.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	33.9	50.8	15.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
VI	0.3	3.2	3.7	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	4.1	42.8	48.5	4.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
VII	1.2	0.2	2.3	7.7	2.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	8.6	1.8	16.7	56.8	16.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
VIII	1.3	0.0	0.2	2.6	2.4	1.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	17.2	0.0	3.0	34.4	30.7	14.7	0.0	0.0	0.0	0.0
IX	0.7	1.0	1.1	2.0	2.6	3.5	2.0	0.0	0.0	0.0
	5.4	8.0	8.9	15.3	19.9	27.3	15.2	0.0	0.0	0.0
X	1.5	0.0	0.0	0.6	1.7	3.2	3.3	4.0	4.1	3.8
	6.7	0.0	0.0	2.7	7.9	14.5	14.8	18.0	18.3	17.3

Note: 211 households showed more than 0.24 drop in their log income in 1998~2000 (12.3% of total households).

1) The ratio based on 211 households.

2) The ratio based on the number of households belonging to each income decile in 1998 (raw percent).

**<Table 19> 1995~97 Distribution of Households with Considerable Drop in Log Income**

(Unit : %)

1995 \ 1997	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
I	3.3 <sup>1)</sup> 100.0 <sup>2)</sup>	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
II	4.8 100.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
III	7.0 95.2	0.4 4.8	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IV	6.7 78.3	1.9 21.8	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
V	1.4 14.3	6.0 59.8	2.6 25.9	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VI	0.1 2.4	1.4 26.3	3.9 71.4	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VII	2.1 21.5	2.2 22.8	2.4 24.4	3.1 31.4	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
VIII	0.4 3.0	1.4 11.2	2.2 17.6	3.5 27.8	3.9 30.5	1.3 9.9	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
IX	0.2 1.3	1.3 7.2	0.9 4.9	2.3 13.0	4.7 26.0	6.9 38.7	1.6 9.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0
X	0.3 1.7	0.0 0.0	0.7 3.3	3.2 15.9	4.9 24.1	0.4 1.8	2.7 13.1	4.6 22.7	2.6 13.0	0.9 4.4

Note: 231 households showed more than 0.24 drop in their log income in 1995~1997 (12.3% of the total households).

1) The ratio based on 231 households.

2) The ratio based on the number of households belonging to each income decile in 1995 (raw percent).

<Table 20> Analysis on the Degree of Income Mobility of Each Income Class

(Unit: won)

Income Class	Period	Index		
		$d^{(1)}$	$g^{(1)}$	$t^{(1)}$
Low Income ( I , II Decile)	1995 ~ 1997	131,757,997 (100.0%)	106,254,711 (80.6%)	25,503,286 (19.4%)
	1997 ~ 2000	112,351,820 (100.0%)	92,771,642 (82.6%)	19,580,178 (17.4%)
Middle Income (III ~ VIII Decile)	1995 ~ 1997	503,801,459 (100.0%)	264,088,384 (52.4%)	239,713,076 (47.6%)
	1997 ~ 2000	554,617,078 (100.0%)	369,850,190 (66.7%)	184,766,888 (33.3%)
High Income (IX, X Decile)	1995 ~ 1997	298,396,030 (100.0%)	10,954,458 (3.7%)	287,441,572 (96.3%)
	1997 ~ 2000	391,984,046 (100.0%)	73,223,506 (18.7%)	318,760,540 (81.3%)

90% ratio. Hence, the static analysis presented in the introduction of this paper, which argues that the worsening distribution after the crisis mainly occurred in the low-income class cannot be supported.

<Table 20> analyzes various indices on income mobility according to each income class shown in Chapter .

First, using the equation (5) in Chapter 4, income mobility of each income class ( $d^{(i)}$ ) is separated into growth component and transfer component. Looking at the income mobility of low-income class before the crisis, 81% was due to the growth component and 19% due to the transfer component and after the crisis 83% due to the growth component and 17% due to the transfer component.

