

경제구조 변화에 따른 소비행태의 분석

남 광 희

경제구조 변화에 따른 소비행태의 분석

1판1쇄 인쇄/2002년 4월 18일

1판1쇄 발행/2002년 4월 22일

발행처/한국경제연구원

발행인/좌승희

편집인/좌승희

등록번호/제13-53

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관
전화(대표)3771-0001 (직통)3771-0057 팩시밀리 785-0270~1

<http://www.keri.org/>

© 한국경제연구원, 2002

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

발간사

2001년에는 정보기술산업의 버블이 붕괴되면서 전세계적으로 경기침체를 경험하였다. 선진국 경제성장이 둔화되면서, 이들 나라에 대한 수출비중이 높은 대만, 홍콩, 싱가포르 등의 경제는 하반기에 마이너스 성장을 기록하였다. 그러나 우리 경제는 플러스 성장을 유지하여 상대적으로 나은 성적을 내고 있다. 플러스 경제 성장을 기록할 수 있었던 데에는 무엇보다도 민간소비가 총수요를 밑받침한 데 기인한다. 또한 금년들어 경기가 회복되는 데에도 민간소비의 증가에 힘입은 바가 크다.

반면, 2000년 하반기를 돌이켜보면, 민간소비의 위축이 경기침체를 가속화시킨 주요인이었다. 당시 현대그룹의 유동성문제가 제기되고, 구조조정 작업에 대한 비관론이 대두되면서, 향후 경제에 대한 비관론이 확산되었다. 이러한 영향으로 민간소비심리가 극도로 위축되어 경기침체를 가속화시켰다. 이처럼 최근의 소비행태는 경기를 좌우하는 주요한 역할을 하고 있다.

그런데 원래 소비지출은 GDP구성항목 가운데 가장 높은 비중을 차지하지만 투자, 수출과는 달리 안정적인 성향을 지니기 때문에 급격한 경기변동에 따른 충격을 완화시켜 주는 경기완충장치로서 작용하여 왔다. 그러나 최근에는 소비가 경기변동을 완화시켜 주는 효과보다 오히려 경기변동을 증폭시키는 결과를 초래하고 있다. 그 결과 소비 그 자체가 불안정한 모습을 보이게까지 되었다.

한편 최근의 소비지출의 증가는 금융기관의 저금리 대출에 따

른 바가 크다. 할부금융이 확대되고, 신용카드의 사용이 보편화되고, 주택관련 자금대출이 용이해지면서 가계부문의 대출이 현격히 늘어나고 있다. 반면 가계소득이나 금융자산에 비해서 가계부채가 급격히 증가하면서 향후 가계부실의 우려도 대두되고 있다.

이제 향후 경기를 예상하기 위해서는 변화된 소비행태를 정확히 이해하고 분석해야 할 필요성이 높아졌다. 또한 가계부실의 가능성을 진단하기 위해서도 소비지출의 행태와 가계수지에 대한 예측이 요구된다. 본 연구에서는 외환위기를 전후한 경제구조 변화에 따른 소비행태의 변화를 분석하고 그 원인을 규명하고자 한다. 이를 통하여 현재와 미래의 경제상황에 대한 예상에 따라 소비행위가 어떠한 양태를 보일 것인가에 대해 예측해보고 이에 따른 향후 경제상황에 대한 파급효과를 분석하고자 한다.

이러한 시도가 최근의 경제구조변화에 따른 소비행태의 성격에 대한 이해를 돕는 데 일조하기를 바란다. 동시에 본 연구를 수행한 국민대학교 경제학부의 남광희 교수의 노고에 감사한다. 그리고 유익한 논평을 해주신 익명의 논평자들에게 감사한다. 끝으로 본 연구의 내용은 필자의 개인적인 견해이며 본원의 공식적인 견해와는 무관함을 밝혀둔다.

2002년 4월
한국경제연구원
원장 좌승희

차 례

제1장 서론 / 9

제2장 소비행위의 추이와 변화 / 17

1. 최근 소비변화의 성격 / 19
2. 최근 가계수지의 변화 / 34

제3장 장기균형 소비수준의 추정 / 45

1. 소비와 소득간의 장기적 균형관계 / 47
2. 추정결과 / 52

제4장 소비함수의 추정 / 57

제5장 유동성제약의 검증 / 67

제6장 결론 / 73

참고문헌 / 79

영문초록 / 83

표 차례

- <표 1> 민간소비와 주요 경제변수간의 교차 상관계수 / 20
- <표 2> 민간소비와 GDP의 변동성(표준편차) / 23
- <표 3> 경기순환기별 민간소비와 GDP증가율 / 24
- <표 4> 민간소비의 특수순환일 / 24
- <표 5> 목적별 소비증가율 / 27
- <표 6> 형태별 소비증가율 / 28
- <표 7> 가계신용 / 38
- <표 8> 금융기관별 가계일반자금 비중 / 40
- <표 9> 소득계층별 소비 및 소득 증가율 / 41
- <표 10> 소득 10분위 점유율 / 43
- <표 11> ADF 단위근 검정(1970:1-2001:3) / 53
- <표 12> 공적분관계의 추정 / 53
- <표 13> 단위근 검정 / 62
- <표 14> 소비함수 추정결과(1990년 1월-1997년 3월) / 63
- <표 15> 소비함수 추정결과(1997년 4월-2001년 3월) / 65
- <표 16> 소비함수 추정결과(1990년 1월-1997년 3월) / 71
- <표 17> 소비함수 추정결과(1997년 4월-2001년 3월) / 72

그림차례

- <그림 1> 민간소비와 GDP의 추세 / 20
- <그림 2> 민간소비와 GDP 순환치의 변화 / 21
- <그림 3> 민간소비와 GDP 증가율의 변화 / 22
- <그림 4> 민간소비의 GDP대비 비중과 GDP성장 기여율 / 25
- <그림 5> 목적별 소비비중 / 28
- <그림 6> 형태별 소비비중 / 29
- <그림 7> 민간소비와 CSI / 30
- <그림 8> CSI와 BSI / 30
- <그림 9> 가계와 기업의 경기전망 / 31
- <그림 10> 민간소비 증가율과 주가 / 32
- <그림 11> 민간소비 증가율과 주택가격 상승률 / 33
- <그림 12> 가계대출금 증가추이 / 34
- <그림 13> 가계대출금의 소득대비 비중 / 35
- <그림 14> 금융자산/부채비율 Asset-Debt Ratio / 36
- <그림 15> 가계자금 대출비중 / 37
- <그림 16> 가계흑자율 추이 / 42
- <그림 17> 소득분포 / 43
- <그림 18> 장기균형 소비수준 / 54

제1장 서론

우리나라의 민간소비는 2000년 현재 GDP의 50%를 차지하고 있다. GDP의 절반 이상을 차지하고 있는 소비는 투자에 비해 비중은 높으나 안정적인 성향을 나타내기 때문에 급격한 경기변동에 따른 충격을 완화시켜 주는 경기완충장치로서 작용하여 왔다. 그러나 1990년대에 들어와서 소비행태가 이전과 다른 특징을 보이기 시작하였으며, 외환위기를 겪으면서 그 성격이 더욱 강화되었다. 1990년대 이후 소비의 변동성이 증폭되어 오히려 GDP보다 더 가변적인 성격을 띠고 있다. Hodrick-Prescott 필터링으로 추세를 제거한 민간소비와 GDP간의 변동성은 확연히 다른 양상을 보이고 있다. 1990년대 이후에는 민간소비가 GDP를 초과하여 증가하거나 혹은 초과하여 감소하는 변동적인 모습을 보이고 있다. 또한 민간소비와 GDP간의 동행성과 지속성이 현저히 높아지고 있어서 향후 GDP변동에 대한 민간소비의 영향력이 높아지고 있다.

이처럼 소비의 소득탄력성이 높아지고 있을 뿐만 아니라, 외환위기 이후에는 향후 소득에 대한 가계의 예상에 따라 소비가 민감하게 반응하면서 경기변동을 주도하고 있는 측면도 있다. 2000년 하반기 이후 향후 경기에 대한 가계의 전망이 악화되면서 민간소비가 급격히 위축되었고, 그 결과 경기하강이 가속화되기도 하였다. 반면 2001년 하반기 이후에는 소비심리가 되살아나면서 국제적인 경기침체로 위축된 국내경기를 유일하게 지탱하는 부문이 소비부문이다. 그러나 최근의 소비지출의 증가는 금융기관의 저금리 대출이 촉매제 역할을 하고 있고, 가계부문의 대출이 현격히 늘어나고 있어서 향후 가계부실의 우려도 대두되고 있다.

소비부문은 GDP구성 중 가장 큰 부분을 차지함에도 불구하고 안정된 지출형태를 보여왔기 때문에 경기진단에 있어서 주요 관심대상이 되어오지 못하였지만, 최근에 들어서는 소비가 경기변동을 완화시켜주는 효과보다 오히려 경기변동을 증폭시키는 결과를

초래하고 있다. 그 결과 소비 그 자체가 불안정한 모습을 보이게 까지 되었다. 따라서 향후 경기진단을 위해서는 민간소비에 대한 정확한 이해와 분석이 필요하다고 판단된다.

본 연구에서는 외환위기를 전후한 경제구조변화에 따른 소비행태의 변화를 분석하고 그 원인을 규명하고자 한다. 이를 통하여 현재와 미래의 경제상황에 대한 예상에 따라 소비행위가 어떠한 양태를 보일 것인가에 대해 예측해보고 이에 따른 향후 경제에 대한 파급효과를 분석하고자 한다

소비에 대한 기존문헌의 결과를 살펴보면 대략 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 외국의 기존문헌은 Hall(1978)의 임의보행가설 random walk hypothesis에 대한 검정이 소비이론의 주류를 이루고 있다. Friedman의 항상소득가설 permanent income hypothesis에 추가적으로 합리적 기대 rational expectations, 시간분리형 효용함수 time-additive utility를 가정할 경우 소비는 임의보행적 성격을 가진다는 주장이다. 동가설에 의하면 미래의 소비수준을 알기 위해서는 현재의 소비수준만 알면 되며, 다른 어떤 변수도 설명력이 없게 된다. 따라서 과거 및 현재 소득과 같이 일반적으로 미래소비의 예측에 도움이 되리라고 여겨지는 변수들이 전혀 미래 소비수준의 예측에 도움이 되지 않는다는 주장이다.

그러나 임의보행가설은 실증적으로 지지되지 않고 있다. 실제로는 전기의 소비 외에도 현재소득 등 여타 변수들이 소비지출의 설명변수로 유의하다는 연구들이 많이 있다. 이와 같이 현재소득에 대해 소비가 과도민감성 excess sensitivity을 보여 임의보행가설을 기각하는 예는 Flavin(1981), Campbell(1987), Zeldes(1989) 등이 있다.

임의보행가설이 실증적으로 기각되는 이유에 대해서 학자들은 선호체계 preference가 잘못 설정되었기 때문이라든지, 현실세계에서는 유동성 제약조건이 작동하기 때문이라고 해석하고 있다. 시간분

리형 효용함수(time-additive utility function)를 Epstein and Zin(1989, 1991)류의 비기대효용함수로 대체하는 경우 기간간 대체탄력성(intertemporal substitution)과 상대적 위험회피도(relative risk aversion)가 서로 독립적이어서 보다 보편적인 효용함수의 성격을 가지는 경우, 이러한 문제를 다소 완화시킬 수 있다고 한다.

Hall의 임의보행가설은 소비자가 전 생애에 걸쳐 예산제약식을 만족시키면서 효용극대화를 이룬다는 가정에서 도출되었다. 즉 금기소비를 위해서는 미래의 예상소득을 아무런 제한없이 차입할 수 있다는 완전한 자본시장을 가정하였다. 그런데 현실세계에서는 많은 소비자들이 유동성제약하에 놓여 있기 때문에 임의보행가설이 실제자료를 이용하여 검증하는 경우 기각된다는 설명을 하고 있다(예, Flavin, 1981; Hayashi, 1985; Zeldes, 1989).

우리나라의 소비행태에 대한 연구는 크게 세가지 방향에서 이루어져 왔다. 첫째, 임의보행가설로 대표되는 항상소득가설(PIH) 또는 소비의 합리성(rationality)에 대한 검증, 둘째, 유동성제약하의 소비행태에 대한 분석, 셋째, 과잉소비의 경향에 대한 원인분석 등이다.

첫번째 부류에 속하는 연구로는 이명훈(1992), 이민원(1992), 이명훈(1997) 등이 있다. 이명훈(1992)은 기대효용함수 모형을 이용하여 소비행위의 합리성과 자산투자행위의 효율성을 검증하였다. 소비지출을 내구재와 비내구재·서비스로 구분할 경우 내구재소비지출은 소비행위의 합리성과 자산투자행위의 효율성이 없는 것으로 밝혀졌다. 이민원(1992)은 소비가 현재소득에 대한 과도민감성을 분석하였는데 실업률이 미래소비를 예측하는 설명력이 있는 것으로 드러나서 임의보행가설이 기각되었다. 그리고 이명훈(1997)은 비기대효용함수 모형을 이용하여 소비행위의 합리성을 검증하였는데, 모형에 대한 과도식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증에서는 기대효용함수 모형보다 우월한 것으로 드러났으나, 시간

선호율이 음수로 추정되고 상대적 위험회피도(RRA)가 높게 나타나는 비정상적인 추정결과를 얻었다.

두번째 부류에 속하는 연구로는 이명훈(1994), 김준경(1995)이 있다. 이명훈(1994)은 소비자그룹을 최적소비그룹, 과시소비그룹, 유동성제약그룹으로 나누고 소득변화에 따른 소비행태를 그룹별로 이론적인 모형을 설정하여 분석하였다. 그리고 유동성제약그룹의 비중을 추정하였는데, 1975.1/4-1992.4/4의 분석대상기간 동안에는 13-27%의 비중을 차지하는 것으로 나타난 반면 1982.1/4-1992.4/4 분석대상기간 동안에는 15-30%의 비중을 차지하는 것으로 나타나서 후반기로 갈수록 오히려 유동성제약의 정도가 심해진 것으로 추정하였다.

그리고 김준경(1995)은 내구재가 존재할 때 소비지출의 행태를 분석한 Mankiw(1982)와 유동성제약의 효과를 비내구재의 경우에 대해 실증분석한 Campbell & Mankiw(1989) 두 논문의 결과를 종합하여 내구재와 비내구재를 동시에 고려하여 유동성제약의 효과를 실증분석하였다. 추정결과에 따르면 첫째, 한국의 유동성제약도는 내구재 소비지출의 경우에는 0.4-0.6인 반면 비내구재 소비지출은 0.2-0.3으로서 소비자들의 내구재 소비지출시 비내구재 소비에 비해 유동성제약 문제에 더 직면하고 둘째, 한국의 소비자들은 일본, 미국과 비교해 볼 때 상대적으로 심한 유동성제약하에 처해 있으며 셋째, 1980년대에 들어서는 소비자 금융시장에서의 유동성제약이 점차 완화된 것으로 밝혀졌다. 이에 따른 정책적 함의로는 첫째, 앞으로 금융시장 개방이 진전되는 가운데 할부금융제도 도입 등 소비자 금융 규제 완화가 본격화되면 유동성제약이 완화되어 가계의 차입과 저축을 통한 소비의 평활화smoothing가 가능해짐에 따라 소비자의 후생이 증대될 것이고 둘째, 유동성제약이 완화될수록 단기적인 소득변화가 소비에 미치는 영향이 작아짐에 따라 경기변동의 진폭이 축소될 수 있음을 주장하였다. 그런

데 이러한 정책적 함의는 소비가 더욱 변동적으로 변한 1990년대 들어서 우리가 경험한 사실과 배치되고 있다. 따라서 향후 연구에서는 이에 대한 원인규명이 요구되고 있다.

