

## 소비반응의 비대칭성과 유동성제약\*

박 강 우\*\* · 서 영 선\*\*\*

### 논문초록

본고는 우리나라 국민계정 및 한국노동패널자료를 이용하여 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭 여부를 살펴보고 이러한 비대칭성이 유동성제약가설에 의해 설명가능한지를 실증적으로 검토하였다. 분석 결과, 거시 및 가계패널자료 모두에서 소비반응의 비대칭성이 유의하게 나타났다. 즉, 소득 증가시 소비 증가폭보다 소득 감소시 소비 감소폭이 더 크고 유의하였다. 소득 대비 금융자산 비중 등 이론적 기준에 따라 패널 표본을 고유동성/저유동성 그룹으로 나누고 소비반응의 비대칭 정도를 비교한 결과, 소비의 비대칭성은 유동성제약에 직면할 가능성이 높은 그룹, 즉 저유동성 그룹에서 보다 뚜렷하게 나타났다. 또한 Shea(1995a)의 모형을 가계패널자료에 확장·적용한 결과, 소비반응 비대칭의 원인으로서 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻었다. 따라서 우리나라 가계소비에는 비대칭성이 존재하며 이러한 비대칭성은 상당부분 가계가 직면하는 유동성제약을 통해 설명할 수 있는 것으로 판단된다.

핵심 주제어: 소비반응의 비대칭성, 유동성제약가설, 고유동성/저유동성 그룹

경제학문헌목록 주제분류: E2

투고 일자: 2014. 12. 15. 심사 및 수정 일자: 2015. 5. 28. 게재 확정 일자: 2015. 6. 23.

\* 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사위원께 감사의 뜻을 표합니다.

\*\* 교신저자, 한국방송통신대학교 조교수, e-mail: kwpark05@knou.ac.kr

\*\*\* 제1저자, 한국개발연구원 전문연구원, e-mail: yseon@kdi.re.kr

I. 머리말

항상소득가설(permanent income hypothesis)에 따르면 경제주체들의 시점 간 효용극대화에 따라 소비가 평활화되므로 일반적으로 소비의 변동폭은 소득의 변동폭보다 작은 것이 자연스럽다고 할 수 있다. 그러나 외환위기 당시 우리나라의 민간 소비는 소득보다도 더 크게 감소하여 오히려 가계저축이 크게 증가하는 모습을 보였다. 실제로 1997년에서 1998년 사이 실질국민총소득이 -7.5% 감소하는 동안 민간최종소비지출은 -12.5% 감소하였고 그 결과 명목GDP 대비 민간소비의 비중도 53.6%에서 50.3%로 급감하였다. 이에 따라 가계의 순저축률은 1997년 15.1%에서 이듬해 21.6%로 급증하였다. 이러한 경향은 외환위기 이후에도 지속되어 소비지출의 변동성이 소득의 변동성보다 높아지는 등 위기 전후 소비의 경기민감도가 크게 증폭되었다(〈Table 1〉 참조).

한 가지 더 주목할 것은 소비의 상대적인 변동성과 함께 소비반응의 비대칭성 역시 확대되는 모습을 보였다는 것이다. 〈Table 1〉에서 보듯이 외환위기 이후 민간최종소비지출 증가율의 왜도(skewness)는 음(-)의 방향으로 그 폭이 더 커졌는데, 이는 경기불황기의 소비감소폭이 경기호황기의 소비증가폭에 비해 비대칭적으로 크며 이러한 비대칭성이 위기 이후 소폭 강화되었음을 의미한다. 특히 주목할 것은 이러한 변화가 외환위기 이후 국민총소득의 왜도가 음(-)에서 양(+)으로 전환되는 상황에서 나타났다는 점이다. 즉, 경기호황기 소득의 증가폭에 비해 경기불황기 소득의 감소폭이 이전보다 줄어들었음에도 불구하고 소비반응의 비대칭성은 그 반대 방향으로 더욱 심화되었다는 것이다.

〈Table 1〉 The Volatility and Asymmetry of Aggregate Consumption and Income

	Standard Deviation <sup>1</sup>		Skewness <sup>2</sup>	
	Private Consumption Expenditure	GNI	Private Consumption Expenditure	GNI
Before the Crisis (1970Q1 ~ 1997Q4)	2.239	3.661	-0.437	-0.097
After the Crisis (1999Q3 ~ 2013Q3)	2.021	1.579	-0.454	0.255

Note: 1. The series are de-trended by HP (Hodrick-Prescott) filter.

2. % change from preceding period (seasonally adjusted).

경기변동과정에서 나타나는 소비의 비대칭성은 많은 기존 실증연구에서 확인된 바 있다. Dynarski and Sheffrin (1986) 과 Holly and Stannett (1995) 는 각각 미국과 영국의 총량(aggregate) 소비데이터에 비대칭성이 존재함을 관찰한 바 있으며, Shirvani and Wilbratte (2000) 와 Apergis and Miller (2006) 는 각각 미국, 일본, 독일 3개국 및 미국의 거시 데이터를 이용하여 주가 변화에 따른 부의 효과(wealth effect)가 소비에 비대칭적인 영향을 미친다는 것, 즉 부정적 뉴스의 영향이 긍정적 뉴스의 영향보다 큼을 확인하였다. 우리나라의 총량 및 소득계층별 소비자료를 분석한 김영태 · 우신욱 · 임웅지 (2009) 에 따르면 외환위기 이후 소비변동성의 확대는 경기확장기의 소비증가폭이 고소득층을 중심으로 소폭 줄어든 동시에 경기수축기의 소비감소폭이 중 · 저소득층을 중심으로 대폭 확대된 현상, 즉 소비 비대칭성의 심화에 주로 기인한 것으로 나타났다.

소득 대비 소비의 과도한 변동성과 마찬가지로 이러한 소비반응의 비대칭성은 완전자본시장 하에서 소비주체가 시점 간 효용을 극대화하는 항상소득가설의 틀에서는 설명하기 어렵다. 일반적으로 항상소득가설의 기각 원인을 설명하는 가설로는 소비주체의 근시안(myopia)과 함께 불완전한 자본시장을 의미하는 유동성제약(liquidity constraint)의 존재가 대표적으로 꼽힌다. 이 가운데 유동성제약가설은 근시안가설과 달리 소비주체의 합리성 가정을 유지하면서도 항상소득가설이 기각되는 이유를 신용시장의 왜곡 등 현실적 요인으로 설명할 수 있다는 점에서 이론적으로 보다 우월한 가설로 평가받고 있다.

유동성제약이 소비반응의 비대칭성을 설명할 수 있음을 이론적으로 보여준 연구로는 Carroll and Kimball (1996; 2001) 이 대표적이다. 이들은 불확실성하에서 유동성제약이 존재하거나 효용함수의 형태에 따라 예비적 저축(precautionary savings) 동기가 존재하는 경우 소비함수가 오목한 형태를 띠을 증명하였다. 즉, 일정한 부의 수준에서 소득 감소시 소비의 감소폭이 소득 증가시 소비의 증가폭보다 커진다는 것이다. 뿐만 아니라 이러한 두 가지 요인(유동성제약과 예비적 저축)이 소비반응의 비대칭성을 유발하는 메커니즘은 사실상 서로 동일한 것임을 보였다. 그밖에도 Patterson (1993) 은 간단한 2기간 시점 간 소비선택모형에서 유동성제약이 구속적인 경우 소득의 증가 또는 감소시 소비가 비대칭적 반응을 보일 수 있음을 이론적으로 보였다.

소비의 비대칭성과 관계없이 보다 일반적인 의미에서 항상소득가설의 기각이 유

동성제약을 통해 설명가능한지를 실증적으로 검토한 국내외 연구는 매우 많은 편이다. 대표적으로 Hall and Mishkin(1982), Hayashi(1985), Zeldes(1989), 안주엽·이우현(1999), 차은영(2000) 등을 들 수 있는데, 이들은 대체적으로 항상소득가설의 기각 원인으로서 유동성제약가설의 유효성(validity)을 지지하고 있다. 특히 이중 Zeldes(1989)와 안주엽·이우현(1999), 차은영(2000) 등은 각각 미국과 우리나라의 가계패널자료를 이용하여 금융자산 비중이나 부채 존재여부, 주택을 포함한 총자산가치 등을 기준으로 유동성제약에 직면할 가능성이 높은 그룹(저유동성 그룹)과 그렇지 않은 그룹(고유동성 그룹)을 나누어 그룹별로 항상소득가설의 성립여부를 검정하였다. 그 결과, 저유동성 그룹에서만 항상소득가설이 유의하게 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 이들은 유동성제약의 존재를 통해 항상소득가설에 어긋나는 가계의 소비행태를 상당부분 설명할 수 있다고 주장하였다.

상기한 문헌들이 주로 합리적 기대하의 오일러 방정식(Euler equation)을 추정함으로써 항상소득가설을 검정한 반면, Parker(1999) Souleles(1999; 2002), Johnson et al. (2006) 등은 원천징수세율 또는 세금환급액 등 공표된 조세정책의 변화가 가계소비에 미친 영향을 살펴봄으로써 항상소득가설의 기각여부를 검정하고 기각 원인으로서 유동성제약가설의 유효성을 검토하였다. 그 결과 대부분의 경우 항상소득가설이 기각되었으나 유동성제약가설의 유효성에 대해서는 다소 엇갈리는 결과를 얻었다. 즉, Zeldes(1989)와 유사한 유동성 그룹별 분석을 수행한 결과 Souleles(1999)와 Johnson et al. (2006)은 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻은 반면, Parker(1999)와 Souleles(2002)는 유동성제약의 유의한 효과를 발견할 수 없었다. 한편, Jappelli and Pagano(1989)는 소비의 비대칭성을 직접 분석대상으로 하지는 않았으나, 유동성제약이 강한 나라일수록 소득변화에 대한 소비의 민감도가 높음을 실증적으로 보임으로써 유동성제약과 소비반응행태 간에 밀접한 관계가 있을 수 있음을 시사하였다.

유동성제약과 소비의 비대칭성 간의 관계를 명시적으로 다룬 실증 논문으로는 Shea(1995a)가 대표적이다. Shea(1995a)는 미국의 거시 데이터를 이용하여 예상된 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭 정도를 추정하였다. 분석 결과, 예상소득 증가시 소비가 증가하는 폭보다 예상소득 감소시 소비가 더 큰 폭으로 감소하는 것을 확인하였는데, Shea(1995a)는 이를 유동성제약가설의 예측과는 배치되는 것이라고 해석하였다.<sup>1)</sup> 반면 Altonji and Siow(1987)는 Shea(1995a)와 유사한 방법론을 미

국 패널데이터에 적용한 결과 그와 반대로 미약하게나마 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻었으나 결과가 유의하지는 않았다. 한편 Garcia et al. (1997) 은 미국의 소비패널자료에 내생적 전환회귀모형(endogenous switching regression)을 적용하여 단일 요인이 아닌 다중 요인에 따라 유동성 그룹을 확률적으로 분류하고(즉, 각 유동성 그룹에 속할 확률을 내생적으로 추정하고) 여기에 Shea (1995a)의 모형을 적용한 결과, 저유동성 그룹에서 이론이 예측하는 방향으로 소비반응의 비대칭성이 유의하게 나타나는 등 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻었다.

