

외환위기 이후 소비행태 변화에 대한 일고찰*

남 광 희**

외환위기 이후 소비는 이전보다 변동성이 증폭되고, 경기에 대해 약간의 선행성을 띠기 시작하였으며, GDP성장에 대한 기여율이 급격히 변동하는 현상을 보이고 있다. 이러한 소비행태의 변화를 이해하기 위해 먼저 소득과 소비 간의 장기적 균형을 공적분관계를 이용하여 추정하였는데, 최근의 소비수준이 소득과의 장기적 균형수준에서 크게 벗어나지 않고 있음을 확인하였다. 나아가 주가와 부동산가격의 변화에 따른 소비의 자산효과를 조사하였는데, 외환위기 이후 자산효과가 이전보다 강화되었음을 발견하였다.

핵심주제어: 소비함수, 공적분관계, 자산효과
경제학문헌목록 주제분류: E2

I. 서 론

전세계적으로 IT산업의 거품붕괴현상이 확산되면서 선진국뿐만 아니라 대만, 홍콩, 싱가포르 등 아시아 경제도 마이너스 성장을 기록하는 가운데 우리 경제가 플러스 성장을 기록하고 있다. 우리 경제가 이렇게 상대적으로 좋은 성적을 거두고 있는 데는 소비가 경기회복의 버팀목 역할을 한 데 기인한다. 이처럼 최근의 경기회복은 민간소비의 활발한 회복을 바탕으로 한다.

그런데 2000년 하반기만 하더라도, 민간소비 때문에 경기침체가 심화되었던 경험이 있다. 당시 현대그룹의 유동성 문제가 불거지고, 향후 경제에 대한 비관론이 확산되면서 민간소비심리가 극도로 위축되어 경기침체를 가속화시켰다.

이와 같이 최근의 소비행태는 경기를 좌우하는 주요한 역할을 하는 동시에 매우 변동적인 움직임을 보이고 있다. 그런데 소비지출은 GDP의 구성항목 가운데 가장 큰 부분을 차지함에도 불구하고 안정된 지출형태를 보여 왔기 때문

* 이 논문의 초고는 한국증권학회 정기학술대회(2002. 2. 23)에서 발표되었으며, 논평을 해주신 남주하 교수 및 참석자에게 감사한다. 그리고 유익한 비평을 해주신 두 분의 심사자에게도 감사를 드린다.

** 국민대 경제학부, E-mail: knam@kookmin.ac.kr

에 경기진단의 주요 관심대상이 되지 못하였다. 그러나 최근에는 소비가 경기변동을 완화시켜 주는 효과보다 오히려 경기변동을 증폭시키는 결과를 초래하고 있다. 그 결과 소비 그 자체가 불안정한 모습을 보이게까지 되었다. 따라서 향후 경기진단을 위해서는 민간소비에 대한 정확한 이해와 분석이 필요하다고 판단된다.

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 예측해 보고, 이에 따른 향후 경제상황에 대한 파급효과를 분석하고자 한다.

소비에 대한 기존의 연구결과를 살펴보면 대략 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 외국의 기존 문헌은 Hall(1978)의 임의보행가설(random walk hypothesis)에 대한 검정이 소비이론의 주류를 이루고 있다. Friedman의 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 추가적으로 합리적 기대(rational expectations), 시간분리형 효용함수(time-additive utility)를 가정할 경우 소비는 임의보행적 성격을 가진다는 주장이다. 이 가설에 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 미래소비수준의 예측에 도움이 되지 않는다는 주장이다.

그러나 임의보행가설은 실증적으로 기각되는 경우가 많다. 실제로는 전기 소비 이외에도 현재소득 등 여타 변수들이 소비지출의 설명변수로 유의하다는 연구들이 많이 있다. 이와 같이 현재소득에 대해 소비가 과도민감성(excess sensitivity)을 보여 임의보행가설을 기각하는 예는 Flavin(1981), Campbell(1987), Zeldes(1989) 등이 있다.

임의보행가설이 실증적으로 기각되는 이유에 대해 학자들은 선호체계(preference)가 잘못 설정되었기 때문이라든지, 현실세계에서는 유동성 제약조건이 작동하기 때문이라고 해석하고 있다. 시간분리형 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, 금기의 소비를 위해서는 미래

의 예상소득을 아무런 제한 없이 차입할 수 있다는 완전한 자본시장을 가정하였다. 그런데 현실세계에서는 많은 소비자들이 유동성 제약에 놓여 있기 때문에 임의보행가설이 실제자료를 이용하여 검정하는 경우 기각된다는 주장도 제기되고 있다(Flavin(1981), Hayashi(1985), Zeldes(1989)).

우리 나라의 소비행태에 대한 연구는 크게 세 가지 방향에서 이루어져 왔다. 첫째, 임의보행가설로 대표되는 항상소득가설(PIH) 또는 소비의 합리성(rationality)에 대한 검정, 둘째 유동성 제약하의 소비행태에 대한 분석, 셋째 과잉소비의 경향에 대한 원인분석 등이다.

첫째 부류에 속하는 연구로는 이명훈(1992), 이민원(1992), 이명훈(1997) 등이 있다. 이명훈(1992)은 기대효용함수모형을 이용하여 소비행위의 합리성과 자산투자행위의 효율성을 검정하였다. 소비지출을 내구재와 비내구재·서비스로 구분할 경우 내구재의 소비지출은 소비행위의 합리성과 자산투자행위의 효율성이 없는 것으로 밝혀졌다. 이민원(1992)은 소비가 현재소득에 대한 과도민감성을 분석하였는데, 실업률이 미래소비를 예측하는 설명력이 있는 것으로 드러나 임의보행가설이 기각되었다. 그리고 이명훈(1997)은 비기대효용함수모형을 이용하여 소비행위의 합리성을 검정하였는데, 모형에 대한 과도식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검정에서는 기대효용함수모형보다 우월한 것으로 드러났으나, 시간선호율이 음수로 추정되고 상대적 위험회피도(RRA)가 높게 나타나는 비정상적인 추정결과를 얻었다.

