

消費와 景氣循環

金 哲 洙

본고의 주요 결론은 소비가 소득보다는 경제상태에 대한 최적추정치에 민감하다는 것이다. 경제주체들은 경제가 확장국면인지 수축국면인지에 대해 확신하지 못하기 때문에, 낙관적 또는 비관적인 정보에 대해 자신의 소비를 완전히 조정하기를 주저할 수도 있다. 이는 소비가 소득에 대해 매우 민감하게 보이게 한다. 그러나, 경제상태에 대한 최적추정치를 고려하면, 소비는 소득에 더 이상 민감하지 않게 된다. 따라서 항상소득가설이 성립하지 않게 되는 양상은 현재 경기 순환을 최적으로 추정하지 못하기 때문이라고 할 수 있다. 또한, 이 결론은 근시안적 행태 가설, 유동성 제약 가설, 예비적 저축동기, 할인율의 이질성 등의 다른 설명들을 배제한다.

1. 序 論

Hall(1978)은 항상소득가설에 따라 소비가 랜덤 워크한다는 것을 보였다. 현재소비는 미래노동소득을 최적으로 예측하는 데 필요한 모든 정보를 포함하고 있고, 따라서 현재의 기타 정보는 미래소비를 더 잘 설명하는 데 도움이 되지 않는다. 그러나, Flavin(1981), Hayashi(1982), Campbell(1987), Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991) 등의 연구에서는 현재소득이 미래소비에 대한 설명력이 있다는 결과를 얻고, 따라서 항상소득가설을 기각한다. 하지만, 새로운 정보는 해석하기 어려운 경우가 많으므로, 경제주체에 과도한 합리성을 부여하는 것은 오류의 가능성이 있다. 경제주체의 기대와 정보해석이 정확하지 않다면 소비는 랜덤 워크를 따르지 않을 가능성이 있다. 정보의 이질성과 불확실성, 또는 새로운 정보를 처리하는 데 필요한 비용은 경제주체가 새로운 정보에 즉각적으로 반응하지 않도록 할 수 있다. 본고는 경제주체의 예측이 최적이 아닐 수도 있으며, 따라서 소비가 항상소득가설과 근본적으로 모순되지 않으면서도 항상소득가설에 따르지 않는 것처럼 보일 수 있음을 제시한다.

노동소득이 경기수축과 팽창간에 마르코프 交叉過程(Markov switching process)을 따른다고 가정하자. 경제가 확장국면으로 이동하면, 소득은 半恒常的으로 증가할 것이다. 경기확장이 영구히 계속될 것이라 기대되지 않기 때문에 이 소득증가는 완전히 항상적인 것은

아니다. 또한, 이 소득증가는 경기변동이 일정한 지속성을 갖기 때문에 완전히 일시적인 것도 아니다. 따라서 소비는 경제가 확장국면으로 이동하면 크게 상향조정될 것이다. 그러나, 경제주체들이 경제가 확장국면인지 수축국면인지 확신하지 못하거나 ARIMA모형에 기초하여 경기국면을 예측한다면, 미래소득의 기대값은 최적이지 않게 될 것이다. 환언하면, 합리적 기대의 가정은 경제주체들이 비합리적이거나 근시안적이어서가 아니라 실제 경제가 최적 기대를 형성하기에 너무 複雜해서 성립하지 않게 되는 것이다. 예컨대, 경제학자들 간에도 경제가 확장국면인지 수축국면인지에 대해 異見이 있다. 따라서 경제학자가 아닌 모든 사람들이 경제의 상태에 대해 불확실하다는 것은 놀라운 일이 아니다. 경제주체들이 경제상태에 대해 확신하지 못한다면, 경제가 확장국면으로 이동할 때 소비를 소폭으로 점진적으로 증가시킬 것이다. 이는 소비가 소득에 과도하게 민감한 것으로 보이게 한다.