Accordingly, the income gain of low-income class after the crisis due to the economic growth component showed slightly higher absolute value compared to before the crisis but the ratio was relatively high. Again it would be unjustifiable to state that the growth component ratio of low-income class was greater than the growth component ratio of middle and high-income classes hence, the worsening income distribution concentrated in the low-income class after the crisis.

## **2-b. Analysis on characteristics of households with log income loss by income type**

<Table 21> and <Table 22> analyzed households with considerable loss in log income by their household type for 3 years before and after the crisis.

Here, as indicated in the previous pages, a temporary cause such as a decrease in non-current income (reduction in retirement payment) after the crisis and decrease in the number of employed persons are seen both before and after the crisis.<sup>15</sup>

## **2-c. Characteristic analysis on households with log income gain after the crisis**

The characteristics of households with log income gain after the crisis do not show any particular difference from the households with absolute income gain therefore it is omitted.

## **3. Conclusion of Chapter V**

As pointed out in this paper, the causes that worsened the extent of income inequality after the crisis for both periods are the decrease in

---

<sup>15</sup> The basis for 0.24 log income in <Table 21> and <Table 22>, is the log income value taken at the intersecting point of two graphs in [Figure 2].

**<Table 21> 1995~1997 Income Source of Households with Log Income Loss (above 0.24)**

(Unit: 1,000 won, %)

	1995		1997		Income Difference (97~95)	Ratio of Income Difference	
	Income Amount	Ratio	Income Amount	Ratio		Based on Total Income	Based on Income
Total Income	3,465.9	100.0	2,656.8	100.0	-809.1	100.0	-
Income	2,281.0	65.8	1,401.9	52.8	-879.0	108.6	100.0
Current Income	2,093.9	60.4	1,313.0	49.4	-780.9	96.5	88.8
Earned Income	1,862.3	53.7	1,188.6	44.7	-673.7	83.3	76.6
Household Heads	1,238.1	35.7	984.6	37.1	-253.5	31.3	28.8
Spouse	243.6	7.0	89.0	3.4	-154.6	19.1	17.6
Others	380.6	11.0	114.9	4.3	-265.6	32.8	30.2
Self-employed & Subsidiary jobs	94.2	2.7	38.6	1.5	-55.5	6.9	6.3
Property Income	45.1	1.3	34.5	1.3	-10.5	1.3	1.2
Transfer Income	92.4	2.7	51.3	1.9	-41.1	5.1	4.7
Non-current Income	187.1	5.4	88.9	3.3	-98.1	12.1	11.2
Other Income	877.4	25.3	1,000.8	37.7	123.3	-15.2	-
Transfer from Last Month	307.5	8.9	254.1	9.6	-53.4	6.6	-
Number of Employed	1.9		1.4		-		
Ave. Age of Household Heads	41.7		42.2		-		

**<Table 22> 1998~2000 Income Source of Households with Log Income Loss (above 0.24)**

(Unit: 1,000 won, %)

	1998		2000		Income Difference (2000-98)	Ratio of Income Difference	
	Income Amount	Ratio	Income Amount	Ratio		Based on Total Income	Based on Income
Total Income	3,637.0	100.0	2,745.1	100.0	-891.9	100.0	-
Income	2,179.7	59.9	1,261.4	46.0	-918.3	103.0	100.0
Current Income	1,841.8	50.6	1,195.7	43.6	-646.0	72.4	70.4
Earned Income	1,630.4	44.8	992.4	36.2	-638.0	71.5	69.5
Household Heads	1,151.0	31.6	847.1	30.9	-303.9	34.1	33.1
Spouse	190.6	5.2	63.8	2.3	-126.8	14.2	13.8
Others	288.7	7.9	81.4	3.0	-207.3	23.2	22.6
Self-employed & Subsidiary Jobs	73.7	2.0	55.4	2.0	-18.3	2.0	2.0
Property Income	72.5	2.0	68.8	2.5	-3.7	0.4	0.4
Transfer Income	65.2	1.8	79.1	2.9	14.0	-1.6	-1.5
Non-current Income	337.9	9.3	65.7	2.4	-272.2	30.5	29.6
Other Income	1,213.3	33.4	1,286.3	46.9	73.0	-8.2	-
Transfer from Last Month	244.0	6.7	197.3	7.2	-46.7	5.2	-
Number of Employed	1.8		1.4		-		
Ave. Age of Household Heads	44.3		45.2		-		



absolute income and log income. In this section, the previous findings on households with considerable decline in absolute and log incomes are re-examined.