본고에서는 우리나라 국민계정의 거시자료와 한국노동패널조사 가계패널자료를 이용하여 소득변화에 대한 소비의 비대칭적 반응 여부를 살펴보고, 이러한 비대칭성이 기존 이론의 예측대로 유동성제약가설에 의해 설명가능한지를 실증적으로 검토하고자 한다. 먼저, 거시 소득 및 소비자료와 가계패널자료를 각각 이용하여 소득변화에 대한 소비반응이 비대칭적인지를 확인하였다. 또한 비대칭의 원인으로서 유동성제약가설의 유효성을 검증하기 위해 Zeldes(1989), 안주엽·이우현(1999)에 서와 같이 소득 대비 금융자산 비중 등 이론적 기준에 따라 패널 표본을 고유동성/저유동성 그룹으로 나누고 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭 정도를 그룹 간 비교하였다. 아울러 Shea(1995a)의 모형을 거시자료뿐만 아니라 가계패널자료에 확장·적용하여 예상소득 변화에 대한 소비반응의 비대칭성 여부를 살펴보고, 그 정도를 유동성 그룹 간 비교함으로써 Shea의 이론적 논의대로 유동성제약가설이 소비의 비대칭성을 설명할 수 있는지를 직접적·실증적으로 검증하였다.<sup>2)</sup>

분석 결과, 거시 및 가계패널자료 모두에서 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭성이 유의하게 나타났다. 즉, 소득이 증가할 때의 소비 증가폭에 비해 소득이 감소할 때의 소비 감소폭이 더 크고 유의하게 나타났다는 것이다. 이러한 소비반응의 비대칭성은 유동성제약에 직면할 가능성이 높은 그룹, 즉 저유동성 그룹에서 보다 두드러지게 나타났다. 한편 가계패널자료에 Shea(1995a)의 모형을 확장·적용한

1) 본고에서는 Shea(1995a)의 모형을 우리나라의 거시 및 가계패널자료에 적용한 결과 그와는 정반대의 결과를 얻었다. 즉, 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻은 것이다. Shea의 모형에 대한 자세한 논의는 제Ⅱ장 제2절과 제Ⅲ장 3절 2항을 참조.

2) 뒤에서 부언하겠지만 본고의 기여는 단순히 Shea의 모형을 우리나라 거시자료에 적용했을 때 미국과는 정반대의 결과, 즉 유동성제약의 존재가능성을 확인했다는 것뿐만 아니라 동 모형을 가계패널자료에 확장·적용하여 유동성 그룹별로 추정함으로써 유동성제약의 존재가 소비 반응 비대칭의 원인이 될 수 있음을 직접적으로 보여주었다는 데 있다.

결과, 이론적 논의와 부합하게도 소비반응 비대칭의 원인으로서는 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻었다. 결론적으로 우리나라 가계의 소비에는 비대칭성이 존재하며 이러한 비대칭성은 상당부분 가계가 직면하는 유동성제약을 통해 설명할 수 있는 것으로 판단된다.

이후 논문은 다음과 같이 전개된다. 제Ⅱ장에서는 국민계정의 거시 소득 및 소비 자료를 대상으로 소비반응의 비대칭성 및 유동성제약의 존재 여부를 검증해본다. 제Ⅲ장에서는 한국노동패널조사 자료를 이용한 패널분석을 통해 가구별 소비반응의 비대칭성 여부를 살펴보고 유동성 그룹별로 소비반응의 비대칭 정도를 비교한다. 또한 Shea(1995a)의 모형을 동 패널자료에 적용하여 소비 비대칭의 원인으로서는 유동성제약가설의 유효성을 추가적으로 검증한다.

## Ⅱ. 총소비 반응의 비대칭성: 거시자료 분석

### 1. 총소비 반응의 비대칭성

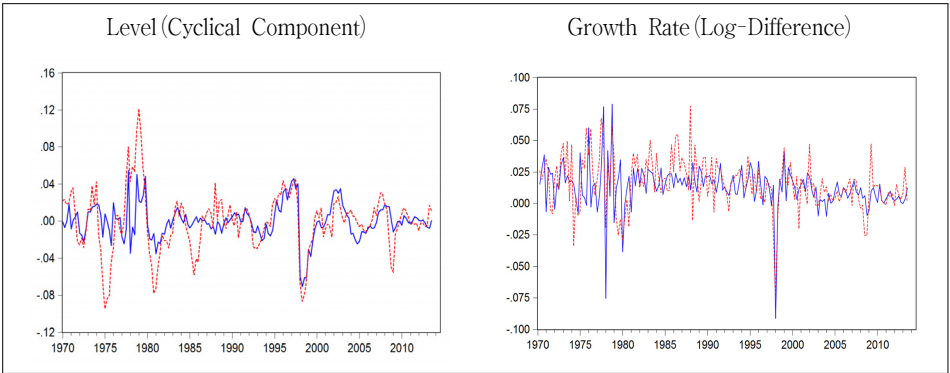
본절에서는 우리나라의 실질국민총소득(GNI)과 가계의 총소비지출과 같은 거시 총량자료를 중심으로 소득변화에 대한 소비의 비대칭적 반응여부를 살펴본다. 〈Figure 1〉은 1970년 1분기부터 2013년 3분기까지의 우리나라 실질GNI와 비내구재 및 서비스에 대한 가계소비지출의 변화를 보여준다.

먼저 원편의 소득 및 소비수준에 대한 그림을 보면 앞서 서론에서 살펴본 바대로 외환위기 전후 상당한 변화가 보인다. 외환위기 이전에 소득변동성이 큰 상황에서 상대적으로 안정적이었던 소비는 외환위기를 거치면서 경기에 대한 민감도가 확대되어 소득 대비 상대적인 변동성이 크게 증가하는 모습을 보인다.<sup>3)</sup> 오른쪽의 증가

3) 단, 글로벌 금융위기 이후에는 소비의 변동성이 상대적으로 뿐만 아니라 절대적으로도 감소하는 등 이전과 다소 다른 흐름을 보인다. 예를 들어 외환위기 이후에서 금융위기 이전(1999Q3~2008Q3)까지 HP(Hodrick- Prescott) 추세를 제거한 국민총소득의 표준편차는 1.340이었다가 금융위기 이후(2008Q4~2013Q3)에는 1.850으로 상승하였다. 반면, 같은 기간 민간소비의 표준편차는 2.232에서 1.378로 오히려 하락하는 등 정반대의 움직임을 보였다. 따라서 평균적인 소비반응의 비대칭성 여부 및 유동성제약과의 관계를 살펴보는 것을 목적으로 하는 본고와 달리, 소비 변동성에 초점을 맞추거나 소비 비대칭성의 역사적 추이를 분석하는 것이 주목적인 분석에서는 기간 구분을 좀 더 세분화할 필요가 있음에 유의하여야 한다.

을 기준의 그림을 보면 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭성이 보다 뚜렷하게 보인다. 즉, 소득 증가시 소비가 따라서 증가하는 경우보다 소득 감소시 소비가 따라서 감소하는 경우가 상대적으로 더 빈번함을 알 수 있으며 소비의 반응폭도 감소할 때가 훨씬 더 크다. 특히 이러한 경향은 외환위기 이후 좀 더 두드러지는 것으로 나타난다.

〈Figure 1〉 Aggregate Consumption and Income



Note: The solid line is household's non-durables and service consumption expenditure, and the dashed line denotes real GNI. Both series are logged and HP-filtered.

Note: The solid line is the growth rate of household's non-durables and service consumption expenditure, and the dashed line denotes that of real GNI.

이제 소득변화에 대한 소비의 비대칭적 반응 여부를 보다 자세히 검토하기 위해 통계적 검정을 실시해보자. 〈Table 2〉는 전체 표본기간(1970Q1~2013Q3)의 소비 수준 또는 소비증가율을 소득수준 또는 소득증가율로 회귀분석하고 난 결과, 도출된 잔차의 분포적 특성을 통계적으로 검정한 것이다. 먼저 잔차의 왜도값을 살펴보면, 소비수준과 소비증가율의 두 경우 모두 왜도가 음(-)으로 나타났다. 즉, 소득 증가시 소비가 증가하는 정도보다 소득 감소시 소비가 감소하는 정도가 평균적으로 더 크다는 것이다. 또한 잔차의 왜도를 분포가 대칭적인 경우(정규분포의 경우)와 비교하기 위한 Jarque-Bera 검정 통계량<sup>4)</sup>의 p값을 비교해 보면, 수준과 증가율 모

4) 보다 더 정확히 말하면 Jarque-Bera 검정 통계량을 D'Agostino et al. (1990)의 방법에 의해 표본크기에 따라 수정한 통계량 중 왜도에 관련된 부분만을 의미한다.

두에서 왜도가 통계적으로 유의하게 0과 다름을 알 수 있다. 다음으로 잔차가 음(-)인 경우의 조건부 분산( $Var(\hat{\epsilon}_t|\hat{\epsilon}_t < 0)$ )과 양(+)인 경우의 조건부 분산( $Var(\hat{\epsilon}_t|\hat{\epsilon}_t > 0)$ ) 간의 비율을 구해보면 수준과 증가율, 두 경우 모두에서 그 비율이 1보다 유의하게 큼을 알 수 있다. 다시 말하면, 대칭적 소비함수에 의해 설명되지 않는 소비 증감분 가운데 소비가 감소할 때의 폭이 소비가 증가할 때의 폭보다 평균적으로 더 크고 양자 간 차이가 통계적으로도 유의하다는 것이다. 이 역시 소비반응의 비대칭성을 뒷받침하는 증거가 된다.

〈Table 2〉 Test of Asymmetry in Aggregate Consumption Response

Equation ①:  $\ln C_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln Y_t + \epsilon_{1,t}$  (1)

Equation ②:  $\Delta \ln C_t = \alpha_2 + \beta_2 \Delta \ln Y_t + \epsilon_{2,t}$

Residuals	Skewness (p-value <sup>1</sup> )	Negative (-) Residuals' Variance/ Positive (+) Residuals' Variance (p-value <sup>2</sup> )
Equation ① ( $\epsilon_{1,t}$ )	-0.385** (0.036)	1.830*** (0.003)
Equation ② ( $\epsilon_{2,t}$ )	-0.726*** (0.000)	1.378* (0.071)

Note: 1. The null hypothesis is that the residuals' skewness is equal to that of the normal distribution (skewness=0).  
2. The null hypothesis is that the ratio of two variances is equal to 1. The alternative hypothesis is that the ratio is larger than 1 (one-sided F-test).  
3. \*, \*\*, and \*\*\* denote that the null hypothesis is rejected at the significance level of 10%, 5%, and 1%, respectively.

이제 소비반응의 비대칭 여부뿐만 아니라 비대칭의 정도를 살펴보기 위해 다음과 같은 더미변수를 이용한 회귀분석을 실시한다. 〈Table 3〉은 다음의 두 식을 OLS 또는 2SLS(two stage least squares)를 통해 회귀추정한 결과를 정리한 것이다.

$$\Delta c_t = \alpha + \beta \Delta y_t \times I_{\Delta y_t < 0} + \gamma \Delta y_t \times I_{\Delta y_t \geq 0} + \epsilon_t \tag{2}$$

$$\Delta c_t = \alpha + \beta \Delta y_t \times I_{\Delta y_t < 0} + \gamma \Delta y_t \times I_{\Delta y_t \geq 0} + \delta \Delta r_t + \epsilon_t \tag{3}$$



여기서  $\Delta c_t$ 는 가계의 비내구재 및 서비스 소비지출의 로그차분값이며  $\Delta y_t$ 는 실질GNI의 로그차분값이다. 한편  $I_{\Delta y_t < 0}$ 는 실질소득이 감소한 경우( $\Delta y_t < 0$ ) 1이고 아니면 0인 더미변수이며, 반대로  $I_{\Delta y_t \geq 0}$ 는 실질소득이 증가한 경우( $\Delta y_t \geq 0$ ) 1이고 아니면 0이 되는 더미변수이다. 여기서  $\beta$ 와  $\gamma$ 의 크기를 서로 비교함으로써 소득변화에 대한 소비의 비대칭적 반응의 정도를 측정할 수 있다. 아울러 이자율을 통제한 경우의 영향을 살펴보기 위해 실질이자율의 차분항<sup>5)</sup> ( $\Delta r_t$ )을 설명변수로 추가한 모형(식 (3))도 함께 추정하였다.

