

내구재 소비와 (S, s)모형:
가계패널자료 분석

홍기석

(이화여자대학교 경제학과 부교수)

손은승

(한국경제연구원 연구원)

Consumer Durables and (S, s) Policy:
Evidence from Panel Data

Kiseok Hong

(Associate Professor, Department of Economics, Ewha University)

Eunseung Sohn

(Research Assistant, Korea Economic Research Institute)

* 홍기석-제1저자, 손은승-공저자

- 핵심주제어: 내구재소비(Durable goods), (S, s)모형((S, s) model), 패널자료(panel data), 항상소득가설(permanent income hypothesis)
- JEL 코드: D12, E21
- 논문투고일: 2005. 3. 14 • 심사완료일: 2005. 9. 20

ABSTRACT

Using Korean household data, this paper examines how consumption of durable goods is determined. Previous studies report that the standard Permanent Income Hypothesis (PIH), while being broadly consistent with non-durable goods consumption, provides little explanation for durable goods consumption. In this paper, we consider the (S, s) model as an alternative to the standard PIH. The (S, s) model predicts that, because of fixed adjustment costs, consumers make no adjustment to the durable goods stock until deviation from the optimal level becomes large. When the adjustments are made, the durable goods stock attains the optimal level. In order to test this prediction, we examine the intra-temporal relationship between non-durable goods and durable goods consumption and intertemporal changes in durable goods consumption, using data from the Korean Household Panel Study. The results show that, while the standard PIH is rejected by the data, the (S, s) model is not.

본 논문은 우리나라 가계의 내구재 소비 결정에 관한 실증분석이다. 기존의 연구에 의하면 표준적인 항상소득가설은 비내구재 소비에 대해서는 비교적 높은 설명력을 나타내지만 내구재 소비에 대해서는 설명력이 거의 없는 것으로 나타난다. 본 연구에서는 이러한 항상소득가설의 대안으로서 조정비용의 존재를 허용하는 (S, s) 모형을 고려한다. (S, s) 모형에 의하면 내구재 소비는 조정비용 때문에 매 순간 최적 수준을

유지하지는 못하지만, 일단 조정이 이루어지는 경우에는 최적 수준을 달성할 것으로 예상된다. 본 논문은 (S, s) 모형의 이러한 예측을 검증하기 위하여 한국가구 패널조사자료에 나타난 각 가계의 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계 및 내구재 소비의 기간 간 변화를 살펴본다. 분석결과에 의하면 표준적인 항상소득가설은 기각되는 반면 (S, s) 모형은 대체로 자료와 일치하는 것으로 나타난다.

I. 서 론

본 논문은 우리나라 가계의 내구재 소비에 관한 실증분석이다. 일반적으로 내구재 소비 지출은 비내구재 소비 지출보다 규모는 작지만 그 변동폭이 크므로 경기변동에 있어서 중요한 역할을 한다. 또한 주택 서비스까지 내구재 소비에 포함시킬 경우에는 규모상으로도 비내구재 소비 지출에 상응하는 중요성을 가진다고 볼 수 있다. 그러나 대표적 소비이론인 항상소득가설은 비내구재 소비에 대해서는 비교적 높은 설명력을 나타내는 반면 내구재 소비에 대해서는 설명력이 거의 없는 것으로 알려져 있으며, 그에 대한 뚜렷한 대안은 아직 제시되지 않고 있다. 따라서 내구재 소비의 경우에는 소비자의 선택이 기본적으로 어떤 동기에 의하여 이루어지는지에 대한 합의가 크게 부족한 상태이다. 본 연구에서는 이러한 항상소득가설의 실패가 내구재 소비에 수반되는 조정비용의 존재에 기인할 것이라는 가설하에, 고정 조정비용의 존재하에서 최적화의 결과로 얻어지는 소위 (S, s)모형에 기초하여 내구재 소비를 살펴보기로 한다. 즉, 소비자들이 고정 조정비용의 존재하에서 나름대로 최적 소비 선택을 하고 있는지를 살펴보는 것

이 본 논문의 주목적이다.

아래에서 좀더 자세히 설명하겠지만 (S, s)모형에 따르면, 내구재 소비에 고정 조정비용이 존재할 경우 소비자는 내구재 소비의 실제값과 최적값 사이의 괴리가 (S, s)로 표시되는 구간 내에 머무는 한 아무런 조정을 하지 않으며, 괴리가 이 무조정 구간(inaction range)을 벗어날 정도로 큰 경우에만 간헐적으로 내구재 소비의 최적 조정을 하게 된다. 본 논문은 이러한 (S, s)모형의 내용 가운데 특히 조정이 이루어지는 시점의 내구재 선택은 최적 수준에서 이루어질 것이라는 예측에 중점을 맞추기로 한다. 즉, 내구재 소비가 매 순간 항상소득가설에서처럼 최적으로 이루어지지 않지만 일단 조정이 이루어질 경우에는 항상소득가설과 일치하는 식으로 움직일 것이라는 예측이 본 논문의 기본 가설이다.

그런데 이러한 (S, s)모형의 타당성을 직접적으로 검증하기 위해서는 거시자료가 아니라 개별 소비자 수준의 미시자료가 필요하다. 왜냐하면 소비자들이 모두 (S, s)모형에 따라 행동한다 하더라도 거시자료에서는 (S, s)모형의 특징적인 조정패턴이 관찰되지 않을 수 있기 때문이다. 개별 소비자들의 (S, s) 구간 내의 위치가 서로 다르거나 개별 소비자들에게 발생하는 충격이 서로 다르다면, 개별 소비자들의 내구재 조정이 (S, s)모형에 따라 간헐적으로 이루어지는 경우에도 거

시자료상의 내구재 소비는 매 순간 조금씩 조정되는 것처럼 나타날 수 있는 것이다. 실제로 국민계정상의 내구재 소비 지출 시리즈를 보면 항상 0보다 큰 값을 가지며 매 기간 끊임없이 변하고 있으므로, 거시자료만으로는 (S, s)모형의 특징적인 조정패턴이 실제로 존재하는지를 판단할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 한국가구패널조사(KHPS: Korean Household Panel Study)의 가계자료를 이용함으로써 내구재 소비에 관한 (S, s)모형의 타당성을 살펴보기로 한다.

KHPS 자료를 이용하여 내구재 소비를 분석할 경우 발생하는 한 가지 문제점은 KHPS에는 초기 연도인 1993년을 제외하고는 내구재 스톡에 관한 자료가 없다는 점이다. 따라서 KHPS 자료를 이용한 기존의 연구들은 대부분 비내구재 소비만을 다루거나 아니면 내구재 스톡 대신 내구재 소비 지출자료를 사용하고 있다. 그러나 내구재에 대한 지출은 내구재 스톡과는 전혀 다른 변수이므로 내구재 소비 지출을 이용한 결과는 신빙성이 낮을 수밖에 없다. 본 연구에서는 기존의 연구들과 달리 초기 연도의 내구재 스톡자료와 그 이후 연도의 내구재 지출자료를 결합함으로써 각 가계별로 내구재 스톡 시리즈를 구축하는 방법을 사용하기로 한다. 아래에서 보듯이 이렇게 구축된 내구재 스톡자료는 단순한 내구재 지출자료보다 일반적인 예상 및 이론과 더 잘 부합하는

것으로 나타난다.

본 연구의 분석결과를 미리 요약하면, 첫째 KHPS 자료에 의하면 조정비용을 고려하지 않는 표준적인 항상소득가설은 거의 모든 경우에 기각된다. 이는 기존 연구들의 결론과 일치하는 부분이다. 둘째, 그러나 조정비용의 존재를 도입함으로써 얻어지는 (S, s)모형은 대부분의 경우 KHPS 자료에 의하여 기각되지 않는다. 특히 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계에 관한 이론적 예측 및 두 기간 간의 내구재 소비의 관계에 관한 예측이 모두 자료와 일치하는 것으로 나타난다. 셋째, 내구재 지출자료를 내구재 소비의 대용변수로 사용할 경우에는 (S, s)모형의 이론적 예측이 기각된다. 그러나 그 기각되는 패턴은 내구재 지출이 내구재 스톡의 차분에 해당한다는 점을 고려할 때 이론적으로 예상되는 패턴과 일치한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 II장에서는 내구재 소비에 관한 기존의 연구들 가운데 본 연구와 관련이 높은 연구들을 추려서 간단히 소개한다. III장에서는 II장의 논의와 관련하여 표준적인 항상소득가설 및 (S, s)모형하의 내구재 소비방정식을 제시한다. IV장에서는 본 연구에서 사용하는 KHPS 자료 전반 및 변수에 관하여 설명하고, V장에서는 실증분석결과를 제시한다.

II. 기존의 연구

1. 외국의 연구

비내구재 소비에 관한 Hall(1978)의 임의보행가설을 내구재 소비에 적용한 Mankiw(1982)에 의하면 내구재 소비의 변화는 임의보행가설에서처럼 예측 불가능한 것이 아니라 과거 충격에 의하여 유의하게 예측될 수 있는 것으로 나타난다. 또한 그 예측 가능성도 비내구재 소비의 경우에서보다 훨씬 더 높게 나타나는데, 이는 표준적 항상소득가설이 내구재 소비의 설명에 있어서 특히 취약함을 보여 주는 것이다. 반면 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비 간의 관계를 추정한 Mankiw(1985)의 연구에서는 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 크기가 항상소득가설의 예측과 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 항상소득가설에 의하면 내구재 소비는 다른 조건이 일정할 때 비내구재 소비와 비례적으로 움직이며 내구재의 상대가격과는 반대로 움직일 것으로 예상되는데, Mankiw(1985)에 의하면 이러한 예상은 실제 자료에서 그대로 관찰된다. Mankiw의 이 두 연구는 모두 거시자료를 이용한 것이지만 전자의 경우는 내구재 소비의 기간 간 변화에 관한 것으로서 주로 내구재 소비의 단기적

