

家計消費와 習慣形成*

李 雨 憲**

논문 초록 | 본 소고는 대우패널자료를 사용하여 Dynan(2000)의 습관형성모형을 동태적 패널자료(DPD: Dynamic Panel Data) 추정법으로 추정하였다. 추정결과 식료품 및 외식비 소비와 비내구재 및 서비스 소비 모두 습관형성을 나타내는 모수의 추정치가 Dynan의 경우보다 훨씬 크고 통계적 유의성도 상당히 높은 것으로 나타났다.

핵심 주제어 : 대우패널자료, 습관형성, DPD추정

경제학문헌목록 주제분류 : E2, C8

* 본 연구는 2000년도 경희대학교 연구지원비에 의해서 수행되었다. 유익한 논평을 주신 김철수, 신관호, 윤택 교수님과 익명의 두 분 심사위원께 감사드리며 남아 있는 오류는 전적으로 저자의 잘못임을 밝힌다.

** 경희대학교 경제통상학부 부교수, E-mail: wrhee@khu.ac.kr

I. 머리말

최근의 연구에서 Dynan (2000) 은 미국의 PSID 자료를 사용하여 미래의 소비증가율은 현재의 소비증가율과 양의 관계를 가진다는 습관형성모형의 시사점을 분석하였으나 실증적 증거를 찾지 못하였다.¹⁾ Dynan의 연구결과를 미국 이외의 자료를 사용하여 PSID가 주로 조사하고 있는 식료품 지출은 물론 보다 포괄적인 소비항목에서 확인해 보는 것은 의미있는 작업이 될 것이다. 본 소고는 대우경제연구소에서 조사한 대우패널자료(이것은 PSID가 조사하고 있는 식료품 지출보다 훨씬 포괄적인 항목들을 포함하고 있음)를 사용하여 습관형성의 증거를 찾아보고자 한다.

제Ⅱ절에서는 Dynan (2000)의 습관형성모형을 소개한다. 습관형성(habit formation)이란 소비자의 효용이 현재의 소비뿐만 아니라 과거의 축적된 소비에 영향을 받는다는 이론이다. 습관형성가설은 현재의 소비와 과거의 소비가 보완재로 작용하는 것을 시사한다. 소비가 과거의 습관에 영향을 받으면 소비자는 부정적 충격이 발생할 때 갑자기 소비를 줄이기 어려울 것이다. 따라서 이 경우에는 현재의 소비가 크면 미래의 소비가 갑자기 감소하지 못하고 서서히 목표수준으로 조정된다. 이 경우에 현재의 소비증가율과 미래의 소비증가율은 양의 상관관계를 가지거나 음의 상관관계를 가지더라도 그 크기는 작을 것이다(Dynan의 모형에 의하면 미래 소비증가율의 현재 소비증가율에 대한 추정계수는 양의 값을 가진다).

제Ⅲ절에서는 모형의 추정방법 및 결과를 소개한다. 본고는 의사결정기간과 자료추정기간의 차이로 인해 발생하는 양의 상관관계와 측정오차에 따른 시차(lagged) 소비증가율과 시차 측정오차간의 양의 상관관계 문제를 해결하기 위해 3기간 시차 소비증가율을 도구변수로 사용하여 Arellano and Bond (1991)의 동태적 패널자료 추정을 실시하였다. 추정결과 식료품 및 외식비 소비와 비내구재 및 서비스 소비 모두 습관형성을 나타내는 모수의 추정치가 Dynan의 경우보다 훨씬 크고 약 6%~10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

제Ⅳ절에서는 본고의 분석결과를 간략하게 정리하고 후속연구의 필요성을 논한다.

1) Fuhrer (2000)는 거시변수자료로부터 습관형성의 증거를 찾을 수 있다고 주장하였다.

II. 모형 2)

대표적 가계의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$E_t \left(\sum_{s=0}^T \beta^s U(\bar{C}_{t+s}; Z_{t+s}) \right) \quad (1)$$

$$\bar{C}_{i,t} = C_{i,t} - \alpha C_{i,t-1} \quad (2)$$

위의 식에서 β 는 할인인자를, $C_{i,t}$ 는 i 의 t 기 소비를, $Z_{i,t}$ 는 t 기에 i 의 취향을 변화시키는 요인을, α 는 습관의 강도를 나타낸다. α 가 클수록 소비자는 주어진 소비 지출로부터 작은 효용을 느낀다.