〈Table 3〉 Asymmetry in Aggregate Consumption Response(Regression Analysis)<sup>1</sup>

Regressors	OLS		2SLS <sup>2</sup>	
	Equation (2)	Equation (3)	Equation (2)	Equation (3)
$\Delta y \times I_{\Delta y < 0}$	0.978*** (3.870)	0.910*** (3.649)	1.486*** (3.803)	1.697*** (3.437)
$\Delta y \times I_{\Delta y \geq 0}$	0.143 (1.582)	0.150* (1.664)	0.152 (0.622)	0.134 (0.526)
$\Delta r$	-	-0.098 (-1.113)	-	0.170 (0.897)
F Stat. (H0: $\beta = \gamma$ ) [p-value]	8.751*** [0.004]	7.529*** [0.007]	5.559** [0.020]	5.540** [0.021]
Adjusted $R^2$	0.412	0.422	0.401	0.346
Durbin-Watson statistics	2.107	2.167	1.901	1.856

Note: 1. Numbers in parentheses are t values calculated using Newey-West HAC (Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent) covariance matrix.

2. Instruments for 2SLS contain the lag variables(within past two years(eight quarters)) of real GNI difference ( $\Delta y_t$ ) and real interest rate difference( $\Delta r_t$ ).

3. \*, \*\*, and \*\*\* denote the significance of 10%, 5%, and 1%, respectively. The sample period is 1987Q1~2013Q3.

5) 실질이자율은 5년 만기 국민주택채권(1종)의 수익률을 농산물 및 석유류 제외(근원) 소비자물가상승률로 실질화하여 구하였다. 동 이자율계열이 1987년 1분기부터 존재하므로 표본기간을 이에 맞추어 조정하였다.

추정 결과, OLS는 물론이고 내생성을 고려한 2SLS의 경우에도  $\beta$ 가  $\gamma$ 보다 추정값이 훨씬 크고 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 추정된  $\beta$ 값은 모든 모형과 추정방법에 걸쳐 1% 수준에서 유의한 것으로 나타난 반면,  $\gamma$ 값은 거의 대부분의 경우에서 0과 유의하게 다르지 않았다. 또한 가설  $\beta = \gamma$ 를 F검정한 결과, 최대 5% 유의수준에서 두 계수가 동일하다는 귀무가설이 기각되었다. 결론적으로, 총소득이 증가하는 경우보다 총소득이 감소하는 경우 총소비는 더욱 민감하게 반응하며 이러한 반응의 비대칭적 차이는 통계적으로 유의하다고 할 수 있다.

## 2. 총소비 반응의 비대칭성과 유동성제약

지금까지 거시 소득과 소비자료를 바탕으로 총소득변화에 따른 총소비의 반응에 비대칭성이 존재함을 확인할 수 있었다. 머리말에서 살펴본 바와 같이 유동성제약의 존재는 이러한 소비반응의 비대칭성을 설명할 수 있는 주요 요인 중 하나이다. 본절에서는 유동성제약의 존재 여부를 검증하기 위해 Shea (1995a)의 모형을 우리나라 거시자료에 적용해본다.

Shea (1995a)의 추론에 따르면 유동성제약이 존재하고 구속적인 경우, 예상소득이 증가할 때의 소비증가폭이 예상소득이 감소할 때의 소비감소폭보다 커야 한다. 왜냐하면 미래에 소득이 감소할 것으로 예상되는 경우에는 현재 소비를 즉각 줄이고 저축을 늘림으로써 소비변동을 줄일 수 있으나, 미래에 소득이 증가할 것으로 예상되는 경우에는 유동성제약의 존재 때문에 미래 소득증가를 담보로 현재소비를 늘릴 수가 없으므로 소비의 평활화가 어렵기 때문이다. 이러한 추론에 기초하여 Shea는 항상소득가설의 기각 원인으로서 유동성제약가설의 유효성을 검증하기 위해 소득의 과거 시차변수 등 도구변수를 이용, 예상되는 소득변화를 추정하고 이러한 소득변화에 따른 소비의 반응폭을 예상소득이 증가하는 경우와 감소하는 경우로 나누어 추정·비교하였다.

한편 본절에서는 유동성제약의 존재 여부를 검증하기 위해 Shea의 방법론을 우리나라 거시자료에 적용해본다. 이를 위해 추정한 모형은 다음과 같다.

$$\Delta c_t = \alpha + \lambda_1 \Delta \hat{y}_t \times I_{\Delta \hat{y}_t > 0} + \lambda_2 \Delta \hat{y}_t \times I_{\Delta \hat{y}_t < 0} + \beta \Delta r_t + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서  $\Delta c_t$ 는 비내구재 및 서비스 소비지출의 증가율(로그차분값)이며  $\Delta \hat{y}_t$ 는 실질GNI 증가율(로그차분값)의 예상치이다. 실질GNI 증가율의 예상치는 Shea (1995a)의 도구변수 집합을 참조하여 실질GNI 증가율 및 비내구재 및 서비스 소비지출 증가율의 과거 시차변수값을 도구변수로 활용하여 추정하였는데,<sup>6)</sup> 구체적으로 과거 4분기, 6분기, 8분기까지의 시차변수 값을 순차적으로 도구집합에 포함시키면서 동 분석을 반복 수행하였다.<sup>7)</sup> 여기서  $I_{\Delta \hat{y}_t > 0}$ 은 추정한 예상 소득증가율이 양(+)인 경우 1이고 아니면 0이 되는 더미변수인 반면,  $I_{\Delta \hat{y}_t < 0}$ 은 추정한 예상 소득증가율이 음(-)인 경우 1이고 아니면 0이 되는 더미변수이다. 따라서  $\lambda_1$ 과  $\lambda_2$ 는 각각 예상소득이 증가 또는 감소할 경우 소비증가율의 반응정도를 나타내는 계수이며 우리의 관심대상은 과연  $\lambda_1$ 과  $\lambda_2$  중 어느 것이 더 크고 유의한가라고 할 수 있다. 마지막으로  $\Delta r_t$ 은 실질이자율의 차분값<sup>8)</sup>으로, 앞서와 같이 5년 만기 국민주택채권(1종)의 수익률을 농산물 및 석유류 제외(근원) 소비자물가상승률로 실질화하여 구하였다.

<Table 4>는 식 (4)를 각각의 도구변수 집합에 대해 추정한 결과를 보여주고 있다. 예상소득이 증가할 경우 소비증가율의 반응폭을 나타내는  $\lambda_1$ 의 경우, 부호가 양(+)으로 이론과 부합하는 것은 물론이고 모든 도구집합에 대해 1% 수준에서 유

6) 도구변수 집합을 이용하여 예상소득과 함께 예상이자율을 동시 추정한 Shea (1995a)와 달리 본고에서는 이자율의 경우 예상치가 아닌 실측치를 설명변수로 사용하였다. 따라서 Shea의 도구변수 집합에서 이자율 수준 및 차분변수는 제외하였다.

7) Shea (1995a)는 도구변수 집합에서 바로 이전 기간, 즉 t-1기의 시차변수를 제외하였는데, 이는 기간평균(time-averaging) 및 집계편의(aggregation bias)와 소비의 내구성에 따라 존재할 수 있는 내생성 문제를 감안하기 위함이었다. 본고에서도 같은 이유로 t-1기를 제외한 t-2기 이전의 시차 변수만을 도구로 사용하여 동 추정을 수행해 보았는데, 그 결과 추정계수의 부호와 상대적인 크기에는 변화가 없었으나 전반적으로 통계적 유의성이 크게 떨어졌다. 이는 1단계 회귀모형(first stage regression)의  $R^2$ 가 도구변수의 시차에 따라 최대 0.08에 그치고, adjusted  $R^2$ 는 시차와 관계없이 모두 음(-)이 되는 등 약한 도구변수(weak instrument)의 문제에 기인하는 것으로 판단된다. 따라서 본고에서는 t-1기를 포함한 과거 시차변수를 도구로서 활용되, 근접 기간 변수 간에 존재할 수 있는 내생성을 최소화하기 위해 보다 과거의 시차변수를 가급적 많이 포함하도록 도구변수의 최대 과거시차를 1년(4분기) 이상으로 설정하였다.

8) 실질이자율 수준에 대해 ADF 단위근 검정을 실시한 결과 5% 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 실질이자율 수준을 사용한 Shea (1995a)에서와 달리 본고에서는 실질이자율의 차분값을 설명변수로 사용하였다.

의함을 알 수 있다. 반면 예상소득이 감소할 경우의 소비증가율 반응폭을 나타내는  $\lambda_2$ 는 모든 도구집합에 대해 0과 유의하게 다르지 않았다. 귀무가설  $\lambda_1 = \lambda_2$ 을 F검정한 결과, 과거 4분기까지의 시차변수를 도구로 사용한 경우만 제외하고 나머지 모든 경우에서 두 계수가 같다는 귀무가설을 (최대 10% 유의수준에서) 기각하였으며 도구집합에 더 많은 과거 시차변수가 포함될수록 통계적 유의성은 높아졌다.

〈Table 4〉 Asymmetry in Aggregate Consumption Response to Predicted Income Change  
(Shea(1995a) Model)

Instrument Group	Coefficient Estimates <sup>1</sup>			F Stat. (H0: $\lambda_1 = \lambda_2$ ) (p-value)
	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\beta$	
Past 4-quarter Lag Variables	0.686*** (2.862)	0.093 (0.657)	-0.465 (-1.546)	2.582 (0.111)
Past 6-quarter Lag Variables	0.746*** (2.887)	0.047 (0.296)	-0.461* (-1.662)	2.918* (0.091)
Past 8-quarter Lag Variables	0.662*** (2.935)	-0.168 (-0.602)	-0.463 (-1.573)	7.365*** (0.008)

Note: 1. Numbers in parentheses are t values.  
2. \*, \*\*, and \*\*\* denote the significance of 10%, 5%, and 1%, respectively. The sample period is 1987Q1~2013Q3.

결론적으로 우리나라 거시자료를 이용하여 예상소득 변화에 대한 소비반응을 살펴본 결과, 예상소득 감소시의 소비증가율의 반응폭보다 예상소득 증가시의 반응폭이 통계적으로 유의하게 큰 것으로 나타났다. Shea의 논의에 따르면 이러한 예상소득변화에 대한 소비증가율 반응의 비대칭성은 유동성제약의 존재를 뒷받침하는 실증적 증거가 된다.<sup>9)</sup>

다만, 여기서 Shea 모형의 중요한 한계는 정의상 비관측 변수인 예상소득을 추

9) 미국 시계열 데이터를 대상으로 한 Shea (1995a)의 연구에서는 분석결과가 본고와 정반대로 나타났다. 즉, 예상소득 감소시 소비증가율의 반응폭이 예상소득 증가시의 반응폭보다 더 큰 것으로 나타났는데, 이는 앞서 본문에서 언급했듯이 유동성제약가설의 예측과는 상반되는 것이다. Shea는 이러한 전도된 비대칭성 (perverse asymmetry)의 원인을 소비주체들의 손실기피성향(loss aversion)으로 설명했다. 반면, 패널자료를 대상으로 분석한 Altonji and Siow (1987)와 Garcia et al. (1997)은 본고와 동일한 형태의 비대칭성(예상소득 증가시 소비증가율의 반응폭이 예상소득 감소시의 반응폭보다 더 큼을 의미)을 발견함으로써 유동성제약가설을 지지하는 결과를 얻은 바 있다.

정하는 과정에서 추정오차의 문제가 개입한다는 점이다. 특히 Shea (1995a) 에서와 같이 기간평균 및 집계편의 등에 기인하는 내생성 문제에 보다 취약한 거시 총량자료를 이용할 경우, 이러한 추정오차는 더욱 중요한 왜곡요인이 될 수 있다.<sup>10)</sup>

### Ⅲ. 가구별 소비반응의 비대칭성: 패널 분석

지금까지 거시 총량자료를 통해 소득변화에 따른 총소비의 반응이 비대칭적임을 알 수 있었다. 또한, Shea (1995a) 의 모형을 추정함으로써 비대칭성을 유발하는 하나의 요인인 유동성제약이 존재할 가능성도 확인하였다. 그러나 유동성제약과 소비의 비대칭적 반응의 관계를 보다 명확히 살펴보기 위해서는 개별 소비주체의 유동성상황을 파악하고 이에 따라 소비반응이 어떻게 달라지는지를 개인 혹은 가구수준의 미시적 자료를 통해 비교할 필요가 있다.