둘째 부류에 속하는 연구로는 이명훈(1994), 김준경(1995)이 있다. 이명훈(1994)은 소비자그룹을 최적소비그룹, 과시소비그룹, 유동성 제약그룹으로 나누고, 소득변화에 따른 소비행태를 그룹별로 이론적인 모형을 설정하여 분석하였다. 그리고 유동성 제약그룹의 비중을 추정하였는데, 1975. 1/4~1992. 4/4의 분석대상 기간에는 13~27%의 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 그 반면, 1982. 1/4~1992. 4/4 분석대상 기간에는 15~30%의 비중을 차지하는 것으로 나타나 후반기로 갈수록 오히려 유동성 제약의 정도가 심해진 것으로 추정하였다.

그리고 김준경(1995)은 내구재가 존재할 때 소비지출의 행태를 분석한 Mankiw(1982)와 유동성 제약의 효과를 비내구재의 경우에 대해 실증분석한 Campbell and Mankiw(1989) 두 논문의 결과를 종합하여 내구재와 비내구재를 동시에 고려하여 유동성 제약의 효과를 실증분석하였다. 추정결과에 따르면, 첫째 한국의 유동성 제약도는 내구재 소비지출의 경우에는 0.4~0.6인 반면, 비내구재 소비지출은 0.2~0.3으로서 소비자들의 내구재 소비지출시 비내구재의 소비에 비해

유동성 제약문제에 더 직면한다. 둘째 한국의 소비자들은 일본, 미국과 비교해 볼 때 상대적으로 심한 유동성 제약에 처해 있다. 셋째 1980년대에 들어서는 소비자 금융시장에서의 유동성 제약이 점차 완화된 것으로 밝혀졌다.

이에 따른 정책적 함의로는, 첫째 앞으로 금융시장 개방이 진전되는 가운데 할부금융제도 도입 등 소비자금융의 규제완화가 본격화되면 유동성 제약이 완화되어 가계의 차입과 저축을 통한 소비의 평활화(smoothing)가 가능해짐에 따라 소비자의 후생이 증대될 것이다. 둘째 유동성 제약이 완화될수록 단기적인 소득변화가 소비에 미치는 영향이 줄어들어 따라 경기변동의 진폭이 축소될 수 있음을 주장하였다. 그런데 이러한 정책적 함의는 소비가 더욱 변동적으로 변한 1990년대에 우리가 경험한 사실과 배치되고 있다. 따라서 향후의 연구에서는 이에 대한 원인규명이 요구되고 있다.

세 번째 부류에 속하는 연구로는 조승철·임형석(1995), 이종규(1991) 등이 있다. 이들은 1990년대 초의 과잉소비경향을 통계자료를 이용하여 제시하고, 그 원인을 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 1990년대에 특히 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 통계자료를 이용하여 정리한다. 이를 통하여 소비지출의 변동성, 경기선행성, 소득민감도 등의 특징을 찾아 내고자 한다.

그리고 나서 장기적인 균형관계의 관점에서 최근의 소비수준이 얼마나 적정한가를 추정하고자 한다. 이를 위하여 소비와 소득 간의 공적분관계를 이용한다. 그리고 최근의 소비에 소득, 자산, 인플레이션 등의 경제상황 변화가 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하기 위하여 소비함수를 추정하고자 한다.

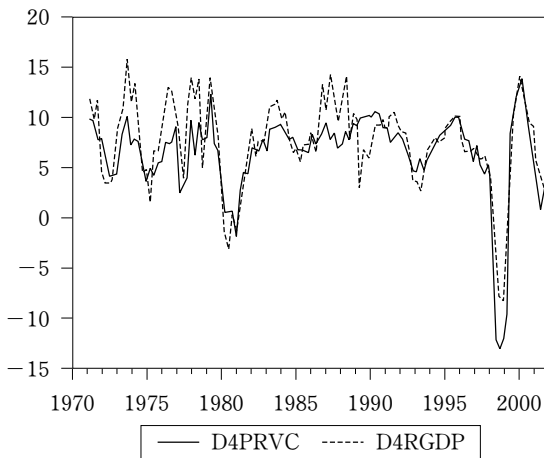
본고의 구성은 다음과 같은 순서로 이루어져 있다. 제Ⅱ절에서는 소비행위의 추이와 변화를 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 장기균형 소비수준을 추정하고, 제Ⅳ절에서는 소비함수를 추정하며, 마지막으로 제Ⅴ절에서는 결론을 맺는다.

II. 최근 소비행태의 변화

외환위기 이후 소비행태의 변화는 변동성 확대, 경기선행성 조짐, GDP성장 기여율의 변동성 확대라는 세 가지 특징을 띠고 있다. 먼저, 소비의 변동성이 확대되었다는 첫 번째 특징에 대해 살펴보자. <그림 1>에는 민간소비 증가율과 GDP증가율의 변화추이를 제시하고 있다. 그림에서 확연히 구별할 수 있듯이 1990년 이전에는 민간소비의 변동성이 GDP에 비해 낮았으나, 1990년에는 GDP에 비해 민간소비의 변동성이 오히려 높아졌다.¹⁾

1990년대에 민간소비의 변동성이 증폭되었다는 사실은 표준편차를 통해서도 알 수 있다. <표 1>에 따르면 1970~1980년대에는 민간소비의 표준편차가 GDP에 비해 64% 수준에 머물렀으나, 1990년 이후 민간소비의 변동폭이 오히려 GDP보다 커졌다. 1990년 이후 민간소비의 표준편차는 GDP에 비해 25% 이상 큰 것으로 조사되었다.

이처럼 1990년대에 증폭된 소비의 변동성은 외환위기를 겪으면서 더욱 확대되고 있다. <표 1>에서 1990년대 이후 기간을 외환위기를 기준으로 비교해 보



주: D4PRVC: 민간소비의 전년 동기 대비 증가율
 D4RGDP: GDP의 전년 동기 대비 증가율

자료: 한국은행.

<그림 1> 민간소비와 GDP증가율

1) 전년 동기 대비 자료를 이용하는 대신 H-P필터링방법에 의해 추세치를 제거한 자료를 이용하더라도 이러한 특징을 발견할 수 있다.

〈표 1〉 민간소비와 GDP의 변동성(표준편차 기준)

	1970:1~1989:4	1990:1~2001:3	1990:1~1997:3	
			1990:1~1997:3	1997:4~2001:3
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

주: 민간소비와 GDP는 각각 전년 동기 대비 증가율 자료를 이용.
자료: 한국은행.