위의 최적화문제의 오일러방정식은 다음과 같다.

$$E_t [MU_{i,t} - \alpha \beta MU_{i,t+1}] = E_t [(1 + r_{i,t+1}) \beta MU_{i,t+1} - (1 + r_{i,t+1}) \alpha \beta^2 MU_{i,t+2}] \quad (3)$$

위의 식에서 MU 는 한계효용을 나타낸다. 만약 $t \rightarrow \infty$ 이고, t 기에 i 가 직면하는 실질이자율 $r_{i,t}$ 가 일정하면 Hayashi(1985)에 의해 식 (3)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_t \left[(1 + r) \beta \frac{MU_{i,t+1}}{MU_{i,t}} \right] = 1 \quad (4)$$

합리적 기대에 의하면 식 (4)는 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$(1 + r) \beta \frac{MU_{i,t+1}}{MU_{i,t}} = 1 + e_{i,t} \quad (5)$$

2) 본절의 논의는 Dynan(2000)의 모형에 의존하고 있다.

위의 식에서 $e_{i,t}$ 는 예측오차를 나타낸다. 효용함수가 다음의 형태를 취한다고 하자.

$$U(\bar{C}_{i,t}; Z_{i,t}) = e^{Z_{i,t}} \frac{\bar{C}_{i,t}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (6)$$

식 (5)와 식 (6)을 결합하여 다음 식을 도출할 수 있다.

$$(1+r)\beta e^{Z_{i,t}-Z_{i,t-1}} \left(\frac{\bar{C}_{i,t}}{\bar{C}_{i,t-1}} \right)^{-\gamma} = 1 + e_{i,t} \quad (7)$$

위의 식에 로그함수를 취하면 다음과 같다.

$$\Delta \ln(C_{i,t} - \alpha C_{i,t-1}) = \frac{1}{\gamma} [\ln(1+r) + \ln \beta] + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} - \frac{1}{\gamma} \ln(1 + e_{i,t}) \quad (8)$$

Muellbauer (1988)에 의하면 식 (8)의 좌변은 다음과 같이 근사값을 구할 수 있다.

$$\Delta \ln(C_{i,t} - \alpha C_{i,t-1}) \simeq \Delta \ln C_{i,t} - \alpha \Delta \ln C_{i,t-1} \quad (9)$$

식 (9)를 사용하여 식 (8)을 다음과 같이 쓰자.

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{i,t} &\simeq \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) + \alpha \Delta \ln C_{i,t-1} + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} - \frac{1}{\gamma} \ln(1 + e_{i,t}) \\ &\simeq \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) + \alpha \Delta \ln C_{i,t-1} + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} - \frac{1}{\gamma} (e_{i,t} - \frac{1}{2} e_{i,t}^2) \\ &= \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) + \alpha \Delta \ln C_{i,t-1} + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} + \frac{\sigma_{i,t}^2}{2\gamma} - \frac{e_{i,t}}{\gamma} + \frac{(e_{i,t}^2 - \sigma_{i,t}^2)}{2\gamma} \\ &= \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) + \alpha \Delta \ln C_{i,t-1} + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} + \frac{\sigma_{i,t}^2}{2\gamma} + u_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

위의 식의 두 번째 줄은 $\frac{1}{\gamma} \ln(1+e_{i,t})$ 을 테일러 2계근사시킨 것이다. 위의 식에서

$\sigma_{i,t}^2$ 는 예측오차의 분산을, $u_{i,t} = -\frac{e_{i,t}}{\gamma} + \frac{(e_{i,t}^2 - \sigma_{i,t}^2)}{2\gamma}$ 을 나타내며, $E[u_{i,t}] = 0$ 이다. 식 (10)에서 두 번째 항은 기간간 대체를, 세 번째 항은 소비의 내구성이나 습관형성을, 네 번째 항은 인생주기가설을, 마지막으로 다섯 번째 항은 예비적 저축을 반영한다.