본장에서는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)의 가계패널자료를 이용하여 가구별 소비반응에 비대칭성이 존재하는지 살펴본 후, 유동성 제약의 정도에 따라 그룹을 나누어 소비의 비대칭 정도를 그룹 간 비교해본다. 또한 Shea (1995a) 의 모형을 가구 패널자료에 확장·적용하여 예상된 소득변화에 따른 가구소비의 반응이 유동성제약 정도에 따라 어떻게 달라지는지 살펴봄으로써 유동성제약과 소비 비대칭성의 관계를 보다 직접적으로 검증한다.

#### 1. 자료 및 변수 설정

분석대상 자료는 KLIPS의 2000~2011년 기준<sup>11)</sup> 자료이다. 분석을 위한 설명변수로서 먼저 가구소득은 세후 연소득 기준이고 근로소득, 금융소득, 부동산소득,

10) 한편 Shea (1995b) 는 집계편의 등의 문제에서 비교적 자유로운 미시자료를 이용하는 동시에 예상소득 추정시 소득에 대한 외생적 변이를 이용함으로써 추정시 개입될 수 있는 내생성의 문제를 해결하고자 하였다. 본고 역시 이후 Ⅲ장의 패널분석에서 미시 패널자료에 도구변수 추정법을 적용함으로써 예상소득 추정과 관련된 내생성 및 이에 따른 추정오차의 문제를 해소하고자 하였다.

11) 한편 조사 실시 연도는 2001~2012년(4~15차 조사 연도)인데, 이같이 조사 실시 연도와 조사 대상 연도 간에 1년씩 차이가 나는 것은 소득, 소비 등 주요 조사항목들이 모두 조사시점의 지난 해 기준이기 때문이다.

사회보험, 이진소득, 기타소득으로 구성된다. 조사 1차 연도 당시에는 지난 1년간의 월평균소득, 2~3차 연도는 작년 한해의 월평균소득을 측정대상으로 한 반면, 4차 이후부터는 작년 한해의 연간총소득을 대상으로 했다는 점에서 조사 연도별 소득개념에 다소 차이가 있다. 본고에서는 조사항목의 일관성 유지를 위해 4~15차 조사 연도의 표본가구 중에서 동 기간에 걸쳐 가구소비와 가구소득 등 주요 항목의 관측치가 빠짐없이 존재하는 총 1,822가구를 최종 분석대상으로 하여 균형패널(balanced panel)을 구축하였다.

가구소비의 경우, 조사항목에는 월평균 소비총액으로 기재되므로 이를 연간 총소비 기준으로 변환하여 사용하였다. 또한 가구특성을 나타내는 설명변수들로 가구원수, 가구주 성별, 연령, 학력수준을 사용하였으며, 그밖에 가계의 재무상태를 반영하는 변수로서 총자산<sup>12)</sup>과 총부채<sup>13)</sup>를 추가하였다. <sup>14)</sup> 〈부록 1〉의 기초통계량에서 보듯이 전체 가구의 표본기간 동안의 가구당 평균 소득은 약 3,450만원이었고 평균 소비액은 약 2,200만원이었으며 가구주 평균연령은 55.4세, 평균 가구원수는 3.3명이었다.

소득, 소비, 총자산, 총부채 자료는 모두 GDP디플레이터를 이용하여 실질화하였으며 가구소득과 소비 등 주요 변수에 대한 패널 단위근 검정 결과<sup>15)</sup> 및 자료 차분시 발생하는 정보의 소실을 감안하여 이후 분석(식 (5) 추정시)에는 차분변수 대신 수준변수를 사용하였다.

## 2. 가구별 소비반응의 비대칭성 여부

본절에서는 먼저 가구별 소비반응의 비대칭 여부를 살펴보기 위해 다음과 같은 패널 모형을 전체 표본가구에 대해 추정하였다.

12) 구체적으로 총자산은 부동산자산과 금융자산으로 대별된다. 이중 부동산자산의 경우, 소유부동산 시가총액과 전세금 또는 임대보증금 총액의 합이다. 금융자산의 경우, 은행예금, 주식/채권/신탁, 저축성보험, 아직 타지 않은 게, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈, 기타 등 6가지 항목의 총합이다.

13) 총부채는 금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금 또는 임대보증금 받은 것, 미리 타고 앞으로 부어야 할 게, 기타 등 6가지 항목의 총합이다.

14) 주요 가구특성 변수의 기초통계량은 〈부록 1〉 참조.

15) 패널 단위근 검정결과는 〈부록 2〉 참조. 검정 결과, 가구소득과 소비자료 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 강하게 기각하는 것으로 나타났다.

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t}^- + \beta_2 D_{i,t}^- Y_{i,t} + \beta_3 D_{i,t}^+ Y_{i,t} + Z_{i,t}' \beta_4 + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

여기서  $C_{i,t}$ 는 가구별 실질소비,  $Y_{i,t}$ 는 가구별 실질소득이며  $Z_{i,t} (= [H_{i,t}', F_{i,t}', YD_t']')$ 는 기타 통제변수들의 벡터이다. 통제변수 가운데 먼저 가구특성변수 ( $H_{i,t}$ )에는 가구원 수와 가구주의 성별, 교육수준, 연령이 포함되는데 생애주기별 소비패턴을 반영하기 위해 가구주 연령의 제곱항도 추가하였다. 아울러 가구의 재무상태를 반영하는 변수( $F_{i,t}$ )로서 가구별 총자산 및 총부채액을 포함하고, 여기에 연도별 더미( $YD_t$ )를 추가하여 거시경제요인에 따른 패널개체 간 동시적 상관관계의 효과를 최대한 통제하고자 하였다.  $D_{i,t}^-$ 와  $D_{i,t}^+$ 는 각각 가구의 소득이 전기 대비 감소 또는 증가하면 1이 되고 반대이면 0이 되는 더미변수로서 소비반응의 비대칭 여부를 살펴보기 위한 핵심 설명변수가 된다.<sup>16)</sup> 여기서 전기 대비 현재 소득이 감소 또는 증가한 경우의 소비반응의 민감도를 나타내는  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 의 크기 및 유의성의 차이가 우리의 주요 관심대상이 된다.

식 (5)가 다양한 개체를 포함한 패널 모형이고 모형의 설명변수가 종속변수와 동일 시점 변수임을 감안할 때, 추정에 앞서 적합한 패널모형을 선택하고 모형의 내생성 여부를 검정할 필요가 있다. 모형 선택을 위한 F검정 및 Hausman 검정 결과, 통합(pooled) OLS모형 또는 임의효과 모형에 비해 패널개체의 이질성을 고려하는 고정효과 모형이 보다 적합한 것으로 판단된다. 또한 설명변수와 오차항 간의 내생성 여부를 살펴보기 위한 Hausman 및 Difference-in-Sargan 검정 결과, 모형이 외생적이라는 귀무가설이 대체로 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 이후의 분석에서는 주로 고정효과 모형을 중심으로 분석을 수행하되, 일반적인 고정효과 모형과 함께 도구변수 추정(고정효과 도구변수모형: Fixed-effect Instrumental Variables Regression)을 병행하였다(모형 선택 및 내생성 점검을 위한 검정 결과는 <부록 3> 참조).

식 (5)의 추정을 위한 도구변수로는 과거 1년에서 4년 전까지의 실질소득 수준

16) 한편 본 모형에서는 소비의 주요 결정요인 중 하나인 이자율을 설명변수에서 제외하였는데, 이는 회사채, 국고채금리 등 거시 시장이자율자료를 설명변수로 추가할 경우 기포화된 연도별 더미와의 다중공선성(multicollinearity) 때문에 추정이 불가능한 기술적인 문제와 함께 가계 소비에 직접적으로 영향을 미치는 것은 총량 시장이자율이 아니라 (자료구독이 불가능한) 개별 가계가 직면하는 예금 또는 대출금리라는 점을 감안한 것이다.

및 증감분으로 구성된 다음과 같은 5개의 집합을 사용하였다(〈Table 5〉 참조). 설명 변수로서 이자율이 포함되고 도구변수 집합을 이용하여 예상소득과 함께 예상이자율을 동시 추정한 Shea (1995a)와 달리 본고의 모형에서는 (가구특성을 나타내는 통제변수를 논외로 하면) 가구소득이 유일한 설명변수이므로, Shea (1995a)의 도구변수 집합에 있던 이자율 및 이와 관련된 소비 변수는 제외하고 순수하게 소득의 과거 시차변수만으로 도구집합을 구성하였다.

〈Table 5〉 Instrument Lists

Group Number	Instruments
1	$Y_{i,t-1}, Y_{i,t-2}, \Delta Y_{i,t-1}, \Delta Y_{i,t-2}$
2	$Y_{i,t-1}, Y_{i,t-2}, Y_{i,t-3}, \Delta Y_{i,t-1}, \Delta Y_{i,t-2}, \Delta Y_{i,t-3}$
3	$Y_{i,t-1}, Y_{i,t-2}, Y_{i,t-3}, Y_{i,t-4}, \Delta Y_{i,t-1}, \Delta Y_{i,t-2}, \Delta Y_{i,t-3}, \Delta Y_{i,t-4}$
4	$Y_{i,t-2}, Y_{i,t-3}, \Delta Y_{i,t-2}, \Delta Y_{i,t-3}$
5	$Y_{i,t-2}, Y_{i,t-3}, Y_{i,t-4}, \Delta Y_{i,t-2}, \Delta Y_{i,t-3}, \Delta Y_{i,t-4}$

여기서  $Y_{i,t-1}, \Delta Y_{i,t-1}$ 는 각각  $t-1$ 기  $i$ 가구의 실질소득 수준 및 증감분을 나타낸다.

〈Table 6〉은 식 (5)를 전체 표본에 대해 추정한 결과를 정리한 것이다. 먼저 주요 가구특성변수들의 계수추정치들은 대체로 이론과 부합하는 방향으로 유의하게 추정되었다. 가구원수가 많을수록, 가구주가 남성일수록, 가구주의 교육수준이 높을수록, 또한 총자산수준이 높을수록 소비가 증가하였다. 한편 가구주 연령의 제공향은 음(-)의 방향으로 유의하게 나타났는데, 이는 특정 수준의 가구주 연령에서 가계소비 중 소득의 효과를 제외한 부분이 최대가 됨을 의미한다.<sup>17)</sup>

17) 추정계수를 토대로 소비가 최대가 되는 연령대를 살펴보면 통합OLS와 임의효과모형의 경우 50대 초반에서 최대가 되는 반면 고정효과 모형의 경우는 73세 정도에서 소비가 최대가 된다. 언뜻 보면 일반적인 생애주기모형(life-cycle model)의 관점에서는 통합OLS 및 임의효과모형의 결과가 고정효과모형의 결과보다 상식에 부합하는 것으로 보인다. 그러나 추정식 (5)에서 보듯이 가구주 연령의 계수추정치는 연령에 따른 소비 수준의 변화 가운데 소득에 의해 설명되지 않는 부분만을 반영함에 유의할 필요가 있다. 소비 가운데 소득에 의해 설명되지 않는 부분이 주로 축적된 자산에 의한 것이라고 보면 노년으로 갈수록 이 부분이 더 커지는 것이 이론적으로 보다 자연스러운 결과인 것으로 판단된다. 실제 소비 자료(통계청 가구동향조사)에서도 가구주 연령별 평균소비성향은 50대에서부터 고연령으로 갈수록 증가하여 전 연령을 통틀어



〈Table 6〉 Asymmetry in Households' Consumption Responses(Equation (5))

	Pooled OLS(1)	Pooled OLS(2)	Fixed Effect	Random Effect
Decrease-in-Income Dummy ( $D_{i,t}^-$ )	-879.226*** (126.176)	-605.054*** (78.725)	-250.926*** (46.450)	-367.562*** (52.196)
Decrease-in-Income Dummy×Income ( $D_{i,t}^- \times Y_{i,t}$ )	0.482*** (0.017)	0.311*** (0.013)	0.086*** (0.014)	0.165*** (0.013)
Increase-in-Income Dummy×Income ( $D_{i,t}^+ \times Y_{i,t}$ )	0.189*** (0.026)	0.128*** (0.020)	0.051*** (0.011)	0.080*** (0.014)
Number of Household Members		328.115*** (18.085)	362.101*** (18.203)	366.657*** (16.136)
Gender of Household Head (Female: 1, Male: 0)		-44.555 (44.281)	-	-26.453 (52.119)
Age of Household Head		67.932*** (9.014)	280.220*** (14.317)	129.112*** (9.467)
Square of the Age of Household Head		-0.677*** (0.079)	-1.912*** (0.114)	-1.228*** (0.086)
Education Level of Household Head		73.463*** (5.057)	-	94.526*** (6.011)
Total Asset		0.005*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Total Debt		0.010*** (0.004)	-0.001 (0.001)	0.004** (0.002)
F Statistics ( $H_0: \beta_2 = \beta_3$ )	80.587***	88.068***	6.252**	38.114***
[p-value]	[0.000]	[0.000]	[0.012]	[0.000]
Obs.	20,042	20,042	20,042	20,042
R <sup>2</sup>	0.436	0.592	0.194	0.179

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

2. Numbers in parentheses are standard errors calculated using Newey-West HAC covariance matrix.

3. The coefficient estimates of constant term and year dummy are not reported.

70대에서 가장 높은 것으로 나타났다(권규호·오지윤(2014) 참조).