세번째 부류에 속하는 연구로는 조승철·임형석(1995), 이종규(1991) 등이 있다. 이들은 1990년대 초의 과잉소비 경향을 통계자료를 이용하여 제시하고 그 원인들을 자산가격 급등, 물가불안 등의 불확실성 증대, 고임금 지속에 따른 부/자산의 축적 등에서 원인을 찾고 있다. 그러나 분석방법이 통계자료의 제시에 그치고 있는 아쉬움이 있다.

본고에서는 앞에서 언급하였듯이 1990년대 들어 외환위기 이후 소비의 변동성이 증폭되었으며, 최근에는 소비위축이 경기하강을 주도하고 있는 사실에 주목하여 이를 설명할 수 있는 모형의 설정과 실증적 분석을 시도하고자 한다. 먼저 소비지출의 변화를 거시경제학적 또는 경기순환론적인 관점에서 통계자료를 이용하여 정리한다. 이를 통하여 소비지출의 변동성과 여타 경제변수와의 공행성을 조사한다. 그리고 소비의 목적별, 형태적 지출의 특징을 알아보고, 계층별 소비행태의 차이점을 살펴본다.

그리고 나서 장기적인 균형관계의 관점에서 최근의 소비수준이 얼마나 적절한가를 추정하고자 한다. 이를 위하여 소비와 소득간의 공적분관계를 이용한다. 그리고 최근의 소비에 소득, 자산, 인플레이션 등의 경제상황 변화가 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하기 위하여 소비함수를 추정하고자 한다. 또한 금융 자율화, 할부 금융시장의 성장, 금융권간 영역의 파괴 등으로 인하여 유동성 제약의 정도가 완화되어 소비자들이 전반적으로 금융기관에 이전보다 쉽게 접근^{access}할 수 있게 되었는데, 이러한 여건 변화가 소비에 어떠한 영향을 미쳤는지도 계량분석을 통하여 검증하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같은 순서로 이루어져 있다. 제2장에서는

소비행위의 추이와 변화를 살펴보고, 제3장에서는 장기균형 소비 수준을 추정하고, 제4장에서는 소비함수를 추정하며, 제5장에서는 유동성 제약을 검증하며, 마지막으로 제6장에서는 결론을 맺는다.

제2장 소비행위의 추이와 변화

-
1. 최근 소비변화의 성격/19
 2. 최근 가계수지의 변화/34
-

본 장에서는 소비와 관련된 자료를 통계적으로 정리하여 소비행태가 어떠한 변화를 보여왔는지를 현상적으로 파악하고자 한다. 이를 위하여 소비의 변동성, 주요 경제변수와의 공행성, 소비의 경기전환점, GDP성장 기여율, 목적별 및 형태별 지출형태, 소비자실사지수들의 변화추이를 추적함으로써 최근 소비행태의 변화된 성격을 추출하고자 한다. 또한 최근 소비행태를 변화시킨 환경을 조사하기 위해 가계수지, 가계대출금 추이, 금융기관별 가계신용 추이, 소득계층별 소비 및 소득증가율, 계층별 소득점유율 등을 파악하고자 한다.

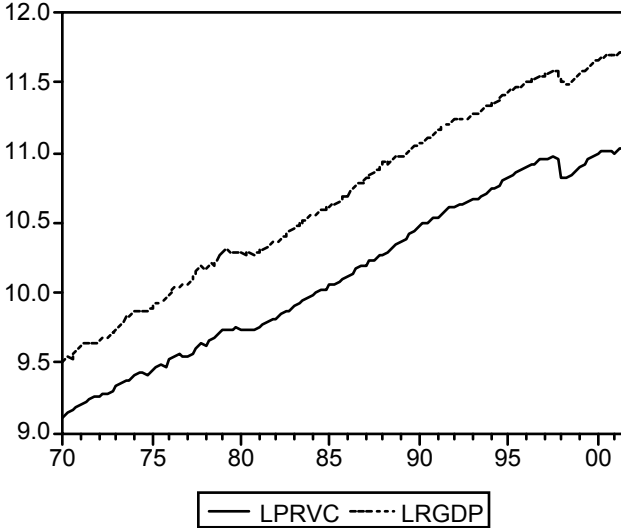
1. 최근 소비변화의 성격

먼저 1970년대 이후부터 지금까지의 민간소비의 대체적인 변화 추이를 살펴보면, 민간소비는 소득의 증가에 힘입어 견조한 증가세를 유지하여 왔다.¹⁾ 소비의 견조한 증가세는 <그림 1>을 통해서도 확인할 수 있다. 1995년 불변가격기준으로 1970년 37.7조원에 불과하였던 민간소비 지출액은 2000년에는 240조원으로 급증하였다. 지난 30년간 민간소비에 대한 실질지출액이 연평균 6.4%씩 증가하였다. 하지만 동 기간동안 실질소득증가율 7.4%(2000년 476.3조원/1970년 56.2조원)에 비해서는 낮은 수준이다.

이제 민간소비와 주요 경제변수간의 공행성을 확인하기 위하여 교차 상관계수를 살펴보자. <표 1>에는 교차 상관계수가 제시되어 있다. 먼저 같은 기간의 민간소비와 다른 변수간의 상관계수가 $i=0$ 열에 제시되어 있다. GDP, 투자수입과는 큰 값의 양의 상관계수를 기록하고 있어서 동 변수들과는 경기동행적procyclical임을

1) 다만, 1980년과 1998년의 경제위기에서는 소득의 급격한 감소로 소비도 마이너스 성장을 하였다.

<그림 1> 민간소비와 GDP의 추세



<표 1> 민간소비와 주요 경제변수간의 교차 상관계수

i	-10	-8	-6	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	6	8	10
GDP	-0.33	-0.38	-0.31	0.02	0.26	0.52	0.78	0.95	0.87	0.61	0.29	0.00	-0.38	-0.48	-0.40
투자	-0.41	-0.47	-0.34	0.04	0.26	0.50	0.74	0.88	0.83	0.66	0.43	0.19	-0.21	-0.45	-0.39
정부 수출	-0.01	-0.56	-0.60	-0.36	-0.23	-0.13	-0.01	0.17	0.23	0.24	0.25	0.24	0.23	0.18	0.15
수출	-0.06	0.15	0.10	-0.11	-0.13	-0.06	0.01	0.08	0.19	0.22	0.06	-0.06	-0.31	-0.25	0.10
수입	-0.40	-0.40	-0.26	0.17	0.40	0.62	0.84	0.98	0.72	0.46	0.17	-0.08	-0.38	-0.49	-0.34
CPI	-0.07	-0.09	-0.08	-0.15	-0.23	-0.31	-0.34	-0.29	-0.02	0.26	0.51	0.67	0.41	0.09	-0.19
PPI	-0.06	0.10	0.07	-0.15	-0.29	-0.39	-0.46	-0.43	-0.12	0.22	0.51	0.67	0.31	0.04	-0.04
R	-0.01	0.03	-0.14	-0.34	-0.41	-0.45	-0.43	-0.22	0.14	0.43	0.50	0.43	0.16	0.07	0.08

주 : 1) 자료기간 : 1990:3-2001:3

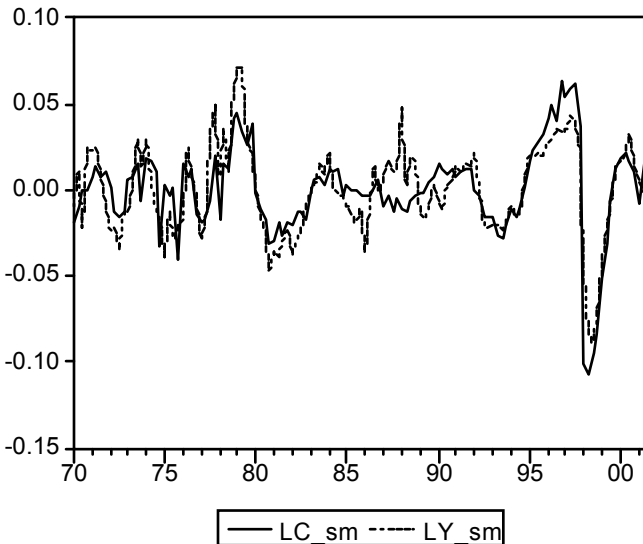
- 2) I열의 상관계수는 $\text{corr}(\text{민간소비}_t, x_{t+i})$ 로서 현재기의 민간소비와 x_{t+i} 변수간의 상관계수를 나타냄.
- 3) 정부는 정부소비를 나타냄.
- 4) CPI는 소비자물가 상승률, PPI는 생산자물가 상승률을 각각 나타냄.
- 5) 모든 변수는 Hodrick-Prescott 필터링에 의해 추세치를 제거하였음. 그리

고 CPI, PPI, R을 제외한 모든 변수는 자연로그값을 취하였음.

알 수 있다. 그리고 정부소비와도 양의 상관관계를 가지나 그 값은 크지 않다. 반면 소비자물가 상승률, 생산자물가 상승률, 회사채 수익률과는 뚜렷한 음의 상관관계를 보이고 있다. 따라서 소비와 이들 변수들과는 경기역행적countercyclical인 움직임을 나타내고 있다.

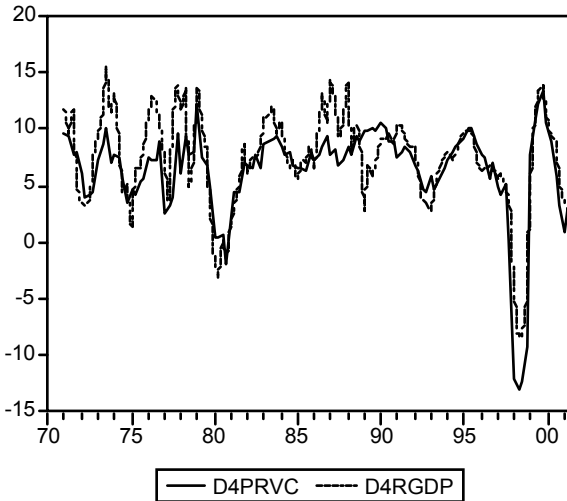
이제 민간소비와 경기와의 공행성co-movement을 보다 구체적으로 파악하기 위하여 <그림 2>와 <그림 3>에 민간소비와 GDP의 변화추이를 제시하고 있다. 먼저 <그림 2>는 민간소비와 GDP를 Hodrick-Prescott 필터링방법에 의해 추세를 제거하고 순환치를 구한 것이다. <그림 2>에서 확연히 구별할 수 있듯이 1990년 이

<그림 2> 민간소비와 GDP 순환치의 변화



주 : LC_sm : 민간소비 로그값에 대해 H-P 필터링한 수치
 LY-sm : GDP 로그값에 대해 H-P 필터링한 수치

<그림 3> 민간소비와 GDP 증가율의 변화



주 : D4PRVC : 민간소비의 전년동기대비 증가율
 D4RGDP : GDP의 전년동기대비 증가율

전에는 민간소비의 변동성이 GDP에 비해 낮았으나, 1990년대 들어서에는 GDP에 비해 민간소비의 변동성이 오히려 높아졌다. 이러한 사실은 <그림 3>에 제시되어 있는 전년동기대비 증가율을 비교해 보더라도 이러한 특징이 똑같이 드러나고 있다.

1990년대 들어 민간소비의 변동성이 증폭되었다는 사실은 표준편차를 통해서도 알 수 있다. <표 2>에 따르면 1970-1980년대에는 민간소비의 표준편차가 GDP에 비해 64% 수준에 머물렀으나 1990년 이후 민간소비의 변동폭이 오히려 GDP보다 커졌다. 1990년 이후 민간소비의 표준편차는 GDP에 비해 125-130% 큰 것으로 조사되었다.

이처럼 1990년대 들어 증폭된 소비의 변동성은 외환위기를 겪으면서 더욱 확대되고 있다. 1990년대 이후 기간을 외환위기를 기

<표 2> 민간소비와 GDP의 변동성(표준편차)

		70:1-89:4	90:1-01:3	90:1-97:3	97:4-01:3
		H-P필터링	민간소비	0.016	0.039
	GDP	0.025	0.030	0.021	0.040
	민간소비/GDP	0.64	1.30	1.30	1.26
전년동기 대비 증가율	민간소비	2.577	5.996	1.842	9.146
	GDP	4.023	4.795	2.059	7.329
	민간소비/GDP	0.64	1.25	0.894	1.25

준으로 전후를 비교해 보면 외환위기 이후 소비의 변동성이 더욱 확대되었음을 알 수 있다. <표 2>에서 H-P필터링한 자료를 기준으로 하였을 때에는 외환위기 전후의 소비의 변동성은 소득과 비교하여 별다른 변화가 없다. 그러나 전년동기대비 증가율 자료를 보면 소비의 변동성은 외환위기 이후 더욱 증폭되었음을 알 수 있다.

이처럼 민간소비의 변동성이 확대되었다는 사실은 경기확장기와 수축기를 구분하여 비교하면 더욱 두드러진다. 외환위기 이후 민간소비는 경기확장기에는 GDP와 거의 같은 속도로 증가하고, 수축기에는 GDP보다 빠르게 감소함에 따라 경기보다 오히려 변동성이 확대된 경향을 보이고 있다. 외환위기 이전에는 민간소비는 경기확장기에는 GDP보다 늦게 증가하고, 수축기에는 GDP보다 늦게 감소함으로써 경기변동을 완화시키는 완충역할을 하였다. 이에 반해 외환위기 이후에는 경기변동을 증폭시키는 역할을 하고 있다. 이러한 사실은 아래의 <표 3>에서 확인할 수 있다.

한편 통계청에서 발표하는 경기순환의 전환점을 비교하면, 민간소비의 경기선행성이 최근들어 현저해지고 있다. 민간소비의 순환변동치를 기준으로 한 특수순환일의 흐름을 보면 외환위기 이전에는 민간소비의 저점이 경기에 비해 후행하였으나 외환위기 이

<표 3> 경기순환기별 민간소비와 GDP증가율

	확장기			수축기		
	민간소비 (A)	GDP (B)	A/B	민간소비 (A)	GDP (B)	A/B
제1순환(72.1Q-75.2Q)	6.7	8.8	0.8	5.2	5.3	1.0
제2순환(75.2Q-80.3Q)	6.8	9.7	0.7	4.7	4.4	1.1
제3순환(80.3Q-85.3Q)	5.9	6.8	0.9	7.2	7.5	1.0
제4순환(85.3Q-89.3Q)	7.8	10.6	0.7	9.2	8.2	1.1
제5순환(89.3Q-93.1Q)	8.9	8.7	1.0	5.6	5.0	1.1
제6순환(93.1Q-98.3Q)	7.8	7.5	1.0	0.4	2.3	0.2
제7순환(98.3Q-)	5.3	6.6	0.8	3.2	4.5	0.7

주 : 확장기와 수축기의 구분은 <표 4>의 경기기준 순환일에 따랐으며, 제7순환기는 2001년 3사분기까지를 대상으로 하였음.