면 외환위기 이후 소비의 변동성이 더욱 증폭되었음을 알 수 있다. 외환위기 이전의 1990년대는 민간소비의 변동성이 GDP의 89% 수준에 머물렀으나 외환위기 이후에는 125%로 확대되었다.

이처럼 민간소비의 변동성이 확대되었다는 사실은 경기확장기와 수축기를 구분하여 비교하면 더욱 두드러진다. 외환위기 이후 민간소비는 경기확장기에는 GDP와 같은 속도로 증가하고, 수축기에는 GDP보다 빠르게 감소함에 따라 경기보다 오히려 변동성이 확대된 경향을 보이고 있다. 외환위기 이전의 민간소비는 수축기에는 GDP보다 높은 증가율을 보여 경기침체를 완화시키는 역할을 하였으나, 외환위기 이후에는 GDP보다 증가율이 훨씬 낮아 경기침체를 증폭시키는 역할을 하고 있다. 이러한 사실은 〈표 2〉에서 확인할 수 있다.

이제 소비가 경기선행성의 모습을 보이기 시작하고 있다는 두 번째 특징에 대해 알아보자. 통계청에서 발표하는 경기순환의 전환점을 비교하면, 민간소비

〈표 2〉 경기순환기별 민간소비와 GDP증가율

	확장기			수축기		
	민간소비 (A)	GDP (B)	A/B	민간소비 (A)	GDP (B)	A/B
제1순환(1972.1Q~1975.2Q)	6.7	8.8	0.8	5.2	5.3	1.0
제2순환(1975.2Q~1980.3Q)	6.8	9.7	0.7	4.7	4.4	1.1
제3순환(1980.3Q~1985.3Q)	5.9	6.8	0.9	7.2	7.5	1.0
제4순환(1985.3Q~1989.3Q)	7.8	10.6	0.7	9.2	8.2	1.1
제5순환(1989.3Q~1993.1Q)	8.9	8.7	1.0	5.6	5.0	1.1
제6순환(1993.1Q~1998.3Q)	7.8	7.5	1.0	0.4	2.3	0.2
제7순환(1998.3Q~)	5.3	6.6	0.8	3.2	4.5	0.7

주: 순환기 내의 확장기와 수축기의 구분은 〈표 3〉의 경기기준순환일에 따랐으며, 제7순환기는 아직 확정되지 않았으나 자료이용이 가능한 2001년 3/4분기까지 포함하였음.
자료: 통계청.

〈표 3〉 민간소비의 특수순환일

	저점(T)	정점(P)
제1순환	1972. 3Q (1972. 1Q)	1973. 2Q (1974. 2Q)
제2순환	1975. 3Q (1975. 2Q)	1979. 1Q (1979. 1Q)
제3순환	1981. 1Q (1980. 3Q)	1984. 2Q (1984. 1Q)
제4순환	1986. 1Q (1985. 3Q)	1986. 3Q (1988. 1Q)
제5순환	1988. 2Q (1989. 3Q)	1991. 3Q (1992. 1Q)
제6순환	1993. 3Q (1993. 1Q)	1996. 1Q (1996. 1Q)
제7순환	1998. 2Q (1998. 3Q)	2000. 2Q (2000. 3Q*)

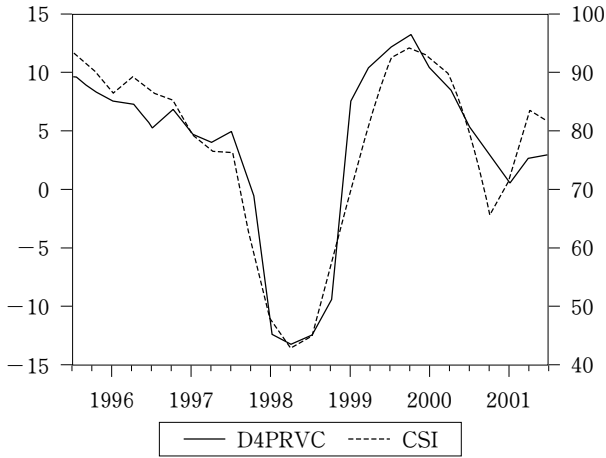
주: () 내는 경기기준순환일, *는 추정치임.
 자료: 한국은행, 「최근 민간소비 변동의 특징과 시사점」, 2001. 8.

의 경기선행성이 최근에 현저해지고 있다. 민간소비의 순환변동치를 기준으로 한 특수순환일의 흐름을 보면 외환위기 이전에는 대체로 민간소비의 저점이 경기에 비해 후행하였으나, 외환위기 이후의 제7순환기에는 민간소비의 특수순환일이 경기기준순환일보다 선행하고 있다(〈표 3〉 참조).

한편, 소비자들의 심리(sentiment)를 반영하는 소비자실사지수(CSI)가 소비자출에 대해 선행성을 보이기 시작하였다. 〈그림 2〉에는 민간소비증가율과 CSI 현재생활형편지수가 제시되어 있다.²⁾ 2000년 하반기 이후 민간소비지출보다 CSI가 선행하기 시작하였음을 알 수 있다. 물론 CSI의 선행성이 소비의 선행성을 의미하는 것은 아니지만, 소비자들이 향후 경기상황에 더욱 민감해졌다고 해석할 수 있다.

또한 소비자들의 향후 경기상황에 대한 예측이 기업가보다 나은 것으로 조사되었다. 〈그림 3〉에는 소비자의 경기전망치인 CSI 생활형편전망지수와 이에 대응하는 기업가의 BSI 경기전망지수가 비교되어 있다. 두 지수를 비교하면 CSI 생활형편전망치가 BSI 경기전망치보다 오히려 선행성을 보여 주고 있다. 기업

2) CSI와 아래에서 언급하는 BSI는 한국은행에서 조사한 자료를 이용하였다.

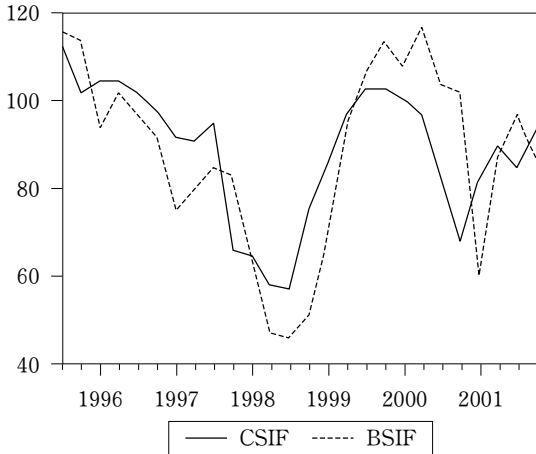


주: D4PRVC: 민간소비증가율(실질)(좌측 축).