오히려 여타 모형(통합OLS와 임의효과모형)에서 50대 초반에 소비가 극대화되는 것은, 소득 이외에 가구별 소비 수준에 영향을 미치는 여타 요인을 통제하는 고정효과 모형과 달리 이들 모형은 패널개체 간 이질성을 고려하지 못하므로 개체 간(between sample) 차이가 계수 추정에 잘못 반영되면서 나타나는 왜곡 때문인 것으로 사료된다. 즉, 개별 가구(within sample)로 볼 때는 소득에 의해 설명되지 않는 소비가 노년으로 갈수록 증가하지만, 가구 횡단면으로 볼 때는 연령별 소득구조와 유사하게 50대 정도에 소비가 극대화되는 것처럼 나타날 수 있기 때문이다.

한편 주요 관심대상인  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ , 즉 소득감소더미×소득 및 소득증가더미×소득 교차항의 계수를 비교하면, 추정방법과 관계없이 일관되게  $\beta_2$ 의 추정치가 더 큼을 알 수 있다.  $\beta_2 = \beta_3$ 의 귀무가설을 F검정한 결과 모든 경우에 대해 최대 5% 유의 수준에서 귀무가설이 기각되었다. 이는 전기 대비 가구소득이 증가할 때 가구소비가 증가하는 폭보다 소득이 감소할 때 소비가 감소하는 폭이 통계적으로 유의하게 크다는 것을 의미한다. 앞서 거시자료 분석의 경우와 마찬가지로 가구소비가 소득 증가 및 감소에 대해 비대칭적으로 반응함을 확인할 수 있다.

내생성을 고려하여 같은 식 (5)에 대해 고정효과 도구변수모형을 추정한 결과가 <Table 7>에 정리되어 있다. 결과를 살펴보기에 앞서 도구변수의 외생성을 점검하기 위해 Hansen J 통계량을 통해 과대식별(over-identification) 검정을 수행한 결과 모든 도구집합에 대해 5% 유의수준에서 도구변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 한편 도구변수의 적절성을 보여주는 1단계 회귀모형의 partial  $R^2$ 를 비교하면 도구집합 1-3에 비해 도구집합 4, 5의 경우가 상당히 작음을 알 수 있다. 즉, 도구집합 4, 5의 현재소득 수준에 대한 설명력이 도구집합 1-3에 비해 크게 떨어짐을 의미한다. 이는 도구집합 4, 5에는 도구집합 1-3과 달리 바로 전기의 소득에 대한 정보가 누락되어 있기 때문인 것으로 판단된다. 이후에도 언급하겠지만 이

<Table 7> Asymmetry in Households' Consumption Responses(Fixed-Effect IV Model)

IV Group	Coefficient Estimates		F Statistics (p-value)	Hansen J Statistics (p-value)	Partial $R^2$ (First Stage Regression)		Obs.
	Income×Decrease Dummy ( $\beta_2$ )	Income×Increase Dummy ( $\beta_3$ )			Income×Decrease Dummy ( $D_{i,t}^- Y_{i,t}$ )	Income×Increase Dummy ( $D_{i,t}^+ Y_{i,t}$ )	
1	0.016 (0.022)	0.004 (0.015)	0.638 (0.425)	3.041 (0.551)	0.194	0.055	16,398
2	0.055*** (0.018)	0.021** (0.010)	5.462** (0.019)	10.915 (0.142)	0.207	0.090	14,576
3	0.045*** (0.017)	0.017** (0.007)	4.515** (0.034)	11.747 (0.302)	0.243	0.161	12,754
4	0.168*** (0.060)	0.021* (0.011)	6.518** (0.011)	4.350 (0.361)	0.016	0.041	14,576
5	0.120*** (0.037)	0.017** (0.008)	8.728*** (0.003)	5.718 (0.573)	0.025	0.078	12,754

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .  
2. Numbers in parentheses are standard errors.

리한 약한 도구변수의 문제는 해당 도구집합에 의한 추정 결과를 다소 제한적으로 해석할 필요가 있음을 시사한다.

$\beta_2$ 와  $\beta_3$ 의 추정값을 비교하면 모든 도구집합에 대해  $\beta_2$  값이 더 컸으며 도구집합 1의 경우를 제외하면 통계적 유의성도 보다 높은 것으로 나타났다.  $\beta_2 = \beta_3$ 의 귀무가설을 F검정한 결과, 도구집합 1의 경우를 제외한 모든 경우에 대해 최대 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 정리하면 거시자료에서와 마찬가지로 가구 소비 역시 소득증가 및 감소에 대해 비대칭적으로 반응함을 확인할 수 있다.

### 3. 가구별 소비반응의 비대칭성과 유동성제약의 관계

본절에서는 앞서 확인한 가구별 소비반응의 비대칭성이 유동성제약 정도와 어떻게 관련되는지를 보다 직접적으로 검증해 보고자 한다. 이를 위해 유동성 제약의 정도에 따라 표본을 두 그룹으로 분류한 후 그룹별로 패널 모형을 추정하여 소비반응의 비대칭 정도를 비교한다.

표본가구의 그룹을 적절히 나누기 위해서는 가구가 직면하는 유동성제약의 정도를 잘 반영하는 이론적 기준을 설정해야 한다. 그러나 유동성제약 자체가 다소 추상적인 개념으로서 객관적 관측이 불가능하고 관측 가능한 변수들과 유동성제약 정도 사이의 이론적 관계도 명확하지 않아 선형적으로 완벽한 기준을 설정하는 것은 불가능하다. 이에 본고에서는 Zeldes(1989), 안주엽·이우현(1999) 등 유동성제약 가설에 관한 기존 연구들을 참조하여, 다음과 같은 세 가지 기준에 따라 유동성제약이 클 것으로 판단되는 그룹(저유동성 그룹)과 그렇지 않은 그룹(고유동성 그룹)으로 표본을 분류하였다.

첫째, 가구별로 총소득 대비 금융자산 비중의 표본기간 내 중위값(median)을 구한 후 이를 기준으로 표본가구를 3개의 분위로 구분하고 그 중 1분위를 저유동성 그룹, 3분위를 고유동성 그룹으로 분류하였다(유동성 기준 1). 이는 주택 등 실물자산을 제외한 금융자산의 크기를 중심으로 유동성그룹을 분류한 Zeldes(1989), 안주엽·이우현(1999) 등에 착안한 것이다. 기존 문헌들이 가장 널리 활용하고 있는 기준으로써 이론적 기초가 상대적으로 견고하다는 점을 고려하여 본고에서는 이를 핵심 기준으로 삼고자 한다.

아울러 핵심 기준을 보완하는 의미에서 다음과 같은 두 가지 기준을 추가적으로

적용함으로써 결과의 강건성을 점검하고자 하였다.<sup>18)</sup> 먼저 안주엽·이우현(1999)에서와 같이 가계의 부채보유 여부에 따라 부채가 있으면 저유동성 그룹, 없으면 고유동성 그룹으로 분류하였다(유동성 기준 2). 다음으로는 저축수준을 중심으로 그룹을 나눈 Hayashi(1985)에 착안하여 가구별로 총소득 대비 총저축(총소득에서 총소비를 차감한 값) 비중의 표본기간 내 중위값을 구한 후, 이를 기준으로 표본가구를 3개의 분위로 구분하여 그 중 1분위를 저유동성 그룹, 3분위를 고유동성 그룹으로 설정하였다(유동성 기준 3).<sup>19) 20)</sup>

한편 기존의 추정방법별(통합OLS, 임의효과, 고정효과), 도구변수 집합별 결과에 유동성 기준별로 3가지 범주가 더 추가되면 분석 결과의 제시과정이 지나치게 산만하고 장황해질 수 있다. 이에 이후의 분석에서는 모형설정을 위한 검정 결과(〈부록 3〉 참조) 가장 적합한 것으로 판단된 고정효과 모형만을 추정하였으며 지면 제약을 고려하여 추정계수 중 관심의 대상이 되는 부분만을 결과로 보고하였다.

18) 유동성 기준 1이 자산 스톡의 측면에서 가계의 유동성상황을 대표하는 기준이라면 기준 2는 부채 스톡의 측면에서, 기준 3은 소득 플로우 측면에서 이를 보완할 수 있다. 다만, 기준 2의 경우 부채 보유여부가 가계의 유동성 상황에 대해 다소 양면적인 정보를 주는 변수임을 감안하면 그로 인한 결과는 다소 제한적으로 해석할 필요가 있다. 왜냐하면 부채를 보유한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 원리금상환 부담이 높아 유동성제약에 직면할 가능성이 보다 높을 수 있으나, 다른 한편으로는 부채를 보유한다는 것 자체가 소비평활화 여력이 존재함을 의미할 뿐만 아니라 상환능력을 검증받았다는 점에서 재무여건이 비교적 양호함을 나타내는 하나의 신호일 수 있기 때문이다. 이러한 양면성을 감안할 때 부채보유 여부로 가계의 유동성제약 정도를 정확하게 분류하는 데는 한계가 있으며, 따라서 동 기준에 따른 분석 결과는 해석시 주의를 요한다.

19) 단, 유동성 기준 1에 따른 분류시 표본기간 중 금융자산의 크기를 0으로 보고한 사례가 있는 가구와 유동성 기준 3에 따른 분류시 표본기간 동안 저축의 중위값이 마이너스인 가구는 분석 대상 표본에서 제외하였다. 저축이 마이너스인 가구를 제외한 이유는 지속적으로 소득을 초과하여 소비하는 가구의 경우, 담보 등을 통한 차입여력이 있거나 축적된 자산이 충분한 경우 일 가능성이 있으므로 이들을 단순히 저축 비중의 크기만을 기준으로 저유동성 그룹으로 분류하기에는 무리가 있다고 판단했기 때문이다. 결과적으로, 전체 표본 1,822가구 중 그룹별 분석대상인 고유동성 및 저유동성 가구의 합계는 유동성 기준 1의 경우 830가구, 유동성 기준 2의 경우 1,822가구, 그리고 유동성 기준 3의 경우 1,126가구이다.

20) 그밖에 홍기석·김준경(1997)에서와 같이 주택소유 여부를 기준으로 유동성제약 정도를 분류할 수 있다(주택보유시 고유동성, 미보유시 저유동성 그룹으로 분류). 그러나 이른바 ‘하우스푸어’의 예에서 보듯이 과도한 대출을 통해 주택을 보유한 가구의 경우, 원리금상환부담 때문에 주택을 보유하지 않은 가구에 비해 오히려 유동성제약이 더욱 강화될 가능성이 있다. 본고에서는 이러한 양면성을 고려하여 주택소유 여부를 분류기준에서 제외하였다.