경제의 상태에 대한 최적추정치를 회귀식에 포함시키면 현재소득이 미래소비를 설명하는 설명력이 없게 된다. 이는 경제주체들이 경제상태에 대한 최적추정치를 가지고 있지 않기 때문에 항상소득가설이 성립하지 않는 것처럼 보일 수 있음을 의미한다. 경제주체들은 경기국면의 최적추정치를 얻는 어려움을 고려할 때 합리적 기대론의 접근에서 가정하는 만큼 합리적이지는 않으나 가능한 한 합리적으로 행동하려고 한다. 본고의 결과는 항상소득가설이 성립하지 않는 것에 대한 일반적인 설명인 근시안적 행태 가설, 유동성제약 가설, 예비적 저축동기 가설, 할인율의 이질성 등을 배제하는 것 같다.

2. 模 型

Flavin(1981)과 Campbell(1987)에 의하면 항상소득가설은 다음 식으로 특징 지워진다.

$$c_t = \frac{r}{1+r} \left[A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{r}{1+r} \right)^i E_t y_{t+i}^l \right]$$

c_t 는 실질 소비, A_t 는 t 기말의 실질 非人的資產, y_t^l 은 실질 노동소득, r 은 실질 이자율(상수), E_t 는 t 기에서의 기대값을 구하는 연산자이다. 실질 비인적자산은 다음과 같다.

$$A_{t+1} = (1+r)(A_t + y_t^l - c_t)$$

Hall(1978)에서 처음으로 보여진 바와 같이 항상소득가설과 비인적자산식은 소비의 랜덤 워크를 의미한다.

$$(2.1) \quad \Delta c_t = \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{r}{1+r} \right)^i (E_t - E_{t-1}) y_{t+i}^l$$

즉, $t-1$ 기에서의 어떠한 정보도 c_t 를 설명하는 데 도움이 되지 않는다. 그러나, Flavin (1981), Hayashi(1982), Campbell(1987), Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991) 등의 다수 논문에서는 현재소득이 미래소비를 설명하는 데 도움을 준다는 결과를 제시하고 있다. Deaton(1987), Campbell and Deaton(1989), Flavin(1993)에서는 (2.1)의 양변을 비교하여 소비변동이 과도하게 완만하다는 결론을 내리고 있다. 따라서 이상의 기존 연구에서는 항상소득가설을 기각하며, 항상소득가설이 성립하지 않게 되는 원인으로 근시안적인 행태 (Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991)), 유동성 제약하의 행태(Flavin(1985), Zeldes (1989)), 예비적 저축동기(Barsky, Mankiw and Zeldes(1986), Kimball and Mankiw(1989), Caballero(1990), Kimball(1990), Weil(1993)), 할인율의 이질성 등을 들고 있다.

본고에서는 (2.1)의 랜덤 워크 이론을 Campbell and Deaton(1989)에서의 로그모형으로 대체한다.

$$(2.2) \quad \frac{\Delta c_t}{y_{t-1}'} \approx \frac{r\rho}{r-\mu} \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i (E_t - E_{t-1}) \Delta \log y_{t+i}'$$

단, $\rho = \frac{1+\mu}{1+r}$, μ 는 노동소득의 평균성장률이다. ⁽¹⁾ Campbell and Deaton은 $\Delta y_t'$ 이 定常時 係列(stationary process)이라고 가정하는 것보다는 $\Delta \log y_t'$ 이 정상시계열이라고 가정함으로써 미국자료를 좀더 정확히 설명할 수 있다고 주장한다.