CSI: 현재생활형편(우측 축).

자료: 한국은행.

〈그림 2〉 민간소비와 CSI



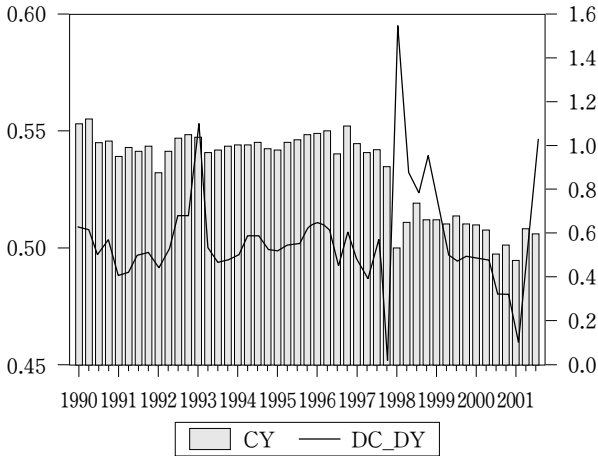
주: CSIF: CSI 생활형편전망

BSIF: BSI 경기전망

자료: 한국은행.

〈그림 3〉 가계와 기업의 경기전망

보다 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 기업의 구조조정으로 대규모 인



주: CY: 민간소비/GDP(좌측 축)

DC_CY: 민간소비증가(전년 동기 대비)/GDP증가(전년 동기 대비)(우측 축)

자료: 한국은행.

〈그림 4〉 민간소비의 GDP 대비 비중과 GDP성장기여율

력조정을 경험한 소비자들이 경제상황에 아주 민감해진 결과라고 하겠다.³⁾

이제 소비변화의 세 번째 특징인 소비의 GDP성장기여율의 변동 확대에 대해 살펴보자. 최근 소비는 소득 대비 지출비중은 감소하는 반면, GDP성장에 대한 기여율은 상승하였다. 〈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 GDP성장기여율은 경기상황에 따라 급변하는 양상을 보이고 있다. 1993년 초를 제외하고 1990년대 전반에는 대체로 GDP성장에 민간소비는 약 50%대의 기여율을 보이고 있었다. 그런데 외환위기 초기인 1997년 4/4분기에는 거의 제로의 기여율을 보였다가, 1998년 1/4분기에는 급반전하여 155%의 높은 기여율을 달성하였다. 이후 그 기여율이 감소하다가 2001년 1/4분기에는 소비위축이 심화되면서 10%로 급감하였다. 이후 급등세로 전환하여 2001년 2/4분기에는 54%, 3/4분기에는 104%의 높은 기여율을 기록하고 있다.⁴⁾

3) CSI 생활형편전망치의 경기예측력을 확인하기 위해 민간소비증가율과 CSI 생활형편전망치를 비교한 결과 선행성은 발견되지 않았음. 따라서 BSI 경기전망치가 오히려 경기에 후행한 결과라고 해석됨.

4) 2000년 하반기 이후 현대그룹의 유동성 문제가 제기되면서, 외환위기 이후 추진된 구조조정 작업 전반이 실패로 돌아가고 있다는 인식이 퍼지기 시작하였다. 이와 동시에 향후 경제

이상에서 살펴본 바와 같이 소비행태는 외환위기 이후에 변화된 현상을 보여 주고 있는데, 이를 다시 요약하면 다음과 같다. 첫째, 소비의 변동성이 증폭되었다. 소비의 GDP 대비 표준편차가 증가하였으며, 경기확장기에는 소득성장속도에 가깝게 증가하는 반면, 경기수축기에는 소득성장속도보다 낮게 증가하였다. 둘째, 소비가 오히려 경기에 선행하는 성격을 띠기 시작하였다. 제7순환기에서 경기저점과 정점에 비해 소비가 1분기 정도 선행하여 순환한다. 그리고 기업가들의 경기전망을 반영한 BSI지수보다 가계의 생활형편 전망을 반영한 CSI지수가 선행하는 모습을 보이고 있다. 셋째, 소비는 GDP 대비 비중이 이전보다 감소하였으나, GDP성장기여율은 큰 변동을 기록하고 있다.

III. 장기균형 소비수준의 추정

앞의 제II절에서는 최근 소비행태의 특징을 살펴보았다. 이러한 특징을 직접적으로 규명하기 전에 먼저 본 절에서는 최근의 소비지출수준이 소득과 비교하여 장기적으로 안정적인 관계를 유지하고 있는가를 검정하고자 한다.⁵⁾ 이를 위하여 아래에서는 시계열변수들의 공적분관계를 밝히고자 한다.

거시시계열변수들의 공적분관계는 King, Plosser, and Rebelo(1988), King, Plosser, Stock, and Watson(1991) 등이 밝혔듯이 거시경제변수의 불안정성과 연관되어 있다. 이들에 따르면 소비, 투자, 소득과 같은 거시경제변수들이 단위근의 특성을 가지는 동시에, 이 변수들 간에는 공적분관계도 가지고 있어, 장기적으로 서로 안정적인 관계를 유지하고 있음을 보여 주고 있다. 이것들은 표준적인 실물경기변동모형의 이론적 틀을 이용하여 기술충격(productivity shock)과 같

에 대한 비판론이 대두되고 경기침체가 심화되자, 민간소비심리가 극도로 위축되었다. 일반인들은 제2의 외환위기 도래를 걱정하였고, 자영업자들은 외환위기보다 경기가 더 어렵다는 고충을 토로하고 있다. 그러나 2001년에 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.

- 5) 소비의 장기적인 적정수준을 평가하기 위해 소득뿐만 아니라 주식, 부동산과 같은 자산의 장기적인 관계도 함께 고려할 수 있다. 즉, 소비, 소득 및 자산이라는 세 변수의 공적분관계를 통하여 소득과 자산에 대비한 소비의 장기적인 적정수준을 도출할 수도 있다. 그러나 소비, 소득, 자산이라는 세 변수의 공적분관계를 이론적으로 도출할 수 없기 때문에 이러한 분석을 시도하지 않았다. 본 연구에서 시도하고자 하는 소비의 원천으로서 소득 가운데는 자산보유에 따른 소득이 내포되어 있기 때문에 넓게 보면 자산도 부분적으로 고려하고 있다고 할 수 있다.