Reasons that income distribution structure worsened after the crisis compared to the period before the crisis are first, reduction in non-current income (mainly a decrease in retirement payment) among households with income loss, second, reduction in earned income led by reduction in the number of employed persons among households with income loss, and third, although not proven, increase in financial income due to an increase in non-current income (again mainly retirement payment) among households with income gain.

The first reason is believed to be a temporary factor resulting from a massive restructuring process during the financial crisis and will not leave lasting effect on the distribution structure in the future however, the third reason, the increased financial income due to development in the IT industry and its structural factors will surely continue to play an antagonizing role on the worsening income distribution in the future.<sup>16</sup>

Furthermore, the asymmetric characteristic shown by both increase and decrease in income mobility due to an increase in the number of employed persons is common. In the case of households with considerable income loss after the crisis, the decrease in the number of employed persons per household is an influential factor however, for the households with considerable income gain, the increase in the number of employed persons per household does not affect the outcome.

## **VI. Tasks to Improve Income Distribution**

### **1. Constructing a statistical data basis to accurately determine income inequality**

As explained in the beginning of this paper, the research aim of this study was to analyze the cause of fluctuating income distribution and worsening income inequality after the crisis focusing on the earned incomes of urban worker households. Hence, incomes of wage-earning households in non-urban regions, self-employed, and no-occupation households are not included in this research.

Moreover, keep in mind that the analyses on the trends and distribution structure is conducted under certain limitations and in order to draw more in-depth analyses and policy measures more thorough analysis on income related statistics other than urban household report is urgently needed. Although it is believed that the expanded number

---

<sup>16</sup> Indicated as Digital Divide

of membership to the four major social insurances and the extension of social safety net following the Minimum Living Standard Act of October 2000 have made an positive impact on the parts of distribution structure however, it is unfortunate that with the existing analyses it is not possible to validate the effects of income redistribution policy.

In particular, immediately after the crisis, the income loss experienced by the unemployed households following a sharp increase in the unemployment rate most likely have greatly affected the income distribution structure but as mentioned in Chapter , when the incomes of these households are set at zero in the analysis due to data unavailability, the problem of overestimating the extent of income inequality may occur while leaving them out would lead to underestimation. At the current stage, there are no other appropriate methods to handle this situation hence the method used by KNSO in which these households are excluded from the analysis of income inequality is used. Due to this discrepancy, it is possible that the extent of worsening income inequality after the crisis is somewhat underestimated. It will be an extra effort on KNSO's part however, if the income levels excluding the earned income of no-occupation or unemployed households are surveyed and published then this will be a crucial data in formulating the future policy measures as well as understanding the trends of income distribution.

Meanwhile, although the property income and financial income are included in the statistics of urban worker household data but there is a high possibility that the respondents will under-report these incomes. Therefore, the distribution structure changes reflected by either property or financial income are not reliable. Lee & Lee (2001) using the Daewoo Panel data, which closely examines both property and financial incomes showed that the Gini Coefficient before the crisis (1997) was 0.363 and immediately after the crisis (1998) was 0.396. Lee & Lee showed notably increased inequality in household income after the crisis in their report.<sup>17</sup>

Looking at these facts, if property or financial incomes are correctly estimated the current situation may be worse than the results shown by the existing data on income inequality after the crisis. In Chapter , this same problem was identified as one of the causes of worsening distribution structure.

No one will deny that fully understanding not only the earned income but also the property and financial incomes will be the most prioritized task in improving distribution structure. Unless the actual conditions are understood in all respects any efforts to improve distribution structure and establish policy measures will be illogical. Also, it is a serious problem when solution measures that have been recom-

---

<sup>17</sup> Dawoo Panel data was discontinued after 1999 and hence additional analysis was impossible.

mended over several decades are not effective.