노동소득을 경기변동적 요소와 비경기변동적 또는 개인에게 고유한 요소로 분해해보자. Hamilton(1988, 1989, 1990, 1994)은 시계열 변화율을 상수, 이산 마르코프연쇄의 실현값, ARMA과정의 3개 요소로 나타낸다. 이렇게 설정된 모형은 이산적인 이동(shift)이 발생하지 않는 한 변화율 기대값이 상수인 시계열을 나타낸다. $y_t = \Delta \log y_t'$ 이라 하자. 그러면,

$$(2.3) \quad y_t = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + z_t$$

여기서 $z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_r z_{t-r} + \varepsilon_t$ 이고 $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ 이며 모든 t 에 대해서 ε_t 와 s_t 는 독립이다. 계량경제학자들은 y_t 를 관측할 수 있지만, z_t 와 s_t 는 관측할 수 없다. s_t 는 마르코프 과정 S_t 의 실현값이다. S_t 는 경제상태를 나타내며, 경기변동의 대응변수일 수 있다. S_t 가 0,1의 두 값만 가진다고 가정한다. 마르코프 과정 S_t 의 轉換確率(transition probability)은 시간과 무관하게 정의된다:

$$P(S_{t+1}=j | S_t=i) = p_{ij}$$

경기변동적 요소 S_t 는 비경기변동적 요소 z_t 보다 추론하기 어려울 것이다. 경제주체의 교육

(1) Campbell and Deaton(1989)은 할인된 현재가치의 존재를 보장하기 위해 $r > \mu$ 라고 가정하고 있다.

수준, 연령, 직업 등이 주어져 있을 때, 동일직종의 연장자의 소득을 관측하여 자신의 미래 기대소득의 비경기변동적 부분을 정확히 예측하는 것은 어렵지 않을 것이다. 반면에, 노동소득은 경제전체, 경기변동, 특정기업의 경영실적에도 의존한다. 경기변동을 예측하는 것과 경쟁에서 살아남는 기업이 어떤 것일지 미리 예측하는 것은 어렵기 때문에 미래 S_t 를 정확히 추정하는 것은 어려울 것이다. 한편, 케인즈가 기술한 바 있는 증권시장에서의 美人大會 (beauty contest)는 미래 S_t 를 정확히 추정하는 데 추가적인 어려움을 가져올 것이다. 한 경제주체는 다른 경제주체가 경제상태에 대해 생각하는 것을 고려할 것이다. 다른 경제주체들이 경제가 확장국면에 있다고 믿는다면, 그들은 투자, 생산, 소비를 늘릴 것이다. 따라서, 경제주체는 그의 일시적 실직상태에 대해 덜 걱정하게 될 것이며 미래의 지속적인 소득증가를 기대하여 그의 소비를 증가시킬 것이다. 따라서 한 경제주체의 경제상태에 대한 추정치는, 다른 경제주체의 기대에 의존할 것이며, 이는 예측의 어려움을 증대시킨다. Carroll(1994)은 서베이자료들 이용하여 소비가 미래기대소득에 의존하는 것이 아니라, 현재소득에 의존한다는 연구결과를 내놓았다. 그러나, 그의 미래기대소득에 대한 선형추정치는 비경기변동적 요소 z_t 만을 반영할 수 있고 따라서 최적예측치가 아닐 수가 있다. 경제주체가 그의 선형예측치가 그다지 정확하지 않고 경기변동적 요소 S_t 가 그의 미래소득에 영향을 미친다는 것을 인식한다면, 그는 최적이지 아닌 그의 선형추정치에 가중치를 적게 줄 것이고, 따라서, 소비와 경제주체의 미래기대소득에 대한 최적이지 아닌 추정치와의 연관성은 약할 것이다. 개인의 미래소득은 미래의 경제상태에 의존하기 때문에, 경기변동적 요소를 무시하는 것은 최적의 미래기대소득을 예측하지 못하게 할 것이다.