인 측면을 다루는 반면, 후자는 내구재 소비의 수준에 관한 것으로서 주로 내구재 소비의 장기적인 측면을 다룬다고 볼 수 있다. 따라서 이 두 연구의 결과는 내구재 소비가 장기적으로는 항상소득가설의 예측에 수렴하지만 단기적으로는 이론과 상당한 괴리를 나타낼 수 있음을 시사하는 것으로 판단된다. 이러한 장단기 분석결과의 차이를 설명하기 위한 한 가지 방법은 조정비용의 존재를 도입하는 것이다. 만일 내구재의 조정에 비용이 수반된다면 내구재 소비의 움직임이 단기적으로는 이론의 예측과 괴리를 보일 수 있으나 장기적으로는 필요한 조정이 모두 이루어짐에 따라 이론과 일치하는 모습을 나타낼 것이기 때문이다. 이 점에 착안하여 Bernanke(1985), Caballero(1990) 등은 조정비용이 존재할 경우 경제 전체의 내구재 소비는 충격에 대하여 시차를 가지고 점진적으로 반응할 것이라고 상정함으로써 모형과 자료 간의 괴리를 축소시켰다. 이처럼 어떤 변수가 충격에 대하여 여러 기간에 걸쳐 점진적으로 반응하는 것은 거시자료에서는 상당히 일반적인 현상으로서 이는 전통적으로 이차함수형태의 조정비용(quadratic adjustment costs)의 도입을 통해 합리화되었다. 그러나 미시자료를 보면 거시자료에서와 달리 내구재의 조정이 매 순간 미세적으로 이루어지는 것이 아니라 간헐적으로 한꺼번에 이루어짐을 알 수 있는데, 이러한

패턴은 거시모형에서 통상적으로 사용되는 이차함수형태의 조정비용으로는 설명할 수 없다. 따라서 이차 조정비용함수는 거시자료의 움직임을 개략적으로 설명할 수 있을지는 모르나 경우에 따라서는 전혀 설명하지 못하는 부분도 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 근본적으로 해결하기 위해서는 먼저 정확한 미시모형의 구축이 필요한데, Grossman and Laroque (1990)는 내구재 스톡의 조정에 조정규모와 상관없이 지불해야 하는 비용, 즉 고정 조정비용이 수반되는 경우 내구재 소비가 (S, s)모형을 따르게 됨을 보임으로써 미시자료를 이용한 실증분석의 이론적 토대를 제공하였다. Grossman and Laroque(1990)의 논의에 기초하여 Lam (1991), Attanasio(2000) 등은 가계의 내구재 소비자료를 이용함으로써 (S, s)모형의 무조정 구간과 조정이 일어날 확률 등을 추정하였다. 그러나 내구재 소비에 무조정 구간이 존재하며 조정이 간헐적으로 일어난다는 사실 자체가 (S, s)모형의 타당성에 대한 직접적인 증거를 제공한다고 보기는 어렵다. 예를 들면, (S, s)모형과 같이 현재의 상황에 따라 조정이 결정되는 것(state dependent adjustment)이 아니라 일부 임금계약과 같이 정기적으로 몇 기간 만에 한 번씩 조정이 이루어지는 경우(time dependent adjustment)에도 간헐적인 조정패턴이 관찰될 수 있다. 따라서 최근의 일부 실증연구들은 (S, s)모

형의 보다 엄밀한 검증을 위하여 단순히 무조정 구간의 존재만이 아니라 무조정 구간의 크기나 조정 확률이 어떠한 요인들에 의하여 체계적으로 결정되는지를 살펴보고 있다(Eberly[1994], Foote, Hurst, and Leahy[2000], Bertola, Guiso, and Pistaferri[2004] 등). 예를 들면, Bertola, Guiso, and Pistaferri(2004)는 소득의 불확실성이 커질수록 무조정 구간의 폭이 실제로 커지는지를 살펴봄으로써 (S, s)모형의 이론적 타당성을 검증하고 있다.

한편 최근에는 내구재 소비와 비내구재 소비를 동시에 고려함으로써 어떠한 새로운 결과들이 발생하는가에 주목하는 연구들도 이루어지고 있다. Flavin(2001), Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk(2003), Martin(2003) 등은 내구재 소비만 고려하는 Grossman and Laroque(1990)의 모형에 비내구재 소비를 추가할 경우에도 내구재 소비가 (S, s)모형에 따라 결정됨을 보임으로써 Grossman and Laroque(1990)의 결과를 보다 일반적인 경우로 확장하고 있다. 단, 이들 연구들은 내구재 소비 자체보다는 내구재 소비에 존재하는 조정비용으로 인해서 비내구재 소비 및 자산가격의 결정에 관한 기존의 항상소득가설의 예측이 어떻게 달라지는가에 초점을 맞추고 있으므로 본 연구와 직접적인 관련성은 그리 크지 않다고 할 수 있다.

2. 한국의 내구재 소비에 관한 연구

우리나라의 내구재 소비에 관한 연구는 매우 드문 편이다. 먼저 거시자료를 이용한 연구 가운데 김치호(1987)는 1970년부터 1986년까지의 국민계정상의 민간 소비 지출자료를 서비스 및 비내구재 소비와 내구재 소비로 나누어 분석하였다. 그 결과 우리나라의 서비스 및 비내구재 소비는 기본적인 항상소득가설에 의해 잘 설명되나 내구재 소비 지출은 그렇지 못하다고 밝혔다. 항상소득가설에 의하면 내구재 스톡은 임의보행을 따르는 반면 내구재 스톡의 차분에 해당하는 내구재 소비 지출은 ARMA(1, 1) 과정을 따를 것으로 예상되나 김치호(1987)의 추정 결과에 의하면 우리나라의 내구재 소비 지출은 오히려 임의보행에 가까운 것으로 나타나는 것이다. 그러나 Hong(1999)은 우리나라의 내구재 소비 지출이 항상소득가설의 예측보다 충격에 대하여 더 느리게 반응하기는 하지만 그러한 시차를 감안하여 자료의 장기적인 움직임을 관찰할 경우에는 항상소득가설의 예측이 대체로 실현되는 것으로 보고하고 있다.

한편 차은영(1991)은 우리나라의 가계 자료를 사용하여 내구재 소비에 대한 항상소득가설의 타당성을 살펴보았는데, 분석결과에 의하면 다른 대부분의 연구에서와 마찬가지로 내구재 소비 지출은

항상소득가설의 예측과 부합하지 않는 것으로 나타난다. 또한 차은영은 다른 연구(2000)에서 내구재와 비내구재 소비 간의 관계에 관한 Mankiw(1985)의 분석을 우리나라의 가계패널자료에 적용하기도 하였는데, 이 경우에도 항상소득가설의 예측은 기각되는 것으로 나타났다. 그러나 이들 연구들에서는 왜 내구재 소비에 대하여 항상소득가설이 기각되는지에 대한 설명은 본격적으로 제시되지 않고 있다.

III. 모 형

여기서는 II장에서 논의된 연구들에 기초하여 표준적인 항상소득가설 및 (S, s)모형하의 내구재 소비방정식을 제시한다.

1. 조정비용이 존재하지 않는 경우

먼저 아무런 마찰요인이 없는 표준적인 항상소득가설하의 내구재 소비 결정을 살펴보기 위하여 소비자의 목적함수가 Mankiw(1985)에서와 같이 아래의 식으로 주어진다고 가정하자.

$$\begin{aligned} \max E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\gamma)^{-s} & \left[\frac{C_{t+s}^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \theta \frac{K_{t+s}^{1-\beta}}{1-\beta} \right] \\ \text{s.t. } A_{t+1} &= (A_t + Y_t - P_{C,t} C_t \\ & \quad - P_{K,t} D_t)(1+i_t) \\ K_t &= K_{t-1}(1-\delta) + D_t \end{aligned} \quad (1)$$

where E_t : t 기까지의 정보에 기초한 기대치

C_t : t 기의 비내구재 소비 지출

K_t : t 기의 내구재 스톡

D_t : t 기의 내구재 소비 지출

$P_{C,t}$: t 기의 비내구재 가격

$P_{K,t}$: t 기의 내구재 가격

A_t : t 기 초의 자산

Y_t : t 기의 노동소득

i_t : t 기의 명목이자율

γ : 시간할인율

α : 비내구재 소비에 있어서의 대체탄력성의 역수 (>0)

β : 내구재 소비에 있어서의 대체탄력성의 역수 (>0)

θ : 비내구재 소비와 내구재 소비의 상대적 중요성의 지표 (>0)

δ : 내구재의 감가상각률

위 극대화 문제의 1계 조건은 다음 두 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{R_{C,t+1}}{1+\gamma} \frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{C_t^\alpha} &= 1 + \varepsilon_{C,t+1} \\ \frac{R_{K,t+1}}{\theta(1+\gamma)} \frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{K_t^\alpha} &= 1 + \varepsilon_{K,t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

where $R_{C,t+1} = 1 + i_t - \pi_{C,t+1}$

$$R_{K,t+1} = \frac{P_{K,t}}{P_{C,t}}(i_t + \delta - \pi_{K,t+1})$$

$\pi_{C,t+1}$: t 기와 $t+1$ 기 사이의 비내구재 가격의 변화율

$\pi_{K,t+1}$: t 기와 $t+1$ 기 사이의 내구재 가격의 변화율

$\varepsilon_{j,t+1}$: 순수 예상오차로서 $E[\varepsilon_{j,t+1}] = 0$ for $j = K, C$.

Mankiw(1985)에 의하면 식 (2)에 나타나 있는 1계 조건들을 결합함으로써 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비에 관한 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \log K_t &= \text{constant} + \alpha \log C_t \\ & \quad - \beta \log \left(\frac{R_{K,t+1}}{R_{C,t+1}} \right) + \eta_{t+1} \end{aligned} \quad (3)$$

위 식에서 η_{t+1} 는 순수 예상오차로서 $E[\eta_{t+1}] = 0$ 을 만족한다. 식 (3)에서 $R_{K,t+1}$ 와 $R_{C,t+1}$ 는 각각 $t+1$ 기 시점에서 본 내구재 소비와 비내구재 소비의 기회비용에 해당한다고 볼 수 있다. 따라서 식 (3)의 직관적 의미는 내구재

소비가 비내구재 소비와 비례적으로 움직이며 내구재의 (비내구재에 대한) 상대가격과는 반대 방향으로 움직인다는 것이다. 특히 항상소득가설로서의 식 (3)이 가지는 가장 중요한 함의는 오차항 η_{t+1} 이 순수한 예상오차이므로 비내구재 소비와 사용자 비용 외에 t 기까지 알려진 어떤 정보도 t 기의 내구재 소비를 설명할 수 없어야 한다는 점이다. 예를 들어, t 기의 자산이나 소득이 증가하여 t 기의 내구재 소비가 증가하는 경우, 자산 및 소득의 변화는 비내구재 소비에도 동일한 변화를 초래할 것이므로 결과적으로 비내구재 소비의 수준만 보면 내구재 소비의 최적 변화를 충분히 포착할 수 있어야 한다는 것이다.