〈Table 8〉 Asymmetry in Households' Consumption Responses  
(Equation (5), By Liquidity Group)

	Liquidity Criteria 1			Liquidity Criteria 2			Liquidity Criteria 3					
	Low-Liquidity		High-Liquidity	Low-Liquidity		High-Liquidity	Low-Liquidity		High-Liquidity			
	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$			
Fixed Effect	0.124*** (0.019)	0.060*** (0.012)	0.045 (0.030)	0.023*** (0.009)	0.090*** (0.014)	0.057*** (0.011)	0.113* (0.059)	0.015 (0.015)	0.200*** (0.022)	0.123*** (0.024)	0.051** (0.020)	0.047*** (0.017)
IV Group 1	0.182** (0.082)	0.095 (0.060)	-0.088** (0.041)	-0.005 (0.018)	0.033 (0.035)	0.015 (0.026)	-0.295*** (0.088)	0.006 (0.011)	0.254*** (0.053)	0.181*** (0.045)	0.023 (0.029)	-0.007 (0.019)
IV Group 2	0.168*** (0.043)	0.085*** (0.029)	-0.038 (0.038)	0.003 (0.012)	0.097*** (0.023)	0.052*** (0.015)	-0.226*** (0.076)	-0.008 (0.008)	0.203*** (0.045)	0.099*** (0.031)	0.063*** (0.028)	0.010 (0.013)
IV Group 3	0.142*** (0.040)	0.082*** (0.023)	-0.043 (0.032)	0.002 (0.009)	0.076*** (0.021)	0.043*** (0.012)	-0.043 (0.047)	-0.013** (0.005)	0.131*** (0.051)	0.070* (0.037)	0.046* (0.026)	0.011 (0.010)
IV Group 4	0.297*** (0.090)	0.041 (0.041)	0.246 (0.186)	0.003 (0.014)	0.169*** (0.060)	0.048*** (0.016)	-0.054 (0.228)	-0.021** (0.009)	0.183 (0.130)	0.061* (0.035)	0.244 (0.173)	0.029* (0.016)
IV Group 5	0.247*** (0.071)	0.073*** (0.028)	0.081 (0.059)	0.002 (0.009)	0.117*** (0.040)	0.043*** (0.013)	0.277*** (0.081)	-0.012** (0.006)	0.030 (0.098)	0.076*** (0.038)	0.085 (0.061)	0.016 (0.010)

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

2. Numbers in parentheses are standard errors.

## (1) 가구별 소비반응의 비대칭성과 유동성제약

본항에서는 식 (5)를 유동성 그룹별로 추정하고 소비반응의 비대칭 정도가 그룹별로 어떻게 달라지는지 비교한다. 이는 기존의 이론적 문헌들이 시사하는 것처럼 유동성제약의 존재가 소비반응 비대칭을 야기하는 주원인이 될 수 있는지를 실증적으로 검증하기 위한 것이다.

서론에서 언급한 Carroll and Kimball(1996; 2001), Patterson(1993) 등의 이론적 논의에 따르면 가계가 구속적인 유동성제약에 직면할 가능성이 높아질수록 소득 변화에 따른 소비의 비대칭적 반응이 나타나기 쉽다. 즉, 소득이 증가할 때보다 소득이 감소할 때 저유동성 그룹이 고유동성 그룹보다 소비를 더 민감하게 조정한다는 것이다.

〈Table 8〉은 식 (5)를 유동성 그룹별로 각각 추정한 결과를 주요 관심대상인 소득감소터미와의 교차항 계수  $\beta_2$ 와 소득증가터미와의 교차항 계수  $\beta_3$ 를 중심으로 제시한 것이다. 먼저 맨 위의 고정효과모형 추정결과를 살펴보면 모든 저유동성 그룹에서 두 계수가 모두 유의한 가운데  $\beta_2$ 가  $\beta_3$ 보다 큰 값으로 추정되었다. 고유동성 그룹에서도  $\beta_2$ 가  $\beta_3$ 보다 크기는 했으나 그 격차가 현저히 줄어들거나 계수들의 유의성이 크게 낮아졌다.  $\beta_2 = \beta_3$ 을 F검정한 〈Table 9〉를 보면 유동성 기준과 관계없이 모든 저유동성 그룹에서 귀무가설이 기각된 반면 고유동성 그룹에서는 유동성 기준 2에서만 10% 수준에서 겨우 기각된 것을 제외하고는  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 의 차이가 유의하지 않았다. 즉, 저유동성 그룹에서 소비반응의 비대칭성이 보다 뚜렷하게 나타난 것이다.

한편 내생성을 고려하여 고정효과 도구변수모형을 추정한 결과(각 표의 2행 이하)를 살펴보면, 대부분의 유동성 기준 및 도구집합 조합에서 저유동성 그룹의 경우  $\beta_2$ 가  $\beta_3$ 보다 더 크고 통계적으로 보다 유의하게 추정되었다. 반면 고유동성 그룹에서는  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 의 크기에 별 차이가 없거나 둘 다 통계적으로 유의하지 않은 경우가 대부분이었고 계수가 유의한 경우 중에는 부호가 이론의 예측과 반대로 음(-)인 경우도 있었다. 〈Table 9〉의 F검정 결과, 저유동성 그룹에서는 도구집합 4, 5-유동성 기준 3과 도구집합 1-유동성 기준 2의 조합 등 세 가지 경우를 제외하고는 다른 모든 경우에서 귀무가설  $\beta_2 = \beta_3$ 가 최대 5% 유의수준에서 기각되었다. 반면 고유동성 그룹에서는 대부분의 경우 귀무가설이 기각되지 않거나, 그나마 기각된 것

도 계수의 부호가 이론의 예측과 반대로 음(-)으로 추정된 경우가 많았다. 이같이 도구집합(집합 4, 5) 및 유동성 기준(기준 2)에 따라 유동성 그룹 간 소비 비대칭의 차이가 뚜렷하지 않은 경우가 일부 발견되는데, 이는 아마도 앞서 언급한 바 도구집합 4, 5에 잠재적으로 존재하는 약한 도구변수의 문제와 유동성 기준 2의 양면적인 특성에 기인하는 것으로 판단된다.

전반적인 결과를 정리하면, 유동성제약 여부에 따라 소비반응의 비대칭 정도에 통계적으로 유의한 차이가 존재하며, 이러한 결과는 다양한 유동성 분류기준이나 도구변수 집합에 대해 대체로 강건한(robust) 것으로 판단된다.

〈Table 9〉 Test of Asymmetry in Consumption responses( $H_0: \beta_2 = \beta_3$ , F test)

	Liquidity Criteria 1		Liquidity Criteria 2		Liquidity Criteria 3	
	Low-Liquidity	High-Liquidity	Low-Liquidity	High-Liquidity	Low-Liquidity	High-Liquidity
Fixed Effect	15.118*** (0.000)	0.479 (0.489)	4.853** (0.028)	3.074* (0.081)	31.773*** (0.000)	0.021 (0.884)
IV Group 1	5.666** (0.017)	5.954** (0.015)	1.365 (0.243)	11.147*** (0.001)	5.838** (0.016)	1.517 (0.218)
IV Group 2	8.042*** (0.004)	1.548 (0.214)	8.982*** (0.003)	8.090*** (0.005)	10.586*** (0.001)	4.646** (0.031)
IV Group 3	4.787** (0.029)	2.570 (0.109)	5.348** (0.021)	0.415 (0.520)	4.142** (0.041)	2.497 (0.114)
IV Group 4	6.767*** (0.009)	1.718 (0.190)	4.363** (0.037)	0.022 (0.883)	0.985 (0.321)	1.625 (0.202)
IV Group 5	5.561** (0.018)	1.814 (0.178)	4.007** (0.045)	13.075*** (0.000)	0.225 (0.635)	1.412 (0.235)

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

2. Numbers in parentheses are p values.

## (2) 가구별 예상소득 변화에 따른 소비반응의 비대칭성과 유동성제약

앞서 II장 2절에서는 거시 소득 및 소비자료를 이용하여 예상소득 변화에 따른 총소비 증가율의 반응이 비대칭적임을 확인한 바 있다. 다시 말하면 예상소득이 증가할 경우의 소비증가폭이 예상소득이 감소할 경우의 소비감소폭보다 큼을 알 수 있었다.<sup>21)</sup> Shea의 이론적 추론에 따르면 이러한 소비반응의 비대칭은 유동성제약

21) 이러한 예상소득 변화에 대한 소비반응의 비대칭성은 앞서 II장의 1절과 III장의 2절에서 거시

의 존재로 설명 가능하며, 따라서 확인된 소비반응의 비대칭성이 유동성제약의 존재에 대한 간접적 증거가 된다는 것이다. 그러나 유동성제약에 의해 예상소득 변화에 따른 소비반응의 비대칭성이 야기된다는 것은 어디까지나 이론적인 가능성일 뿐이며, 궁극적으로는 실제 데이터를 통해 검증되어야 할 실증적 문제이다. 이러한 검증을 위해 본항에서는 Shea (1995a)의 모형을 패널자료로 확장·적용하여 예상소득의 변화에 따른 소비반응의 비대칭성이 가구의 유동성제약 정도에 따라 어떻게 달라지는지 살펴본다. 이를 통해 단순한 추론 단계에 머물러 있던 Shea의 논의, 즉 유동성제약이 소비반응의 비대칭성을 야기할 수 있다는 이론적 전제를 실증적으로 검증할 수 있고, 그 결과 본고의 관심인 소비반응 비대칭성의 원인으로 유동성제약가설의 유효성을 판단할 수 있을 것이다.

분석절차는 다음과 같다. 먼저 현재시점의 사후적으로 측정된 가구소득을 소득의 과거 시차변수 등으로 구성된 <Table 5>의 다양한 도구변수 집합에 선형투사(linear projection) 함으로써 현재시점의 가구별 예상소득 증감분( $\Delta \widehat{Y}_{i,t}$ )을 추정한다. 예상소득 변화에 따른 소비반응의 비대칭성을 식별하기 위해 예상소득이 증가(감소)할 때 1, 반대로 감소(증가)할 때 0이 되는 더미변수  $\widehat{D}_{i,t}^+$  ( $\widehat{D}_{i,t}^-$ )를 생성한다(예를 들어  $\Delta \widehat{Y}_{i,t} \geq 0$  일 때  $\widehat{D}_{i,t}^+ = 1$ , 아니면  $\widehat{D}_{i,t}^+ = 0$ ). 이들 변수를 이용하여 식 (5)와 유사한 형태의 다음 식을 유동성 그룹별로 추정한다.

$$\Delta C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{D}_{i,t}^- + \beta_2 \widehat{D}_{i,t}^+ \Delta \widehat{Y}_{i,t} + \beta_3 \widehat{D}_{i,t}^+ \Delta \widehat{Y}_{i,t} + (\Delta Z_{i,t})' \beta_4 + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

여기서  $\Delta C_{i,t}$ 는 가구별 실질소비의 증감분,  $\Delta Z_{i,t}$ 는 기타 통제변수들의 벡터

---

및 패널자료를 통해 확인된 실제소득 변화에 대한 소비반응의 비대칭성(실제소득이 증가할 때보다 감소할 때 소비가 더 민감하게 반응)과 방향은 정반대지만, 실제로는 동일한 현상의 또 다른 표현에 불과하다고 할 수 있다.

이유는 다음과 같다. 일반적으로 소득에 대한 충격이 다기간에 걸쳐 지속적임을 감안할 때, 이번 기에 소득에 양(+) 또는 음(-)의 충격이 발생하면 이러한 충격의 효과는 다음 기에도 같은 방향으로 지속될 것으로 예상된다. 만일 현재 시점에서 실제소득이 증가(충격의 지속성에 따라 다음 기 예상소득 증가)할 때보다 감소(다음 기 예상소득 감소)할 때 소비가 더 민감하게 반응(실제소득 변화에 대한 소비반응의 비대칭성)한다면, 다음 시점의 소비증가율은 기저효과에 따라 예상소득 감소보다 예상소득 증가에 대해 더 민감하게 반응(예상소득 변화에 대한 소비반응의 비대칭성)하는 것으로 나타나기 때문이다.