S_t 는 1계 自己回歸過程 (AR(1) process)으로 나타낼 수 있다 :

$$S_t = (1 - P_{0,0}) + \gamma S_{t-1} + \nu_t$$

여기서,

$$\gamma = P_{0,0} + P_{1,1} - 1$$

$$S_{t-1} = 0 \text{인 경우, } \nu_t = \begin{cases} -P_{0,0} - 1, & P_{0,0} \text{의 확률로 발생} \\ P_{0,0}, & 1 - P_{0,0} \text{의 확률로 발생} \end{cases}$$

$$\text{또, } S_{t-1} = 1 \text{인 경우, } \nu_t = \begin{cases} 1 - P_{1,1}, & P_{1,1} \text{의 확률로 발생} \\ -P_{1,1}, & 1 - P_{1,1} \text{의 확률로 발생} \end{cases}$$

$$\text{모든 } t \text{에 대해 } E_0 \nu_t = 0$$

S_t 는 1계 자기회귀과정을 따르므로 미래 기대값은 현재의 S_t 대값에만 의존한다. 따라서

$$E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i S_{t+i} \right) = \frac{(1-P_{0,0})\rho}{(1-\rho r)(1-\rho)} + \frac{E_t S_t}{1-\rho r}$$

그러므로

$$(E_t - E_{t-1}) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i S_{t+i} = \frac{(E_t - E_{t-1}) S_t}{1-\rho r}$$

그러면, 소비성장식 (2.2)는

$$\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}^{\mu}} = \frac{r\rho}{r-\mu} \left[\alpha_1 \frac{(E_t - E_{t-1}) S_t}{1-\rho r} + (E_t - E_{t-1}) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i z_{t+i} \right]$$

이 된다. 경제주체들이 경제상태에 대한 최적기대값을 가지고 있다면, $E_{t-1} S_t$ 는 이미 전기의 소비에 정보집합으로서 포함되어 있기 때문에 현재소비를 더 잘 설명할 수 없다. 그러나 경제주체들이 경제상태에 대해 확신을 가지지 못한다면, $E_{t-1} S_t$ 추정치는 최적기대치일 수 없으며, 따라서 $E_{t-1} S_t$ 의 실제 값은 미래소비를 설명하는 데 도움이 된다. 이것이 본고의 결과이다.

3. 推 定

본고에서는 비교를 위해 Blinder and Deaton(1985)의 1953년 2사분기에서 1984년 4사분기까지의 계절조정된 분기별 자료(1972년 기준)를 사용하였다. Blinder and Deaton은 국민소득생산계정(NIPA)에 몇 가지 조정을 하고 실질가치분 소득을 자본성분과 노동성분으로 분할하였다. 모든 시계열자료는 1인당 실질소득 기준이다. 자세한 설명은 Blinder and Deaton을 참고하라. 본고는 경제주체의 효용함수가 내구재와 비내구재간에 분리가능하다고 가정하여, 소비를 비내구재와 용역으로만 국한하여 분석한다.

계량경제학자는 관측치 $y = (y_1, \dots, y_r)$ 에 기초하여 각 狀態(state)에 있을 확률을 추정하고 마르코프 전환행렬의 확률법칙과 각 상태를 규정하는 母數를 추정해야 한다. 다음을 정의하자 :

$$X_t = (s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-r}, y_{t-1}, \dots, y_{t-r}),$$

$$\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \phi_1, \dots, \phi_r, \sigma),$$

$$p = (p_{0,0}, p_{1,1}),$$

$$\rho = (\rho_{0,0}, \dots, 0, \rho_{0,0}, \dots, 1, \dots, \rho_{1,1}, \dots, 1),$$

$$\lambda = (\theta, p, \rho).$$

ρ 는 관측되지 않은 초기상태 확률의 집합이고, 그 원소들의 합은 1이다. 표본 조건부 로그 우도함수는

$$(3.1) \quad \sum_{i=1}^T \sum_{s_i=0}^1, \dots, \sum_{s_{T-1}=0}^1 \log P(y_i | X_i; \theta)$$

$$\text{단, } P(y_i | X_i; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \{ (y_i - \alpha_0 - \alpha_1 s_i) - \phi_1 (y_{i-1} - \alpha_0 - \alpha_1 s_{i-1}) - \dots - \phi_{T-i} (y_{i-T} - \alpha_0 - \alpha_1 s_{i-T}) \}^2}$$

모수 λ 의 추정치를 얻기 위해 Hamilton(1989)은 표본 조건부 로그 우도함수 (3.1)을 λ 에 대해 수치해석적으로 극대화하였다. Hamilton(1990)은 분석이 어려운 우도함수를 수치해석적으로 극대화하는 데 있어서의 계산상의 어려움을 논의하고 있다. 그는 최우추정법의 분석적 해를 구하기 위해 EM알고리즘을 쓸 것을 제안하였다. 본고의 부록에는 EM알고리즘으로 λ 의 최우추정치를 계산하는 방법이 설명되어 있다.