만약 자료 측정에 오차가 있으면 관찰된 소비는 진정한 소비와 오차의 합으로 나타난다.

$$\ln C_{i,t}^* = \ln C_{i,t} + v_{i,t} \quad (11)$$

위의 식에서 $C_{i,t}^*$ 는 관찰된 소비를, $v_{i,t}$ 는 측정오차를 나타낸다. 식 (11)을 식(10)에 대입하면 다음 식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{i,t}^* \simeq & \frac{1}{\gamma} \ln \beta + \frac{1}{\gamma} \ln(1+r) + a \Delta \ln C_{i,t-1}^* + \frac{1}{\gamma} \Delta Z_{i,t} + \frac{\sigma_{i,t}^2}{2\gamma} \\ & + u_{i,t} + v_{i,t} - v_{i,t-1} - av_{i,t-1} + av_{i,t-2} \end{aligned} \quad (12)$$

식 (12)의 우변에서 보듯이 시차 소비증가율은 측정오차와 상관관계를 가진다. 본고는 Dynan을 따라서 예측오차의 분산은 일정한 것으로 가정하고 식 (12)를 추정한다.³⁾

3) 이것은 예비적 저축을 무시하고 추정함을 의미한다. 최근의 연구에서 이민원(1998), 이우현(2001)은 대우패널자료를 분석한 후 예비적 저축의 증거를 찾지 못하였다.

III. 추정방법 및 결과

본고는 대우패널자료를 사용하였다. 표본기간은 1993년부터 1998년까지 6년 동안의 자료를 사용하였다. 대우패널조사의 각 연도별 표본가계의 수는 1차 연도인 1993년부터 가장 최근의 6차 연도 1998년까지 각각 4,547, 3,625, 3,108, 2,833, 2,724, 2,468 가계를 포함하고 있다. 본 연구는 이 가운데 1차 연도부터 6차 연도까지 모두 표본에 포함되어 있는 2,266 가계를 1차적인 분석대상으로 하고 있다. Dynan의 검정에서는 소비증가율을 실증분석에서 사용하므로 소비값이 표본기간 중에 한번이라도 0 이하인 가계와 가계의 특성을 나타내는 변수들의 측정값이 빠져 있는 가계들은 모두 배제한 결과 식료품 소비의 경우에는 1,359가계, 비내구재 및 서비스 소비의 경우에는 857가계를 분석하게 된다.

본 연구는 대우패널조사에 보고된 비내구재 및 서비스 소비를 분석대상으로 하고 있다. 분석에 포함된 주요 항목들은 다음과 같다: 식료품비, 주거비, 피복 및 신발, 교양-오락비, 연료비, 의료비 (이상은 1그룹), 교육비 (2그룹), 외식비 및 휴가비 (이상은 3그룹), 각종 공과금: 수도료, 전기료, 전화료, 쓰레기 봉투/오물 처리비 (이상은 4그룹), 경조사비 및 헌금 (5그룹).⁴⁾ 비내구재 및 서비스 소비는 통계청에서 발표하는 전도시 소비자물가지수 기본 분류에 따라 총지수, 식료품, 주거비, 피복 및 신발, 교양오락, 연료비, 보건의료, 교육비, 외식비, 광열수도, 통신, 쓰레기 봉투 및 오물수거비 등을 디플레이터로 사용하여 각각 해당 항목의 실질값을 구하였다. 휴가비, 경조사비 및 헌금은 해당 물가지수가 없어서 총지수를 디플레이터로 사용하였다. 디플레이터로는 1992년 1월부터 1998년 7월까지 각각 해당 표본기간의 평균지수를 사용하였다.

소비자의 취향을 변화시키는 변수 Z로는 가구주의 연령, 연령의 제곱, 가구원의 수, 어른의 수, 가구주의 직업, 결혼여부, 주택보유형태, 의존비율(dependency ratio), 가구주의 학력, 성별, 내년도 경제전망을 사용하였다.⁵⁾

4) 본 연구는 대우패널자료에서 보고하는 순서대로 그룹을 나누었을 뿐 특별한 기준을 가지고 소비그룹을 분류한 것은 아니다. 대우패널자료의 경우 소비그룹 1~3은 1993년부터, 소비그룹 4는 1994년부터, 소비그룹 5는 1995년부터 조사되었다.