한편 Mankiw(1985)의 논문에 직접 명시되어 있지는 않으나 식 (2)의 1계 조건들을 결합함으로써 두 기간 간의 내구재 소비의 관계를 나타내는 다음 식도 도출할 수 있다.

$$d\log K_t = \text{constant} - \beta \log\left(\frac{R_{K,t}}{R_{K,t-1}R_{C,t}}\right) + \varepsilon_t + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

위 식 (4)에서 $d\log K$ 는 내구재 스톡의 변화율을 나타내며, R_K 와 R_C 는 식 (2) 및 (3)에서와 동일하게 정의된다. 또한 ε_t 와 ε_{t+1} 는 각각 t 기와 $t+1$ 기의 순수 예상오차로서 $t-1$ 기까지 알려진 모든

정보와 독립적이다. 따라서 식 (4)는 내구재의 사용자 비용 부분을 무시할 경우 내구재 소비의 변화가 예측 불가능해야 함을 의미하는데, 이는 비내구재 소비에 대한 Hall(1978)의 임의보행가설을 내구재 소비에 적용한 결과라고 볼 수 있다. 이러한 예측은 Mankiw(1982), Caballero(1990) 등에 의하여 고려된 바 있다.

식 (3)과 (4)는 간단하고 직관적으로도 분명하지만 몇 가지 부연 설명을 필요로 한다. 먼저 식 (3)과 (4)는 효용함수가 내구재 소비와 비내구재 소비에 대해서 분리 가능함(separable)을 전제로 한다. 따라서 보다 일반적인 형태의 효용함수를 가정할 경우에는 이들 식이 엄밀하게 성립하지 않을 수 있다. 또한 식 (3)과 (4)는 효용함수에 대한 선호충격(taste shock)이 없다는 것을 전제로 한다. 만일 선호충격이 존재한다면 식 (3)과 (4)의 잔차항은 순수 예상오차만을 반영한다고 볼 수 없게 될 것이다. 한편 Mankiw(1985)는 식 (3)과 (4) 대신 식 (2)의 1계 조건들을 직접 추정함으로써 비내구재 소비의 기간에 걸친 변화와 다음 기의 비내구재 소비와 금기의 내구재 소비의 관계를 각각 살펴보고 있다. 본 연구에서 Mankiw(1985)와 달리 식 (2)의 1계 조건들을 직접 추정하지 않는 이유는 내구재 소비의 분석이라는 논문의 목적에 비추어볼 때 식 (3)과 (4)가 더 직접적으로 연관성이 높다고 판단되기 때문이다. 또한 서론에서 언

급하였듯이 KHPS 자료에는 내구재 스톡의 직접적인 관측치가 존재하지 않으므로 그 추정치를 사용할 수밖에 없는데, 이 경우 Mankiw(1985)에서처럼 내구재 소비의 지표를 설명변수로 사용한다면 측정 오차(measurement error)의 문제가 발생할 우려가 있다.¹⁾

2. 고정 조정비용이 존재하는 경우

앞에서 언급하였듯이 미시자료에서 발견되는 간헐적 조정의 패턴을 설명하기 위해서는 이차함수가 아닌 다른 형태의 조정비용함수를 상정할 필요가 있다. 단, 이 경우 보다 현실적인 결과가 얻어지는 대신 보다 제약적인 가정하에서만 모형의 해가 존재한다는 한계가 있다.

이차함수가 아닌 다른 형태의 조정비용을 고려한 대표적인 예로 Grossman and Laroque(1990)는 내구재 조정비용이 내구재 스톡의 변화분에 비례하는 것이 아니라 기존의 내구재 스톡의 크기에 비례하

는 경우를 상정하고, 이 경우 내구재 스톡이 소위 (S, s) 준칙에 따라 움직여야 함을 이론적으로 보인 바 있다.²⁾ 단, Grossman and Laroque(1990)의 이러한 결과는 연속적 시간(continuous time)하에 노동소득과 비내구재 소비가 존재하지 않고 모든 가격변수가 Brownian motion을 따르는 제한적인 경우에 대해서만 증명되었다는 한계를 가지는데, Grossman and Laroque(1990)의 결과를 보다 일반적인 경우로 확대하기는 매우 어렵다. 예를 들어, Grossman and Laroque(1990)의 모형에 노동소득의 불확실성을 추가할 경우 더 이상 분석적 해를 구할 수 없을 뿐 아니라 numerical 해를 구하기 위해서도 극단적인 단순화가 불가피한 것으로 알려져 있다(Bertola, Guiso, and Pistaferri [2004]). 또한 Bar-Ilan and Blinder(1992)는 Grossman and Laroque(1990)와 유사한 형태의 내구재 조정비용을 가정하는 동시에 비내구재 소비도 고려하였지만, 불확실성이 없는 경우를 상정하였으므로 결과적으로는 Grossman and Laroque(1990)

- 1) 실제로 본 연구의 KHPS 자료를 이용하여 Mankiw(1985)와 같이 $t+1$ 기의 비내구재 소비를 t 기의 내구재 소비(t 기의 내구재 스톡의 추정치)의 함수로 표시한 식을 추정한 결과 내구재 소비의 계수가 매우 낮게 추정됨을 발견할 수 있었다. 이는 내구재 스톡의 추정치에 상당한 측정오차가 존재할 수 있음을 시사한다. 그러나 이 경우에도 본 연구의 주요 결과, 즉 단순한 항상소득가설은 기각되는 반면 (S, s)모형은 기각되지 않는 패턴은 그대로 관찰되었다.
- 2) Grossman and Laroque(1990)의 조정비용은 엄밀한 의미에서 고정비용은 아니지만 조정비용의 크기가 조정량(내구재 스톡의 변화분)과는 무관하게 결정된다는 면에서 기본적으로 Scarf(1960)의 재고모형에서의 고정 조정비용과 동일한 작용을 한다고 볼 수 있다. 따라서 Grossman and Laroque(1990) 모형의 결론 역시 Scarf(1960)에서의 유사하게 스톡이 (S, s) 구간 내에서 움직이는 동안은 아무런 조정이 이루어지지 않지만 (S, s) 구간 밖으로 벗어나려고 하는 순간 (S, s) 구간 내의 한 값(즉, 최적수준)으로 한꺼번에 조정이 이루어져야 한다는 것으로 요약된다.

보다 오히려 더 제한적이라고 할 수 있다. 한편 Grossman and Laroque(1990) 모형의 체계를 그대로 유지하면서 비내구재 소비만을 추가한 보다 최근의 연구들에 의하면 비내구재 소비가 추가되는 경우에도 내구재 소비에 대한 Grossman and Laroque(1990) 모형의 주요 결과는 그대로 성립하는 것으로 나타난다(Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk[2003], Martin[2003], Flavin[2001] 등).

이처럼 고정 조정비용이 존재하는 경우는 이론적으로도 그 해를 구하기가 어렵지만 실증분석을 통하여 그 모형의 타당성을 검증하기도 어렵다. 내구재 소비의 (S, s)모형에 관한 대부분의 실증연구들은 미시자료를 이용하여 (S, s) 구간의 크기 및 결정요인들을 추정하거나 (Lam[1991], Eberly[1994], Attanasio[2000], Bertola, Guiso, and Pistaferri[2004] 등), 모형의 시뮬레이션 결과가 실제 자료와 잘 부합함을 보임으로써 모형의 타당성을 간접적으로 증명하는 방법(Carroll and Dunn[1997] 등)을 사용하고 있다. 그러나 이러한 방법들은 모형의 가장 근본적인 측면인 소비자의 최적 선택보다는 조정비용의 존재로 인하여 발생하는 실제와 최적 사이의 괴리에 더 초점을 맞추고 있는 것으로 보인다. 따라서 조정비용이 존재하는 경우에도 소비자들이 위의 식 (3) 및 (4)에 나타난 것과 같은 최적 소비를 추구하는 경향이 여전히 존재하는지를

검증한 연구는 매우 드물다고 할 수 있다. 예외적으로 Eberly(1994)는 Grossman and Laroque(1990)의 모형에 따르면 내구재 스톡의 조정이 이루어지는 시점에서는 내구재 스톡과 전체 부(wealth) 사이의 비율이 일정한 상수가 되어야 한다는 점에 착안함으로써, 만일 조정이 이루어지는 두 시점 t 와 $t+n$ 간의 부의 변화가 t 시점에서 미리 예측될 수 없는 것이라면 두 시점 간의 내구재 스톡의 변화 역시 미리 예측될 수 없어야 한다는 점에 주목하였다. 즉, 조정비용이 존재하는 경우 내구재 소비는 매 기간 Hall(1978)의 임의 보행가설을 따르지는 않지만 조정이 이루어지는 시점들 간에는 여전히 임의보행가설을 따르게 된다는 것이다. Eberly(1994)가 추정한 식은 다음과 같다.

$$d\log K_{\tau,t} = \text{constant} - \beta * \text{lagged variable}_{\tau} + \eta_t \quad (4')$$

식 (4')에서 $d\log K_{\tau,t}$ 는 가장 최근의 내구재 구입 직후 시점(t)과 바로 그 이전의 내구재 구입 직후 시점(τ) 사이의 내구재 스톡의 변화율을 나타낸다. Eberly(1994)의 귀무가설에 의하면 식 (4')에서 β 의 값은 0이어야 하므로 0과 유의하게 다른 β 의 값은 모형을 기각하게 된다. 한편 식 (4')에는 식 (4)의 가격변수가 나타나지 않고 있는데, 이는 Eberly(1994)와 Grossman and Laroque(1990)의 모형에서는 내구재 소비만이 존재하므로 내구재

의 가격이 항상 1로 주어지기 때문이다 (물론 이에 더하여 명목 이자율이 일정하다는 가정도 필요하다).