우리는 (2.3)에서 y_i 의 분산을 S_i 와 z_i 의 분산으로 분해할 수 있다. S_i 와 z_i 는 독립이므로 $\text{Var}(y_i) = \alpha_1^2 \text{Var}(S_i) + \text{Var}(z_i)$ 이다. 따라서 $\frac{\alpha_1^2 \text{Var}(S_i)}{\text{Var}(y_i)} = 1 - \frac{\text{Var}(z_i)}{\text{Var}(y_i)}$ 는 경기순환에 의한 노동소득의 변동성분을 측정한다.

<表 1>은 ARMA lag이 4일 때의 마르코프 모형의 추정치이다.⁽²⁾ α_1 은 유의하게 나타나며 이는 경제의 상태 S_i 가 노동소득에 영향을 줌을 시사한다.⁽³⁾ α_1 이 음수이므로 상태 0은

<表 1> 마르코프 모형의 推定

| | |
|--|--------------------------------|
| $P_{0,0} = 0.9401$ (0.0309) | $P_{1,1} = 0.8365$ (0.0881) |
| $y_i = 0.0082 - 0.0124s_i + z_i$ (0.0007) (0.0019) | |
| $z_i = 0.1932z_{i-1} - 0.1854z_{i-2} + 0.0069z_{i-3} - 0.1157z_{i-4} + \varepsilon_i$ (0.1074) (0.0999) (0.1033) (0.1018) | |
| $SD(\varepsilon_i) = 0.0064$ (0.0005) | |
| $\frac{\alpha_1^2 \text{Var}(S_i)}{\text{Var}(y_i)} = 1 - \frac{\text{Var}(z_i)}{\text{Var}(y_i)} = 1 - \frac{\text{Var}(\varepsilon_i)/(1-\phi_1^2)}{\text{Var}(y_i)} = 0.4074$ | |
| | $S_i = 0 \quad S_i = 1$ |
| 지속기간의 기대치 | 16.6931 6.1146 |
| 극한확률 | 0.7319 0.2681 |
| $y_i = -0.0036 + 0.0111P(S_i = 0 y_{i-1}) + 0.2113y_{i-1} - 0.1238y_{i-2} + 0.0411y_{i-3} - 0.0853y_{i-4}$ (0.0030) (0.0049) (0.1307) (0.1020) (0.1025) (0.0913) | |

註: 괄호 안은 표준오차.

(2) ARMA lag이 1에서 3까지 사용하면 비슷한 결과를 얻으므로 본고에서는 생략하였다.
 (3) 그러나, $\alpha_1=0$ 이라는 귀무가설하에서 $\hat{\rho}_i$ 는 식별되지 않으며 정보행렬은 특이행렬이고 따라서 표준적인 대표본 검정은 유효하다고 할 수 없다. 그러나 비공식적인 기준으로는 사용할 수 있을 것이다.