은 외부적인 요인이 단위근의 특성을 가지면 경제 내의 주요 내생변수인 소비, 투자, 소득도 단위근의 특성을 지니게 됨을 이론적으로 보여 주고 있다. 또한 주요 변수 간의 대비율(great ratio)은 안정적인 성격을 가지므로, 소비와 소득 또는 투자와 소득 간에는 장기적으로 안정적인 관계—공적분관계—를 유지함을 규명하였다.

이러한 사실을 이론적으로 보여 주기 위해 표준적인 단일부문 신고전과 성장 모형(one-sector neoclassical growth model)을 가정하였다. 모형경제에서는 자본(K_t)과 노동(N_t)이라는 두 요소를 이용하여 생산물(output) Y_t 를 만들어 낸다. 그런데 생산물은 외생적인 기술충격(θ_t)의 영향을 받는다. 따라서 생산함수의 형태는 다음과 같다.

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

경제 내의 대표적인 경제주체(representative agent)는 소비와 여가에 대해 동일한 선호체계를 가진다고 가정한다. 즉, 다음과 같은 효용함수를 가진다.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t) \tag{2}$$

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

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

여기서, δ : 자본의 감가상각률
 I_t : 투자

그리고 노동자에게 주어진 시간은 노동과 여가에 나누어 투입하게 되며, 생산물은 소비와 투자에 이용된다. 이들 조건을 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$N_t + L_t \leq 1 \tag{4}$$

$$C_t + I_t \leq Y_t \tag{5}$$

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

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

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

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

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

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

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

$$\begin{aligned} c_t &= c(k_t) \\ i_t &= i(k_t) \\ N_t &= N(k_t) \\ y_t &= k_t^{1-\alpha} N(k_t)^\alpha \\ k_{t+1} &= [(1-\delta)k_t + i(k_t)] \exp \left[\frac{-(\mu + \zeta_{t+1})}{\alpha} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

전환된 경제에서는 자본스톡(k_t)은 안정적인 특성을 지니며, 따라서 소비, 투자, 노동, 생산도 안정적인 성격을 가지게 된다. 그러나 이 변수들을 전환되기 전 형태인 수준변수로 다시 전환하면 이 변수들은 불안정한 성격을 가지게 된다. 따라서 이 수준변수들을 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln(C_t) &= \eta_t + \ln(c(k_t)) \\ \ln(I_t) &= \eta_t + \ln(i(k_t)) \\ \ln(N_t) &= \ln(N(k_t)) \\ \ln(Y_t) &= \eta_t + \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))] \\ \ln(K_{t+1}) &= \eta_t + \ln[(1-\delta)k_t + i(k_t)] \end{aligned} \quad (10)$$

여기서, $\eta_t = \frac{\ln(\theta_t)}{\alpha}$

식 (10)에 따르면 소비, 투자, 소득이 불안정적인 특성을 가지는 이유가 임의 보행적인 부분(random walk component)인 θ_t 에 기인함을 알 수 있다. 한편, 불안정적인 변수의 차이는 안정적인 특성을 가지므로 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} \ln(C_t) - \ln(Y_t) &= \ln(c(k_t)) - \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))] \\ \ln(I_t) - \ln(Y_t) &= \ln(i(k_t)) - \ln[(1-\alpha)k_t + \alpha \ln(N(k_t))] \end{aligned} \tag{11}$$

식 (11)이 의미하는 바는 소비/소득, 투자/소득 간의 대비율이 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 최적화문제에서 다음과 같은 1차조건이 성립하여야 한다.

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

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

$$\frac{K}{\xi^{1/\alpha}} = \text{상수} \tag{13}$$

자본축적식으로부터 다음의 조건도 얻을 수 있다.

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

비확률적 균제상태(certainty steady state)에서 자본의 성장속도가 일정하므로 투자와 자본의 비율(I_t/K_t)도 일정하며, 투자와 소득의 비율(I_t/Y_t)도 다음 식에서 일정함을 알 수 있다.

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

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. 그러므로 확률적 균제상태(stochastic steady state)에서 대비율은 안정적인 성격을 갖는다. 즉, 소비와 소득 또는 투자와 소득은 확률적 추세(common stochastic trend)를 공유하게 된다. 다시 말해, 소비와 소득 또는 투자와 소득은 개별적으로는 적분(individually integrated)되어 있지만, 이 두 변수의 선형조합(linear combination)은 안정적인 성격을 띤다. Engle and Granger(1987)의 용어로 말하면, 소비와 소득 또는 투자와 소득은 공적분벡터를 가지게 된다.

지금까지 살펴본 소비와 소득 간의 공적분관계를 추정하기 위하여 Phillip-Hansen(1990)이 제안한 ‘Fully-Modified’추정방법을 이용하였다. 공적분관계를 추정하기 이전에 먼저 변수들의 시계열 불안정성 여부를 검정하고자 한다.⁶⁾ 이를 위해 ADF 단위근검정을 실시하였다. <표 4>에 제시되어 있는 검정결과에 따르면 민간소비와 소득은 모두 단위근을 가지지만, 1차차분을 하면 단위근이 사라지는 것으로 나타났다. 따라서 불안정한 성격을 지닌 소비와 소득관계를 추정하기 위해서는 공적분검정이 필요하게 된다. <표 5>에는 공적분검정의 결과가 제시되어 있다. 소비와 소득 간의 공적분관계를 검증하기 위해서는 Phillips-Hansen(1990)의 ‘Fully-Modified’추정방법에 바탕을 둔 Pu검정을 이용하였다.⁷⁾

<표 4> ADF 단위근검정(1970:1-2001:3)

변 수		절 편	절편 및 추세선
민간소비	수 준	-0.754	-2.015
	1차차분	-5.078***	-5.101***
소 득	수 준	-1.146	-1.486
	1차차분	-4.910***	-5.020***

주: 1) 검정식에 사용된 시차는 4로 주어져, 시계열 상관관계를 제거할 수 있었음.