한편 Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk (2003)에 의하면 비내구재 소비가 존재하는 경우에도 식 (4')과 유사한 관계가 성립해야 함을 보일 수 있다. 단, 내구재와 비내구재가 모두 존재할 경우 두 재화 간의 상대가격이 시간에 따라 변화할 수 있으므로, 내구재의 조정이 이루어지는 시점의 내구재 스톡과 전체 부 사이의 비율은 더 이상 상수가 아니라 내구재의 상대가격과 반비례 관계를 가지게 된다. 또한 조정이 이루어지는 시점에서는 비내구재와 전체 부의 비율에 대해서도 유사한 결과가 성립해야 하므로, 결과적으로 내구재 스톡과 비내구재 소비 사이에는 다음과 같은 관계가 성립하게 된다.

$$\log K_t = \text{constant} + a \log C_t - \beta \log \left(\frac{P_{K,t}}{P_{C,t}} \right) + \eta_t \quad (3')$$

식 (3')의 사용자 비용 항목에 이자율과 예상 가격상승률 등이 포함되지 않는 것은 아마도 노동소득이 존재하지 않으며 가격변수가 Brownian motion을 따른다는 등의 제약적인 가정들 때문인 것으로 판단된다. 한편 식 (3')의 오차항 η_t 는 예상오차가 아니라 가격 이외에 내구재와

비내구재 소비의 상대적 크기에 영향을 줄 수 있는 개별적인 충격들을 나타내는 것으로서, 엄밀히 말하면 t 기에 이미 알려진 모든 정보와 반드시 독립일 필요가 없다. 따라서 식 (3')에 대해서 식 (3)에서와 같은 직교 검정을 적용하기 위해서는 사용되는 변수가 η_t 와 독립적이라는 임의적인 가정이 불가피하다.³⁾

식 (3')과 (4')는 식 (3)과 (4)에 비해서 보다 제약적인 가정하에서만 도출될 수 있는 결과이다. 그러나 이들 식은 직관적으로 그 의미가 분명할 뿐 아니라 식 (3)과 (4)로 대표되는 항상소득가설의 기본 내용을 그대로 유지하고 있다는 면에서 유용하다. 따라서 본 연구에서는 식 (3')과 (4')에 기초하여 (S, s)모형의 타당성을 검증하기로 한다.

IV. 자료 및 변수

본 연구에서 사용하는 자료는 한국가구 패널조사(KHPS: Korean Household Panel Study)이다. KHPS는 1993년부터 1998년까지의 6개년에 대하여 약 4,800 가구의 소비 지출, 소득, 자산 등에 관한 비교적 상세한 서베이 조사자료를 제공하고 있다. 비록 1998년 이후 조사가 중

3) 앞에서 언급하였듯이 엄밀히 말하면 식 (3)의 경우에도 선호충격이 없다는 제한적인 가정이 전제되지 않는 오차항 η_{t+1} 이 순수 예상오차라고 할 수는 없다.

단됨에 따라 시계열이 6개년에 불과하지만 현재로서는 개별 가구 수준에서의 소비행태를 분석하기에 가장 적합한 자료라고 할 수 있다. 외국의 가계조사자료 가운데 PSID(Panel Study of Income Dynamics)는 KHPS와 같은 패널자료로서 조사기간도 1968년 이후 현재까지 지속되고 있다. 그러나 PSID 가운데 비내구재 소비에 해당하는 항목은 음식 소비뿐이며 내구재 소비로 볼 수 있는 것은 자동차와 주택 관련 자료뿐이다. 한편 CEX(Consumer Expenditure Survey)에서는 비내구재 및 내구재 소비가 보다 포괄적으로 조사되고 있지만, CEX는 PSID나 KHPS와 같은 의미에서의 패널자료가 아니라는 단점이 있다. CEX에 포함되는 모든 가계는 4분기 동안만 인터뷰되고 그 다음에는 다른 가계들로 대체되므로 CEX는 단기 순환 패널(rotating panel)이라고 할 수 있다. 또한 SCF(Survey of Consumer Finances)에는 비내구재 소비가 없으며 내구재 소비로는 자동차와 주택 관련 자료만 존재한다. 반면 KHPS에는 조사 초기 연도(1993년) 당시에 각 가계가 보유하고 있는 내구재 스톡에 관한 자료가 상세 품목별로 포함되어 있으며 그 이후 연도에 대해서는 품목별 지출액이 조사되어 있

다. 따라서 KHPS는 단지 한국가구에 관한 자료이기 때문이 아니라 조사범위에 있어서도 비교적 포괄적이라고 할 수 있으므로 본 연구의 목적에 잘 부합한다고 할 수 있다.

본 연구의 분석에서 사용되는 변수 가운데 비내구재 소비 지출은 연평균 지출액으로 평가된 식료품비, 피복 및 신발구입비, 교양오락비, 교육비, 외식비, 휴가비, 연료비의 합계를 1995년 기준 소비자물가지수로 나눈 값이다. 2000년 기준 대신 1995년 기준 물가지수를 사용한 이유는 KHPS의 표본기간이 1995년을 전후로 이루어져 있기 때문이다.⁴⁾ 한편 소득에 대한 변수로는 각 연도의 가계 근로소득(세금 포함)을 소비자물가지수로 나눈 값을 사용한다.⁵⁾

내구재 소비의 경우는 좀더 복잡하는데, 앞에서 언급하였듯이 KHPS에서 보유 내구재 스톡에 관한 자료는 1차 연도에 대해서만 존재한다. 1차 연도의 설문지를 보면 약 20개 내구재 품목별로 “○○○님 덕에서 보유하고 계신 것은 다음 중 무엇입니까?”, “○○○은 몇 년도에 구입하셨습니다?”, “○○○의 구입가격은 얼마입니까?” 등과 같이 당시 각 가계가 보유하고 있는 스톡의 크기를 조사하고 있

4) 주거비 항목은 월세 생활자인 경우 월세를 포함하고 있는 반면 자가 혹은 전세의 경우 관리비, 설비수리비 등만을 포함하고 있는 등 일관성이 없으므로 부적절하다고 판단하여 분석에서 제외하였다.

5) 가계근로소득 = 봉급생활자 소득 + 자영업, 자유업자, 개인사업자(농수산업자 제외) 소득 + 농림수산업자 소득 + 비정규직 종사자, 미취업자 소득 + 부업소득(봉급생활자, 자영·자유업자, 개인사업자, 농수산업자)

으며 2차 연도 이후에서는 “지난 1년간 새로 구입하신 제품이 있습니까?”, “○○○의 구입가격은 얼마입니까?” 등과 같이 내구재 신규 구입만을 조사하고 있는 것이다.⁶⁾ 따라서 본 연구에서는 1차 연도의 내구재 스톡과 2차 연도 이후의 내구재 지출을 모두 실질값으로 환산한 다음 내구재 스톡의 축적 항등식 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + D_t$ (K_t 는 t 기의 실질 내구재 보유 스톡, D_t 는 t 기의 실질 내구재 구입 지출, δ 는 감가상각률)을 이용함으로써 각 연도의 내구재 보유 스톡을 구축하기로 한다. 이때 내구재 소비의 실질값을 계산하기 위해서는 국민계정의 내구재 소비 지출의 명목값을 1995년 기준 실질값으로 나누어준 디플레이터를 사용하며, 감가상각률은 Mankiw(1985)를 따라 0.2라고 가정한다. 본 연구에서 별도로 보고하지는 않지만 감가상각률을 0.15와 0.25로 가정한 경우에도 주요 추정결과는 거의 동일하다.

이런 식으로 내구재 스톡을 구축할 경우 발생할 수 있는 한 가지 문제점은 보유 내구재의 매각 가능성은 전혀 고려되지 않고 있다는 점이다. KHPS에는 내구재를 신규로 구입한 경우의 지출액만 나와 있으므로, 예를 들어 기존의 자동차를

매각하고 새 자동차를 구입한 가계의 내구재 스톡은 실제보다 과다 추정될 가능성이 있는 것이다. 그러나 KHPS의 표본 가구 중에 이미 자동차를 보유하고 있는 상태에서 자동차를 신규로 구입하는 경우는 매우 적으며, 대부분은 표본기간중의 자동차 구입이 자동차의 최초 보유로 연결되는 경우이다. 또한 자동차 이외의 내구재(가구, 가전제품)에 대한 2차 시장은 제대로 존재하지 않는 것이 현실이므로 이들 내구재의 매각은 무시해도 무방할 것이다. 따라서 내구재의 매각 가능성에 기인한 오차는 적어도 KHPS 자료의 경우에는 그리 크지 않을 것으로 판단된다.

한편 식 (3)과 (4) 및 (3')과 (4')의 사용자 비용 항목들은 엄밀하게는 각 가구가 보유 혹은 지출하고 있는 내구재와 비내구재의 구성의 차이를 고려해서 측정되어야 할 것이나, 이를 위해서 각 가구마다 물가지수를 새로 정의할 수는 없다. 또한 자본의 사용자 비용에는 원래 세후 실질이자율이 사용되어야 하므로 가구간 한계세율의 차이도 반영되어야 하지만, 가구별 한계세율을 구하기도 마찬가지로 어렵다. 따라서 이 식들에 나타난 사용자 비용 항목들은 각각 같은 기간 내

6) 자동차 이외의 내구재 품목으로는 가전제품과 가구에 관한 항목을 들 수 있는데, 구체적으로는 세탁기, 텔레비전, 비디오, 오디오, 냉장고, 에어컨, 전자레인지, 카세트, 컴퓨터, 가스레인지, 가스오븐레인지, 피아노, 무선 전화기, 휴대폰(카폰), 진공청소기, 무선호출기, 정수기, 오락기, 장롱, 침대, 소파, 식기(주방용품) 등이 포함된다. 『대우 패널 데이터 설명서』(1993~1998) 참조.

의 모든 가구에 대해서는 동일하다고 가정한다. 이는 미시자료를 사용한 대부분의 다른 연구들에서도 일반적으로 이루어지는 가정이며, 내구재 소비와 비내구재 소비의 실질값을 구하는 과정에서도 이미 전제된 가정이다.⁷⁾ 그런데 이처럼 사용자 비용이 모든 가구에 동일하다고 가정할 경우 이 변수가 가지는 설명력은 결국 사용되는 패널자료의 시계열적 측면에만 의존할 수밖에 없는데, KHPS의 경우 표본기간은 6개 연도에 불과하므로 설사 항상소득가설이 타당하다 하더라도 내구재 소비에 대한 사용자 비용의 효과는 제대로 추정되지 않을 가능성이 많다. 실제로 KHPS 자료를 이용한 차은영(2000)의 연구나 본 연구의 예비적 추정결과를 보더라도 사용자 비용의 효과는 뚜렷하게 나타나지 않는다. 따라서 여기서는 사용자 비용 대신 연도 더미들을 설명변수로 사용함으로써 사용자 비용의 계수에 대해서는 더 이상 주의를 기울이지 않기로 한다. 이렇게 할 경우 항상소득가설의 검정은 사용자 비용에 대한 소비의 반응이 아니라 잔차항의 예측 불가능성의 여

부에 중점을 두고 이루어지게 된다.⁸⁾ 또한 사용자 비용 항목들을 연도 더미들로 대체할 경우 식 (3), (4)의 가격변수와 식 (3'), (4')의 가격변수 간의 세부적인 차이도 더 이상 고려할 필요가 없게 된다.