5) Z를 구성하는 변수들을 변화시키더라도 추정결과에는 질적인 차이가 없다. Dynan은 가구주의 연령, 연령의 제곱, 성인 숫자의 변화, 가구주의 성별, 인종, 시간대미변수 등을 Z로 하여 PSID 자료를 분석한 후 미국의 자료에서 습관형성의 증거를 찾기 어렵다고 주장하였다.

Working(1960), Christiano et al. (1991)에 의하면 측정기간이 실제행위가 발생하는 기간보다 길면 측정값의 1차 차분이 의사(spurious) 1계 시계열상관을 가진다. 개별가계의 소비는 매일매일 발생하지만 소비는 연간자료로 측정하고 있으므로 연간 소비증가율 사이에는 시계열 상관이 있을 수 있다. 앞의 연구들에 의하면 의사결정기간에 비해 관측기간이 상대적으로 길어질수록 α 는 0.25에 수렴한다. 대우패널자료에 의하면 소비는 지난 1년간의 월평균이므로 α 는 0.25에 수렴한다고 볼 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본고는 Deaton (1991)을 따라서 $\Delta \ln C_{i,t-3}^*$ 를 도구변수로 사용하였다. 이러한 방법은 측정오차 문제와 의사결정기간과 관측기간의 차이로 인해 발생하는 양의 상관관계 문제를 동시에 해결해 줄 수 있다.⁶⁾

본고는 식 (12)를 추정하기 위해 Arellano and Bond (1991)가 개발한 동태적 패널자료 추정법(지금부터는 DPD로 부르기로 한다)을 사용하였다.⁷⁾ 본고에서 DPD를 사용한 이유는 다음과 같다. 첫째, DPD 추정법은 시계열이 짧고 횡단면이 상당히 큰 패널에 잘 적용될 수 있다. 앞에서도 언급하였듯이 대우패널자료는 표본기간이 6년에 불과하다. 즉, 대우패널자료는 시계열은 짧고 횡단면은 상당히 큰 표본이다. DPD는 이러한 경우에 적절한 추정방법이라고 할 수 있다. 둘째, 식 (12)는 우변에 시차 종속변수를 포함하고 있다. 패널분석에서 시차 종속변수가 우변에 나타나는 동태적 패널의 경우 고유효과를 제거하기 위해 평균을 제거(demean)한 후 최소자승 추정을 하면 추정치는 비일치 추정량이 된다.⁸⁾ 이러한 문제를 해결하기 위해 1차 차분 후 2기간 이상의 시차변수를 사용하여 도구변수추정을 하는 것이 일반적인데 이 경우에는 추정량이 일치추정량이지만 비효율적이다. DPD는 이 경우에 효율적인 추정을 가능하게 해준다. 셋째, DPD 추정은 식 (12)에 나타난 MA(2) 오차를 고려한다.

식 (12)를 DPD로 추정하는 것은 식 (12)를 선형 GMM으로 추정하는 것과 마찬가지이다. <표 1-A>에 보고한 1단계(one-step) DPD 추정은 GMM의 가중행렬

6) 본고는 실제 회귀분석에서 1기간 시차 소득증가율을 정보변수(information variable)로 사용하는데, 이 경우에도 3기간 시차 소득증가율을 도구변수로 사용한다.

7) 또 다른 방법은 식 (7)을 비선형 GMM으로 추정하는 것이다. 그러나 고유효과를 고려해서 비선형 GMM을 패널자료에서 추정하는 이론적인 방법은 아직 개발되어 있지 않다. 또한 거시변수 자료와 달리 미시자료는 잡음(noise)이 심하고 좋은 도구변수를 찾기 어려워서 비선형 GMM을 추정하는 것이 반드시 바람직하다고는 할 수 없다.

8) Ahn and Schmidt (1995) 참조.