In order to thoroughly investigate income, it must be connected to the tax system hence compiling materials centered on the National Tax Service (NTS) and publishing them is a must. It goes same for the problems concerning the self-employed households. Problems with health insurance fee collection and the assertion that salaried households are disadvantaged in the National Pension system all arise due to the fact that incomes of self-employed households are not fully investigated first. NTS should first consolidate materials from national pension or national health insurance and use this information as the foundation for collecting tax and insurance premiums. Then publish this information making sure that no personal information will be exposed. For those against publicizing the information though anonymity is guaranteed appropriate measures must be taken under the Freedom of Information Act.

Keep in mind that without a firm foundation of distribution data introducing measures to improve distribution structure is like building a castle on the sand.

Accordingly, in order to compile statistics relating to distribution, conduct cause analysis, and establish solution measures for the distribution problems, operating so called 'Income Statistics Improvement Committee' composed of experts on income distribution affiliated with the 「Committee of Economic and Social Affairs」 at all times is essential.

## **2. Thesis on distribution philosophy**

There are two basic types of policy framework concerning distribution structure in other countries, the Northern European framework, and the UK and US framework. Under the Northern European type, the prime objective of the policies is to reduce the income gap because under their income inequality perspective, the worsening income distribution structure will damage social cohesion. Completely opposite from the former, under the UK and US framework, problems relating to absolute poverty are mainly administered by the government and the rest is left up to the due course of market competition.

The underlying basis for both of these policy frameworks originate from the past experience in wholly understanding the nature of distribution policy to make trade-off between growth or distribution, choosing one or the other.

Currently, our interest lies with improving the income distribution by finding a mutual solution between redistribution and continuing stable growth. Citing Yoo (1999), the following are the evaluation on the above opinion.

The argument stating 'redistribution policy reduces growth,' is a basis for Kaldor's theory. The precondition for growth is high savings rate and in general, the high-income class has the high marginal propensity to save hence, the theory that argues redistribution policy will reduce savings and to the end reduce growth and distort economic incentives are based on this traditional theory. But, the spreading theory on growth and distribution eliminates the mutual relationship between capital market failure and income distribution. For example, the aspect that the low-income class lacks collateral to secure loans in the capital market losing opportunities to invest in human capital and lead to growth reduction will be eliminated. According to this theory, if the capital market fails there is a possibility that income redistribution policy will stimulate growth through human capital accumulation of the low-income class. Moreover, redistribution policy through tax and transfer system may hamper accumulation of human capital throughout the whole society however it may help formation of human capital in the low-income class therefore it is difficult to identify uniformed net effect on growth. Moreover, under an extreme condition of distribution structure, limited redistribution policy, and capital market failure, a redistribution policy through tax and transfer system is judged to stimulate growth. Furthermore, instead of using indirect channels to help formation of human capital accumulation in low-income class, by selecting specific groups within the low-income class to give direct assistance such as education subsidy, financing education, etc. will stimulate growth through redistribution policy.

This indicates that distribution should be considered after growth. When distribution is first considered, this will be accompanied by both uncertainties and reduction in 'incentive to work' for the specific groups. Hence the problem of absolute poverty should be dealt on a minimum level while through activating market competition protect workers and assert limited government intervention in case of market failure. However, there are numerous distribution philosophies and policy directions other than the ones mentioned in this paper hence further research into this area is necessary.

The above-mentioned views share mutual connection with theory presented below, which states that creation of jobs and distribution have inverse relationship.

### 3. Creation of jobs

When considering the facts such as the data used above underestimates the worsening effect of income distribution due to exclusion of no-occupation and unemployed households, and the decrease in number of employed persons per household are the major causes of worsen-

ing distribution structure, it is clear that increasing employment should take precedence in order to improve distribution structure in the future. This is in accordance with the findings of Yoo (1999). Having based on the following theory, his study indicates that the start of distribution structure improvement is expansion of employment.