후의 제7순환기에 들어서는 민간소비의 특수순환일이 경기기준 순환일보다 선행하고 있다2)(<표 4> 참조).

<표 4> 민간소비의 특수순환일

	저점(T)	정점(P)
제1순환	72. 3Q (72. 1Q)	73. 2Q (74. 2Q)
제2순환	75. 3Q (75. 2Q)	79. 1Q (79. 1Q)
제3순환	81. 1Q (80. 3Q)	84. 2Q (84. 1Q)
제4순환	86. 1Q (85. 3Q)	86. 3Q (88. 1Q)
제5순환	88. 2Q (89. 3Q)	91. 3Q (92. 1Q)
제6순환	93. 3Q (93. 1Q)	96. 1Q (96. 1Q)
제7순환	98. 2Q (98. 3Q)	00. 2Q (00. 3Q*)

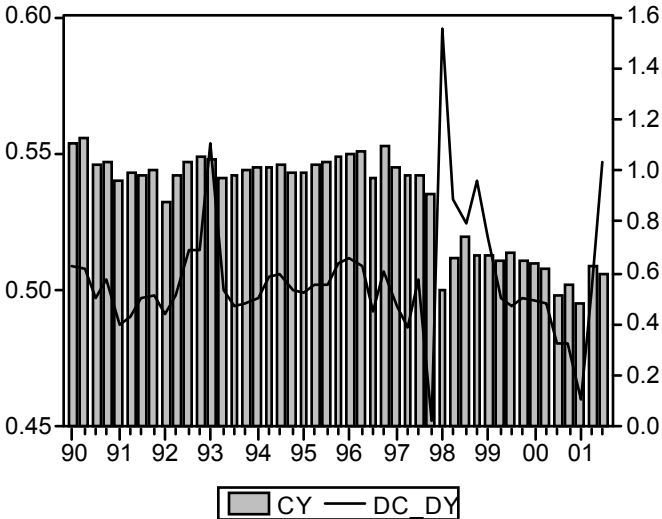
주 : () 내는 경기기준순환일, *는 추정치

자료 : 한국은행, 『최근 민간소비 변동의 특징과 시사점』, 2001. 8.

2) 외환위기 이전 제5순환의 경우 민간소비는 경기에 선행하고 있음.

최근 소비지출의 또 다른 특징은 소득대비 지출비중은 감소하는 반면 GDP성장에 대한 기여율은 심한 기복을 보이고 있다는 사실이다. <그림 4>에 따르면 민간소비가 GDP에서 차지하는 비중은 축소되는 추세를 보이고 있다. 민간소비/GDP의 비율은 1990년대 초반 55%에 달했으나 외환위기 이후 50% 수준으로 떨어졌다. 이처럼 민간소비가 GDP에서 차지하는 비중은 축소되는 추세를 보이고 있음에도 불구하고 민간소비의 GDP성장 기여율은 경기상황에 따라 급변하는 양상을 보이고 있다. 1993년초를 제외하고 1990년대 전반에는 대체로 GDP성장에 민간소비는 약 50%대의 기여율을 보이고 있었다. 그런데 외환위기 초기인 1997년 1/4분기에는 거의 제로의 기여율을 보였다가, 1998년 1/4분기에는 급반전

<그림 4> 민간소비의 GDP대비 비중과 GDP성장 기여율



주 : CY : 민간소비/GDP(좌측축)

DC_CY : 민간소비증가(전년동기대비)/GDP증가(전년동기대비)(우측축)

하여 155%의 높은 기여율을 달성하였다. 이후 그 기여율이 감소하다가 2001년 1/4분기에는 소비위축이 심화되면서 10%로 급감하였다. 이후 급등세로 전환하여 2001년 2/4분기에는 54%, 3사분기에는 104%의 높은 기여율을 기록하고 있다.³⁾

소비지출을 목적별로 구분하여 변화추이를 살펴보면 상이한 지출행태를 보이고 있다는 사실을 알 수 있다. <표 5>에는 목적별 소비지출의 증가율이 제시되어 있다. 1990-2000년 동안 통신(연평균 29.2%), 오락문화(9.3%), 의료보건(6.4%), 교통(6.1%) 등은 상대적으로 높은 증가세를 보이고 있다. 다음으로는 가계시설·운영(5.9%), 임료 및 수도광열(5.7%), 의류·신발(5.3%) 순으로 증가세를 기록하였으며, 음식숙박(4.3%), 교육(2.9%), 식료품 및 비주류음료(2.1%), 주류·담배(1.0%) 등은 상대적으로 낮은 증가세를 기록하였다.

목적별 소비지출의 비중을 살펴보면, 가장 높은 비중을 차지하는 부문은 임료 및 수도광열(19%)과 식료품 및 비주류음료(17%)가 차지하였다. 식료품 및 비주류음료는 낮은 증가세로 인하여 그 비중도 하락세를 보이고 있다. 1990년도에는 24%를 차지하였지만 2000년도에는 17%로 낮아졌다. 교통통신(12%), 오락문화(10%), 음식숙박(8%), 의료보건(7%), 통신(7%), 가계시설운영(6%), 의류신발(5%), 교육(5%), 주류담배(2%)의 순으로 비중을 차지하고 있다.

3) 2000년 하반기 이후 현대그룹의 유동성문제가 제기되면서, 외환위기 이후 추진된 구조조정 작업 전반이 실패로 돌아가고 있다는 인식이 퍼지기 시작하였다. 이와 동시에 향후 경제에 대한 비관론이 대두되고 경기침체가 심화되자, 민간소비심리가 극도로 위축되기 시작하였다. 일반인들은 제2의 외환위기의 도래를 걱정하였고, 자영업자들은 외환위기보다 경기가 더 어렵다는 고충을 내놓고 있었다. 그러나 2001년에 접어들면서, 경기가 침체되기는 하여도, 외환위기 때와 같은 연이은 기업들의 도산이나 대규모 감원사태가 발생하지 않자, 일반가계를 중심으로 소비심리가 회복되기 시작하였다. 이후 저금리에 따른 저축유인 감퇴와 가계대출의 증가로 소비지출이 증가하는 추세를 보이고 있다.

<표 5> 목적별 소비증가율

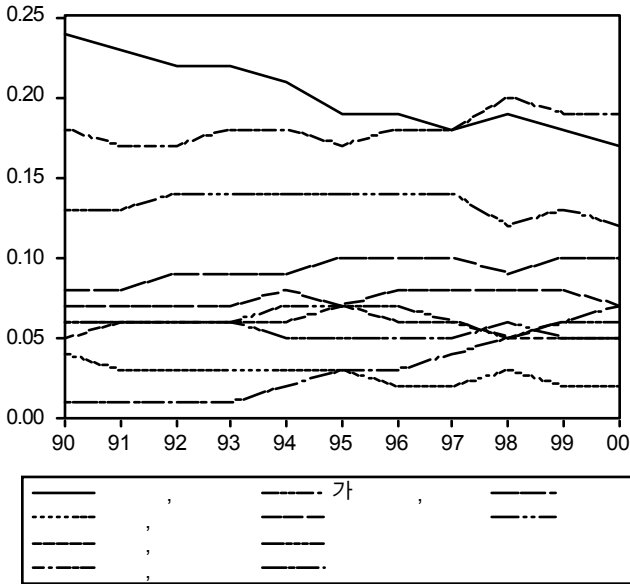
	식품 비주류 음료	주류 담배	의류 신발	임료 수도 광열	가계 시설 운영	의료 보건	교통	통신	오락 문화	교육	음식 숙박
1990	6.1	6.9	6.9	5.9	10.5	12.1	17.4	19.9	12.9	6.4	6.4
1991	6.1	4.2	11.6	6.3	11.5	10.7	10.4	26.5	16.8	3.0	6.5
1992	2.4	0.9	7.4	6.8	5.9	6.7	7.4	19.3	10.9	3.1	1.9
1993	2.4	1.2	6.7	6.3	9.7	7.7	6.5	28.0	7.7	1.4	0.4
1994	1.7	-5.4	13.4	6.9	12.4	9.6	8.1	42.8	15.8	2.1	4.8
1995	1.7	1.0	17.0	7.3	12.4	7.3	11.5	49.0	16.0	2.9	3.4
1996	2.2	2.2	5.1	7.0	4.5	7.5	6.3	27.5	5.3	4.0	6.6
1997	1.2	1.1	-3.3	6.5	0.1	7.8	3.2	32.7	2.1	3.5	3.0
1998	-8.7	-4.1	-25.0	0.4	-25.6	-4.6	-21.3	20.6	-16.3	-1.1	-12.9
1999	6.4	-0.5	6.8	5.3	15.6	9.5	13.4	30.6	15.1	3.5	22.1
2000	1.8	3.5	12.3	4.2	8.4	-3.5	4.9	24.3	15.5	2.8	5.3
평균	2.1	1.0	5.3	5.7	5.9	6.4	6.1	29.2	9.3	2.9	4.3

주 : 실질가격기준

특히 주목되는 부문은 통신에 대한 지출비중은 1990년 1%에 불과하였으나 2000년에는 7%에 달하는 급격한 증가세를 기록하였다(<그림 5> 참조).

이제 소비지출이 형태별로 어떠한 특징을 가지는지 알아보자. 소비지출을 형태별로 분류하여 증가추이와 지출비중을 계산한 것이 <표 6>과 <그림 6>에 제시되어 있다. 1990-2000년간 소비지출 가운데 내구재의 지출증가율(연평균 10.6%)이 가장 높고, 다음으로 준내구재(6.4%), 서비스(6.1%), 비내구재(4.0%)의 순서로 높은 증가세를 보이고 있다. 소비지출을 형태별로 비중을 보면 2000년 현재 서비스가 전체 소비지출 가운데 56%를 차지하여 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 다음으로는 비내구재가 28%, 내구재가 9%, 준내구재가 8%의 비중을 차지하고 있다.

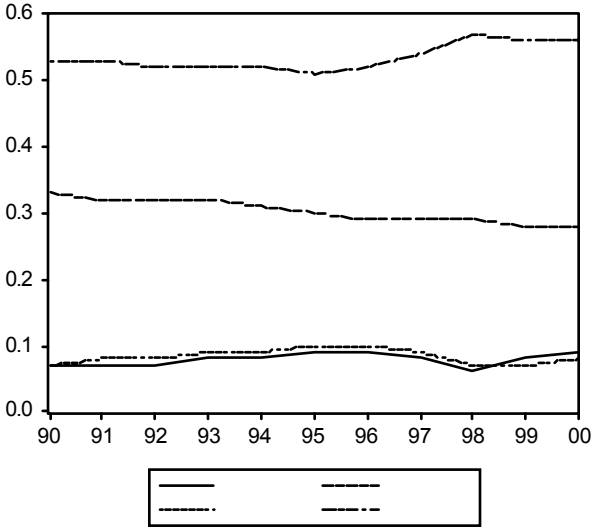
<그림 5> 목적별 소비비중



<표 6> 형태별 소비증가율

	내구재	준내구재	비내구재	서비스
1990	162	7.0	8.1	9.2
1991	155	13.8	7.2	6.1
1992	82	10.5	4.5	5.0
1993	109	9.7	4.7	4.9
1994	14.7	16.3	4.1	8.2
1995	166	19.7	6.8	8.3
1996	65	3.9	4.6	8.4
1997	0.6	-3.8	2.6	6.6
1998	-332	-26.7	-9.2	-3.2
1999	454	9.6	7.2	8.1
2000	152	10.5	3.3	6.0
평균	10.6	6.4	4.0	6.1

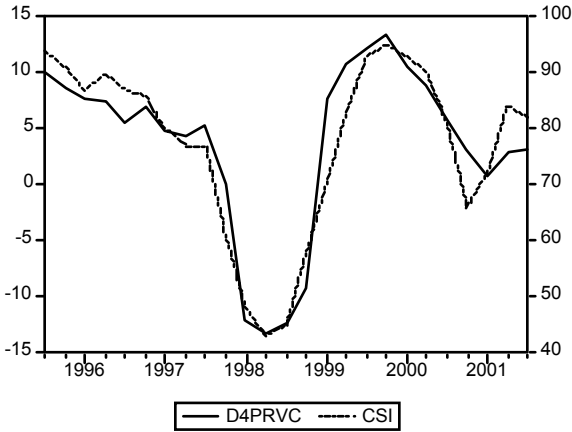
<그림 6> 형태별 소비비중



한편 민간소비는 심리적 요인에 의해 크게 결정되어 왔다. <그림 7>에는 민간소비증가율과 CSI 현재생활형편 지수가 제시되어 있다.4) 두 변수의 움직임이 거의 일치하고 있어서, 소비지출의 변화가 소비자의 심리에 좌우되고 있다고 볼 수 있다. 이러한 소비자들의 심리는 기업가들과도 비슷한 형태를 보이고 있다. <그림 8>에는 기업가들이 인식하는 경기상황을 나타내주는 BSI 경기실적 지수를 제시하고 있다. CSI 지수는 BSI 지수와 비교할 때 변동의 진폭은 작지만 BSI 지수와 확장 또는 수축하는 움직임을 같이하고 있다. 따라서 기업가들 못지 않게 소비자들이 경제상황을 민감하게 느끼면서 반응하고 있다고 생각된다.

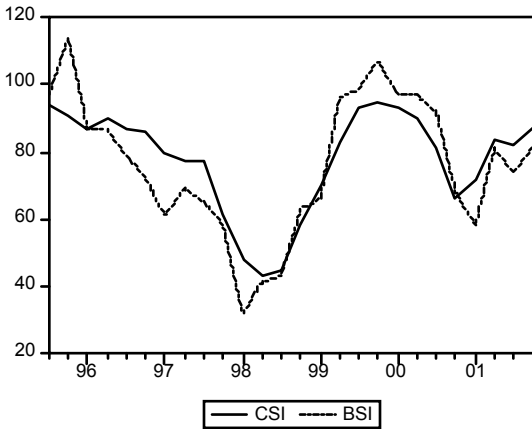
4) CSI와 BSI는 한국은행에서 조사한 자료를 이용하였다.