V. 실증분석결과

1. 내구재 소비의 기본패턴

KHPS 자료에서 내구재 소비와 관련하여 쉽게 먼저 확인할 수 있는 패턴은 내구재 스톡의 간헐적 조정이다. KHPS 자료에 의하면 6개 조사연도 중에 비내구재 소비의 관측치가 존재하는 연도의 수는 각 가계별로 평균 약 4인 데 반해서, 내구재 소비 지출의 관측치가 존재하는 경우, 즉 내구재 스톡의 조정이 (단순 감가상각을 통해서가 아니라) 적극적으로 이루어진 연도의 수는 평균 약 2에 불과하다.⁹⁾ 또한 <표 1>을 보면 비내구재 소비의 관측치가 하나라도 존재하는 전체

7) 내구재 소비의 실질값을 계산하기 위하여 국민계정의 내구재 소비 지출 디플레이터를 사용한 것은 모든 가계의 내구재 구성이 동일함을 전제로 한 것이다.

8) 내구재 소비의 사용자 비용이 높을수록 비내구재 소비에 대한 내구재 소비의 상대적 크기가 작아질 것이라는 예측은 항상소득가설이 아닌 다른 가설하에서도 일반적으로 성립할 것으로 예상된다. 그러나 잔차항이 순수예상 오차만을 반영한다는 것은 항상소득가설의 가장 특징적인 예측의 하나라고 할 수 있다. 실제로 항상소득가설에 대한 기존의 실증분석들의 대다수가 바로 잔차항과 과거 정보의 직교조건에 기초하고 있다. 따라서 본 연구에서 내구재 소비에 대한 사용자 비용의 효과를 더 이상 고려하지 않는다고 해도 항상소득가설의 핵심적인 부분이 배제되는 것은 아니다.

〈표 1〉 내구재 소비의 조정

내구재 소비의 조정 빈도

	전체 가계	내구재 지출 관측치 수 = 0
비내구재 지출 관측치 수>0	4,792	651
비내구재 지출 관측치 수 >1	3,754	417
비내구재 지출 관측치 수>2	3,225	304
비내구재 지출 관측치 수>3	2,819	245
비내구재 지출 관측치 수>4	2,602	225
비내구재 지출 관측치 수>5	2,052	174

(S, s) 구간의 추정

상 한	조정점	하 한
0.26 (0.40)	0.19 (0.37)	0.08 (0.17)

4,792가구 가운데 내구재 소비 지출의 관측치가 하나도 없는 가구는 651가구이며, 6개년 모두에 대해서 비내구재 소비의 관측치가 존재하는 2,052가구 가운데 내구재 소비 지출의 관측치가 하나도 없는 가구는 174가구로 나타난다. 이는 전체 가구의 약 8.5% 정도는 6개 조사연도 중에 한 번도 내구재 스톡을 조정하지 않았음을 시사한다. 이처럼 내구재 스톡의 조정이 간헐적으로 이루어진다면 당연히 표준적인 향상소득가설이 매 기간 성립

할 것으로 기대할 수는 없을 것이다.

한편 내구재 스톡의 조정이 이루어지지 않는 구간, 즉 (S, s) 구간의 평균적인 위치를 추정할 수도 있는데, 이를 위해 여기서는 조정 직전과 조정 직후의 명목 내구재 스톡/명목 비내구재 소비의 비율을 살펴보기로 한다. 이론에 의하면 내구재 스톡의 조정은 명목 내구재 스톡/명목 비내구재 소비의 비율이 일정한 상수가 되도록 이루어져야 한다.¹⁰⁾ 따라서 조정 직후의 명목 내구재 스톡/명목 비내구재

9) 비내구재 소비의 관측치가 6개 연도 중 일부 연도에 대해서만 존재하는 가계는 조사기간중에 표본에서 탈퇴하였거나 중간에 새로 진입한 경우이다.

소비의 비율로부터 이 상수(target point)의 값을 추정할 수 있다. 또한 (S, s) 구간의 상하 경계선(trigger point)의 값은 조정 직전의 이 비율의 값으로부터 구할 수 있는데, 조정 이후에 이 비율의 값이 더 낮아진 경우에는 조정 직전의 값이 바로 상한선에 해당하고 조정 이후에 이 비율의 값이 더 높아진 경우에는 조정 직전의 값이 바로 하한선에 해당한다고 볼 수 있다. 단, KHPS 자료에는 신규 내구재 구입만 조사되어 있고 기존 내구재 스톡의 매각은 조사되어 있지 않으므로 단순 감가상각을 제외하고는 내구재 스톡의 직접적인 하향 조정의 가능성이 무시된다. 그러나 중요한 것은 내구재 스톡 자체의 절대적인 수준이 아니라 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율이므로, 비록 내구재 스톡의 매각이 허용되지 않는다 하더라도 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율은 얼마든지 하향 조정될 수 있다. 예를 들어, 어떤 소비자의 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율이 지난 기까지 지나치게 높은 상태, 즉 (S, s) 구간의 상한선 근처에 있었다고 하자. 그런데 이번 기에 항상소득이 증가하여 내구재 소비와 비내구재 소비를 모두 늘리려고 한다면 내구재 스톡을 상대적으로 조금만 구입함으로써 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율을 최적 수준으로 하향 조정할 수 있는 것이

다. <표 1>에는 이렇게 추정한 (S, s) 구간이 제시되어 있는데, 내구재 스톡/비내구재 소비 비율의 분포는 극단적으로 오른쪽 꼬리가 두터운 비대칭 분포를 보이고 있으므로 평균값 대신 중위값이 제시되어 있다. 괄호 안은 표준편차로서 중위값에 비하여 상당히 큰 값을 가지고 있는데, 이는 미시자료를 이용한 연구들에서 일반적으로 발견되는 현상이다. 추정된 (S, s) 구간의 값은 조정 목표치(return point)를 1로 하였을 때 상한 1.37, 하한 0.42로서 Eberly(1994)가 일반적인 파라미터 값들을 가정하여 구해낸 Grossman and Laroque(1990) 모형의 이론적 예측치와 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 단, 앞에서 설명한 것처럼 내구재 스톡의 매각이 조사되어 있지 않은 이유로 내구재/비내구재 비율의 하향조정의 경우의 수(689)는 상향조정의 경우의 수(1,327)보다 훨씬 작게 나타나고 있다.

2. 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계

단순한 항상소득가설과 (S, s)모형의 상대적 타당성을 비교하기 위하여 먼저 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계를 살펴보기로 한다. 단순한 항상소득가설을 나타내는 식 (3)에 의하면 내구재 소비는

10) 식 (3')에서 $\alpha = \beta = 1$ 인 경우에 해당한다.

비내구재 소비와 정(+)의 관계를 가지며 내구재의 상대가격 혹은 사용자 비용과는 역(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 그리고 내구재 소비는 이 변수값들 외에 이미 알려져 있는 다른 어떠한 정보에 의해서도 영향을 받지 않아야 한다. 한편 (S, s)모형을 나타내는 식 (3')에 의하면 이러한 결론은 항상 성립하는 것이 아니라 실제로 내구재 스톡의 조정이 이루어지는 시점에서만 성립할 것으로 예상된다.

먼저 식 (3)은 다음과 같은 방법으로 추정될 수 있다. 귀무가설(항상소득가설)에 따르면 식 (3)의 잔차항은 순수한 예상오차로서 설명변수인 t 기의 비내구재 소비와는 독립이므로 식 (3)은 OLS를 통하여 추정될 수 있다. 패널추정방법은 사용되지 않는데, 그 이유는 대부분의 추정식에서 한 가구당 관측치 수는 평균 2~3개에 불과하며 관측치가 하나밖에 없는 가구들도 상당히 많이 존재하기 때문이다.¹¹⁾ 모든 추정식에는 연도 더미가 포함되어 내구재 사용자 비용의 효과를 비롯한 모든 기간별 고정효과를 통제하게 된다. 또한 모든 추정식에는 가계주의 연령과 연령의 제곱항, 그리고 구성원의 수도 설명변수로 포함되는데, 이들 변수들은 가구 간에 존재할 수 있는 선호의 차이를 통제하기 위한 것으로 가계자료를 사용

한 연구들에서 통상적으로 사용되는 것들이다. 이들 연도 더미와 인구 관련 변수들을 제외할 경우에도 주요 결과에는 큰 차이가 없다.

식 (3)의 추정결과는 <표 2>에 나와 있다. 연도 더미를 비롯한 인구 관련 변수들의 계수는 생략되어 있다. 먼저 <표 2>의 열 (1)을 보면 내구재 소비의 계수는 1과 크게 다르지 않은데, 이는 내구재 소비와 비내구재 소비가 대체로 비례적으로 변화함을 의미하는 것으로서 거시자료를 이용한 Mankiw(1985)의 추정치 및 일반적인 예상과 일치하는 부분이다. 한편 열 (1)에는 비내구재 소비 외에 t 기에 이미 알려진 다른 정보가 내구재 소비에 대하여 추가적인 설명력을 가지는가를 살펴보기 위하여 t 기의 소득증가율도 설명변수로 포함되어 있다. 여러 가능한 변수 가운데 t 기의 소득증가율을 사용한 것은 Mankiw(1985)를 따른 것이다. 항상소득가설에 의하면 식 (3)의 잔차항은 순수한 예상오차이므로 t 기의 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 크기는 t 기의 소득과는 무관하게 결정될 것으로 예상된다. 그런데 열 (1)의 추정결과를 보면 소득증가율의 계수가 유의하게 0보다 작은 값을 가지므로 항상소득가설은 실제 자료와 잘 부합하지 않음을 알 수 있다.

11) 가구당 관측치 수가 이처럼 작은 것은 조사기간 중도에 표본에서 탈퇴하거나 새로 진입하는 가구들이 존재하기 때문이다.