확장기에 대응하고 상태 1은 수축기에 대응한다. $P_{0,0} = 0.94$ 이며 $P_{1,1} = 0.84$ 이고, 이는 경기가 비교적 지속적이라는 사실과 부합한다. 경기변동적 요소에 의한 노동소득 변동은 41%이고 이것이 시사하는 바는 변동의 상당한 부분인 경기변동으로 설명될 수 있으며, 따라서 이를 무시하는 것은 잘못된 예측 결과를 낳을 수 있다는 것이다. 마르코프 이행확률의 계산값으로부터 각 상태의 지속기간의 기대값을 계산할 수 있다. 상태 i 에 있다는 조건하에 그 지속기간의 기대값은 $i=(0, 1)$ 조합에 대하여

$$\sum_{k=1}^{\infty} k p_{i,i}^{k-1} (1-p_{i,i}) = \frac{1}{1-p_{i,i}} = (11.69, 6.11)$$

이며, 이는 NBER의 역사적 평균치인 (14.3, 4.1)과 비교할 만하다. 또한 마르코프 이행확률의 계산값으로부터 각 상태에 있을 확률을 계산할 수 있게 한다. 유일한 定點 또는 마르코프 과정의 극한 확률은

$$[P(S_t=0), P(S_t=1)] = \left[\frac{1-P_{22}}{2-P_{11}-P_{22}}, \frac{1-P_{11}}{2-P_{11}-P_{22}} \right] = (0.73, 0.27)$$

이다.

이제 우리의 마르코프 과정으로 설정한 모형이 적절한지를 검토해보자. 모형을 진단하기 위해 y_t 를 y_t 의 과거값들 외에 상수 및 $P(S_{t-1}=0|y)$ 에 회귀시킨다. 이는, 마르코프 교차모형 (2.3)이 적절하게 설정되었다면, $t-1$ 기에서의 상태에 대한 지식이 미래의 y_t 를 설명하는 데 유용하기 때문이다.

$$E(y_t | S_{t-1}=0) = \alpha_0 + \alpha_1 p_{0,1} + E(z_t)$$

$$E(y_t | S_{t-1}=1) = \alpha_0 + \alpha_1 p_{1,1} + E(z_t)$$

따라서,

$$E(y_t | S_{t-1}=0) - E(y_t | S_{t-1}=1) = \alpha_1 (P_{0,1} - P_{1,1})$$

α_1 이 음수이고 $P_{1,1}$ 이 $P_{0,1}$ 보다 크기 때문에, 경제는 수축국면 ($S_t=1$)에서 둔화된 성장을 보이고, 반면 확장국면 ($S_t=0$)에서는 빠른 성장을 보일 것이다. $P(S_{t-1}|y)$ 가 관측치 y_1, \dots, y_T 로부터 계산됨으로써 오차항과 상관관계를 가지기 때문에, 우리는 이 문제를 해결하기 위해 $P(S_{t-1}|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 을 대신 사용한다. y_t 를 $P(S_{t-1}=0|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 과 4기 전까지의 y_t 의 과거값들에 회귀시키면 $P(S_{t-1}=0|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 의 계수는 양수이어야 한다. <表 1>에서 보면 $P(S_{t-1}=0|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 의 계수가 양수임이 유의하게 나타나고 있으며, 따라서 모형설정의

〈表 2〉 $\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}}$ 를 y 의 過去값과 $P(S_t=0|y_{t-1})$ 에 回歸시킨 結果

| y의 lag수 | 상수항 | y_{t-1} | y_{t-2} | y_{t-3} | y_{t-4} | $P(S_t=0 y_{t-1})$ |
|---------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 1 | 0.0054 (0.0018) | -0.0003 (0.0005) | | | | 0.0047 (0.0012) |
| | 0.0014 (0.0020) | -0.0002 (0.0005) | | | | |
| 2 | 0.0055 (0.0017) | 0.0280 (0.117) | -0.0285 (0.0117) | | | 0.0051 (0.0018) |
| | 0.0011 (0.0023) | -0.0046 (0.0161) | 0.0044 (0.0163) | | | |
| 3 | 0.0055 (0.0017) | 0.0258 (0.0125) | -0.0204 (0.0207) | -0.0059 (0.0126) | | 0.0055 (0.0019) |
| | 0.0007 (0.0024) | -0.0045 (0.0162) | -0.0034 (0.0210) | 0.0078 (0.0131) | | |
| 4 | 0.0055 (0.0017) | 0.0257 (0.0125) | -0.0255 (0.0211) | 0.0140 (0.0212) | -0.0148 (0.0126) | 0.0053 (0.0021) |
| | 0.0009 (0.0025) | -0.0036 (0.0167) | -0.0050 (0.0221) | 0.0114 (0.0207) | -0.0030 (0.0131) | |

註: 괄호 안은 표준오차.