(weighting matrix)로 이미 정해진 행렬식을 사용한다. <표 1-B>는 이분산성이 존재하는 경우 이분산 일치 t값을 보고하고 있다. 이론적으로는 이분산성이 존재하는 경우 1단계 추정의 잔차로부터 구한 가중행렬을 사용하는 2단계 추정이 효율적이다 (<표 1-C>). 그러나 Arellano and Bond(1991)의 모의실험에 의하면 일반적인 표본 크기의 경우 2단계 추정보다 이분산 일치 1단계 추정이 보다 믿을만하다. <표 1>은 이 모든 경우의 추정결과를 보고하고 있다.

표에서 보듯이 습관형성을 나타내는 모수 $\hat{\alpha}$ 은 추정방법에 따라서 0.59, 0.59, 0.67의 값을 가지며, 각각 약 7%, 10%, 6% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 습관형성을 나타내는 모수가 Dynan의 경우에 비해 상당히 크고 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 이것은 습관형성에 상당히 우호적인 결과라고 하겠다. 다만 주의해야 할 것은 Dynan을 포함한 Constantinides(1990) 계열의 모형은 습관형성을 나타내는 추정계수 $\hat{\alpha}$ 가 너무 크면 소비가 감소할 때 $C_{i,t} - \alpha C_{i,t-1}$ 이 0보다 작아져서 효용함수가 정의될 수 없는 문제점을 가진다. 이를 확인하기 위해 1993년부터 1998년까지 1,359 가계의 식료품 및 외식비 소비의 평균을 구해보면

<표 1> DPD 추정결과: 식료품 및 외식비 소비(표본 수: 1,359가계)

A: 1단계 DPD 추정	
$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.59 (1.83)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	-0.20 (-0.95)
가구주의 연령	-0.033 (-1.00)
가구주의 연령의 제곱	0.0004 (1.17)
가구원의 수	0.11 (2.49)
어른의 수	-0.033 (-0.64)
가구주의 직업	-0.005 (-0.63)
가구주의 결혼여부	0.007 (0.23)
주택보유형태	-0.001 (-0.04)
의존비율(dependency ratio)	-0.12 (-0.81)
가구주의 학력	-0.020 (-0.71)
가구주의 성별	0.072 (1.72)
가구주의 내년도 경제전망	-0.061 (-2.14)
time dummy for 1998	-0.14 (-3.33)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	17.74 (0.09)*

B: 이분산성을 고려한 1단계 DPD 추정

$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.59 (1.65)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	-0.20 (-0.78)
가구주의 연령	-0.033 (-0.96)
가구주의 연령의 제곱	0.0004 (1.06)
가구원의 수	0.11 (2.14)
어른의 수	-0.033 (-0.56)
가구주의 직업	-0.005 (-0.56)
가구주의 결혼여부	0.007 (0.21)
주택보유형태	-0.001 (-0.04)
의존비율 (dependency ratio)	-0.12 (-0.73)
가구주의 학력	-0.020 (-0.85)
가구주의 성별	0.072 (1.60)
가구주의 내년도 경제전망	-0.061 (-2.07)
time dummy for 1998	-0.14 (-3.35)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	13.53 (0.26) *

C: 2단계 DPD 추정

$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.67 (1.91)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	-0.201 (-0.81)
가구주의 연령	-0.030 (-0.87)
가구주의 연령의 제곱	0.0004 (1.07)
가구원의 수	0.116 (2.20)
어른의 수	-0.040 (-0.68)
가구주의 직업	-0.006 (-0.69)
가구주의 결혼여부	0.006 (0.16)
주택보유형태	-0.009 (-0.22)
의존비율 (dependency ratio)	-0.129 (-0.81)
가구주의 학력	-0.021 (-0.93)
가구주의 성별	0.065 (1.50)
가구주의 내년도 경제전망	-0.062 (-2.12)
time dummy for 1998	-0.15 (-3.71)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	13.59 (0.26) *

()안의 숫자는 t값을 나타낸다.

*는 p값을 나타낸다.

각각 322만원, 356만원, 326만원, 344만원, 345만원, 294만원으로 나타난다. 따라서 α 를 0.7로 가정하더라도 이러한 문제는 발생하지 않는 것으로 보인다.