2) $I(1)$ 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, -4.036 임.

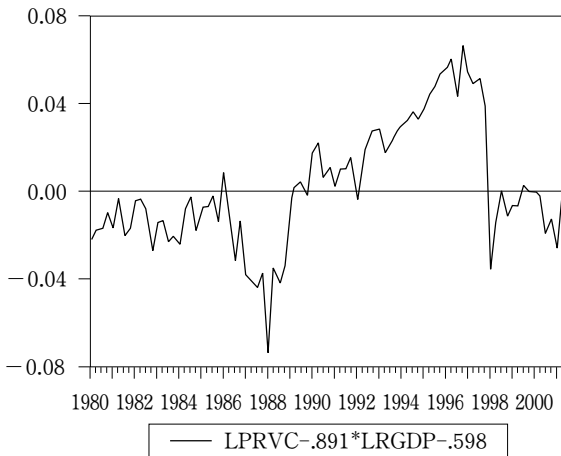
6) 추정에 이용된 자료는 한국은행, 『국민계정』의 계정조정된 실질민간소비와 실질GDP자료이다.

7) Phillips and Ouliaris(1990) 참조.

〈표 5〉 공적분관계의 추정

	계 수	t-값
상수항	0.598	4.206***
ln y	0.891	67.189***
Pu	30.464	

- 주: 1) Pu 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) 추정기간은 1970:1-2001:3.



〈그림 5〉 장기균형 소비수준

공적분관계의 회귀식에 상수항만을 포함시킨다는 가정에서 구한 Pu검정치는 30.464로서 10% 기각치보다 높게 나왔다. 따라서 10% 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 그리고 'Fully-Modified'추정방법에 바탕을 둔 공적분벡터의 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 균형관계에서 벗어나는 소비수준을 추정할 수 있다. 실제소비, 소득자료를 공적분벡터에 대입하여 균형소비수준에서 벗어나는 소비수준을 계산한 것이 〈그림 5〉에 제시되어 있다. 즉, $\ln c_t - 0.891 \cdot \ln y_t - 0.598$ 의 값들이 그려져 있다. 제로선을 초과한 소비

수준은 소득과의 장기적인 관계에 비추어 과도한 지출을 의미하며, 제로선을 하회하는 장기적인 균형소비수준에 미치지 못하는 것을 의미한다.

균형수준을 벗어난 소비수준을 살펴보면, 1980년대에는 균형수준을 유지하거나 약간 하회하는 소비행태를 유지하였다. 3저현상으로 소득증가가 높았던 1986~1988년에는 과소소비현상이 뚜렷하였다. 반면, 1990년대 들어서는 균형수준을 상회하는 소비지출행태를 보여 주고 있다. 특히 외환위기 이전에는 과소소비현상이 상당히 진행되고 있었다. 그러나 외환위기를 겪으면서 과소소비현상은 사라지게 되었다. 2001년 3/4분기까지의 자료를 놓고 볼 때, 소비지출수준은 장기적인 균형수준을 유지하고 있다고 판단된다.

IV. 소비함수의 추정

본 절에서는 최근 소비행태 변화의 특징을 구체적으로 분석하기 위해 소비함수를 추정하고자 한다. 그런데 소비를 결정하는 가장 중요한 요소는 소득이다. 소득의 개념을 기준으로 소비이론을 구분하면, Keynes와 같이 현재소득이 소비를 결정한다는 절대소득이론(absolute income theory)과 Friedman과 Modigliani and Ando가 주장하는 미래예상소득이 소비를 결정한다는 항상소득이론(permanent income theory) 또는 생애주기설(life cycle theory)이 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 부(wealth) 또는 자산(asset)의 변화에 큰 영향을 받게 된다.⁸⁾ 채권, 주식, 부동산과 같은 다양한 자산의 변화는 소비에 영향을 끼친다. 또한 물가도 이들 자산의 실질가치를 변화시키므로 소비에 영향을 미치게 된다.

8) 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.

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

$$c_t = C(y_t, r_t, p_t, s_t, h_t) \quad (17)$$

여기서, c : 민간소비

y : 소득

r : 실질금리

p : 물가

s : 주가

h : 부동산가격

소득 y 의 증가는 현재소득의 증가를 나타내므로 소비에 양의 효과를 미칠 것이다. 실질금리 r 의 상승은 채권자산의 가격하락을 의미하므로 자산감소효과에 의해 소비의 감소를 초래할 것이다. 또는 내구재소비의 경우 금리상승은 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 분기별 자료이다.⁹⁾ 자료들을 구체적으로 살펴보면, 소비 c 는 통계청 『도시가계조사』의 소비자료이며, 소득 y 는 같은 조사의 소득자료이다.¹⁰⁾ 그리고 실질금리 r 는 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 $X-11$ 의 계정조정방식으로 조절되었다.

그런데 대부분의 거시경제변수 시계열들은 불안정한(non-stationary) 특성을 가지는 것으로 알려져 있으므로 단위근검정을 통하여 이를 확인하였다. <표 6>에는 ADF 단위근검정의 결과가 제시되어 있다. 검정결과에 따르면 로그를 취

9) 주택은행이 조사·공표하는 주택가격지수 자료는 1986년부터 가능하다. 그래서 추정기간을 1989년 3/4분기부터 시작하는 제5경기순환기부터 잡을 수도 있겠다. 그러나 1990년부터 시작하더라도 아주 유사한 추정결과를 얻을 수 있었다. 한편, 제II절에서 소비행태의 변화가 1990년대 들어 변화하기 시작하였음을 확인하였고, 연대기적으로도 의미를 가진다고 생각하여 추정기간을 1990년부터 시작하였다.

10) 소비와 소득자료는 소비자물가지수로 실질변수화하였으며, 통계청의 『도시가계조사』 자료 대신, 한국은행 『국민계정』의 소비·소득자료를 이용하더라도 앞으로 전개되는 추정결과와는 별다른 차이가 없었다.