오류가 있다고 볼 수 없다. (4)

〈表 2〉는 소비의 과다민감성에 대한 검정결과이다. 〈表 2〉에서는 우선 $\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}}$ 을 우선 4기전까지의 과거 가처분소득값들에 회귀시키고, $P(S_t=0|y_{t-1})$ 을 설명변수에 추가하여 다시 한 번 회귀시킨다. $\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}}$ 을 과거의 가처분소득에만 회귀시킬 경우, 과거소득은 대체로 현재소비를 예측하는 데 도움을 주는 것으로 나타나는데, 이는 기존 연구에서 소득에 대한 소비의 과다민감성이라 지적된 바와 같다. 그러나 $\frac{\Delta c_t}{y_{t-1}}$ 를 $P(S_t=0|y_{t-1})$ 와 과거의 가처분소득에 대해 회귀시키면, 과거소득은 유의하지 않고 $P(S_t=0|y_{t-1})$ 만이 현재소비를 유의하게 설명한다. (5) 즉, 경제의 상태에 대한 최적예측치를 포함하면 소득에 대한 소비의 과다민감성은 사라지게 되는 것이다. $P(S_t=0|y_{t-1})$ 의 계수는 양수이며 유의하고, 이는 소비가 확장상태에서 더 빠르게 성장할 것이라는 것을 시사한다. 〈表 2〉는 소비가 소득보다는 경제상태에 대한 최적추정치에 민감함을 보여준다. 이는 Carroll, Fuhrer and Wilcox (1994)의 消費者 感應指數(sentiment index)가 미래소비 예측에 도움을 준다는 결론과 부합한다. 이 때 소비자 감응지수는 아마도 경기변동상태를 포착하는 것으로 파악할 수 있다.

(4) 그러나, $P(S_{t-1}=0|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 는 자료로부터 推定한 說明變數(generated regressor)이므로, 엄밀하게 보면 표준적인 대표본 검정은 유효하지 않다. 그러나, 이는 비공식적인 기준으로는 사용할 수 있을 것이다.

(5) 마찬가지로, $P(S_t=0|y_{t-1}, \dots, y_1)$ 는 자료로부터 추정된 설명변수이므로, 표준적인 대표본 검정은 엄밀하게 보면 적용되지 않는다. 그러나, 여전히 비공식적인 기준으로는 사용할 수 있을 것이다.

4. 解 釋

기존 연구들은 소비가 소득에 대해 과도하게 민감하다는 것을 발견하고, 그 이유를 설명하려고 시도하였다. 본고는 소비가 민감하게 반응하는 대상은 소득이 아니라 경제의 상태에 대한 최적추정치임을 제시한다. 이제 소비가 경제상태에 대한 최적추정치에 과도하게 민감한 이유를 설명해보자. $P(S_t=0|y_{t-1})$ 은 이미 현재소비에 포함되어 있는 정보이므로 미래소비를 설명하는 데 도움이 되지 않아야 한다. 이런 이유로 항상소득가설은 성립하지 않는 것처럼 보인다. 그러나, 우리는 S_t 의 최적예측치 계산이 복잡하기 때문에 경제주체들이 이를 가지고 있지 않고 따라서 항상소득가설이 성립하지 않는 것처럼 보인다는 해석을 제시한다. 경제상태에 대한 최적추정치가 도입되더라도 소비는 랜덤 워크하기 때문에 우리는 순수하게 근시안적인 행태를 배제한다. 더욱이 단순 유동성제약, 예비적 저축동기, 할인율의 이질성 등도 우리가 모형화한 과다민감성에 대한 설명일 수 없다.