1998년의 시간 더미변수는 어떤 추정방법에 따르든 통계적으로 유의하게 음의 값을 갖는 것으로 나타난다.⁹⁾ 이것은 1998년이 IMF 외환위기를 겪었던 기간이라는 점에 비추어 예상했던 결과라고 하겠다. 외환위기는 소비증가율을 낮추는 방향으로 작용한 것이다.

개별가계의 특성을 나타내는 11개 특성변수들의 변화(ΔZ)는 대체적으로 통계적 유의성을 갖지 못한다. 사실 이러한 결과는 크게 놀라운 것은 아니다. 왜냐하면 개별가계의 특성변수 중 변화를 보이는 변수는 많지 않기 때문이다. 예를 들어서, 가구주의 성별이나 결혼여부 등은 큰 변화를 보이지 않으므로 이런 변수들이 통계적 유의성을 보일 것으로 기대되지는 않는다. 특성변수 가운데 가구원의 수는 통계적으로 유의하게 양의 값을 가진다. 이것은 가구원의 수가 증가하면 식료품 소비가 증가하는 것을 의미한다고 해석할 수 있다. 가구주의 내년도 경제전망이 통계적으로 유의하게 음의 값을 갖는 것은 흥미있는 결과라고 하겠다. 만약 내년도 경제전망이 (소득) 불확실성과 음의 상관관계를 가진다면 즉, 불확실성이 작을수록 내년도 경제전망이 좋아진다면, 내년도 경제전망이 좋을 때 예비적 저축 동기가 약화되어 소비증가율은 작아질 것이다. 이 경우에 내년도 소득전망의 추정계수는 음의 값을 가진다(Carroll, Fuhrer and Wilcox(1994) 참조).

이상의 결과는 습관형성에 상당히 우호적이지만, 과연 이러한 결과가 다른 소비 항목 특히 비내구재 및 서비스 소비 전반에 대해서도 성립하는지 확인해 볼 필요가 있다. 앞에서도 언급한 것처럼 비내구재 및 서비스 소비는 식료품 및 외식비 이외에도 주거비, 피복 및 신발, 교양-오락비, 연료비, 의료비, 교육비, 휴가비, 각종 공과금, 경조사비 및 헌금 등을 포함하고 있다. 이들 중 일부 항목은 습관형성의 가능성이 높을 수도 있고, 일부 항목은 습관형성의 가능성이 낮을 수도 있다. 따라서 사전적으로 비내구재 및 서비스 소비의 경우 습관형성의 가능성이 높다든지, 낮

9) 표에 1998년 시간 더미변수만 나타나는 이유는 IMF 외환위기 기간을 처리하기 위해 더미변수를 사용했기 때문이 아니라 패널분석에서 시간더미를 포함했기 때문이다. 그러나 우연히 표본기간이 6년이고, 3기간 시차 소비증가율을 도구변수로 사용하였으며, 패널분석에서 1기간은 제외하고 시간 더미변수를 사용하는 까닭에 마지막 1998년의 시간 더미변수만 나타난 것이다. 어쨌든 결과적으로 1998년의 시간더미 변수는 IMF 외환위기 기간을 나타내는 더미변수로 해석해도 무방할 것이다.

다든지 말하기는 어려워 보인다.

식료품 소비보다 광의의 비내구재 및 서비스 소비를 분석하는 경우 습관형성에 불리한 결과를 얻을 수도 있다. 예를 들어서, 효용함수가 습관형성을 보이고, 소비재가 내구성을 가지는 경우 추정값 $\hat{\alpha}$ 은 내구성과 습관형성 중 우월한 것을 반영하기 때문에 습관형성에 불리한 결과를 제공할 수 있다. Hayashi(1985)에 의하면 내구재 소비뿐만 아니라 서비스와 비내구재 소비도 정도의 차이는 있지만 내구성(durability)을 가질 수 있다. 예를 들면 치과치료를 한 번 받으면 당분간은 치과치료를 받을 필요가 없을 것이다. 이것은 치과 치료가 내구성을 가짐을 의미한다. 여행도 마찬가지이다. 여행은 분명 내구재 소비는 아니다. 그러나 한 번 여행을 다녀오면 소비자는 여행의 기억 혹은 추억으로부터 효용을 느끼므로 당분간 여행의 필요성을 느끼지 않을 것이다. 이러한 예는 얼마든지 찾을 수 있으며, 특히 서비스 소비의 경우 상당한 정도의 내구성을 가짐을 알 수 있다. 이 경우에 현재의 소비와 미래의 소비는 대체재로 작용하며(Attanasio, 1998), 현재의 소비증가율이 높으면 다음 기의 소비증가율은 하락할 가능성이 커서 현재 소비증가율의 추정계수가 음의 값을 가질 가능성이 크다. 종합하면, 소비의 내구성은 음의 추정계수를 시사하고 습관형성은 양의 추정계수를 시사하므로 습관형성의 관점에서 추정값 $\hat{\alpha}$ 은 하향편의를 가진다고 하겠다. 그러나 서비스와 비내구재 소비가 내구성을 가지는 경우 그것이 월별이나 분기별 자료가 아닌 연간 자료에 나타날지는 의문이다. 즉, 앞에서 언급한 치과 치료나 여행의 경우, 내구성이 연간 자료에 반영될 것으로 기대되지는 않는다.