According to Yoo (1999), in the case of advanced countries, the reduction of unemployment through restructuring of labor market and the worsening income distribution have positive correlation. In addition, though weak, the increase in employment and the worsening income distribution also have positive correlation (OECD [1996]). Although restructuring the overall labor market may worsen the income distribution, depending on the relative relationship between the employment effect, which improves the extent of inequality by having jobs, and the income effect, which worsens the extent of inequality as income gap expands the direction of income distribution may change. This emphasizes that the extent of income inequality varies depending on the subject under consideration.

By using <Table 23> derived from OECD (1996) research, the extent of income inequality was measured using full-time workers. The U.S. showed higher extent of inequality among full-time workers compared to the European countries however when considering the purchasing power parity, the average income level of low-income class was much higher in the U.S. than the European countries except for the Netherlands. What is more, the extent of inequality in working age population of the U.S. is much lower than the European countries hence, it can be said that the employment effect exceeds the income effect when considering income inequality. Moreover, providing jobs is the most important alleviating factor for the degree of inequality among low-income class hence, there is a possibility that trade-off between the extent of income inequality and increase in employment may not occur.

Accordingly, in order to improve the distribution structure in the future through a continuous economic growth cultivate job absorption and at the same time introduce various systems to advocate incentives to work rather than offering welfare measures that give free support.<sup>18</sup>

#### **4. Supplementing the Minimum Living Standard Law**

The current Minimum Living Standard Act, which was established to protect the low-income class, is an appropriate system in terms of protecting the livelihood of income classes under absolute poverty level. As previously mentioned, the income redistribution policy (expanding membership to the 4 major social insurances, executing the Minimum

---

<sup>18</sup> Detailed methodology on creating jobs is dealt in Yoo (2000).

**<Table 23> Comparative Study on Individual and Household Labor Income: Country and Period**

	1980 (MLD Level)	1990 (MLD Level)	Change Rate (1980-90)	1990 Rating
Individual Income (annual): Full-time Workers				
US (1979~1991)	0.14	0.17	+17.6	1
Germany (1984~1992)	0.15	0.12	-18.1	3
Canada (1981~1991)	0.15	0.16	+5.9	2
Netherlands (1983~1991)	-	0.09	-	5
Sweden (1981~1992)	0.08	0.11	+34.9	4
Individual Income: All workers				
US (1979~1991)	0.47	0.47	-1.0	1
Germany (1984~1991)	0.27	0.27	-1.8	3
Canada (1981~1991)	0.45	0.46	+2.1	2
Netherlands (1983~1991)	0.16	0.25	+62.1	4
Sweden (1981~1992)	0.16	0.22	+38.5	5
Individual Income: Working Age Population				
US (1979~1991)	1.41	1.25	-11.0	3
Germany (1984~1991)	1.50	1.38	-8.1	2
Canada (1981~1991)	1.26	1.19	+5.5	4
Netherlands (1983~1991)	2.15	1.67	-22.1	1
Sweden (1981~1992)	0.61	0.77	+27.5	5
Household Income: Working Age Population				
US (1979~1991)	0.59	0.66	+13.3	3
Canada (1981~1991)	0.88	0.68	-22.8	2
Netherlands (1983~1991)	1.21	0.97	-19.8	1
Sweden (1981~1992)	0.35	0.54	+54.8	4

*Note:* MLD (mean log deviation) index denotes the difference between log income and average log income. Compared to Gini Coefficient and other indices, income distribution of low-income class is carefully reflected.

*Source:* OECD (1996). [quoted from Yoo (1999)]

Living Standard Act, etc.) of the government after the crisis is presumed to have provided positive influence on the changing distribution structure. However, the effectiveness of government policies is not being measured due to data unavailability. Therefore, in depth discussions on the extent of direction of income redistribution policy is not being established.

As with all policies, there is a critical need for improvement on problems that arise before and after the implementation of a policy.

The two problems that were pointed out before initiating the Minimum Living Standard Act was one, insufficient information on incomes of the low-income class can lead to the possibility of excluding or including wrong households and second, the decline in 'incentive to work' for recipients and income-class immediately above the beneficiary class due to government subsidies that are given out according to the difference (minimum living expense minus personal income).