〈표 2〉 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.834 (0.028)	0.690 (0.033)	0.831 (0.045)	0.634 (0.043)	0.752 (0.053)
$d\log Y_t$	-0.058 (0.024)	-0.029 (0.028)	-0.060 (0.038)	-0.061 (0.037)	-0.133 (0.047)
관측치 수	9,739	5,504	4,235	2,761	2,709
R^2	0.134	0.131	0.155	0.117	0.172

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.806 (0.033)	0.602 (0.041)	0.827 (0.046)	0.563 (0.055)	0.709 (0.055)
$d\log Y_{t-1}$	-0.009 (0.029)	-0.007 (0.037)	-0.076 (0.041)	-0.027 (0.049)	-0.144 (0.051)
관측치 수	7187	3399	3788	1582	2486
R^2	0.139	0.086	0.153	0.078	0.153

종속변수: $\log K_t - \log K_{t-1}$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	-0.013 (0.029)	-0.017 (0.037)	-0.078 (0.041)	-0.039 (0.049)	-0.147 (0.051)
관측치 수	7187	3399	3788	1582	2486
R^2	0.029	0.013	0.035	0.016	0.041

미국의 거시 시계열자료를 이용하여 식 (3)과 유사한 추정을 한 Mankiw(1985)의 연구에서는 금기의 소득증가의 계수가 유의하지 않게 나타나 항상소득가설이 기각되지 않았는데, 열 (1)의 추정결과는 이와 상반된다. 또한 소득증가율의 계수가 음의 부호를 가지는 것은 금기의 소득증가폭이 클수록 비내구재에 대한 내구재의 상대적 크기가 작아짐을 의미하는데, 이는 단순한 항상소득가설과는 부합하지 않으나 (S, s)모형하에서는 쉽게 설명될 수 있는 부분이다. 만일 내구재의 조정비용이 존재한다면 금기의 소득증가에 대하여 비내구재 소비는 즉각적으로 반응할 수 있으나 내구재 소비의 조정은 (S, s) 하한선 근처의 일부 가계에 의해서만 일어날 것이다. 따라서 평균적으로는 비내구재에 대한 내구재의 상대적 크기가 더 작아질 것으로 예상된다.

한편 (S, s)모형에 의하면 항상소득가설이 기각되는 것은 조정비용의 존재로 인하여 매 기간 내구재의 최적 조정이 이루어지지 못하기 때문이므로, 조정이 이루어진 직후의 가구들에서는 여전히 항상소득가설의 예측대로 소득증가율이 유의한 설명력을 가지지 못할 것으로 예상된다. 이러한 예상을 검증하기 위하여 전체 표본을 지난 기의 내구재 구입 지출이 0보다 큰 관측치들과 지난 기의 내구재 구입 지출이 0인 관측치들로 나눈 다음 각각의 그룹에 대하여 열 (1)과 동일한

식을 추정하였다. 만일 (S, s)모형이 타당하다면 지난 기에 조정이 있었던 그룹에서는 소득증가율의 계수가 유의하지 않고 지난 기에 조정이 없었던 그룹에서만 유의하게 나타날 것이다. 그러나 <표 2>의 열 (2)와 (3)의 추정결과를 보면 소득증가율의 계수는 (조정이 있었던 그룹에서 그 절댓값이 더 작게 나타나기는 하지만) 두 그룹 모두에서 음의 값을 가지며 유의하지 않다. 이는 부분적으로는 전체 표본이 두 그룹으로 나누어짐에 따라 관측치의 수가 감소하였기 때문일 수 있으나 또 한편으로는 내구재 조정의 유무에 대한 정의가 적절하지 않기 때문에 발생한 결과일 수 있다. 예를 들어, 만일 지난 연도의 내구재 구입이 연초에 이루어졌다면 (그리고 이번 연도에는 추가 구입이 없었다면) 그 결과 보유하게 된 이번 연도의 내구재 스톡은 지난 연도 전체의 비내구재 소비와 최적의 관계를 유지할 것으로 기대되며 이번 연도의 비내구재 소비와는 덜 밀접한 관계를 가질 것으로 예상된다. 마찬가지로 지난 연도의 내구재 구입이 0이었다 하더라도 이번 연도 초에 내구재 구입이 발생하였다면 이번 기의 내구재와 비내구재 소비 간에는 최적의 관계가 성립할 수 있다. 따라서 이러한 문제들을 해결하기 위해서는 조정 유무의 정의를 보다 엄격하게 적용할 필요가 있는데, 열 (4)와 (5)에는 지난 기와 이번 기의 내구재 구입 지출이 모두 0보다

큰 관측치들과 지난 기와 이번 기의 내구재 구입 지출이 모두 0인 관측치들에 대한 추정결과가 나와 있다. 조정이 이루어진 관측치들을 나타내는 열 (4)를 보면 금기의 소득증가율이 내구재 소비에 대하여 추가적인 설명력을 가지지 못하는 반면, 조정이 이루어지지 않은 관측치들 (열 (5))을 보면 관측치의 수가 이전보다 작음에도 불구하고 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 열 (1)에서 항상소득 가설이 기각되었던 것이 바로 내구재의 조정이 이루어지지 않은 가계들에 기인함을 보여주는 동시에, 식 (3')로 요약된 (S, s)모형의 예측이 실제 자료와 일치함을 보여준다. 즉, 조정비용의 존재로 인하여 최적 조정이 매 순간 이루어지지 않는 이상 단순한 항상소득가설은 성립하지 않지만, 일단 조정이 이루어지는 경우에는 항상소득가설의 기본적인 메커니즘이 그대로 작용하는 것이다.

한편 열 (6)~(10)은 열 (1)~(5)의 추정식에서 금기 소득증가율을 1기 전의 소득증가율로 대체한 경우의 추정결과이다. 항상소득가설에 의하면 1기 전의 소득증가율 역시 아무런 설명력을 가지지 못해야 하는 반면, (S, s)모형에 의하면 지난 기의 소득충격도 시차를 가지고 금기의 소비 결정에 영향을 줄 수 있다. 특히 지난 기의 소득증가가 부분적으로 그 당시 시점에서의 항상소득의 증가를 반영한다

면 비내구재 소비는 지난 기 및 그 이후 모든 기간에 걸쳐 증가하는 경향이 있을 것이나 조정비용이 수반되는 내구재 소비는 아직 그에 상응하는 조정을 거치지 않았을 수 있다. 따라서 (S, s)모형이 타당하다면 지난 기의 소득증가율도 금기의 소득증가율과 마찬가지로 비내구재 소비에 대한 내구재 소비의 상대적 크기를 줄이는 효과를 가질 것으로 기대된다. 일단 열 (6)의 추정결과를 보면 1기 전의 소득증가율의 계수는 유의하지 않으므로 이 결과에만 의하면 항상소득가설을 기각할 수 없다. 그러나 앞서처럼 내구재의 조정이 이루어진 직후의 경우와 조정이 이루어지지 않은 경우를 구분하여 살펴보면, 열 (7)과 (9)에서 보듯이 조정그룹에 대해서는 소득증가율의 계수가 여전히 유의하지 않지만 열 (8)과 (10)의 미조정그룹에 대해서는 소득증가율의 계수가 유의하게 나타난다. 만일 항상소득가설이 성립한다면 과거 변수는 내구재의 조정 유무에 상관없이 내구재/비내구재의 비율에 대해서 설명력을 가지지 않아야 할 것이다. 따라서 결과적으로 지난 기의 소득증가율을 사용하는 경우에도 항상소득가설은 기각된다고 볼 수 있다. 반면 (S, s)모형의 예측은 앞서와 마찬가지로 지지된다.

열 (11)~(15)는 또 다른 민감도 분석으로서 비내구재 소비의 계수는 1이라는 제약을 부과한 경우를 나타낸다. 따라서

종속변수는 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 로그값이며, 설명변수로는 열 (6)~(10)에서와 마찬가지로 지난 기의 소득 증가율이 고려된다. 이 경우에도 추정결과는 크게 다르지 않다.

3. 내구재 소비의 기간 간 변화

내구재 소비의 기간 간 변화를 나타내는 식 (4)와 (4')은 (식 (3)과 (3'))의 관계가 그러하듯이) 내구재 소비의 최적 조정이 항상 성립하는지 아니면 간헐적으로만 성립하는지의 차이를 나타낼 뿐이며 기본적으로는 동일한 내용을 담고 있다. 먼저 식 (4)를 보면 $t-1$ 기까지 알려진 모든 정보는 t 기의 내구재 스톡의 변화에 대해서 아무런 설명력을 가지지 못하지만 t 기의 정보는 오차항과 상관관계를 가질 수 있다. 따라서 앞의 <표 2>의 열 (1)~(5)에서처럼 금기의 소득증가율을 설명변수로 사용할 경우에는 지난 기 및 그 이전의 값들을 도구변수로 사용해야 한다. <표 3>의 열 (1)~(5)는 $t-1$ 기와 $t-2$ 기의 소득증가율을 도구변수로 사용한 결과인데, 일단 전체 표본을 사용한 열 (1)에 의

하면 소득증가율의 계수가 유의하게 0과 다르므로 항상소득가설은 여기서도 기각된다. 한편 앞서와 마찬가지로 조정이 일어난 경우의 관측치와 조정이 일어나지 않은 경우의 관측치를 두 가지 정의에 따라 가려낸 다음 각각의 경우에 대하여 식 (4)를 추정하면 열 (2)~(5)와 같은 결과가 얻어진다.¹²⁾ 추정결과를 보면 조정이 이루어진 관측치들에 대해서는 소득증가율이 유의한 설명력을 가지지 못하는 반면(열 (2)와 (4)) 미조정 관측치들에 대해서는 소득증가율이 유의함을 알 수 있다(열 (3)과 (5)). 따라서 열 (1)~(5)의 결과는 앞서와 마찬가지로 항상소득가설을 기각하는 동시에 (S, s)모형을 지지하는 것이라고 볼 수 있다.

열 (1)~(5)의 추정결과에 관하여 한 가지 더 언급할 점은 소득증가율의 계수가 음의 값을 가진다는 것인데, 이는 이번 기의 소득증가율이 높을수록 내구재 스톡의 증가율은 더 낮게 실현됨을 의미한다. 비내구재 소비에 관한 기존의 연구들을 보면 항상소득가설이 기각되는 것은 일반적으로 금기의 소비 변화가 미리 예상된 금기의 소득 변화와 같은 방향으로 움직이는 경향이 있기 때문이다. 따라서

12) 열 (3)과 (5)에는 이번 기의 내구재 구입 지출이 0인 관측치들이 포함되는데, 이 관측치들의 경우 종속변수의 값(내구재 스톡의 변화율)은 상수로서 감가상각률과 동일하게 된다. 이러한 관측치들을 제외하고 추정을 하기 위해서는 지난 기의 내구재 구입 지출은 0인 동시에 금기의 내구재 구입 지출은 0보다 큰 경우를 따로 뽑은 다음 그 추정결과를 열 (4)의 결과와 비교할 수 있다. <표 3>에는 나와 있지 않으나 이 경우에도 소득증가율의 계수는 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타난다.

〈표 3〉 내구재 소비의 기간 간 변화

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: 도구변수

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_t$	-0.094 (0.039)	-0.045 (0.051)	-0.140 (0.057)	-0.014 (0.086)	-0.332 (0.128)
관측치 수	4,528	2,084	2,444	943	757
R ²	0.012	0.002	0.017	0.008	0.004

주: 도구변수는 $d\log Y_{t-1}$ 와 $d\log Y_{t-2}$ 임.