$Z_{i,t}$ 의 증감분을 의미한다. 여기서도 식 (5)에서와 같이  $\beta_2$ 와  $\beta_3$ 의 상대적 크기 및 유의성이 우리의 주된 관심대상으로서, 두 계수의 차이는 예상소득이 전기 대비 감소한 경우와 증가한 경우 간의 평균적인 소비반응의 차이를 나타낸다. 단, 여기서 말하는 소비반응의 비대칭은 Shea의 논의에 따라  $\beta_3 > \beta_2$  (예상소득 감소보다 예상소득 증가에 대해 소비가 더 민감하게 반응)을 의미한다는 점에서, 식 (5)에서의 소비 비대칭이 의미한  $\beta_2 > \beta_3$  (실제소득 증가보다 실제소득 감소에 대해 소비가 더 민감하게 반응)과는 방향이 정반대라는 점에 유의하기 바란다.<sup>22)</sup>

〈Table 10〉 Consumption Responses to Predicted Income Changes  
(Equation (6), Total Households)

IV Group	Coefficient Estimates		F Statistics (p-value)	Hansen J Statistics (p-value)	Partial R <sup>2</sup> (First Stage Regression)		Obs.
	Income Change× Decrease Dummy ( $\beta_2$ )	Income Change× Increase Dummy ( $\beta_3$ )			Income Change× Decrease Dummy ( $\widehat{D}_{i,t} \Delta \widehat{Y}_{i,t}$ )	Income Change× Increase Dummy ( $\widehat{D}_{i,t}^+ \Delta \widehat{Y}_{i,t}$ )	
1	0.031*** (0.011)	0.120*** (0.013)	26.578*** (0.000)	5.311* (0.070)	0.763	0.059	16,398
2	0.030*** (0.011)	0.114*** (0.013)	23.230*** (0.000)	3.877 (0.275)	0.769	0.093	14,576
3	0.033*** (0.011)	0.120*** (0.014)	22.754*** (0.000)	1.626 (0.804)	0.765	0.157	12,754
4	0.071** (0.031)	0.211*** (0.058)	4.713** (0.030)	0.746 (0.689)	0.025	0.040	14,576
5	0.045 (0.030)	0.238*** (0.059)	9.611*** (0.002)	0.591 (0.899)	0.045	0.070	12,754

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

2. Numbers in parentheses are standard errors.

〈Table 10〉은 식 (6)을 전체 표본에 대해 추정한 결과를 정리한 것이다. 추정결과를 살펴보기에 앞서 도구변수가 적합한지를 점검하였다. 먼저 도구의 외생성을 점검하기 위해 Hansen J 통계량을 통해 과대식별 검정을 수행한 결과 모든 도구집합에 대해 5% 유의수준에서 도구변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각하지 못하였

22) 물론 각주 21에서 살펴본 바대로 두 종류의 비대칭은 사실상 동일한 현상을 다른 측면에서 관찰한 결과에 불과하다.

〈Table 11〉 Consumption Responses to Predicted Income Changes  
(Equation (6), By Liquidity Group)

IV Group	Liquidity Criteria 1			Liquidity Criteria 2			Liquidity Criteria 3		
	Low-Liquidity		High-Liquidity	Low-Liquidity		High-Liquidity	Low-Liquidity		High-Liquidity
	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_2$ $\beta_3$
1	0.021**	0.154***	0.014*   0.069***	0.035***	0.121***	-0.001   0.108**	0.051**	0.138***	0.044**   0.093***
	(0.010)	(0.023)	(0.009)   (0.022)	(0.011)	(0.013)	(0.005)   (0.053)	(0.024)	(0.033)	(0.022)   (0.015)
2	0.019*	0.149***	0.013*   0.072***	0.034***	0.122***	0.001   0.051	0.047*	0.142***	0.039*   0.080***
	(0.010)	(0.024)	(0.007)   (0.020)	(0.011)	(0.014)	(0.005)   (0.041)	(0.025)	(0.029)	(0.021)   (0.014)
3	0.021**	0.133***	0.015***   0.075***	0.036***	0.127***	0.004   0.032	0.043*	0.133***	0.036*   0.091***
	(0.011)	(0.023)	(0.008)   (0.017)	(0.012)	(0.015)	(0.009)   (0.024)	(0.025)	(0.030)	(0.020)   (0.012)
4	0.235***	0.130	0.021   0.049	0.177***	0.356***	-0.008   0.016	0.245**	0.376***	0.037   0.057
	(0.084)	(0.103)	(0.024)   (0.083)	(0.063)	(0.092)	(0.010)   (0.032)	(0.108)	(0.114)	(0.027)   (0.041)
5	0.251**	0.034	0.010   0.115*	0.146**	0.309***	-0.008   -0.013	0.257	0.162	0.028   0.196***
	(0.109)	(0.094)	(0.021)   (0.061)	(0.066)	(0.096)	(0.009)   (0.043)	(0.173)	(0.142)	(0.025)   (0.047)

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .  
2. Numbers in parentheses are standard errors.

다. 한편 도구변수의 적절성을 보여주는 1단계 회귀모형의 partial  $R^2$ 를 보면 <Table 7>과 마찬가지로 도구집합 1-3에 비해 도구집합 4, 5의 partial  $R^2$ 값이 크게 작음을 알 수 있다. 앞서 언급한대로 이러한 약한 도구변수의 문제에 따라 도구집합 4, 5에 의한 추정 결과는 다소 제한적으로 해석할 필요가 있다.

전체 표본에 대한 추정결과, 모든 도구집합에 대해  $\beta_3$ 가  $\beta_2$ 보다 더 큰 값으로 추정되었으며 통계적 유의성도 보다 높은 것으로 나타났다.  $\beta_2 = \beta_3$ 의 귀무가설을 F검정한 결과, 모든 도구집합에 대해 최대 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 이러한 결과는 II장 2절에서 거시자료에 대해 Shea (1995a)의 모형을 추정한 결과와 정확히 일치하는 것이다.

이제 우리의 주된 관심인 유동성 그룹별 추정결과를 살펴보자. <Table 11>은 식 (6)을 유동성 그룹별로 추정한 결과를 보여준다. 먼저 저유동성 그룹을 보면 도구집합 4, 5가 적용된 일부 경우를 제외한 대부분의 유동성 기준 및 도구집합 조합에 대해  $\beta_3$ 가  $\beta_2$ 보다 더 크고 통계적으로 보다 유의하게 추정되었다. 한편 고유동성 그룹에서도 대부분의 경우  $\beta_3$ 가  $\beta_2$ 보다 큰 값으로 추정되었으나 둘의 격차가 현저히 줄어들었고 특히 유동성 기준 2를 적용했을 때  $\beta_3$ 와  $\beta_2$  둘 다 0과 유의하게 다르지 않은 경우가 대부분이었다.

<Table 12>는 각 유동성 그룹에 대해 귀무가설  $\beta_2 = \beta_3$ 를 F검정한 결과이다. 먼저 저유동성 그룹을 보면 도구집합 4, 5를 적용한 경우를 제외하고 다른 모든 조합에서 귀무가설이 최대 5% 유의수준에서 기각되었다. 반면 고유동성 그룹에서는 도구집합 5의 일부 경우를 제외하면 F통계량의 크기가 저유동성 그룹에 비해 현저히 작고 유의성이 떨어짐을 알 수 있다. 이렇게 도구집합 4, 5의 경우에 주로 유동성 그룹 간 소비 비대칭 정도의 차이가 뚜렷하지 않았는데, 앞서 언급한대로 이들 도구집합에 존재할 수 있는 약한 도구변수의 문제를 감안하면 해당 도구변수를 적용한 추정결과는 다소 신뢰성이 떨어질 수 있음에 유의해야 한다.

결과를 종합하면 가계소비는 미래예상소득이 감소할 경우보다 예상소득이 증가하는 경우에 더 민감하게 반응하는데, 이러한 소비반응의 비대칭성은 고유동성 그룹보다 저유동성 그룹에서 보다 뚜렷하게 나타난다는 것이다. 그룹 간 비교 결과는 예상소득 변화에 대한 소비의 비대칭적 반응이 유동성제약에 기인할 수 있다는 Shea의 이론적 추론을 실증적으로 확인시켜주는 유력한 근거를 제공한다. 이런 의

미에서 본고의 주된 기여는 Shea (1995a)의 모형을 가계패널자료로 확장·적용하여 유동성 그룹별로 추정함으로써 유동성제약의 존재가 소비반응 비대칭의 원인이 될 수 있음을 직접적·실증적으로 보여주었다는 점에 있다.

〈Table 12〉 Test of Asymmetry in Consumption Responses to Predicted Income Changes  
(H0:  $\beta_2 = \beta_3$ , F test)

IV Group	Liquidity Criteria 1		Liquidity Criteria 2		Liquidity Criteria 3	
	Low-Liquidity	High-Liquidity	Low-Liquidity	High-Liquidity	Low-Liquidity	High-Liquidity
1	25.832***	5.184**	24.944***	4.251**	4.811**	3.638*
	(0.000)	(0.023)	(0.000)	(0.041)	(0.029)	(0.057)
2	24.320***	7.018***	22.564***	1.523	6.082**	2.676
	(0.000)	(0.008)	(0.000)	(0.219)	(0.014)	(0.102)
3	18.857***	9.316***	21.942***	1.053	5.442**	5.415**
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.306)	(0.020)	(0.020)
4	0.671	0.101	3.664*	0.515	0.823	0.193
	(0.413)	(0.751)	(0.056)	(0.474)	(0.365)	(0.661)
5	2.658	2.659	3.465*	0.017	0.262	13.149***
	(0.104)	(0.104)	(0.063)	(0.898)	(0.609)	(0.000)

Note: 1. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .  
2. Numbers in parentheses are p values.

IV. 맺음말

본고는 우리나라 국민계정의 거시자료 및 한국노동패널조사의 가계패널자료를 이용하여 소득변화에 대한 소비의 비대칭적 반응 여부를 살펴보고 이러한 비대칭성이 유동성제약가설에 의해 설명 가능한지를 실증적으로 검증해 보았다. 그 결과 거시 및 가계패널자료 모두에서 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭성이 유의하게 나타났다는데, 이는 소득 증가시 소비의 증가폭에 비해 소득 감소시 소비의 감소폭이 더 크고 통계적으로 유의함을 의미한다. 비대칭성의 원인으로서는 유동성제약가설의 유효성을 검증하기 위해 금융자산 비중 등 이론적 기준에 따라 패널 표본을 저유동성/고유동성 그룹으로 나누고 소득변화에 대한 소비반응의 비대칭 정도를 그룹 간 비교하였다. 그 결과, 소비반응의 비대칭성은 유동성제약에 직면할 가능성이 높은 그룹, 즉 저유동성 그룹에서 보다 두드러지게 나타났다. 한편, 가계패널자료에

Shea (1995a)의 모형을 확장·적용한 결과, 소비반응 비대칭의 원인으로서는 유동성 제약가설을 지지하는 결과를 얻었다. 결론적으로 우리나라 가계소비에는 비대칭성이 존재하며 이러한 비대칭성은 상당부분 가계가 직면하는 유동성제약의 존재로 설명할 수 있는 것으로 판단된다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 권규호·오지윤, 『연령별 소비성향의 변화와 거시경제적 시사점』, KDI 보도자료, 2014.  
(Translated in English) Kwon, Kyoocho and Jiyeon Oh, *Changes in Propensity to Consume by Age Group and Macroeconomic Implications*, KDI Press Release, 2014.
2. 김영태·우신욱·임웅지, “외환위기 전후 가계소비의 경기대칭성 변화 분석,” 『조사통계월보』, 2009년 7월호, 한국은행, 2009, pp. 23-53.  
(Translated in English) Kim, Yeongtae, Sinwook Woo and Woongji Lim, “Analysis of Changes in the Symmetric Response of Household Consumption to the Business Cycle during the Pre-/ Post-Crisis Periods,” *Articles in Monthly Bulletin*, Jul. 2009, Bank of Korea, 2009, pp. 23-53.
3. 안주엽·이우현, “한국의 가계소비 패널자료와 항상소득가설,” 『계량경제학보』, 제10권 제2호, 1999, pp. 49-68.  
(Translated in English) Ahn, Joyup and Wooheon Lee, “Korean Household Panel Study and the Permanent Income Hypothesis,” *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 10, No. 2, 1999, pp. 49-68.
4. 차은영, “유동성제약과 항상소득가설: Micro Data 분석,” 『경제학연구』, 제48권 제1호, 2000, pp. 35-62.  
(Translated in English) Chah, Eun Young, “Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Evidence from Micro Data,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 48, No. 1, 2000, pp. 35-62.
5. 홍기석·김준경, “우리나라 저축률의 결정요인,” 『KDI 정책연구』, 제19권 제4호, 1997, pp. 3-46.  
(Translated in English) Hong, Ki-seok and Joon-kyung Kim, “Saving Rates in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 19, No. 4, 1997, pp. 3-46.
6. Altonji, J. G. and A. Siow, “Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 2, 1987, pp. 293-328.