It is believed these two problems still exist at the enforcement stage. Although a great manpower (experts on social welfare) was added to gather information so that an accurate determination can be made on the incomes of low-income class but, due to various circumstances there are still numbers of households that should be included as recipients<sup>19</sup> and problems with unjust payments occur frequently. It is estimated that these problems will gradually be solved however, without a thorough understanding of the incomes of low-income class there will be limitations.

Second, the problems with advocating 'incentive to work' should be more seriously and cautiously dealt with. The Minimum Living Standard Act was put in place in order to counter the rapidly growing unemployment rate and to protect the livelihood of the low-income class. The primary goal of this Law is to provide support to those households earning less than absolute income, regardless of household head's ability to work or age. Accordingly, although a household may have earned income if it earns less than the minimum cost of living the government provides the difference. If earned income increases in a household the government subsidy (benefit amount) will decrease correspondingly to the household income, additionally reducing 'incentive to work.' This will work to reduce the market participation by unemployed as well as their spouses inducing so called 'poverty trap' among the low-income class. As such, measures that exempt portions of earned income and other incomes from the fixed income amount is incorporated into this Law. But, the scope of this measure is small and this will not go into effect until 2002, hence at this point, it is not in ef-

---

<sup>19</sup> Households listed as having dependent family but have a run-a-way or missing family members; or low-income person with high financial income but in reality someone else has borrowed his/her identity.

fect. In other countries, such measures generally led to 'welfare trap' hence they were either discontinued or converted to new income deduction measures that advocated 'incentive to work.'<sup>20</sup>

In order to promote 'incentive to work,' limit benefit period or set a specific time limit to receive government subsidy and then after cutback on the subsidy amount for those households with ability to work. In addition, the income deduction system must be put in place by 2002, and the deduction rate must be adjusted upward from the current 10~15%, since this rate is insufficient.

---

<sup>20</sup> AFDC or TANF of the U.S. are two most representative cases.



## References

- Fields, Gary S., Jesse B Leary, and Efe A. Ok, *Dollars and Deciles: Changing Earnings Mobility in the United States, 1970-1995*, Cornell University, 1999.
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 1996.
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "Measuring Movement of Incomes", *Economica* 66, 1999a.
- Fields, Gary S. and Efe A. Ok, "The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature", *Handbook of Inequality Measurement*, 1999b.
- Fields, Gary S. *Distribution and Development: A New Look at the Developing World*, Russel Sage Foundation and The MIT Press, 2001.
- Hyun, Jinkwun and Suk-Hoon Kang, "International Comparison of Income Distribution", *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. XLVI No. 3, The Korean Economic Association, 1998(in Korean).
- Jung, Kwangsoo, *Studies for the Urban Household Workers in Korea*, Korea Development Institute, 2000(in Korean).
- Jung, Jinho, "Recent Changes in Income Inequality and Decomposition of its Sources", *Labor Policy Study*, Vol.1, No. 1, Korea labor Institute, 2001(in Korean).
- Jung, Jinho and Kangsik Choi, *Analyses on Wedenig Income Inequality*, Korea Labor Institute, 2001(in Korean).
- Kang, Suk-Hoon, *Studies for the Weights in KLIPS*, Korea Labor Institute, 2000(in Korean).
- Kim, Young-Sung, "Income Inequality and Mobility in Korea 1988-1997: Nonparametric Approach", mimeo, 2001.
- Lee, Jungwoo and Sunglim Lee, "The Distinction of in Wealth after the Financial Cries: Income Distribution and Poverty", *International Economic Journal*, Vol XII, No. 2, Korea International Economic Association 2001(in Korean).
- OECD, "Income Distribution in OECD Countries", *Social Policy Studies* No.19, 1995.
- \_\_\_\_\_, *OECD Economic Outlook*, Dec. 1996.
- Sung, Myeng Jae, *Analysis for Changes in Income, Pattern of Consumption and Individual Tax during 2 years after the Financial Crisis*, Korea Institute of Public Finance, 2000(in Korean).
- Yoo, Gyeongjoon(ed.), *Studies for Job Creation*, Korea Development Institute, 2000(in Korean).