<그림 7> 민간소비의 CSI



주 : D4PRVC : 민간소비증가율(실질)
CSI : CSI 현재생활형편

<그림 8> CSI와 BSI

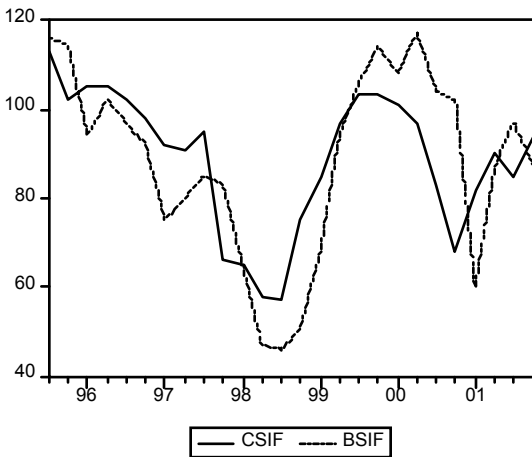


주 : CSI : CSI 현재생활형편

BSI : BSI 경기실적

한편 소비자와 기업의 경기전망에 대한 예측을 비교해보면 흥미로운 결과가 나온다. 소비자와 기업의 향후 경기전망에 대한 지표는 각각 CSI 생활형편전망치, BSI 경기전망치로 측정한다. 그런데 두 지표를 비교하면 CSI 생활형편전망치가 BSI 경기전망치보다 오히려 선행성을 보여주고 있다. 기업보다 소비자들이 향후 경기전망을 더 앞서 예측하고 있다는 사실은 시사하는 바가 크다. 이처럼 소비자들이 경기에 민감하며, 향후 경기를 보다 더 잘 예측하고 있는 이유를 추측해 보면, 경제위기 이후 기업구조조정으로 대규모 인력조정을 경험한 소비자들이 경제상황에 아주 민감해진 결과라고 보여진다.5)

<그림 9> 가계와 기업의 경기전망

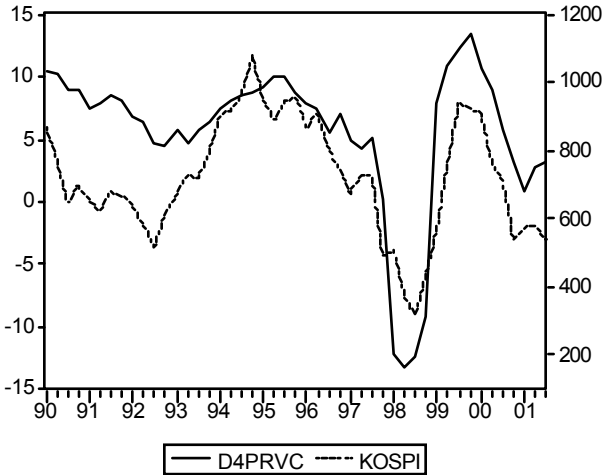


주 : CSIF : CSI 생활형편전망(BOK)
BSIF : BSI 경기전망(BOK)

5) CSI 생활형편전망치의 경기예측력을 확인하기 위해 민간소비증가율과 CSIF와 비교한 결과 선행성은 없었음. 따라서 BSI 경기전망치가 오히려 경기에 후행한 결과라고 해석됨.

한편 자산효과가 민간소비에 미치는 영향을 살펴보기 위해 주가와 주택가격의 변화를 민간소비 증가율과 비교해 보았다. <그림 10>에는 민간소비 증가율과 주가를, <그림 11>에는 민간소비 증가율과 실질주택가격 증가율이 비교되어 있다. KOSPI지수와 민간소비 증가율은 뚜렷하게 동행하는 모습을 보이고 있다. 한편 실질주택가격 증가율도 1991년도를 제외하고는 민간소비 증가율과 같이 움직이는 형태를 보이고 있다.

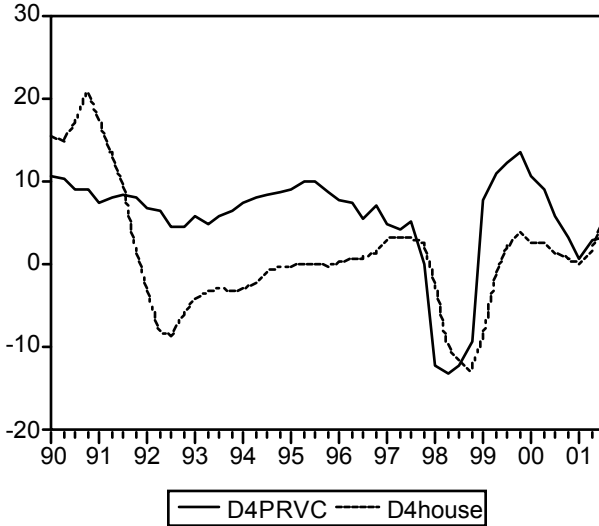
<그림 10> 민간소비 증가율과 주가



주 : D4PRVC : 민간소비 증가율(전년동기대비)(좌측축 눈금)
 KOSPI : 주가지수(우측축 눈금)

이상에서 살펴본 바와 같이 소비행태는 외환위기를 전후로 변화된 현상을 보여주고 있는데, 이를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 소비의 변동성이 증폭되었다. 소비의 GDP 대비 표준편차가 증가하였으며, 경기확장기에는 소득성장 속도에 가깝게 증가하는 반면

<그림 11> 민간소비 증가율과 주택가격 상승률



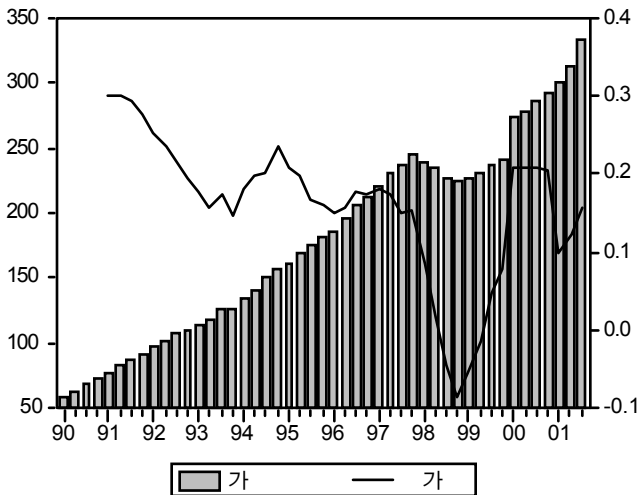
주 : D4PRVC : 민간소비 증가율(전년동기대비)
 D4house : 주택가격지수 상승률(전년동기대비)

경기수축기에는 소득성장 속도보다 작게 증가하였다. 둘째, 소비가 오히려 경기에 선행하는 성격을 띠기 시작하였다. 제7순환기에서 경기저점과 정점에 비해 소비가 1분기 정도 선행하여 순환한다. 그리고 기업가들의 경기전망을 반영한 BSI 지수보다 가계의 생활형편 전망을 반영한 CSI 지수가 선행하는 모습을 보이고 있다. 셋째, 소비는 GDP대비 비중은 이전보다 감소하였으나, GDP 성장 기여율은 큰 변동을 기록하고 있다. 달리 말해 소비는 GDP에서 차지하는 비중은 감소하였지만, 소득민감도는 더욱 증가하였다고 할 수 있다.

2. 최근 가계수지의 변화

앞절에서 살펴보았듯이 최근의 소비지출은 이전에 비해 활발한 모습을 보이고 있다. 그 이유는 경제위기를 전후로 소득이 급격하게 변화함에 따라 소비도 함께 변화한 데 기인한 측면이 있지만, 금융기관의 가계대출이 증가하고, 할부금융시장이 확대되며, 신용카드사용이 적극 활용되는 등 가계의 금융기관에 대한 접근이 이전보다 용이해진 데서 그 원인을 찾을 수 있다. 가계의 금융기관 접근이 용이해짐에 따라 가계부문의 금융부채가 대폭 증가세를 보이고 있다. 1990년말 72조원에 불과하던 가계부문의 대출금은 2001년 9월말 현재 333조원으로 급증하였다. 동 기간동안 4.6배 증가하여 연 15%의 성장세를 기록하였다(<그림 12> 참조).

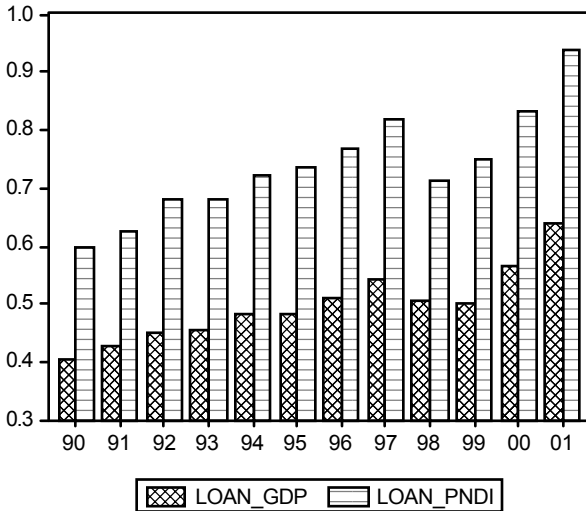
<그림 12> 가계대출금 증가추이



주 : 가계대출금 : 한국은행 자금순환표상 가계부문 대출금
 증가율 : 전년동기대비 증가율

가계대출금은 소득에 비해서도 높은 증가세를 보여서, 소득대비 대출금의 비율이 상승하는 추세를 보이고 있다(<그림 13> 참조). 경상GDP 대비 가계대출금의 비중은 1990년도에는 40%에 불과하였으나 이후 증가세를 보여 2001년도(1-9월중)에는 64%에 육박하였다. 가계의 상환능력을 보다 정확히 측정하는 개인 처분가능소득 Personal Net Disposable Income에 대비한 가계대출금의 비중은 1990년도 60%에 불과하였으나 점차 증가세를 보여 외환위기 직전 1997년도에는 82%까지 증가하였다. 그 이후 1998년에는 71% 낮아졌으나 1999년 75%, 2000년 83%로 다시 증가하였고, 2001년도(1-9월중)에는 94%에 달할 것으로 추정된다. 따라서 소득대비 대

<그림 13> 가계대출금의 소득대비 비중

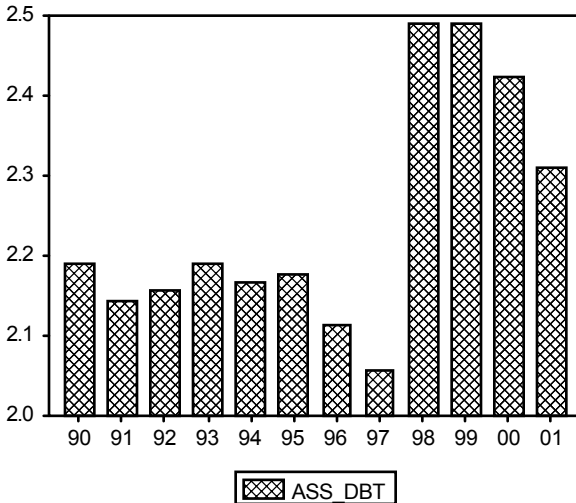


- 주 : 1) LOAN_GDP=개인부문 대출금/경상GDP
 LOAN_PNDI=개인부문 대출금/개인 처분가능소득
 2) 2001년 LOAN_PNDI는 추정치

출금의 비중이 늘어나고 있어서 가계의 상환능력에 대한 우려가 점증하고 있는 실정이다. 2000년도 미국의 가계대출금/경상GDP 비율과 가계대출금/국민처분가능소득의 비율이 각각 85.7%와 120.3%인 점을 감안한다면 아직은 상대적으로 낮은 수준이라고 볼 수도 있겠으나,⁶⁾ 미국의 경우 장기주택금융제도의 발달로 주택금융의 비중이 높아(가계대출금 중 주택금융의 비중은 2000년 기준 81.5%) 이전부터 소득대비 높은 대출수준을 지속해 왔지만 안정적인 부채구조를 유지하여 왔다는 점을 감안하여야 할 것이다. 또한 우리의 경우 통계에 잡히지 않는 사채에 대한 의존도가 높다는 점을 고려한다면 가계부문의 부채수준이 국제적으로 낮은 수준이라고 볼 수는 없을 것이다.

개인부문의 부채상환능력을 측정하는 또 다른 지표로서 금융자

<그림 14> 금융자산/부채비율 Asset-Debt Ratio

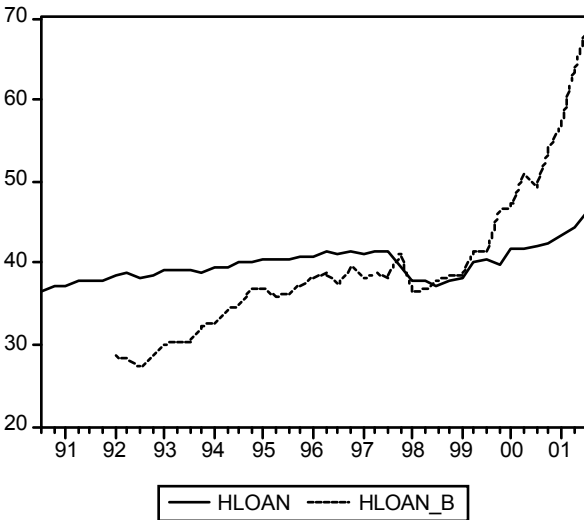


6) 미국자료는 한국은행, 『2001년 3/4분기중 가계신용 동향』에서 인용

산/부채비율은 1990년대 전반에는 2.1배의 수준을 보이다가 1997년에는 2.06배 수준까지 하락하였다. 이후 1998년, 1999년도에 2.49배까지 증가하였으나 이후 부채가 증가하면서 그 비율이 하락하고 있다. 2001년 9월 기준으로 2.31까지 하락하였다. 프랑스(5.5배, 2000년말), 영국(4.3배, 2000년말), 미국(4.2배, 2000년 6월말), 일본(3.7배, 2000년 6월말), 대만(3.2배, 1999년말) 등 외국과 비교하면 훨씬 낮은 수준이다.

가계부문의 금융부채가 늘어난 데는 금융기관이 적극적으로 가계를 대상으로 대출을 증대시킨 데 따른 것이다. 금융기관의 총대출금 가운데 가계부문에 대한 대출금이 지속적으로 늘어나고 있다. 이러한 추세는 <그림 15>를 통해서도 확인할 수 있다. 한국은행

<그림 15> 가계자금 대출비중



주 : HLOAN=가계대출금/총대출금 : 한국은행 자금순환표
 HLOAN_B=가계대출금/예금은행 총대출금 : 한국은행 통화금융통계

의 자금순환표에서 총대출금 가운데 가계가 차지하는 비중(그림에서는 HLOAN으로 표시)은 1990년초에 36.4%에 불과하였으나 이후 꾸준히 증가하여 2001년 9월말 현재 45.9%에 달한다. 금융권 가운데 특히 은행들의 가계대출 증대현상이 두드러진다. 예금은행 총대출금 가운데 가계가 차지하는 비중(그림에서는 HLOAN_B로 표시)은 1992년초에 28.7%에 불과하였다. 그러나 2001년 9월말에는 그 비율이 68.3%에 달하여 두 배 이상 증가하였다.

다음에서는 이렇게 늘어난 가계에 대한 대출의 성격이 어떠한지에 대해 알아보자. 2001년 9월말 금융기관의 총가계신용은 316조원에 달하고 있다. 이 가운데 개인사업자금이나 주택자금을 제외한 가계에 대한 일반자금대출은 228조원으로 전체신용 가운데

<표 7> 가계신용

(단위 : 10억원)

	가계신용계	가계일반 자금대출	판매신용	주택자금대출
1996말	174,667	114,381 (0.65)	23,638 0.14	36,649 (0.21)
1997말	211,166	142,094 (0.67)	26,202 0.12	42,871 (0.20)
1998말	183,648	121,587 (0.66)	17,823 0.10	44,238 (0.24)
1999말	212,990	144,418 (0.68)	22,095 0.10	46,477 (0.22)
2000말	266,899	186,976 (0.70)	25,830 0.10	54,093 (0.20)
2001.9	316,341	228,456 (0.72)	33,129 0.10	54,757 (0.17)

주 : 1) () 내는 비중을 나타냄.