〈표 6〉 단위근검정

변 수	절 편	절편 및 추세선
$\ln c(\text{전체})$	-1.450	-2.187
$\ln c(\text{상위})$	-1.247	-2.409
$\ln c(\text{중간})$	-1.628	-1.963
$\ln c(\text{하위})$	-1.934	-1.815
$\Delta \ln c(\text{전체})$	-3.393**	3.509*
$\Delta \ln c(\text{상위})$	-3.389**	-3.393*
$\Delta \ln c(\text{중간})$	-2.741*	-2.872
$\Delta \ln c(\text{하위})$	-2.934**	-3.111
$\ln y(\text{전체})$	-1.910	-1.420
$\ln y(\text{상위})$	-1.461	-1.332
$\ln y(\text{중간})$	-2.285	-1.585
$\ln y(\text{하위})$	-2.261	-1.753
$\Delta \ln y(\text{전체})$	-2.148	-2.224
$\Delta \ln y(\text{상위})$	-2.285	-2.310
$\Delta \ln y(\text{중간})$	-2.223	-2.441
$\Delta \ln y(\text{하위})$	-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) 검정식에 사용된 시차는 1로 주어졌음.

3) 추정기간은 1990:1~2001:3.

한 모든 수준변수들은 단위근이 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 안정적인(stationary) 시계열로 볼 수도 있겠다.

한편, 로그를 취한 변수에 차분을 취한 경우에는 시계열의 불안정성이 사라지고 안정적인 특성을 가지는 것으로 나타났다.¹¹⁾ 따라서 실질금리를 제외한

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

모든 변수들은 차분을 취한 값들이 안정적인 성질을 가지게 된다. 또한 변수들 간의 공적분관계를 CADF검정을 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 : 4분기 차분

\ln : 로그값

식 (18)에서 알 수 있듯이 모든 변수들은 로그를 취한 뒤 차분한 값을 이용하였고, 실질금리만 로그를 취한 수준변수를 이용하였다.¹²⁾

소비함수의 추정기간은 외환위기를 기준으로 분리하였다. 1990년 1/4분기부터 1997년 3/4분기까지의 외환위기 이전 기와 1997년 4/4분기부터 2001년 3/4분기까지의 외환위기 이후 기로 구분하였다.¹³⁾ 먼저 <표 7>에 제시되어 있는 외환위기 이전 기의 추정결과를 보면 소득만이 소비결정에 있어 유의한 것으로 드러났다. 실질금리의 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 7>에 함께 제시되어 있다. 소득계층별로 추정한 결과에서도 소득은 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 나머지 변수들에서는 유의성을 발견할 수 없었다.

한편, 외환위기 이후 기간에 대해 소비함수를 추정한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다. 추정결과에 따르면, 소비함수의 결정요인들이 대부분 예측과 부합되

12) 실질금리는 총률(gross rate)에 대해 로그를 취했기 때문에 순율(net rate)의 수준변수로 볼 수 있다.

13) 외환위기 이후의 기간이 짧기 때문에 추정결과의 신뢰성이 높지 않은 약점을 지닌다. 추정기간을 늘리기 위해서는 1990-외환위기 이전 기간과 외환위기 이후 기간을 대비하여 추정할 수 있다. 그런데 이렇게 추정기간을 변경하더라도 아래에서 전개하는 결과와 큰 차이는 없다. 그래서 본 연구에서는 추정기간을 외환위기 전후로 구분하여 두 기간을 극명하게 대비하고자 하였다.

〈표 7〉 소비함수 추정결과(1990.1~1997.3)

변 수	전 체	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)
\bar{R}^2	0.617	0.407	0.534	0.608
D.W.	1.938	1.953	2.482	1.837

주: () 내는 표준편차를 나타냄.

〈표 8〉 소비함수 추정결과(1997.4~2001.3)

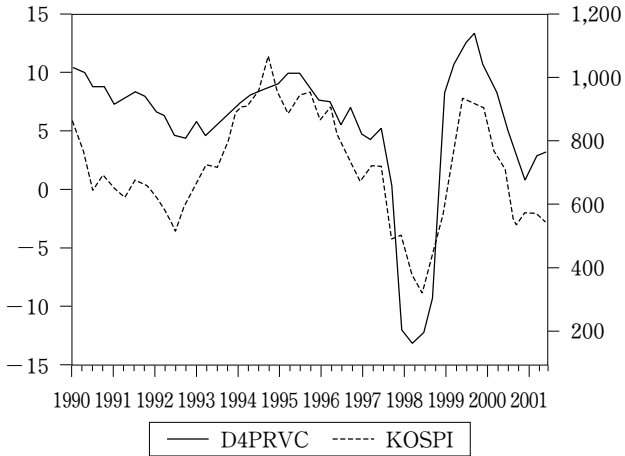
변 수	전 체	상위 30%	중간 40%	하위 30%
상수항	0.131 (0.018)***	0.166 (0.020)***	0.104 (0.035)**	0.093 (0.029)***
$\Delta \ln y_t$	0.527 (0.129)***	0.357 (0.128)**	0.683 (0.270)**	0.609 (0.186)***
$\ln r_{t-1}$	-0.659 (0.185)***	-0.948 (0.242)***	-0.364 (0.360)	-0.515 (0.260)*
$\Delta \ln p_t$	-1.552 (0.322)***	-1.965 (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)
\bar{R}^2	0.984	0.969	0.950	0.969
D.W.	2.680	2.439	2.940	2.031

주: () 내는 표준편차를 나타냄.

는 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 전체 계층을 대상으로 추정한 결과와 전반적으로는 비슷한 추정결과를 보이고 있다. 그러나 몇 가지 점에서 흥미로운 차이점을 보이고 있다. 첫째, 실질금리에 대한 효과가 상위 계층에서는 뚜렷하게 나타나는 반면, 중간 및 하위계층에서는 약하게 나타났다. 상위계층은 금리에 대하여 1% 유의수준에서 음의 값을 가지는 반면, 중간계층과 하위계층은 음의 값은 가지지만 유의성이 없거나 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 상위계층이 오히려 금리변화에 민감하게 대응해 왔음을 알 수 있다. 둘째, 물가에 대해서도 소득수준이 높을수록 민감하게 대응해 왔다. 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. 소득이 상위계층일수록 부동산가격의 추정계수값이 높게 나타났으며, 중간 및 하위계층은 유의성이 낮은 반면 상위계층은 유의하게 나타났다.