7. Apergis, N. and S. M. Miller, "Consumption Asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence," *Economics Letters*, Vol. 93, No. 3, 2006, pp.337-342.
8. Carroll, C. D. and M. S. Kimball, "On the Concavity of the Consumption Function," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, 1996, pp.981-992.
9. \_\_\_\_\_, "Liquidity Constraints and Precautionary Saving," NBER Working Paper, No. 8496, 2001.
10. D'Agostino, R. B., A. Belanger and R. B. D'Agostino, Jr., "A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality," *The American Statistician*, Vol. 44, No. 4, 1990, pp.316-321.
11. Dynarski, M. and S. Sheffrin, "Asymmetric Fluctuations in Consumption," *Economics Letters*, Vol. 21, No. 2, 1986, pp.117-120.
12. Garcia, R., A. Lusardi and S. Ng, "Excess Sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 2, 1997, pp.154-176.
13. Hall, R. E. and F. S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, 1982, pp.461-481.
14. Harris, R. D. F. and E. Tzavalis, "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed," *Journal of Econometrics*, Vol. 91, No. 2, 1999, pp.201-226.
15. Hayashi, F., "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 1, 1985, pp.183-206.
16. Holly, S. and M. Stannett, "Are There Asymmetries in UK Consumption? A Time Series Analysis," *Applied Economics*, Vol. 27, No. 8, 1995, pp.767-772.
17. Jappelli, T. and M. Pagano, "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 5, 1989, pp.1088-1105.
18. Johnson, D. S., J. A. Parker and N. S. Souleles, "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, 2006, pp.1589-1610.
19. Parker, J. A., "The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, 1999, pp.959-973.
20. Patterson, K. D., "The Impact of Credit Constraints, Interest Rates and Housing Equity Withdrawal on the Intertemporal Pattern of Consumption: A Diagrammatic Analysis," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 40, No. 4, 1993, pp.391-407.
21. Shea, J., "Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 3, 1995a, pp.798-805.
22. \_\_\_\_\_, "Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent-Income Hypothesis," *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, 1995b, pp.186-200.
23. Shirvani, H. and B. Wilbratte, "Does Consumption Respond More Strongly to Stock Market Declines than to Increases?," *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, 2000, pp.41-49.

24. Souleles, N. S., "The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, 1999, pp.947-958.
25. \_\_\_\_\_, "Consumer Response to the Reagan Tax Cuts," *Journal of Public Economics*, Vol. 85, No. 1, 2002, pp.99-120.
26. Zeldes, S. P., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, 1989, pp.305-346.

〈부록 1〉 가구특성 변수의 기초통계량

〈Table A1〉 Descriptive Statistics of Household's Characteristics

(Unit: ten thousand won, years, persons)

	Mean	Standard Deviation	Skewness	Kurtosis
Total Income	3, 448. 8	3, 689. 0	8. 4	165. 9
Total Consumption	2, 203. 7	1, 522. 5	2. 4	21. 6
Total Asset	6, 786. 9	27, 587. 4	21. 4	815. 4
Total Debt	3, 031. 0	8, 571. 7	15. 7	636. 1
Age of Household Head	55. 4	12. 1	0. 3	2. 4
Number of Household Members	3. 3	1. 3	0. 1	3. 2

Note: All the statistics are calculated from the household averages over total sample period.

〈부록 2〉 패널 단위근 검정(Panel Unit-Root Test) 결과

GDP 디플레이터로 실질화시킨 개별가구의 소득 및 소비자료를 대상으로 패널 단위근 검정을 실시하였다. 본고의 분석대상 패널자료는  $N$ (패널개체 수)이 비교적 큰 반면,  $T$ (시계열 길이)가 상대적으로 짧게 고정된 구조이므로  $N$ 과  $T$ 가 모두 무한대로 수렴할 경우의 점근적(asymptotic) 분포를 활용하는 일반적인 단위근 검정을 적용할 경우 검정결과가 왜곡될 수 있다. 따라서  $T$ 가 고정된 상황에서  $N$ , 즉 패널개체 수가 상대적으로 많은 패널에 보다 적합한 Harris and Tzavalis(1999)의 검정방법을 주검정으로 하되, Levin-Lin-Chu 검정과 Breitung 검정 등 기타 일반적인 패널 단위근 검정 결과도 동시에 제시하였다.

〈Table A2〉 Panel Unit-Root Test<sup>1</sup>

	Harris-Tzavalis Test		Levin-Lin-Chu Test		Breitung Test	
	Consumption	Income	Consumption	Income	Consumption	Income
Statistics <sup>2</sup>	-78.366	-116.455	-51.574	-60.521	-22.779	-27.676
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Note: 1. For all the tests, the null hypothesis is  $H_0: \rho = 1$  when  $y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + z_{i,t}'\gamma_i + \epsilon_{i,t}$  holds ( $y_{i,t}$  is consumption or income, and  $z_{i,t}$  contains constant term and time trend).  
2. z-statistics for HT test, adjusted t-statistics for LLC test,  $\lambda$  (lambda) value for Breitung test.



패널 단위근 검정 결과 검정방법과 관계없이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 강하게 기각(p값이 모든 경우에 0에 가까움)하였으므로 가구별 실질소득 및 소비의 패널자료는 안정적인 계열이라고 할 수 있다.

### 〈부록 3〉 모형 선택 및 내생성 점검을 위한 검정 결과

먼저 통합 OLS와 고정효과 모형, 임의효과 모형 중 가장 적합한 모형을 선택하기 위해 다음과 같은 두 가지 검정을 실시하였다. 먼저, 통합 OLS와 고정효과 모형을 비교하기 위해 모형의 오차항을 구성하는 요소 가운데 개별 가계의 특징을 나타내는  $u_i$ 가 모든  $i$ 에 대해 0이라는 귀무가설을 F검정하고, 고정효과 모형과 임의효과 모형의 비교를 위해 Hausman 검정을 실시하였다. 식 (5)와 유사하나 패널개체 특수적 오차항  $u_i$ 를 추가하고 소득 증가 또는 감소 더미를 제외한 보다 간단한 형태인 다음 식 (5)'을 검정 대상으로 하였고, 전체 표본뿐만 아니라 이후의 분석을 위해 분류된 각각의 유동성 그룹에 대해서도 동 검정을 실시하였다.

$$C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t} + Z_{i,t}'\beta_2 + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)'$$

F검정 결과 모든 경우에서  $u_i$ 가 0이라는 귀무가설이 강하게 기각되므로 통합 OLS 모형에 비해 패널개체의 이질성을 고려하는 고정효과 모형이 보다 적합하다고 판단할 수 있다. 또한 Hausman 검정 결과, 전체 표본에서는 물론이고 모든 유동성 그룹에서 귀무가설이 기각되었으므로 임의효과 모형에 비해서도 고정효과 모형이 보다 적합한 것으로 판단된다.

〈Table A3〉 Test for Model Selection

	F Test (Pooled OLS vs. Fixed Effect)		Hausman Test (Fixed Effect vs. Random Effect)	
	Statistics	p-value	Statistics	p-value
Total Sample	11.09	0.0000	309.49	0.0000
By Liquidity Groups				
1) Liquidity Criteria 1				
Low Liquidity Group	8.80	0.0000	60.08	0.0000
High Liquidity Group	14.97	0.0000	82.85	0.0000
2) Liquidity Criteria 2				
Low Liquidity Group	10.54	0.0000	262.24	0.0000
High Liquidity Group	17.40	0.0000	28.39	0.0028
3) Liquidity Criteria 3				
Low Liquidity Group	9.07	0.0000	222.72	0.0000
High Liquidity Group	11.38	0.0000	112.92	0.0000

Note: 1. The null hypothesis of F test is that  $u_i = 0$  for all  $i$ .  
2. The null hypothesis of Hausman test is that there is no difference in coefficient estimates between two models (fixed effect and random effect model).  
3. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

다음으로 선택된 고정효과 모형에서 설명변수와 오차항 간의 내생성 여부를 살펴 보기 위해 Hausman 및 Difference-in-Sargan 검정을 수행한 결과가 〈Table A4〉에 정리되어 있다. 검정을 위한 도구변수로는 〈Table 5〉의 5개의 도구변수 집합을 사용하였다.

검정 결과, Hausman 검정에서는 모든 도구변수 집합에 대해 1% 유의수준에서 내생성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다. 또한 Difference-in-Sargan 검정의 경우, 적어도 10% 수준에서는 상당수의 도구집합에 대해 내생성이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다. 결론적으로 식 (5)의 모형은 내생성의 문제에서 자유롭지 못하다고 판단할 수 있다.

〈Table A4〉 Test for Endogeneity

IV Group	Hausman Test <sup>1</sup> (Fixed Effect vs. Fixed-Effect IV)		Difference-in-Sargan Test <sup>1</sup> (Fixed Effect vs. Fixed-Effect IV)	
	$\chi^2$ Statistics	p-value	$\chi^2$ Statistics	p-value
1	44.064***	0.000	2.5088	0.1132
2	26.565***	0.003	2.1847	0.1394
3	49.027***	0.000	4.2136**	0.0401
4	32.610***	0.000	3.1290*	0.0769
5	43.024***	0.000	3.5421*	0.0598

Note: 1. For both tests, the null hypothesis is that there exists no endogeneity between regressors and error term( $\epsilon_{i,t}$ ).

2. \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , \* indicates  $p < 0.1$ .

## Asymmetry in Consumption Responses and Liquidity Constraint\*

Kangwoo Park\*\* · Youngseon Seo\*\*\*

### Abstract

Employing Korean aggregate and household panel data, we examine the asymmetry in household's consumption responses to income changes, and investigates whether the presence of liquidity constraint can explain this asymmetry as predicted by existing theories. Testing the presence of asymmetry in consumption responses, we find that in both aggregate and household panel data, consumption decreases more significantly in response to an income decrease than it increases in response to an income increase of the same magnitude. When we split the households sample into liquidity-constrained and unconstrained sub-groups, the asymmetry in consumption responses is more prominent in the liquidity-constrained group. Applying Shea(1995a) model to household panel data, we find that the sub-group results support the liquidity constraint hypothesis as a convincing explanation for the asymmetric responses of consumption.

**Key Words:** asymmetry in consumption responses, liquidity constraint hypothesis, liquidity-constrained and unconstrained sub-groups

**JEL Classification:** E2

---

*Received: Dec. 15, 2014. Revised: May 28, 2015. Accepted: June 23, 2015.*

\* We would like to thank two anonymous referees for their helpful comments.

\*\* Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Korea National Open University, 86 Daehak-ro, Jongno-gu, Seoul 03087, South Korea, Phone: +82-2-3668-4612, e-mail: kwpark05@knou.ac.kr

\*\*\* First Author, Senior Research Associate, Korea Development Institute, 263, Namsejong-ro, Sejong-si 30149, South Korea, Phone: +82-44-550-4083 e-mail: yseon@kdi.re.kr