2) 예금은행, 저축기관, 보험사, 합부금융사 및 국민주택기금의 주택자금 명목 대출

출처 : 한국은행 조사통계월보

72%를 차지하고 있다. 판매신용은 전체 가계신용의 10%를 차지하는 33조원에 달하고 있다. 주택자금대출은 55조원으로 전체 가계신용의 17%를 차지하고 있다. 그러나 가계일반자금 대출 가운데 일부는 실제로 주택관련 자금으로 운용되고 있어서 실제 주택관련 대출금은 이보다 높은 수준에 이를 것으로 예측된다.⁷⁾

일반가계자금 대출의 금융기관 비중 추이를 보면 은행의 비중이 급증하고 카드사의 비중이 증가한 반면 저축기관의 비중이 대폭 감소하였다. 은행의 시장점유율은 1996년말 28%에서 2001년 6월에는 53%로 급증하여 금융기관 가운데 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 또한 카드사의 일반자금대출도 증가하여 1996년말 4%에 불과하던 시장비중이 2001년 6월에는 11%로 증가하였다. 그리고 할부금융도 2001년 6월 기준으로 전체 가계일반자금 가운데 2%를 차지하고 있다. 반면 1996년말 가장 높은 비중을 차지하던 저축기관의 대출비중은 2001년 6월에는 21%로 대폭 감소하였다. 그리고 보험사의 대출비중은 1996년말의 18%에서 2001년 6월에는 14%로 감소하였다.

이제 소비와 소득이 계층별로 어떻게 변화해왔는지 알아보자. <표 9>에는 소득계층별 소비 및 소득증가율이 제시되어 있다. 1990년도 이후 전체소비는 연평균 10.2% 증가하였는데 반해, 중간계층과 하위계층의 소비증가율이 각각 10.7% 및 10.4%를 기록하여 전체소비 증가율을 상회하였다. 반면 상위계층의 소비증가율은 9.7%에 그쳤다. 외환위기 이후 1998-1999년도에는 중하위계층의 소비증가율이 상위계층의 소비증가율보다 낮았으나, 2000-2001년도에는 중하위계층의 소비가 회복되면서 증가율이 상위계층을 추월하고 있다.

7) 미국의 경우 가계신용 중 주택금융이 차지하는 비중이 2000년 기준으로 81.5%에 달하고 있다. 미국의 수준과 비교해서 우리나라의 주택금융의 비중은 상당히 낮은 것으로 판단된다.

<표 8> 금융기관별 가계일반자금 비중

	은행	저축기관	보험사	카드사	할부금융사
1996말	0.28	0.50	0.18	0.04	-
1997말	0.30	0.48	0.18	0.04	-
1998말	0.32	0.47	0.17	0.04	-
1999말	0.42	0.37	0.16	0.05	0.01
2000말	0.49	0.25	0.14	0.10	0.02
2001.6	0.53	0.21	0.14	0.11	0.02

주 : 일반자금대출 : 개인사업자금 및 주택자금은 제외(단, 일반자금 명목으로 대출한 자금 가운데 일부는 실제로는 주택관련 자금이 포함되어 있음)

은행 : 현금서비스 및 카드론 포함

저축기관 : 은행신탁, 상호금융, 상호신용금고, 신용협동조합, 새마을금고 및 우체국예금

보험사 : 생명보험회사, 손해보험회사, 우체국보험

출처 : 한국은행 조사통계월보

한편, 소득의 계층별 증가율을 보면, 전체소득 증가율은 1990년 이후 10.6%인 데 비해 상위계층의 소득증가율은 이보다 높은 10.7%를 기록하였다. 반면 중간계층은 10.6%, 하위계층은 10.1%의 증가율을 보였다. 외환위기 이전에는 대체로 중·하위계층의 소득증가율이 상위계층을 초과하였으나, 외환위기 이후에는 상위계층의 소득증가율이 중·하위계층보다 월등히 높은 현상이 지속되고 있다.

이러한 소득불균등 현상을 반영하여 가계흑자율도 계층별로 상이한 추세를 보이고 있다. <그림 16>에는 전체, 상위, 중간, 하위계층의 가계흑자율이 표시되어 있다. 전체가계의 흑자율은 1990년도의 30%에서 꾸준히 증가세를 보이다가 1999-2000년도에는 32%로 떨어졌다. 2001년도에는 다시 높아져서 35%를 기록하고 있다. 상위계층의 흑자율은 1990년도의 38%에서 2001년도에는 46%로 올라섰다. 중간계층의 흑자율은 1990년도의 26%에서 2001년도에

<표 9> 소득계층별 소비 및 소득 증가율

(단위 : %)

	소 비				소 득			
	전체	상위	중간	하위	전체	상위	중간	하위
1990	15.7	14.8	16.3	16.9	17.2	15.4	18.8	19.9
1991	19.9	17.1	22.4	22.4	22.8	21.2	24.2	25.1
1992	15.8	14.6	16.9	16.4	17.0	16.3	18.0	17.3
1993	9.3	7.5	10.1	11.7	9.0	8.7	9.1	9.7
1994	12.9	12.8	13.4	12.4	15.1	15.7	14.9	13.9
1995	10.5	8.9	10.8	13.7	12.3	12.2	12.6	12.2
1996	13.4	16.1	13.0	8.2	12.6	13.7	12.5	9.4
1997	4.2	2.6	4.7	7.1	6.3	4.8	7.6	8.0
1998	-10.7	-9.5	-11.4	-12.1	-6.7	-2.1	-9.7	-15.2
1999	13.5	14.0	13.7	12.1	4.3	5.2	3.2	3.6
2000	9.6	9.8	10.4	7.4	7.3	6.7	7.5	9.0
2001	8.1	7.5	8.5	9.0	9.4	10.1	8.8	7.8
평균	10.2	9.7	10.7	10.4	10.6	10.7	10.6	10.1

주 : 1) 2001년도는 1-3사분기 동안을 기준으로 계산

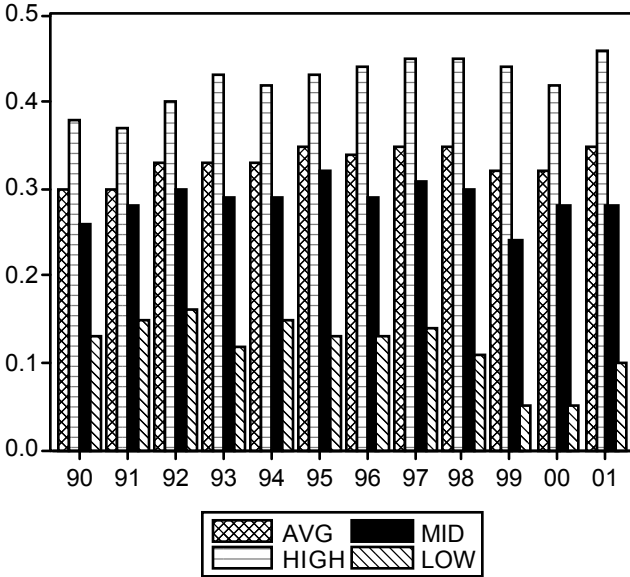
2) 상위는 소득계층 상위 30%, 중간은 소득계층 중간 40%, 하위는 소득계층 하위 30%를 의미함.

출처 : 통계청 도시가계조사

는 28%로 약간 높아졌다. 그러나 하위계층의 흑자율은 1990년도의 13%에서 2001년도에는 10%로 오히려 떨어졌다.

외환위기 이전 1990년대에 47%를 점했던 상위 30%의 소득점유율은 외환위기 이후 증가하여 2001년도에는 50%에 달하고 있다. 중간 40%의 소득점유율은 외환위기 이전에는 35%대를 유지하였으나 이후에는 34%대로 낮아졌다. 그리고 하위 30%의 소득점유율도 외환위기 이전의 14%대에서 이후에는 13%대로 낮아졌다. 한편 상위계층의 소득점유율이 외환위기 이후 점차 확대되어 가는 추세를 유지하고 있다. 따라서 외환위기 이후 소득불평등이 오히려 심화되어가고 있음을 알 수 있다.

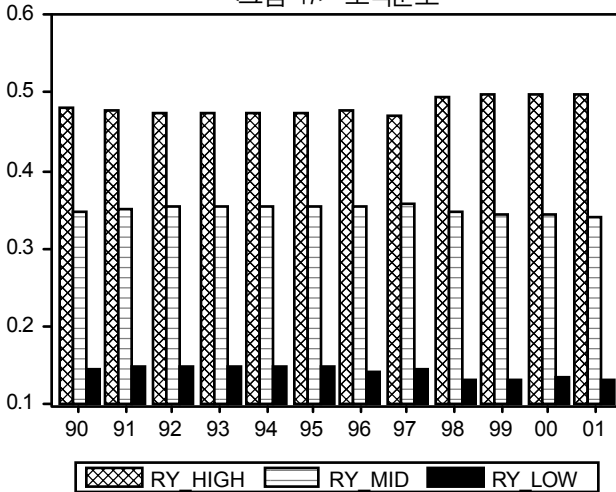
<그림 16> 가계흑자율 추이



주 : 1) 연말기준. 단, 2001년은 9월기준
 2) 흑자율=(소득-소비지출)/소득
 3) HIGH : 상위 30%의 가계흑자율
 MID : 중간 40%의 가계흑자율
 LOW : 하위 30%의 가계흑자율
 출처 : 통계청 도시가계조사

소득점유율의 추이를 구체적으로 10분위로 나누어 보면 외환위기 전후의 소득분포변화를 보다 정확히 파악할 수 있다(<표 10> 참조). 소득 5-9분위는 외환위기 전후로 별다른 소득점유율의 변화가 감지되지 않는다. 그러나 하위 1-4분위계층의 소득점유율의 감소가 뚜렷하며 그 감소세가 아직까지 지속되고 있음을 알 수 있다. 이에 반해 상위 10분위의 소득증가세가 확연하게 드러나고 있다. 또한 그 증가세가 계속 유지되고 있다.

<그림 17> 소득분포



- 주 : 1) RY_HIGH : 상위 30%의 소득점유율
 RY_MID : 중간 40%의 소득점유율
 RY_LOW : 하위 30%의 소득점유율
 2) 2001년은 9월까지의 자료 이용
 출처 : 통계청 도시가계조사

<표 10> 소득 10분위 점유율

(단위 : %)

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위
1990	3.2	5.1	6.2	7.1	8.0	9.1	10.4	12.1	14.8	23.9
1991	3.3	5.2	6.3	7.2	8.1	9.2	10.5	12.1	14.7	23.3
1992	3.3	5.2	6.3	7.3	8.2	9.3	10.6	12.2	14.7	22.9
1993	3.3	5.3	6.3	7.3	8.2	9.3	10.6	12.3	14.7	22.7
1994	3.3	5.2	6.2	7.2	8.2	9.3	10.6	12.3	14.8	22.9
1995	3.3	5.2	6.2	7.2	8.2	9.3	10.6	12.3	14.9	22.6
1996	3.2	5.0	6.1	7.1	8.2	9.3	10.7	12.4	15.1	22.9
1997	3.2	5.1	6.3	7.3	8.3	9.4	10.8	12.4	15.0	22.3
1998	2.6	4.7	5.9	6.9	8.0	9.1	10.6	12.3	15.0	24.8
1999	2.7	4.6	5.8	6.8	7.9	9.1	10.5	12.3	15.0	25.3
2000	2.9	4.7	5.8	6.9	7.9	9.1	10.5	12.2	14.7	25.4
2001	2.8	4.6	5.7	6.8	7.8	9.1	10.5	12.3	14.9	25.5

- 주 : 2001년은 1-9월
 출처 : 통계청 도시가계조사

제3장 장기균형 소비수준의 추정

-
1. 소비와 소득간의 장기적 균형관계 / 47
 2. 추정결과 / 52
-

1. 소비와 소득간의 장기적 균형관계

Nelson and Plosser(1982)는 많은 거시경제변수들이 시계열 불안정성(non-stationarity)을 가진다는 사실을 밝혀냈다. 거시경제변수들이 단위근을 가지고 있으면, 이러한 변수들이 포함된 회귀분석은 가성회귀(spurious regression)의 문제를 발생한다는 점을 제시하였다. 즉 단위근을 가진 변수를 포함한 회귀분석에 대해서는 표준적인 분포이론(standard distribution theory)을 적용할 수 없음을 규명하였다.

한편, 거시경제변수가 단위근을 가져서 확률적 추세(stochastic trend)를 가지더라도 다른 변수들과의 선형관계는 시계열 안정적인(stationary) 성격을 가질 수 있음을 보여주었다. 이때 변수들간에는 Engle and Granger(1987)가 제시한 공적분관계를 가진다고 말한다.

계량경제학에서 발달한 단위근과 공적분의 개념이 거시경제학에도 도입되는데, 예를 들어 King, Plosser and Rebelo(1988)와 King, Plosser, Stock and Watson(1991) 등이 거시경제변수의 불안정성과 공적분관계를 검정하였다. 이들에 따르면 소비, 투자, 소득과 같은 거시경제변수는 단위근의 특성을 가지는 동시에 이들 변수간에는 공적분관계도 가지고 있어, 장기적으로 서로 안정적인 관계를 유지하고 있음을 보여주고 있다. 이들은 표준적인 실물경기변동모형의 이론적 틀을 이용하여 기술충격(productivity shock)과 같은 외부적인 요인이 단위근의 특성을 가지면 경제 내의 주요 내생변수인 소비, 투자, 소득도 단위근의 특성을 지니게 됨을 이론적으로 보여주고 있다. 또한 주요변수간의 대비율(great ratio)은 안정적인 성격을 가지므로, 소비와 소득 또는 투자와 소득간에는 장기적으로 안정적인 관계-공적분관계-를 유지함을 규명하였다.

이러한 사실을 이론적으로 보여주기 위해 표준적인 단일부문 신고전파 성장모형(one-sector neoclassical growth model)을 가정하였다. 모

형경제에서는 자본(K_t)과 노동(N_t)이라는 두 가지 요소를 이용하여 생산물output, Y_t 를 만들어 낸다. 그런데 생산물은 외생적인 기술충격, θ_t 의 영향을 받는다. 따라서 생산함수의 형태는 다음과 같다.

$$Y_t = F(\theta_t, K_t, N_t) = \theta_t K_t^{1-\alpha} N_t^\alpha \quad (1)$$

경제 내의 대표적인 경제주체representative agent는 소비와 여가에 대해 동일한 선호체계를 가진다고 가정한다. 즉 다음과 같은 효용함수를 가진다.

$$U = \sum_0^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t) \quad (2)$$

여기서 효용은 소비(C_t)와 여가(L_t)에 대한 증가함수이다. 그리고 자본의 축적과정은 다음과 같이 가정한다.