<표 2>는 비내구재 및 서비스 소비의 DPD 추정결과를 보고하고 있다. 표에서 보듯이 습관형성을 나타내는 모수 $\hat{\alpha}$ 은 추정방법에 따라서 0.70, 0.70, 0.74의 값을 가지며, 각각 약 6%, 10%, 7% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.¹⁰⁾ 따라서 대우패널자료에 의하면 식료품 소비를 사용하는 광의의 소비자료를 사용하는 습관형성의 증거는 Dynan의 경우보다 통계적으로 유의한 것으로 보인다.

<표 1>과 마찬가지로 1998년의 시간 더미변수는 통계적으로 유의하게 음의 값을

10) 1993년부터 1998년까지 857가계의 비내구재 및 서비스 소비의 평균을 구해보면 각각 870만원, 913만원, 1017만원, 1031만원, 1032만원, 836만원으로 나타난다. 따라서 α 를 0.7로 가정할 때 본문에서 언급한, 효용함수 자체가 정의되지 않는 문제는 발생하지 않는 것으로 보인다.

〈표 2〉 DPD 추정결과: 비내구재 및 서비스 소비 (표본 수: 857가계)

A: 1단계 DPD 추정		
$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.70	(1.88)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	0.04	(0.18)
가구주의 연령	-0.002	(-0.05)
가구주의 연령의 제곱	-0.0001	(-0.18)
가구원의 수	-0.008	(-0.15)
어른의 수	0.08	(1.38)
가구주의 직업	-0.006	(-0.86)
가구주의 결혼여부	-0.027	(-0.87)
주택보유형태	0.001	(0.034)
의존비율(dependency ratio)	0.131	(0.86)
가구주의 학력	-0.072	(-2.38)
가구주의 성별	0.057	(1.27)
가구주의 내년도 경제전망	-0.011	(-0.46)
time dummy for 1998	-0.20	(-5.25)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	12.57	(0.32)*

B: 이분산성을 고려한 1단계 DPD 추정		
$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.70	(1.65)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	0.04	(0.18)
가구주의 연령	-0.002	(-0.05)
가구주의 연령의 제곱	-0.0001	(-0.16)
가구원의 수	-0.008	(-0.12)
어른의 수	0.08	(1.09)
가구주의 직업	-0.006	(-0.68)
가구주의 결혼여부	-0.027	(-0.65)
주택보유형태	0.001	(0.03)
의존비율(dependency ratio)	0.131	(0.79)
가구주의 학력	-0.072	(-2.63)
가구주의 성별	0.057	(1.29)
가구주의 내년도 경제전망	-0.011	(-0.47)
time dummy for 1998	-0.20	(-5.08)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	13.57	(0.26)*

C: 2단계 DPD 추정	
$\Delta \ln C_{i,t-1}$	0.74 (1.83)
$\Delta \ln y_{i,t-1}$	0.114 (0.48)
가구주의 연령	-0.001 (-0.01)
가구주의 연령의 제곱	-0.0001 (-0.17)
가구원의 수	-0.010 (-0.13)
어른의 수	0.076 (1.11)
가구주의 직업	-0.007 (-0.78)
가구주의 결혼여부	-0.023 (-0.57)
주택보유형태	0.015 (0.39)
의존비율(dependency ratio)	0.173 (1.06)
가구주의 학력	-0.075 (-2.82)
가구주의 성별	0.065 (1.51)
가구주의 내년도 경제전망	-0.010 (-0.43)
time dummy for 1998	-0.22 (-5.52)
Wald 통계량 for $\Delta Z_{i,t}$	16.27 (0.13) *

()안의 숫자는 t값을 나타낸다.