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	0.028 (0.012)	0.015 (0.015)	0.039 (0.018)	0.001 (0.032)	0.076 (0.044)
관측치 수	8,374	3,864	4,510	1,582	1,278
R ²	0.139	0.086	0.153	0.078	0.026

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log K_{t-1}$	0.934 (0.005)	0.909 (0.007)	0.942 (0.007)	0.755 (0.014)	0.658 (0.018)
$d\log Y_{t-1}$	0.027 (0.012)	0.014 (0.015)	0.034 (0.017)	-0.003 (0.029)	0.067 (0.039)
관측치 수	8,374	3,864	4,510	1,582	1,278
R ²	0.838	0.818	0.814	0.670	0.529

열 (1)~(5)의 소득증가율의 계수는 이론적으로 설명하기 어려운 부분이다. 이 결과에 대한 한 가지 가능한 설명은 아마도 금기의 소득증가율이 소득증가율의 시차값들과 강한 음의 상관관계를 가진다는 점에서 찾아질 수 있을 것이다. 일반적으로 미시자료에서는 임시 소득(transitory income)의 중요성이 매우 크게 나타나므로 소득증가율의 자기상관계수가 음의 값을 가지는 경향이 있다. 실제로 KHPS 자료에 의하면 소득증가율의 1계 자기상관계수는 -0.33, 2계 자기상관계수는 -0.07로 나타난다. 따라서 만일 소득증가율의 시차값들이 금기의 내구재 스톡증가율에 대하여 양의 효과를 가진다면 이 시차값들을 도구변수로 사용할 경우 금기의 소득증가율의 계수는 음의 값을 가질 수 있을 것이다.

이러한 설명은 열 (6)~(10)의 결과와도 일관성을 가진다. 열 (6)~(10)은 $t-1$ 기의 소득증가율을 설명변수로 하여 식 (4)를 OLS로 추정한 결과인데, 실제로 추정결과를 보면 $t-1$ 기의 소득증가율의 계수는 양의 값을 가지며, 특히 그 추정치는 전체 표본(열 (6))과 미조정 표본들(열 (8)과 (10))의 경우에 유의하게 나타난다. 따라서 열 (1), (3), (5)에서 t 기의 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것은 열 (6), (8), (10)에서 $t-1$ 기의 소득증가율의 계수가 유의하게 양의 값을 가지는 것과 기본적으로 유사한 결과라고 볼 수

있을 것이다.

과거의 소득증가가 시차를 가지고 내구재 소비를 증가시키는 것은 (S, s)모형 하에서는 쉽게 설명된다. (S, s)모형에 따르면 $t-1$ 기의 소득증가는 더 많은 가구들이 내구재/비내구재 비율의 하한선 근처에 분포되게 함으로써 t 기에 내구재 구입이 이루어질 가능성을 높일 것으로 예상되기 때문이다. 따라서 열 (6)~(10)의 결과는 앞에서와 마찬가지로 단순한 항상소득가설을 기각하고 (S, s)모형을 지지하는 것으로 보인다. 한편 열 (11)~(15)는 내구재 스톡의 증가율 대신 내구재 스톡의 수준을 종속변수로 사용하고 대신 $t-1$ 기의 내구재 스톡의 수준을 설명변수로 추가한 경우이다. 이는 <표 3>의 앞 부분에서 $t-1$ 기의 내구재 스톡의 계수를 1로 제한한 것을 완화한 경우라고 볼 수 있다. 추정결과를 보면 $t-1$ 기의 내구재 스톡의 계수는 1과 크게 다르지 않으며 $t-1$ 기의 소득증가율의 계수 또한 열 (6)~(10)과 비슷한 양상을 나타낸다.

마지막으로 <표 4>에는 내구재 조정이 일어난 두 시점 간의 기간의 길이에 상관없이 이번 조정과 그 바로 이전 조정 사이의 내구재 스톡의 변화를 종속변수로 사용한 결과가 나와 있다. 즉, <표 4>는 t 기와 $t-1$ 기에 각각 조정이 일어난 경우만이 아니라 t 기와 $t-2$ 기 혹은 t 기와 $t-3$ 기에 조정이 일어난 경우까지도 포함해서 가장 최근의 조정과 이번 조정 사이에 내구

<표 4> 내구재 소비의 조정기간 간 변화

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: OLS(열 (1)과 (2)), 도구변수(열 (3)과 (4))

	(1)	(2)	(3)	(4)
$d\log Y_t$			0.015 (0.080)	0.007 (0.080)
$d\log Y_{t-1}$	0.001 (0.024)	0.001 (0.025)		
$d\log C_{t-1}$		0.004 (0.024)		
관측치 수	2179	2178	1222	1222
R^2	0.017	0.017	0.026	0.026

주: 도구변수는 열 (3)의 경우 $d\log Y_{t-1}$ 와 $d\log Y_{t-2}$, 열 (4)의 경우 $d\log C_{t-1}$ 와 $d\log C_{t-2}$ 임.

재 스톡이 어떤 식으로 변화하였는가를 살펴보는 것으로서, 식 (4')의 직접적인 추정결과에 해당한다. Eberly(1994)의 추정도 바로 이런 식으로 이루어진 것이다. 따라서 <표 4>의 표본은 <표 3>의 열 (4) (혹은 열 (9)와 열 (14))의 표본을 내포한다. <표 4>를 보면 소득증가율의 시차값이나 비내구재 소비증가율의 시차값 모두 유의한 효과를 가지지 못하며(열 (1)과 (2)), $t-1$ 기와 $t-2$ 기의 소득증가율과 비내구재 소비증가율을 도구변수로 사용하여 추정한 금기 소득증가율의 계수도 유의하지 않게 나타난다(열 (3)과 (4)). 이는 Eberly(1994)의 결과와 유사하며 (S, s)모형의 예측과 일치한다.

4. 기타 결과

내구재 품목들 가운데 개별적으로 가장 많은 주목을 받는 품목은 자동차이다. 자동차의 경우 전체 내구재에서 차지하는 비중이 높을 뿐 아니라 자료도 비교적 정확하다고 볼 수 있기 때문이다. 이런 이유로 SCF를 비롯한 일부 가계조사는 내구재 품목으로는 자동차만을 다루고 있으며, Eberly(1994)도 자동차 스톡자료를 이용하여 (S, s)모형을 검증하였다.

그러나 KHPS의 자동차 자료를 가지고 <표 2>~<표 4>의 분석을 모두 수행하기는 어렵다. 그 이유는 KHPS 자료의 경우 전체 약 4,800가구 가운데 표본 6개 연도 동안 자동차를 한 번도 보유하지 않은 가구가 약 3,000가구에 달하므로 내구재 스

특 관측치의 수가 크게 줄어들 수밖에 없기 때문이다. 특히 내구재 지출의 경우에는 관측치 부족의 문제가 더욱 심각한데, 내구재 지출이 0보다 큰 경우는 전체 관측치의 10% 미만이며 표본기간 동안 자동차 구입을 두 번 이상 한 가구는 전체 약 4,800가구 가운데 370가구에 불과한 것으로 나타난다.¹³⁾ 따라서 KHPS의 자동차 구입지출자료로는 내구재 스톡의 기간 간 변화에 관한 식 (4)와 (4')가 제대로 고려될 수 없으므로 여기서는 같은 기간 내의 내구재와 비내구재의 관계에 관한 식 (3)과 (3')만을 추정해 보기로 한다.

자동차 스톡자료를 이용하여 식 (3)과 (3')을 추정한 결과는 <표 5>에 나와 있다. <표 5>의 결과는 <표 2>의 결과와 대체로 유사한 패턴을 나타내고 있다. 단, 조정이 일어난 경우를 나타내는 열 (2)와 (4)의 관측치 수가 너무 작아서 추정결과에 큰 의미를 두기는 어려울 것으로 판단된다. 열 (2)와 (4)에서 소득증가율의 계수가 유의하지 않은 것은 (S, s)모형의 예측과 일치하는 부분이지만 단지 관측치의 수가 작기 때문에 나타나는 현상일 수도 있기 때문이다.

한편 기존의 일부 연구에서처럼 내구재 스톡 대신 내구재 소비 지출을 사용하

여 내구재 소비의 결정을 살펴본 결과는 <표 6>과 같다. 이론적으로 내구재 소비의 크기는 내구재 소비 지출보다는 내구재 스톡의 크기에 비례할 것이므로, 내구재 소비 지출을 사용한 결과는 신빙성 있는 검증을 제공한다고 볼 수 없다. 실제로 내구재 소비 지출을 이용하여 식 (3)을 추정한 결과인 <표 6>의 열 (1)과 (2)를 보면 비내구재 소비의 계수는 약 0.5로서 <표 2>의 열 (1)의 추정치 0.83이나 일반적인 예상치 1보다 훨씬 작은 값을 가지고 있다.¹⁴⁾ 특히 열 (1)의 경우 관측치의 수가 상당히 크므로 이러한 결과가 관측치 수의 감소에 의해서 초래된 것이라고 보기는 어렵다. 그리고 표에는 나와 있지 않으나 설명변수들 가운데 인구 관련 변수들을 제외하고 열 (1)을 추정해 보면 비내구재 소비의 계수는 내구재 스톡을 종속변수로 사용할 경우는 1.13, 내구재 소비 지출을 종속변수로 사용할 경우는 여전히 0.55로서 두 값 사이의 차이가 더욱 커짐을 확인할 수 있다. 단, 열 (2)에서 소득증가율의 시차값의 계수가 유의하지 않게 나타나는 것은 이론의 예측과 일치하는 부분이다. 열 (2)에서 종속변수는 내구재 소비 지출이므로 이 값이 존재하는 경우는 곧 내구재 조정이 일어

13) 조사 첫 해인 1993년에 이미 자동차를 보유하고 있다가 그 이후에 새로 자동차를 구입한 가구는 일부 존재하나 이 경우 1993년 당시에 보유하고 있던 자동차는 대부분 그 이전에 구입한 것이며, 1993년에 자동차를 새로 구입한 가구는 그 뒤 표본기간 동안 자동차를 새로 구입한 경우가 거의 없다.

14) 표에는 나와 있지 않으나 식 (3)에 소득증가율의 시차값을 설명변수로 포함시킬 경우 그 계수는 유의하지 않게 추정된다.