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (3)$$

여기서 δ 는 자본의 감가상각률이며 I_t 는 투자이다. 그리고 노동자에게 주어진 시간은 노동과 여가에 나누어 투입하게 되며, 생산물은 소비와 투자에 이용된다. 이들 조건을 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$N_t + L_t \leq 1 \quad (4)$$

$$C_t + I_t \leq Y_t$$

(5)

경제가 균제상태(steady state)에 도달하면 생산, 소비 및 투자는 동일한 속도로 증가하게 된다. 그런데 그 증가속도는 노동절약적 기술개발 속도(labor augmenting technological progress)에 따라 결정된다. 만약, 기술개발이 다음과 같은 항구적인 기술충격(permanent technology shock)에 따라 진행된다고 가정하자.

$$\ln(\theta_t) = \mu + \ln(\theta_{t-1}) + \zeta_t \tag{6}$$

이때 경제변수들은 다음과 같은 안정적인 형태(stationary form)로 나타낼 수 있다.

$$k_t = K_t / \theta_t^{\frac{1}{\alpha}} \quad i_t = I_t / \theta_t^{\frac{1}{\alpha}} \quad c_t = C_t / \theta_t^{\frac{1}{\alpha}} \tag{7}$$

위와 같이 전환된(transformed) 경제에서의 대표적인 경제주체의 최적화 문제는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \max E_t \beta^t [U(C_t, L_t) + (1/\alpha) \ln \theta_t] \tag{8} \\ \text{s.t. } c_t + i_t = k_t^{1-\alpha} N_t^\alpha \\ N_t + L_t \leq 1 \\ k_{t+1} = [(1-\delta)k_t + i_t] \exp[-(\mu + \zeta_{t+1})/\alpha] \end{aligned}$$

이때 주요 변수에 대한 결정식(decision rules)은 다음과 같은 형태를 가진다.

$$\begin{aligned} c_t &= c(k_t) \\ i_t &= i(k_t) \end{aligned}$$

$$N_t = N(k_t) \quad (9)$$

$$y_t = k_t^{1-\alpha} N(k_t)^\alpha$$

$$k_{t+1} = [(1-\delta)k_t + i(k_t)] \exp[-(\mu + \zeta_{t+1})/\alpha]$$

전환된 경제에서는 자본스톡(k_t)은 안정적인 특성을 지니게 되며, 따라서 소비, 투자, 노동, 생산도 안정적인 성격을 가지게 된다. 그러나 이들 변수들을 전환되기 전 형태인 수준변수로 다시 전환한다면 이들 변수는 불안정한 성격을 가지게 된다. 따라서 이들 수준변수를 표현하면 다음과 같다.

$$\ln(C_t) = \eta_t + \ln(c(k_t))$$

$$\ln(I_t) = \eta_t + \ln(i(k_t))$$

$$\ln(N_t) = \ln(N(k_t)) \quad (10)$$

$$\ln(Y_t) = \eta_t + \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))]$$

$$\ln(K_{t+1}) = \eta_t + \ln[(1-\delta)k_t + i(k_t)]$$

여기서 $\eta_t = \ln(\theta_t)/\alpha$. 위의 식 (10)에 따르면 소비, 투자, 소득이 불안정적인 특성을 가지는 이유가 임의보행적인 부분인 θ_t 에 기인함을 알 수 있다. 한편, 불안정적인 변수의 차이는 안정적인 특성을 가지므로 다음이 성립한다.

$$\ln(C_t) - \ln(Y_t) = \ln(c(k_t)) - \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))] \quad (11)$$

$$\ln(I_t) - \ln(Y_t) = \ln(i(k_t)) - \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))]$$

위 식 (11)이 의미하는 바는 소비/소득, 투자/소득간의 대비율 *great ratios*이 안정적이라는 사실이다. 즉 대비율상의 두 변수—소비와 소득, 투자와 소득—간에는 장기적인 균형관계가 유지된다는 것이다.

이러한 공적분관계는 비확률적 균제상태의 성장경로 *a certainty steady state growth path*에서 보다 쉽게 확인할 수 있다. 대표적인 경제주체의 최적화 문제에서 다음과 같은 1차 조건이 성립하여야 한다.

$$\begin{aligned}
 U(C_t) &= \beta E_t U(C_{t+1}) [F'(K_{t+1}, N_{t+1}) + (1 - \delta)] \\
 &= \beta E_t U(C_{t+1}) [\zeta_{t+1} (1 - \alpha) K_{t+1}^{-\alpha} N_{t+1}^{\alpha} + (1 - \delta)] \quad (12)
 \end{aligned}$$

소비의 성장속도는 일정하고 *constant* 노동시간은 한정되어 *bounded* 있으므로 다음과 같은 조건도 성립한다.

$$K/\zeta^{1/\alpha} = \text{상수} \quad (13)$$

자본축적식으로부터 다음의 조건도 얻을 수 있다.

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = (1 - \delta) + \frac{I_t}{K_t} \quad (14)$$

비확률적 균제상태에서 자본의 성장속도도 일정하므로, 투자와 자본의 비율, I_t/K_t 도 일정하며 투자와 소득의 비율, I_t/Y_t 도 다음 식에서 일정함을 알 수 있다.

$$\frac{I_t}{Y_t} = \frac{I_t}{\zeta_t K_t^{1-\alpha} N_t^\alpha} = \left(\frac{I_t}{K_t}\right) \left(\frac{K_t}{\zeta_t}\right)^\alpha N_t^{-\alpha} \quad (15)$$

따라서 아래의 자원제약식(resource constraint)으로부터 소비와 투자의 비율, C_t/Y_t 도 일정함을 알 수 있다.

$$\frac{C_t}{Y_t} + \frac{I_t}{Y_t} = 1 \quad (16)$$

따라서 대비율은 비확률적 균제상태에서 일정하다. 따라서 확률적 균제상태(stochastic steady state)에서 대비율은 안정적인 성격을 가지게 된다. 즉 소비와 소득, 또는 투자와 소득은 확률적 추세(common stochastic trend)를 공유하게 된다. 즉 소비와 소득 또는 투자와 소득은 개별적으로는 적분(individually integrated)되어 있지만 이들 두 변수의 선형조합(linear combination)은 안정적인 성격을 띠게 된다. Engle and Granger(1987)의 용어로 말하자면, 소비와 소득, 또는 투자와 소득은 공적분 벡터를 가지게 된다.

2. 추정결과

앞절에서 살펴본 소비와 소득간의 공적분관계를 추정하기 위하여 Phillip-Hansen(1990)이 제안한 “Fully-Modified” 추정방법을 이용하였다. 공적분관계를 추정하기 이전에 먼저 변수들의 시계열 불안정성 여부를 검정하고자 한다.⁸⁾ 이를 위해 ADF 단위근 검정을 실시하였다. <표 11>에 제시되어 있는 검정결과에 따르면 민간소비와 소득은 모두 단위근을 가지지만 1차 차분을 하면 단위근이 사라지는 것으로 나타났다. 따라서 불안정한 성격을 지닌 소

8) 추정에 이용된 자료는 한국은행 「국민계정」의 계정조정된 실질민간소비와 실질 GDP 자료이다.

비와 소득의 관계를 추정하기 위해서는 공적분 검정이 필요하게 된다. 소비와 소득간의 공적분관계를 검정하기 위해서는 Phillips-Hansen(1990)의 “Fully-Modified” 추정방법에 바탕을 둔 P_u 검정을 이용하였다. 공적분관계의 회귀식에 상수항만을 포함시킨다는 가정하에서 구한 P_u 검정치는 30.464로서 10% 기각치보다 높게 나왔다. 따라서 10% 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 그리고 “Fully-Modified” 추정방법에 바탕을

<표 11> ADF 단위근 검정(1970:1-2001:3)

변 수		절 편	절편 및 추세선
민간소비	수준	-0.754	-2.015
	1차 차분	-5.078**	-5.101**
소득	수준	-1.146	-1.486
	1차 차분	-4.910**	-5.020**

주 : 1) Δ 은 4분기 차이를 나타냄. 단, 실질금리(r)의 경우는 1분기 차이를 나타냄.

2) lag=4로 주었음.

3) I(1)이라는 귀무가설을 기각하는 critical value는 10%, 5%, 1% 유의수준에서 절편의 경우는 -2.579, -2.885, -3.485이며, 절편 및 추세선인 경우는 -3.148, -3.447, -4.036임.

<표 12> 공적분관계의 추정

	계 수	t-값
상수항	0.598	4.206**
$\ln y$	0.891	67.189**
P_u	30.464	

주 : 1) P_u 공적분검정에 대한 10%, 5%, 1%의 유의수준은 28.149, 34.700, 49.001임.

2) **는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

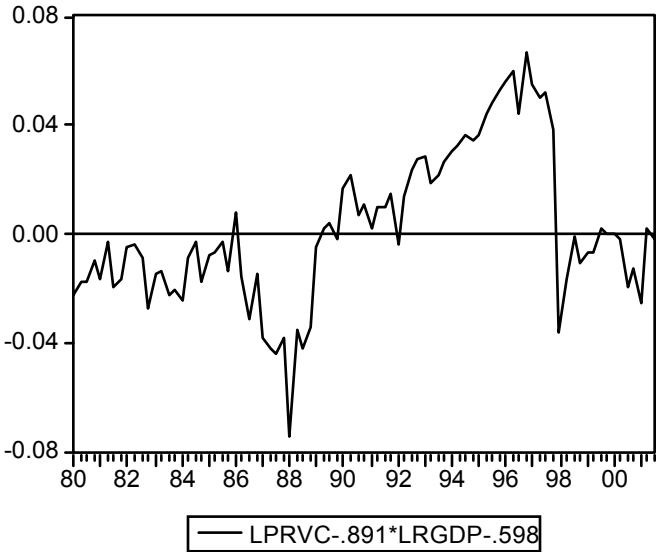
3) Phillips-Hansen(1990)의 “Fully-Modified” 추정법에 의해 추정

4) 추정기간 : 1970:1-2001:3

둔 공적분벡터 추정결과를 보면 소득에 대한 계수값이 0.891로 추정되었으며 1% 수준에서 유의성을 지니고 있다. 따라서 소비와 소득은 장기적으로 안정적인 관계를 유지하고 있으며 공적분벡터의 계수도 0.891로서 높은 연관관계를 가지고 있음을 알 수 있다.

이렇게 추정한 공적분벡터를 이용하면 소득과의 장기적인 균형 관계에서 벗어나는 소비수준을 추정할 수 있다. 실제소비, 소득자료를 공적분벡터에 대입하여 균형소비수준에서 벗어나는 소비수준을 계산한 것이 <그림 18>에 제시되어 있다. 즉 $\ln c_t - 0.891 * \ln y_t - 0.598$ 의 값들이 그려져 있다. 제로선을 초과한 소비수준은 소득과의 장기적인 관계에 비추어 과도한 지출을 의미하며, 제로선을 하회하는 장기적인 균형소비수준에 미치지 못하는 것을 의미한다.

<그림 18> 장기균형 소비수준



균형수준을 벗어난 소비수준을 살펴보면, 1980년대 기간에는 균형수준을 유지하거나 약간 하회하는 소비행태를 유지하였다. 3저 현상으로 소득증가가 높았던 1986-1988년에는 과소소비 현상이 뚜렷하였다. 반면 1990년대 들어서는 균형수준을 상회하는 소비지출 행태를 보여주고 있다. 특히 외환위기 이전에는 과소비 현상이 상당히 진행되고 있었다. 그러나 외환위기를 겪으면서 과소비 현상은 사라지게 되었다. 2001년 3사분기까지의 자료를 놓고 볼 때, 소비지출 수준은 장기적인 균형수준을 유지하고 있다고 판단된다.

제4장 소비함수의 추정

소비를 결정하는 가장 중요한 요소는 소득이다. 소득의 개념을 기준으로 소비이론을 구분하면, Keynes와 같이 현재소득이 소비를 결정한다는 절대소득이론absolute income theory과 Friedman과 Modigliani and Ando가 주장하는 미래예상소득이 소비를 결정한다는 항상소득이론permanent income theory 또는 생애주기설life cycle theory이 있다. 이들 대표적인 소비이론들은 소득의 개념을 어떤 각도에서 바라보는가에 따라 소비를 결정하는 요인을 다르게 해석하고 있지만, 서로 완전히 배타적이라고 볼 수는 없다. 왜냐하면 미래예상소득에 따라 소비하는 경우에도 현재소득에 영향을 받지 않을 수 없기 때문이다. 경제주체가 직면하는 경제적 문제는 항상 현재에 주어진 제약하에서 미래의 행동을 결정하기 때문이다.

따라서 현재소득과 미래예상소득 모두가 현재소비에 영향을 미치는 요인이라고 볼 수 있다. 그런데 미래예상소득은 경제주체의 부wealth 또는 자산asset의 변화에 큰 영향을 받게 된다.⁹⁾ 채권, 주식, 부동산과 같은 다양한 자산의 변화는 소비에 영향을 끼치게 된다. 또한 물가도 이들 자산의 실질가치를 변화시키므로 소비에 영향을 미치게 된다.

결국 현재소비에 영향을 미치는 요인을 나열하면, 소득, 금리, 주가, 부동산가격, 물가 등이다. 따라서 본고에서 소비함수의 형태는 다음과 같이 설정한다.

$$c_t = C(y_t, r_t, p, s_t, h_t) \tag{17}$$

여기서 c 는 민간소비, y 는 소득, r 은 실질금리, p 는 물가, s 는 주가, h 는 부동산가격을 나타낸다. 소득, y 의 증가는 현재소

9) 부 또는 자산이 미래예상소득을 통하여 소비에 영향을 미친다고 보지 않고, 직접적으로 소비에 영향을 준다고 해석할 수도 있을 것이다. 다시 말해 자산효과를 통해 자산의 변화가 직접적으로 소비에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

득의 증가를 나타내므로 소비에 양의 효과를 미칠 것이다. 실질금리, r 의 상승은 채권자산의 가격하락을 의미하므로 자산감소효과에 의해 소비의 감소를 초래할 것이다. 또는 내구재 소비의 경우 금리의 상승은 실질적인 구입비용의 증가를 초래하므로 소비를 감축시킬 것이다. 물가, p 의 상승은 자산의 실질적인 가치하락을 초래하므로 소비의 감소를 가져올 것이다. 그리고 주가, s 와 부동산가격, h 의 상승은 자산효과를 통하여 소비의 증대를 초래할 것이다.

한편 추정에 이용된 자료들은 1990:1-2001:3까지의 분기별자료이다.¹⁰⁾ 자료들을 구체적으로 살펴보면, 소비, c 는 통계청 「도시가계조사」의 소비자자료이며, 소득, y 는 같은 조사의 소득자료이다.¹¹⁾ 그리고 실질금리, r 은 장외거래 회사채수익률에서 소비자물가 상승률을 제하여 구하였다. 물가, p 는 소비자물가지수를 이용하였으며, 주가, s 는 KOSPI지수를 소비자물가지수로 실질변수화하였다. 그리고 부동산가격, h 는 주택은행의 주택가격지수를 소비자물가지수로 나누어 실질변수화하였다. 또한 모든 자료는 E-views의 계정조정방식으로 조절되었다.