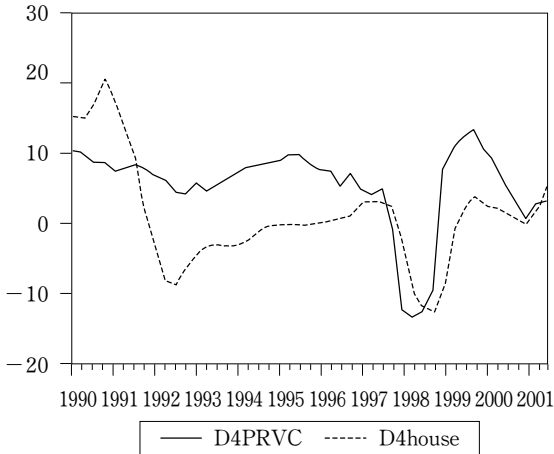
이처럼 주가와 부동산가격이 소비에 미치는 자산효과가 외환위기 이후 강화되었다는 사실은 소비지출과 이들 자산가격을 직접 비교하더라도 뚜렷이 나타난다. 이러한 사실은 다음 그림에서 확인할 수 있다. <그림 6>에는 민간소비 증가율과 주가를, <그림 7>에는 민간소비 증가율과 실질주택가격 증가율이 비교되어 있다. 외환위기 이후 KOSPI지수와 민간소비 증가율은 동행하는 경향이 더욱 뚜렷해지고 있음을 알 수 있다. 한편, 실질주택가격 증가율도 1991년도를 제외하고는 민간소비 증가율과 같이 움직이는 형태를 보이고 있다. 이상의 소비함수 추정결과를 보면, 외환위기 이후 소비행위가 경제상황에 기민하게 대응한 결과라고 보아진다.



주: D4PRVC: 민간소비 증가율(전년 동기 대비)(좌측 축 눈금)
 KOSPI: 주가지수(우측 축 눈금)

자료: 한국은행.

〈그림 6〉 민간소비 증가율과 주가



주: D4PRVC: 민간소비 증가율(전년 동기 대비)
 D4house: 주택가격지수 상승률(전년 동기 대비)

자료: 한국은행, 주택은행.

〈그림 7〉 민간소비 증가율과 주택가격 상승률

V. 결 론

소비는 1990년대 이전까지는 GDP 구성에서 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 경기에 선행하는 모습을 띠면서 경기예측에 주요한 변수로 떠올랐다.

본고에서는 최근 경기에 큰 영향을 미치고 있는 소비가 외환위기 전후를 기준으로 어떠한 변화가 발생하였는지 규명하고자 하였다. 먼저 소비와 관련된 자료를 일차적으로 정리한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

① 1990년대 이후 민간소비의 변동성이 증폭되었다. GDP보다 민간소비의 변동성이 높아져서 GDP 대비 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 GDP 성장에 기여하는 비율은 외환위기 이전에는 약 50%대를 유지하였으나, 외환위기 이후에는 급격한 변동을 보이고 있으며, 2001년 3/4분기에는 100% 이상을 기록하고 있다.

이상에서 살펴본 외환위기 전후의 소비행태에 대한 현상을 이해하기 위하여 두 가지 측면에서 계량적인 접근을 시도하였다. 계량분석결과를 정리하면 다음과 같다.

① 소득수준과의 장기적인 균형관계 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, 외환위기 이후 소비는 금리 및 인플레이션에 보다 민감하게 대응하였으며, 주가와 부동산가격의 변화가 소

비에 미치는 자산효과가 이전보다 강화되었다.

이상에서 살펴본 계량분석결과에 비추어 보면, 외환위기 이후 소비행위는 이전보다 장기적인 소득수준에 부합하며, 최근 소비의 변동성이 확대되고 있는 현상은 주가와 부동산가격의 변화에 따른 자산효과가 강해졌기 때문으로 해석된다.

참 고 문 헌

- 김준경, 「유동성 제약과 소비지출: 한국·일본·미국 비교분석」, 『KDI정책연구』 제17권 제4호, 한국개발연구원, 1995 겨울.
- 윤성민·공병호, 「소비자수요방정식체계에 관한 실증연구」, 『경제학연구』 제38집 제1호, 1990, 71~99.
- 이동현, 「한국 소비패턴의 예측과 평가(1976~1991)」, 『한국경제연구』, 1990, 106~127.
- 이명훈, 「우리 나라 소비지출의 행태분석—기간간 최적화모형을 이용한 합리성 검증」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1992. 9, 3~24.
- _____, 「가계소비의 변동과 유동성 제약」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1994. 5, 22~44.
- _____, 「불확실성하의 우리 나라 소비 및 자산투자 행위분석」, 『국제경제연구』 제3권 제2호, 1997. 8, 95~113.
- 이민원, 「소비변동의 함축성: 항상소득가설과 유동성 제약」, 『경제학연구』 제40집 제2호, 1992, 469~487.
- 이장규, 「불균형하에서 합리적 기대와 항상소득의 결합가설 검증: 중국의 경우」, 『국제경제연구』 제3권 제3호, 1997, 221~233.
- 이종규, 「최근 소비지출의 특징과 변화내용」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991. 1, 8~25.
- 조승형·임형석, 「최근의 민간소비행태 변화 분석」, 『조사통계월보』, 1995. 10, 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, 1249~73.
- _____, "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.
- Campbell, John Y. and N.G. Mankiw, "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 1989.
- Deaton, Angus, *Understanding Consumption*, Oxford: Clarendon Press, 1992.
- Engle, Robert E. and Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, March 1987, 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, 937~969.
- _____, "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Empirical Framework," *Journal of Political Economy* 99, 1991, 263~286.
- Flavin, M., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy* 89, 1981, 974~1009.
- Hall, R.E., "The Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, 1978, 971~987.
- Hayashi, F., "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* 90, 1982, 895~916.

- _____, “The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: a Cross Section Analysis,” *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, 183~206.
- Imrohorglu, “The Costs of Business Cycles with Indivisibilities and Liquidity Constraints,” *Journal of Political Economy* 97, 1989, 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, 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, 819~840.
- Mankiw, N. G., “Hall’s Consumption Hypothesis and Durables Goods,” *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, 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, 130~162.
- Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica* 58, 1990, 165~193.
- 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, 305~346.

[Abstract]

On the Consumption Behavior after the Currency Crisis in Korea

Kwanghee Nam

The paper investigates the characteristics of consumption behavior since the 1997 currency 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.

Keywords: Consumption, Cointegration, Wealth effect

JEL Classification: E2