〈표 5〉 자동차 소비와 비내구재 소비의 관계

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.361 (0.034)	0.435 (0.067)	0.350 (0.037)	0.333 (0.094)	0.313 (0.040)
$d\log Y_t$	-0.031 (0.028)	0.033 (0.055)	-0.037 (0.032)	0.011 (0.087)	-0.097 (0.034)
관측치 수	4,683	1,232	3,451	272	2,447
R^2	0.034	0.063	0.036	0.106	0.038

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.380 (0.038)	0.493 (0.072)	0.353 (0.043)	0.386 (0.119)	0.302 (0.045)
$d\log Y_{t-1}$	-0.024 (0.032)	-0.009 (0.061)	-0.059 (0.036)	-0.095 (0.105)	-0.061 (0.041)
관측치 수	3,705	1,020	2,685	173	1,980
R^2	0.035	0.072	0.031	0.123	0.033

종속변수: $\log K_t - \log K_{t-1}$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	-0.052 (0.034)	-0.046 (0.062)	-0.082 (0.038)	-0.116 (0.113)	-0.085 (0.043)
관측치 수	3,705	1,020	2,685	173	1,980
R^2	0.011	0.004	0.016	0.027	0.022

〈표 6〉 내구재 지출을 사용한 결과

종속변수: $\log K_t$ (열 (1)과 (2)), $d\log K_t$ (열 (3)과 (4)) 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log C_t$	0.553 (0.031)	0.469 (0.071)		
$d\log Y_{t-1}$		-0.016 (0.059)	-0.204 (0.112)	-0.173 (0.084)
관측치 수	8,852	2,884	1,582	2,179
R ²	0.084	0.101	0.098	0.071

난 경우라고 볼 수 있기 때문이다. 조정의 유무에 대한 앞에서의 정의를 따라 내구재 소비 지출이 이번 기와 지난 기에 모두 0보다 큰 경우를 따로 뽑아서 열 (2)의 식을 추정하더라도 소득증가율은 유의하지 않은 것으로 나타난다.¹⁵⁾

<표 6>의 열 (3)과 (4)는 각각 내구재 소비 지출자료를 이용하여 식 (4)와 (4')을 추정한 결과인데, 열 (3)의 경우 종속변수의 정의상 내구재 소비 지출이 두 기간 연속 0보다 큰 관측치들만이 포함되므로 결과적으로 <표 3>의 열 (9)에 대응된다고 볼 수 있으며 열 (4)의 경우 <표 4>의 열 (1)에 대응된다고 볼 수 있다. 두 경우 모두 지금까지의 정의에 따르면 내구재의 조정이 이루어진 경우에 해당하므로, 과거 정보는 내구재 소비증가율(이

경우 내구재 소비 지출증가율)에 대하여 아무런 설명력을 가지지 않아야 한다. 그러나 <표 6>의 열 (3)과 (4) 모두에서 소득증가율의 시차값의 계수는 유의하게 0과 다른 것으로 나타난다. 따라서 <표 6>의 결과는 내구재 소비 지출을 내구재 소비의 지표로 잘못 사용할 경우 모형이 타당함에도 불구하고 모형을 기각할 가능성이 높음을 보여준다.

<표 6>의 열 (3)과 (4)에서 지난 기 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것은 식 (4)나 (4')의 원래 예측과는 어긋나는 결과이지만, 열 (3)과 (4)의 종속변수가 내구재 소비 지출의 증가율임을 고려할 때 이론적으로 타당한 결과라고 볼 수 있다. Mankiw(1982)에 의하면 내구재 소비 지출의 증가율은 MA(1) 과

15) 조정이 일어나지 않은 경우는 <표 6>에서 별도로 고려하지 않는다. 왜냐하면 종속변수의 값이 존재하기 위해서는 이번 기의 내구재 구입이 0이 아니어야 하기 때문(즉, 이번 기에 내구재 스톡의 조정이 있을 수밖에 없기 때문)이다.

정을 따르게 되며 이때 MA 계수는 -1에 가까운 값을 가질 것으로 예상된다. 직관적으로, 만일 지난 기에 자동차를 새로 구입하였다면 이번 기를 비롯하여 앞으로 당분간은 자동차를 구입할 필요가 없을 것이므로 이번 기의 자동차 소비 지출은 0, 자동차 소비 지출의 증가율은 음(-)의 값을 가지게 되는 것이다. 이 논리에 의하면 <표 6>에서 소득증가율의 시차값이 음의 계수를 가지는 것은 당연하다고 볼 수 있다. 일반적으로 지난 기의 소득증가율이 높을수록 지난 기의 내구재 소비 지출증가율도 높았을 것이므로, 다른 조건들이 일정한 경우 금기의 내구재 소비 지출증가율은 상대적으로 낮게 실현될 수밖에 없는 것이다.

표에 나와 있지는 않지만 이 외에도 자동차 소비 지출만을 이용하여 <표 6>의 식들을 추정해 보았는데, 자동차의 경우는 자동차 스톡자료를 사용한 결과와 자동차 구입 지출자료를 사용한 결과가 크게 다르지 않게 나타난다. 그 이유는 KHPS 자료의 대다수 가계가 자동차를 보유하지 않은 상태에서 출발하므로 신규 자동차 구입이 이루어지는 경우 그것은 곧 자동차 스톡의 크기를 의미하기 때문이다.

VI. 결 론

본 논문은 KHPS 자료를 이용하여 개별 가계 수준에서 내구재 소비 결정이 어떻게 이루어지는가를 살펴보았다. 특히 KHPS 자료에 직접 나타나 있지 않은 내구재 스톡의 크기를 새로 구축하여 사용함으로써 기존의 연구에 비하여 분석의 엄밀성을 높이려고 하였다. 분석결과에 의하면 어떠한 마찰요인도 고려하지 않는 표준적인 항상소득가설은 자료에 나타난 내구재 소비의 행태를 제대로 설명할 수 없지만, 조정비용의 존재를 허용하는 보다 현실적인 형태의 항상소득가설은 자료와 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 즉, 조정비용이 존재할 경우 항상소득가설이 매 기간 성립하지는 않지만 항상소득가설의 가장 기본적인 측면인 소비자의 다기간 효용 극대화 행태는 여전히 유효하다고 볼 수 있다. 특히 본 논문의 결과는 고정 조정비용의 존재하에 얻어지는 (S, s)모형이 개별 가계의 내구재 소비 결정에 대하여 체계적인 설명을 제공할 수 있음을 보여준다. 이는 기존의 국내 연구들이 내구재 소비에 대한 항상소득가설의 기각만을 제시하고 그에 대한 원인 설명이나 대안을 제대로 고려하지 못했던 것과 차별되는 결과이다.

본 논문은 기존의 대부분 연구와 마찬가지로

가지로 내구재 품목 가운데 가장 비중이 큰 주택의 소비에 관해서는 다루지 않았다. 일반적으로 주택건설은 고정투자의 일부분으로 여겨지지만 이론적으로는 오히려 내구재 소비 지출의 한 형태로 볼 수 있다. 따라서 본 논문의 추정방법은 향후 소비자들의 주택 매매 결정에 관한

연구에도 그대로 적용될 수 있을 것으로 예상된다. 특히 KHPS의 주택 관련 자료에는 현재 거주하고 있는 주택의 시장가치가 연도마다 보고되어 있으므로 그렇지 못한 자동차 관련 자료보다 내구재 소비 결정을 분석하기에 더 적합하다고도 볼 수 있다.

참 고 문 헌

- 김치호, 『우리나라의 소비행태』, 『조사통계월보』, 1987, pp.3~19.
- 차은영, 『한국도시가계의 소비 지출 추정과 분석』, 국민경제제도연구원 제도정책연구자료, 1991, pp.1~29.
- 차은영, 『소비내구재와 실질이자율의 기간간 효과』, 『계량경제학보』, 제11권, 제4호, 2000, pp.87~104.
- Attanasio, O. P., “Consumer Durables and Inertial Behavior: Estimation of (S, s) Rules for Automobile Purchases,” *Review of Economic Studies* 67, 2000, pp.667~696.
- Bar-Ilan, A. and A. Blinder, “Consumer Durables: Evidence on the Optimality of Usually Doing Nothing,” *Journal of Money, Credit and Banking* 24, 1992, pp.258~272.
- Bernanke, B., “Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobile: Evidence from Panel Data,” *Quarterly Journal of Economics* 99, 1984, pp.41~68.
- Bernanke, B., “Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption,” *Journal of Monetary Economics* 15, 1985, pp.41~68.
- Bertola, G., L. Guiso, and L. Pistaferri, “Uncertainty and Consumer Durables Adjustment,” mimeo, 2004.
- Caballero, R. J. “Expenditure on Durable Goods: A Case for Slow Adjustment,” *Quarterly Journal of Economics* 105, 1990, pp.727~743.
- Carroll, C. D. and W. E. Dunn, “Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers, and Household Balance Sheets,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1997, pp.165~229.
- Damgaard, A., B. Fuglsbjerg, and C. Munk, “Optimal Consumption and Investment Strategies with a Perishable and an Indivisible Durable Consumption Good,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 28, 2003, pp.209~253.
- Eberly, J. C., “Adjustment of Consumers' Durables Stocks: Evidence from Automobiles Purchases,” *Journal of Political Economy* 102, 1994, pp.403~436.
- Flavin, M., “Owner-Occupied Housing in the Presence of Adjustment Costs: Implications for Asset Pricing and Nondurable Consumption,” mimeo, 2001.
- Foote, C., E. Hurst, and J. Leahy, “Testing the (S, s) Model,” *American Economic Review* 90 (2, Papers and Proceedings of the One Hundred Twelfth Annual Meeting of the American Economic Association), 2000, pp.116~119.
- Grossman, S. J. and G. Laroque, “Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durables,” *Econometrica* 58, 1990, pp.25~51.

- Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, 1978, pp.971~987.
- Hong, K., "Fluctuations in Consumer Durables Expenditure and Fixed Investment," *International Economic Journal* 13, 1999, pp.59~65.
- Lam, P., "Permanent Income, Liquidity, and Adjustments of Automobile Stocks: Evidence from Panel Data," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp.203~230.
- Mankiw, N. G., "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp.417~225
- Mankiw, N. G., "Consumer Durables and the Real Interest Rates," *The Review of Economics and Statistics* 67, 1985, pp.353~362
- Martin, R. F., "Consumption, Durable Goods, and Transaction Costs," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers #756, 2003.
- Scarf, H. "The Optimality of (S, s) Policies in the Dynamic Inventory Problem," in K. Arrow, S. Karlin, and P. Suppes(eds.), *Mathematical Methods in Social Sciences*, Stanford University Press, 1960.