그런데 대부분의 거시경제변수 시계열들은 불안정한(non-stationary) 특성을 가지는 것으로 알려져 있으므로 단위근 검정을 통하여 이를 확인하였다. <표 13>에는 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다. 검정결과에 따르면 로그를 취한 모든 수준변수들은 단위근

10) 주택은행이 조사·공표하는 주택가격지수 자료는 1986년부터 가능하다. 그래서 추정기간을 1989년 3사분기부터 시작하는 제5경기순환기부터 잡을 수도 있겠다. 그러나 1990년부터 시작하더라도 아주 유사한 추정결과를 얻을 수 있었다. 한편, 제2장에서 소비행태의 변화가 1990년대 들어 변화하기 시작하였음을 확인하였고, 연대기적으로도 의미를 가진다고 생각하여 추정기간을 1990년부터 시작하였다.

11) 통계청의 「도시가계조사」 자료 대신, 한국은행 「국민계정」의 소비, 소득자료를 이용하더라도 앞으로 전개되는 추정결과와는 별다른 차이가 없었다.

이 있는 것으로 나타났다. 10% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 다만 실질금리 수준변수의 경우 10% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 따라서 실질금리 수준변수의 경우는 안정적인stationary 시계열로 볼 수도 있겠다.

한편 로그를 취한 변수에 차분을 취한 경우에는 시계열의 불안정성이 사라지고 안정적인 특성을 가지는 것으로 나타났다.¹²⁾ 따라서 실질금리를 제외한 모든 변수들은 차분을 취한 값들이 안정적인 성질을 가지게 된다. 또한 변수들간의 공적분관계를 CADF 검정을 통하여 확인해 본 결과 공적분관계가 없는 것으로 나타났다. 그래서 실질금리를 제외한 모든 변수들은 차분한 값을 이용하여 소비함수의 추정식을 다음과 같이 정의하였다.

$$\Delta \ln c_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln y_t + \beta_3 \ln r_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln p_t + \beta_5 \Delta \ln s_t + \beta_6 \Delta \ln h_t \quad (18)$$

여기서 Δ 는 4분기 차분을, \ln 은 로그값을 나타낸다. 식 (18)에서 알 수 있듯이 모든 변수들은 로그를 취한 뒤 차분한 값을 이용하였고, 실질금리만 로그를 취한 수준변수를 이용하였다.¹³⁾

소비함수의 추정기간은 외환위기를 기준으로 분리하였다. 1990년 1/4분기부터 1997년 3/4분기까지의 외환위기 이전기와 1997년 4사분기부터 2001년 3/4분기까지의 외환위기 이후기로 구분하였

12) 다만, 소득과 물가의 경우에는 차분을 취하더라도 불안정성이 사라지지 않았다. 본고에서는 4분기 차분을 이용하였지만, 1분기 차분을 취하게 되면 소득과 물가 변수들도 안정성을 확보하게 된다.

13) 수준변수에 대하여 공적분 검정을 ADF 검정을 한 결과 1% 유의수준에서 공적분이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 공적분관계가 없다는 전제 아래 차분변수에 대하여 소비함수를 추정하였다.

다. 먼저 <표 14>에 제시되어 있는 외환위기 이전기의 추정결과

<표 13> 단위근 검정

변 수	절 편	절편 및 추세선
$\ln c$ (전체)	-1.450	-2.187
$\ln c$ (상위)	-1.247	-2.409
$\ln c$ (중간)	-1.628	-1.963
$\ln c$ (하위)	-1.934	-1.815
$\Delta \ln c$ (전체)	-3.393**	-3.509*
$\Delta \ln c$ (상위)	-3.389**	-3.393*
$\Delta \ln c$ (중간)	-2.741*	-2.872
$\Delta \ln c$ (하위)	-2.934**	-3.111
$\ln y$ (전체)	-1.910	-1.420
$\ln y$ (상위)	-1.461	-1.332
$\ln y$ (중간)	-2.285	-1.585
$\ln y$ (하위)	-2.261	-1.753
$\Delta \ln y$ (전체)	-2.148	-2.224
$\Delta \ln y$ (상위)	-2.285	-2.310
$\Delta \ln y$ (중간)	-2.223	-2.441
$\Delta \ln y$ (하위)	-2.830*	-3.092
$\ln r$	-2.580	-3.361*
$\Delta \ln r$	-4.787***	-4.791***
$\ln p$	-2.373	-1.856
$\Delta \ln p$	-2.303	-3.013
$\ln s$	-2.141	-2.809
$\Delta \ln s$	-3.385**	-3.322*
$\ln h$	-1.025	-3.127
$\Delta \ln h$	-3.571**	-3.433*

주: 1) Δ 은 4분기 차이를 나타냄. 단, 실질금리(r)의 경우는 1분기 차이를 나타냄.

2) lag=1 로 주어짐.

3) (1990:1 - 2001:3)

를 보면 소득만이 소비결정에 있어 유의한 것으로 드러났다. 실질 금리의 계수는 음의 값을 가질 것으로 예측되었으나 양의 값이 나왔다, 하지만 그 유의성은 없었다. 물가의 경우도 음의 값이 예측되었지만 양의 값이 나왔고, 하지만 유의성은 마찬가지로 없었다. 주가의 경우는 계수가 예측과 일치하는 양의 값이 나왔지만 유의성이 없었다. 마지막으로 부동산가격은 예측과 달리 음의 값이 나왔지만 유의성이 없었다. 이상에서 살펴본 바와 같이 소득을 제외한 다른 변수들은 유의성이 없어서 소비에 끼친 영향을 제대로 분석할 수 없었다.

한편, 소득계층별로 상위 30%, 중간 40%, 하위 30%로 구분하여 추정한 결과가 <표 14>에 함께 제시되어 있다. 소득계층별로 추정한 결과에서도 소득은 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 나머지 변수들에서는 유의성을 발견할 수 없었다.

<표 14> 소비함수 추정결과(1990년 1월 -1997년 3월)

변수	전체	상위 30%	중간 40%	하위 30%
상수항	-0.019 (0.026)	-0.009 (0.050)	-0.025 (0.033)	-0.052 (0.029)
$\Delta \ln y_t$	0.837 (0.152)***	1.137 (0.242)***	0.785 (0.200)***	0.389 (0.187)**
$\ln r_{t-1}$	0.241 (0.323)	0.029 (0.626)	0.244 (0.410)	0.811 (0.358)**
$\Delta \ln p_t$	0.007 (0.306)	-0.291 (0.563)	0.235 (0.404)	0.366 (0.353)
$\Delta \ln s_t$	0.236 (0.240)	0.121 (0.480)	0.360 (0.296)	0.100 (0.229)
$\Delta \ln h_t$	-0.137 (0.842)	0.034 (1.684)	-0.074 (1.041)	-0.398 (0.796)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.617 1.938	0.407 1.953	0.534 2.482	0.608 1.837

주 : () 내는 표준편차를 나타냄.

한편 외환위기 이후 기간에 대해 소비함수를 추정한 결과가 <표 15>에 제시되어 있다. 추정결과에 따르면, 소비함수의 결정요인들이 대부분 예측과 부합되는 계수값을 가지고 있다. 또한 그 유의성도 높게 나왔다. 소득은 여전히 양의 높은 유의성을 가지고, 실질금리도 예측과 같이 음의 유의한 값을 가진다. 물가도 유의한 음의 값을 가져 예측과 부합하였다. 주가도 예측과 같이 양의 유의한 값을 가졌다. 부동산가격의 경우는 예측과 같이 양의 값을 가졌으나 유의하지는 않았다.

소득계층별로 구분하여 추정한 결과를 살펴보면, 대체로 전체계층을 대상으로 추정한 결과와 전반적으로는 비슷한 추정결과를 보이고 있다. 그러나 몇 가지 점에서 흥미로운 차이점을 보이고 있다.

첫째, 실질금리에 대한 효과가 상위계층에서는 뚜렷하게 나타나는 반면 중간 및 하위계층에서는 약하게 나타났다. 상위계층은 금리에 대하여 1% 유의수준에서 음의 값을 가지는 반면 중간계층과 하위계층은 음의 값을 가지지만 유의성이 없거나 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 상위계층이 오히려 금리변화에 민감하게 대응해 왔음을 알 수 있다.

둘째, 물가에 대해서도 소득수준이 높을수록 민감하게 대응해왔다. 상위계층일수록 계수의 절대값이 높을 뿐만 아니라 유의수준도 높게 나타났기 때문이다.

셋째, 주가의 자산효과가 모든 계층에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 약간의 차이는 있지만 소득수준에 관계없이 주가의 상승은 소비를 증대시키는 효과가 있는 것으로 나타났다.

넷째, 부동산가격은 소득이 높을수록 소비에 끼치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 소득상위 계층일수록 부동산가격의 추정계수값이 높게 나타났으며, 중간 및 하위계층은 유의성이 낮은 반면 상위계층은 유의하게 나타났다.

<표 14>와 <표 15>의 소비함수 추정결과를 보면, 외환위기 이전에 비해 이후에 이루어진 소비행위가 소비이론에 부합되었음을 알 수 있다. 이러한 결과는 외환위기 이후 소비행위가 경제상황에 기민하게 대응한 결과라고 보여진다. 따라서 외환위기 이후의 소비행위가 보다 합리성을 지녔다고 해석할 수 있겠다.14)

<표 15> 소비함수 추정결과(1997년 4월-2001년 3월)

변수	전체	상위 30%	중간 40%	하위 30%
상수항	0.131 (0.018)***	0.166 (0.020)***	0.104 (0.035)**	0.093 (0.029)***
$\Delta \ln y_t$	0.527 (0.129)***	0.357 (0.128)**	0.683 (0.270)**	0.609 (0.186)***
$\ln r_{t-1}$	-0.659 (0.185)***	-0.948 (0.242)***	-0.364 (0.360)	-0.515 (0.260)*
$\Delta \ln p_t$	-1.552 (0.322)***	-1.965 (0.439)***	-1.339 (0.586)**	-0.991 (0.481)*
$\Delta \ln s_t$	0.514 (0.122)***	0.532 (0.168)***	0.576 (0.226)**	0.429 (0.171)**
$\Delta \ln h_t$	2.044 (1.340)	2.471 (1.270)*	0.627 (3.262)	0.065 (2.714)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.984 2.680	0.969 2.439	0.950 2.940	0.969 2.031

주 : () 내는 표준편차를 나타냄.

14) 이러한 추정결과는 소비행위가 최적화되었기 때문일 수도 있으나, 외환위기 이후 표본기간이 짧고 자유도가 낮기 때문일 가능성도 있음.

제5장 유동성제약의 검증

유동성제약의 완화는 소비지출의 평활화(consumption smoothing)를 더욱 가능하게 하므로 소비변동률을 감소시키는 데 기여하였을 것으로 예측된다. 이를 검증하기 위하여 항상소득에 의한 최적소비함수를 도출하고, 여기에 추가하여 유동성제약 완화를 추가하였을 때 소비변동률에 어떠한 영향을 끼쳤는가를 조사하고자 한다. 무한생애를 누리는 가계가 주어진 예상소득 흐름하에서 기대효용을 최대화하는 기간간 최적화 모형(intertemporal optimization model)에서 소비변동률은 금리의 함수로 표시된다. 이때 소비변동률과 금리간의 관계식은 제3장의 식 (12)와 같다.¹⁵⁾ 이때 효용함수가 상대적 위험회피도가 고정된 형태(Constant Relative Risk Aversion(CRRA))이고, 소비변동률과 금리가 결합 로그정규분포(joint log-normal distribution)로 이루어지며, 그 조건부 2차 적률(conditional second moments)이 일정하다는 가정하에서 소비변동률과 금리간에는 다음과 같은 선형관계를 가지게 된다.

$$\ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = \beta_1 + \beta_2 \ln R_{t+1} + \beta_3 Z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (19)$$

여기서 R 은 명목금리이며, Z 는 유동성제약 완화의 대용변수이다.¹⁶⁾ 만약 경제주체들이 유동성제약을 받고 있지 않다면, 유동성제약의 완화가 소비변동에 영향을 주지 않을 것이므로 β_3 는 영의 값을 가져야 할 것이다. 하지만 유동성제약의 완화가 소비평활화에 기여하였다면 β_3 의 값은 음의 값을 가져야 할 것이다.

15) 자본시장이 효율적이라면 식 (12)의 우변에 위치한 자본의 한계생산성은 금리와 일치하게 된다.

16) 우리나라 자료의 경우 실질금리가 소비에 미치는 효과가 낮게 나타나고, 인플레이션이 소비에 미치는 영향이 높게 나타나고 있는 사실을 감안하여, 실질금리 대신 명목금리를 추정식에서 이용하였다.

유동성 제약 완화에 대한 대응 변수는 총대출금 가운데 가계대출금의 비중을 사용하였는데 그 추정결과는 아래 <표 16>과 <표 17>에 제시되어 있다.¹⁷⁾ 계층별로 유동성제약의 정도가 차이가 나는지를 알아보기 위해 소비자료는 통계청의 「도시가계조사」의 자료를 이용하였다. 또한 통계청자료의 전체가계자료를 이용한 추정결과와 한국은행 「국민계정」의 소비자료를 이용하더라도 추정결과는 비슷하였다.¹⁸⁾ 외환위기를 전후로 구분하여 추정하였는데 먼저 외환위기 이전 기간을 대상으로 한 <표 16>의 추정결과에 따르면, 유동성 제약 완화에 대한 계수가 유의하지 않게 나온다. 계수가 영이라는 귀무가설을 기각하지 않으므로 경제주체들이 유동성 제약 하에 놓여 있지 않다고 해석할 수도 있겠다. 그러나 추정식의 R^2 계수가 매우 낮고, 이자율에 대한 계수의 유의성도 낮기 때문에 동 기간동안 최적소비함수에 따라 소비행위 자체가 이루어졌다고 보기 힘들다고 생각한다. 따라서 유동성 제약 완화에 대한 계수가 유의하지 않게 나온 결과는 경제주체들이 유동성 제약 하에 놓여 있지 않았다고 해석하기보다, 오히려 동 기간동안 소비

17) 유동성 제약 완화의 대응 변수로서 가계대출금/경상GDP를 이용하더라도 결과에서 큰 차이가 없었다. 특히 「국민계정」의 소비자료를 이용하는 경우에는 본문의 아래에서 전개되는 결과와 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 통계청의 「도시가계조사」의 소비자료를 이용하는 경우에도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 다만, 그 유의성이 약간 낮게 나타나서, 본문에는 결과를 제시하지 않았다.