\_\_\_\_\_, *Changes for Inequality and Poverty after the Financial Crisis and Policy Directions of Foreign Countries*, Korea Development Institute, 1999(in Korean).

## Appendix

### Annual 10 Income Deciles on Average Monthly Income of Households(Applied quarterly Consumer Price Index (95=100))

#### 1) Total Data based on Households

(Unit: 1,000 won)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	664.7	713.1	723.1	542.9	551.3	601.0
II	1,014.8	1,064.0	1,081.0	847.4	848.4	900.3
III	1,221.0	1,278.2	1,321.2	1,035.4	1,057.4	1,108.3
IV	1,401.4	1,473.9	1,525.9	1,213.9	1,253.0	1,296.9
V	1,583.5	1,672.8	1,721.1	1,396.8	1,427.7	1,484.0
VI	1,766.6	1,888.3	1,933.2	1,597.7	1,638.8	1,708.6
VII	1,992.4	2,139.8	2,192.1	1,813.6	1,873.1	1,948.7
VIII	2,247.9	2,444.6	2,502.8	2,095.5	2,185.7	2,268.7
IX	2,650.4	2,862.1	2,926.5	2,523.4	2,597.8	2,757.9
X	3,799.2	4,082.3	4,004.9	3,732.2	3,830.7	4,225.1

#### 2) KDI Income Panel (Using income decile of Total Data based on Household Standard)

(Unit: 1,000 won)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	681.7	725.4	741.4	573.1	571.3	609.4
II	1,011.7	1,067.7	1,082.5	852.6	839.6	907.2
III	1,217.7	1,281.5	1,321.8	1,033.0	1,062.8	1,110.0
IV	1,399.5	1,481.4	1,527.5	1,214.7	1,255.8	1,298.2
V	1,587.2	1,676.6	1,720.7	1,396.2	1,427.0	1,484.9
VI	1,764.5	1,891.1	1,933.8	1,594.2	1,636.5	1,710.8
VII	1,988.7	2,146.9	2,187.3	1,815.1	1,873.5	1,951.4
VIII	2,258.4	2,447.5	2,504.3	2,089.6	2,183.3	2,267.3
IX	2,647.2	2,872.9	2,934.2	2,509.8	2,610.6	2,755.1
X	3,726.6	4,007.5	3,974.0	3,694.2	3,736.5	4,242.6

### 3) KDI Income Panel (After composition re-tiered as 10 Income Deciles)

(UNit: 1,000won)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000
I	727.4	796.3	784.5	601.0	634.1	647.6
II	1,091.3	1,163.9	1,157.7	897.2	952.3	1,009.9
III	1,288.4	1,388.7	1,424.3	1,084.7	1,171.3	1,239.4
IV	1,487.0	1,596.1	1,644.1	1,290.0	1,360.0	1,439.3
V	1,683.7	1,811.7	1,858.7	1,478.3	1,561.4	1,664.2
VI	1,878.2	2,046.9	2,083.3	1,675.9	1,777.5	1,892.6
VII	2,106.2	2,300.5	2,352.8	1,886.0	2,028.1	2,162.1
VIII	2,381.4	2,587.2	2,662.6	2,160.7	2,311.1	2,491.1
IX	2,789.9	2,994.9	3,130.4	2,574.5	2,708.9	3,002.6
X	3,863.9	4,127.2	4,182.8	3,752.7	3,834.0	4,595.8

---

K D I 政 策 研 究

2004. I

1979年 3月 13日 登録  
登録番號 사-01960

값 6,000원

2004年 6月 23日 印刷

2004年 6月 30日 發行

發行人 金 仲 秀

印刷人 金 性 洙

韓國開發研究院

서울特別市 東大門區 清涼里洞 207-41 / 清涼私書函 113 / Tel. 958-4114 / Fax. 961-5092 / ©韓國開發研究院2004

---