*는 p값을 나타낸다.

가지며, 가계의 특성을 나타내는 11개 변수들이 집단적으로 유의하지는 않다. 특성 변수 가운데 가구주의 학력을 나타내는 변수가 통계적으로 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이것은 가구주의 학력이 높아질수록 비내구재 및 서비스 소비가 작아지는 것을 의미한다.

IV. 결론

본 소고는 대우패널자료를 사용하여 Dynan의 모형을 추정한 결과 식료품 및 외식비 소비와 비내구재 및 서비스 소비 모두 습관형성을 나타내는 모수의 추정치가 Dynan의 경우보다 훨씬 크고 통계적 유의성도 상당히 높은 것을 발견하였다. 그러나 이것을 문자 그대로 습관형성의 강력한 증거로 해석하는 것은 선부른 것 같다. 그 이유는 Dynan의 모형이 최근에 소개되고 있는 여러 가지 습관형성 모형(예를 들

면, Constantinides, 1990; Abel, 1990; Campbell and Cochrane, 1999) 중 하나인 Constantinides 계열에 속하기 때문이다. 다른 모형에서도 동일한 결과를 얻을 수 있을지 확인하는 후속연구가 필요할 것이다.

■ 참고 문헌

1. 이민원, "한국의 예비적 저축에 관한 패널분석," 『국제경제연구』, 제5권 제1호, 1999, pp. 65 ~89.
2. 이우현, "외환위기와 한국의 가계소비: 예비적 저축을 중심으로," 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 2001, pp. 57~78.
3. Abel, A. B., "Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses," *American Economic Review*, Vol. 40, 1990, pp. 38~42.
4. Ahn Seung C. and Peter Schmidt, "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 5~27.
5. Arellano, Manuel and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 277~297.
6. Attanasio, Orazio P., "Consumption Demand," *NBER WP*, Vol. 6466, 1998.
7. Campbell, John Y. and J. H. Cochrane, "By Force of Habit: A Consumption-Based Estimation of Aggregate Stock Market Behavior," *Journal of Political Economy*, Vol. 107, 1999, pp. 205~251.
8. Carroll, C. D., Fuhrer J. C., and David W. Wilcox, "Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?" *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp. 1397~1408.
9. Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin, and Marshall, David, "The Permanent Income Hypothesis Revisited," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 397~423.
10. Constantinides, G. M., "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp. 519~543.
11. Deaton, Angus, *Understanding Consumption*, Clarendon Lectures in Economics, Oxford University, 1991.
12. Dynan, Karen E., "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data," *American Economic Review*, Vol. 90, 2000, pp. 391~406.
13. Fuhrer, Jeffrey, "Habit Formation in Consumption and Its Implications for

- Monetary-Policy Models," *American Economic Review*, Vol. 90, 2000, pp. 367~390.
14. Hayashi, Fumio, "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, 1985, pp. 1083~113.
 15. Muellbauer, John, "Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function," *Annales d'Economie et de Statistique*, Vol. 9, 1988, pp. 47~70.
 16. Working, Holbrook, "Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain," *Econometrica*, Vol. 28, 1960, pp. 916~18.

Korean Household Panel Study and Habit Formation

Wooheon Rhee*

Abstract

This study uses the Korean Household Panel Study(KHPS) and employs new estimation method, that is, dynamic panel data estimation developed by Arellano and Bond in order to examine if there is any evidence of habit formation. Using Dynan's model of habit formation, this study finds that the estimate of the parameter, which captures habit formation, is much larger and more significant than Dynan's estimate both in the case of food consumption and in the case of nondurables and services.

Key Words : Korean household panel study, habit formation, dynamic panel data estimation

* Professor, Department of Economics, Kyunghee University