18) 국민계정의 민간소비 자료를 이용한 추정결과는 다음과 같다.
추정기간을 1990:3-1997:3으로 한 경우의 추정결과

$$\ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = 0.038 + 0.018 * \ln R_{t+1} - 0.061 * \ln Z_{t+1} \quad \bar{R}^2 = 0.027$$

(0.064) (0.018) (0.140) D.W. = 2.129

추정기간을 1997:4-2001:3으로 한 경우의 추정결과

$$\ln\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right) = 0.365 - 0.942 * \ln R_{t+1} - 0.637 * \ln Z_{t+1} \quad \bar{R}^2 = 0.626$$

(0.152)** (0.208)*** (0.336)* D.W. = 2.847

<표 16> 소비함수 추정결과(1990년 1월-1997년 3월)

변수	전체	상위 30%	중간 40%	하위 30%
상수항	-0.167 (0.176)	-0.191 (0.269)	-0.137 (0.265)	-0.179 (0.192)
$\ln R_{t+1}$	0.312 (0.234)	0.235 (0.357)	0.344 (0.353)	0.440 (0.255)*
$\ln Z_{t+1}$	0.347 (0.381)	0.430 (0.582)	0.264 (0.574)	0.335 (0.415)
$\overline{R^2}$ D.W.	0.060 2.502	0.020 2.405	0.037 3.088	0.109 2.890

주 : () 내는 표준편차를 나타냄.

행위가 최적화에 따라 제대로 이루어지지 않았다고 해석하고 싶다.

이제 외환위기 이후의 기간을 대상으로 한 <표 17>의 추정결과를 보면, 추정계수들이 유의하며 R^2 값도 높게 나와서 식 (19)에서 정의한 추정식이 타당한 가정임을 보여주고 있다. 명목금리에 대한 계수가 음의 값을 가지며 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.¹⁹⁾ 또한 유동성제약 완화 대응변수에 대한 계수값이 음의 값을 가지며 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후에는 유동성제약의 완화가 소비를 평활화하게 하는 데 기여한 것으로 해석할 수 있겠다. 한편, 소득계층별로 구분하여 추정한 결과를 보면, 유동성제약 완화의 대응변수에 대한 추정계수

19) 명목금리에 대한 계수가 음의 값을 가지는 결과는 기간간 최적화에 따른 합리적 소비행태와 배치된다고 해석할 수도 있다. 왜냐하면 기간간 최적화에 따르면 식 (18)에서 금리에 대한 계수값은 기간간 대체탄력성(elasticity of intertemporal substitution)이므로 양의 값을 가지는 것이 타당하다(또한 명목금리와 실질금리간에 양의 관계를 가진다는 전제하에서 성립한다). 그러나 미국의 경우도 기간간 대체탄력성을 추정한 Hall(1988)에 따르면 의미있는 양의 값을 구하는 데 실패하였다.

값이 유의성을 갖는 경우는 하위 30%를 대상으로 하는 경우

<표 17> 소비함수 추정결과(1997년 4월-2001년 3월)

변수	전체	상위 30%	중간 40%	하위 30%
상수항	0.450 (0.176)**	0.429 (0.209)*	0.455 (0.255)*	0.470 (0.193)**
$\ln R_{t+1}$	-1.264 (0.242)***	-1.165 (0.286)***	-1.362 (0.350)***	-1.317 (0.265)***
$\ln Z_{t+1}$	-0.767 (0.390)*	-0.739 (0.461)	-0.752 (0.564)	-0.811 (0.428)*
\overline{R}^2	0.697	0.580	0.568	0.675
D.W.	2.351	1.889	3.037	3.350

주 : () 내는 표준편차를 나타냄.

에만 발견되었다. 따라서 소득수준이 낮은 계층에서는 유동성제약의 완화가 소비행위를 기간동안 최적화하는 데 도움을 준 것으로 보여진다.

제6장 결 론

소비는 1990년대 이전까지는 GDP구성에서 가장 큰 비중을 차지하고 있으나 변동성이 낮고 경기에 둔감하여 경기예측에 큰 영향을 미치지 못하였다. 그러나 1990년대 이후, 특히 외환위기 이후 변동성이 확대되고 경기에 민감하게 반응하고, 나아가 경기예측을 선도하는 모습을 띠면서 경기예측에 주요한 변수로 떠올랐다.

본고에서는 최근 경기에 큰 영향을 미치고 있는 소비가 외환위기 전후를 기준으로 어떠한 변화가 발생하였는지를 규명하고자 하였다. 이를 위하여 먼저 소비와 관련된 자료를 일차적으로 정리하였고, 이를 통해 얻은 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

- ① 1990년대 이후 민간소비의 변동성이 증폭되었다. GDP보다 민간소비의 변동성이 높아져서 GDP대비 민간소비의 표준편차가 1.25-1.3배에 달하고 있다. 또한 경기확장기에는 GDP와 거의 비슷한 속도로 증가하는 반면 경기수축기에는 GDP보다 느리게 증가하여 경기순환을 증폭시키는 경향을 보이고 있다.
- ② 외환위기 이후 민간소비의 순환이 경기보다 오히려 선행하는 성격을 보이기 시작하였다. 1998년 2/4분기 이후부터 시작하는 제7경기순환기에서 기준순환일보다 민간소비의 특수순환일이 선행하는 모습을 보인다. 또한 기업의 BSI 경기전망지수보다 CSI 생활형편전망지수가 선행성을 띤다.
- ③ GDP에서 차지하는 민간소비의 비중은 외환위기 이전의 55% 내외에서 외환위기 이후에는 50% 수준으로 감소하였다. 민간소비가 GDP성장에 기여하는 비율은 외환위기 이전에는 약 50%대를 유지하였으나, 외환위기 이후에는 급격한 변동을 보이고 있으며, 2001년 3/4분기에는 100% 이상을 기록하고 있다.
- ④ 가계대출금의 증가세는 외환위기 이전과 이후를 비교할 때 거의 비슷한 추이를 보이지만, 소득대비 가계대출금의 비중

은 계속해서 상승하는 경향을 보이고 있다. 개인 처분가능 소득 대비 대출금의 비중이 1990년에는 60%에 불과하였으나 2001년도에는 94%에 달하여, 가계의 부채상환능력이 취약해지고 있다.

- ⑤ 외환위기 이후 소득계층간의 소득불균형이 심화되고 있으며, 소비지출에서도 계층간 차이를 보이고 있다. 외환위기 직후 상위계층에 비해서 중·하위계층의 소득감소가 심하였으며, 그 결과 소비감소도 극심하였다. 다만 2001년도에 들어서 중·하위 계층의 소비회복이 나타나고 있다.

이상에서 살펴본 외환위기 전후의 소비행태에 대한 현상을 이해하기 위하여 세 가지 측면에서 계량적인 접근을 시도하였다. 계량분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

- ① 소득수준과의 장기적인 균형관계의 측면에서 볼 때 외환위기 이후의 소비수준은 과도한 수준은 아닌 것으로 추정된다. 외환위기 이전의 1990년대에는 소득수준에 비해 과도하게 소비를 지출한 것으로 판단되나 외환위기 이후부터 현재까지는 적정수준을 초과하지는 않은 것으로 판단된다.
- ② 외환위기를 전후로 소비함수를 추정한 결과, 소비행태가 외환위기 이후보다 경제이론에 부합되게 이루어지고 있음을 확인하였다. 이전보다 금리, 인플레이션에 대응하여 소비지출을 조정하였다. 그리고 주가와 부동산가격의 변화가 소비에 미치는 자산효과가 이전보다 강화되었다.
- ③ 외환위기 이후 가계의 금융기관 접근이 용이해짐에 따라 유동성제약이 완화되고, 그 결과 합리적 소비행위가 이전보다 가능해진 것으로 추정된다. 특히 소득하위계층이 수혜를 받은 것으로 보인다.

이상에서 살펴본 계량분석 결과에 비추어 보면, 외환위기 이후 소비행위는 이전보다 장기적인 소득수준에 부합하며 보다 합리적

이고 또한 합리적 소비결정을 더욱 원활히 할 수 있는 환경도 갖추어진 것으로 나타났다. 그렇다면 제2장에서 알아본 바와 같이 최근 들어 소비가 경기에 민감하게 반응하고, 변동성이 확대되고 있는 현상과 계량분석에서 도출한 결과가 얼마나 잘 상응하는가를 알아본다.

먼저 본고에서 고려한 추정기간이 2001년 3/4분기인데, 그 이후 소비지출이 계속해서 확대되어 왔음을 생각하면 현재의 소비지출 수준이 장기적인 균형수준을 상회할 수도 있다. 그러나 균형수준을 초과한 정도가 외환위기 이전처럼 과도하다고 생각하지는 않는다.

그리고 제5장에서 추정한 바와 같이 유동성제약이 완화되어 소비변동성이 완화되었다는 결과와 제2장에서 살펴본 증폭된 소비의 변동성은 서로 상반되어 보인다. 그러나 최근 가게들이 이전보다 금융기관에 용이하게 접근할 수 있게 됨으로써 유동성제약이 완화되었다고 생각되며, 그 결과 합리적 소비행위가 보다 가능해졌다고 보인다. 그러나 제4장의 분석결과에서 알 수 있듯이, 주가와 부동산가격의 변화에 따른 자산효과가 소비에 미치는 영향이 증대됨으로써 전체적으로는 소비가 경기상황에 민감하게 대응한다고 판단된다. 이처럼 가게가 경기상황에 민감해진 이유는 외환위기 이후 대규모 인력조정을 거치면서 기업 이상으로 향후 경기에 기민하게 대응하지 않으면 생존할 수 없게 되었기 때문인지 모른다.

그런데 최근에는 소비확대와 더불어 불어나고 있는 가게부채의 부실화 문제에 대한 우려가 점증하고 있다. 본고에서 살펴본 바에 따르면 아직까지는 가게부실이 우려할 정도는 아닌 것으로 사료된다. 특히 소득과의 장기적인 균형관계를 크게 벗어나서 소비지출이 행해지지 않고 있다는 사실이 위안이 된다. 그러나 우리가 외환위기를 겪기 전에도 경제의 기초여건은 건실하기 때문에 외

환위기의 가능성을 낮게 보는 우를 범한 경험이 있다. 이를 거울 삼아 거시경제적으로는 과소비가 문제되지 않더라도 미시적인 가계부실의 가능성을 항시 점검할 필요가 있다. 실업문제가 심화되거나 주가 또는 부동산가격의 하락이 심화되는 경우 가계부도가 과급되는 위험성을 경계하는 준비가 필요한 시점이다.

참고문헌

- 김준경, 「유동성제약과 소비지출 : 한국·일본·미국 비교분석」, 『KDI정책연구』 제17권 제4호, 한국개발연구원, 1995 겨울.
- 윤성민·공병호, 「소비자수요방정식체계에 관한 실증연구」, 『경제학연구』 제38집 제1호, 1990. 6, pp.71-99.
- 이동현, 「한국 소비패턴의 예측과 평가(1976-1991)」, 『한국경제연구』, 1990. 8, pp.106-127.
- 이명훈, 「우리나라 소비지출의 행태분석－기간간 최적화모형을 이용한 합리성 검증」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1992. 9, pp.3-24.
- _____, 「가계소비의 변동과 유동성제약」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1994. 5, pp.22-44.
- _____, 「불확실성하의 우리나라 소비 및 자산투자 행위분석」, 『국제경제연구』 제3권 제2호, 1997. 8, pp.95-113.
- 이민원, 「소비변동의 함축성 : 항상소득가설과 유동성제약」, 『경제학연구』 제40집 제2호, 1992. 12, pp.469-487.
- 이장규, 「불균형하에서 합리적 기대와 항상소득의 결합가설 검증 : 중국의 경우」, 『국제경제연구』 제3권 제3호, 1997. 12, pp.221-233.
- 이종규, 「최근 소비지출의 특징과 변화내용」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991. 1, pp.8-25.
- 조승형·임형석, 「최근의 민간소비행태 변화 분석」, 『조사통계월보』, 1995. 10, pp.3-28.

최창규·이범호, 「주가변동이 소비에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1999. 4.

Abel, Andrew B., “Consumption and Investment,” in Benjamin M. Friedman and Frank H. Hahn, eds., *Handbook of Monetary Economics*, Vol.II, Elsevier Science Publishers B. V. Amsterdam, 1990.

Attanasio, Orazio P., “Consumption,” in John B. Taylor, and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1B, Elsevier Science Publishers B. V. Amsterdam, 1999.

Campbell, John Y., “Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis,” *Econometrica* 55, 1987, pp.1249-1273.

_____, “Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle,” in John B. Taylor, and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1c, Elsevier Science Publishers B. V. Amsterdam, 1999.

_____, and Mankiw, N, G., “Consumption, Income, and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass., 1989.

Deaton, Angus, *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford, 1992.

Engle, Robert E., and Clive W. J. Granger, “Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica* 55, March 1987, pp.251-276.

Epstein, L. G. and S. E. Zin, “Substitution, Risk Aversion and the

Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns : A Theoretical Framework,” *Econometrica* 57, 1989, pp.937-969.

_____ and _____, “Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns : A Empirical Framework,” *Journal of Political Economy* 99, 1991, pp.263-286.

Flavin, M., “The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income,” *Journal of Political Economy* 89, 1981, pp.974-1009.

Hall, R. E., “The Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy* 86, 1978, pp.971-987.

Hayashi, F., “The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables,” *Journal of Political Economy* 90, 1982, pp.895-916.

_____, “The Effect of Liquidity Constraints on Consumption : a Cross Section Analysis,” *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, pp.183-206.

Imrohoroglu, “The Costs of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints,” *Journal of Political Economy* 97, 1989, pp.1364-1383.

Kim, Chulsoo, “Characterizing the Failure of the Permanent Income Hypothesis,” *Korean Economic Review*, 12(1), Summer 1996.

King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio Rebelo, “Production, Growth and Business Cycles : II New Directions,” *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988, pp.309-341.

- King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock, and Mark W. Watson, "Stochastic Trend and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 81, Sep. 1991, pp.819-840.
- Mankiw, N. G., "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp.417-425.
- Nelson, Charles and Charles Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp.130-162.
- Phillip, P. C. B., and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economics Studies*, 57, 1990, pp.99-125.
- Yi, Myung Hoon, "The Excess of Consumption Growth," *Korean Economic Review*, Vol.12, No.1, Summer 1996.
- Zeldes, S. P., "Consumption and Liquidity Constraints : An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy* 97, 1989, pp.305-346.

ABSTRACT

Consumption Behavior After the 1997 Economic Crisis

Nam, Kwanghee

The 1997 economic crisis had substantially changed the behavior of households. More than ever, the consumption which the households chose became more volatile. In the economic downturn consumption expenditure grew less than the income so that consumption expenditure fluctuated more than the income. And recently, consumption has been leading the output in the business cycle. In the 7th circle of the business cycle, consumption lead the output by one quarter. Business Survey Index has been lagging Consumer Survey Index, which means that households predicted the business cycle more accurately than entrepreneurs. Since the 1997 economic crisis, the consumption expenditure became more sensitive to the income fluctuation.

The paper investigates the characteristics of consumption behavior since the 1997 economic crisis. First, it estimates the long-run equilibrium level of consumption corresponding to the income level. According to the estimated cointegrating relation between consumption and income, the current level of consumption

expenditure is close to the long-run equilibrium level. Second, it estimates the consumption function, and compares the two periods—from 1990:1Q to 1997:3Q vs from 1997:4Q to 2001:3Q. In the later period, consumption responds more sensitively to interest and inflation. In addition, the wealth effect from the stock and real estate enhances after the crisis. Third, it tests whether the liquidity constraint became less binding in the consumption problem facing the households. It is found that the ease of the liquidity constraint helped household smooth consumption expenditure over the periods.