Romer(1993)는 증권가격이 즉각적으로는 새로운 정보를 포함하지 않을 수 있는 경제를 제시하고 효율적 시장가설이 경험적으로 잘 성립하지 않는다고 해서 이를 기각할 필요는 없다고 주장하였다. 그는 효율적 시장가설과 유행-교란 거래자 가설의 중간적 관점에서 경제주체들이 새로운 외부정보 없이 기본적인 경제변수에 대한 추정치를 합리적으로 바꾸어가는 증권가격 모형을 제시하였다. 그는 가격이동은 중요한 정보 없이도 기본적인 경제변수에 대한 평가를 합리적으로 개선하는 것을 나타낸다고 주장하였다. 마찬가지로, 본고에서는 경제주체들이, 마르코프 모형에서의 미래소득을 최적으로 추정하는 데에서의 어려움이 있다는 제약하에, 표준적인 ARIMA모형으로 그 모형을 근사추정할 것이라고 주장한다. 따라서 항상소득가설이 성립하지 않는 것처럼 보이는 것은 항상소득가설이 근본적으로 성립하지 않기 때문이 아니라, 최적소비의 계산이 너무 어렵기 때문일 것이다.

Flavin(1985)과 Zeldes(1989)의 단순한 유동성제약하의 행태는 경제주체들이 차입할 수 없는 상황에서 본고의 결과와 일치하지 않는다. 경제주체의 의도된 소비성장이 기대소득성장보다 적게 이루어질 경우, 현재소득보다 소비를 많이 하려고 할 것이다. 그러나, 경제주체들이 차입할 수 없다면, 현재소득만큼 소비하도록 될 것이다. 따라서, 현재소득의 성장과 소비성장은 밀접한 연관관계를 가져야만 한다. 그러나, 본고에서 경제의 상태에 대한 최적예측치를 도입하면 이 연관관계가 사라진다는 것을 보았다.

Barsky, Mankiw and Zeldes(1986), Kimball and Mankiw(1989), Caballero(1990),

Kimball(1990), Weil(1993) 등의 예비적 저축동기는 본고의 결과와 일치하지 않는 것으로 보인다. 경제주체들은 불확실한 미래소득보다는 확실한 현재소득을 소비할 것이다. 따라서, 소비는 (2.1)이 시사하는 것보다 훨씬 더 현재소득에 대해 민감할 것이다. 그러나 불확실성이 클수록 경제주체들이 좀더 신중해지고, 소비를 지연시키게 된다. 이는 소비성장률이 더 높아짐을 의미한다. 경기수축국면에서는 일시적 해고와 파산으로 인한 불확실성이 더 클 것이다. 따라서 경기확대국면에서는 경제주체들이 기대되지 않은 미래소득에 대해 덜 걱정하게 되며 소비가 느리게 성장할 것이다. 따라서 예비적 저축동기에 따르면 $P(S_t = 0|y_{t-1})$ 의 계수는 음수여야 한다. 그러나 본고는 그것이 양수라는 결과를 얻었다. 이 결과는, 消費者支出調査資料(Consumer Expenditure Survey)를 이용하여 도출한, 예비적 저축이 소비자행동에 있어서 중요하지 않은 부분이라는 Dynan(1993)의 결론 및 예비적 저축동기가 저축에서 차지하는 비중이 상당히 작다는 Aiyagari(1994)의 결론과도 일치한다.

우리는 경제주체들이 유동성제약을 받는 상황에서 할인율의 이질성에 의한 설명도 배제할 수 있다. 어떤 경제주체는 다른 경제주체보다 인내력이 있어서 자신의 소비를 미래로 연기할 용의가 있다. 즉, 소비는 인내력 있는 경제주체에 있어서 빠르게 증가할 것이다. 또한 인내력 있는 경제주체는 소득이 처음에는 적어도 빠르게 증가하는 직업을 선택할 것이다. 경제주체들이 높은 미래기대소득으로부터 차입할 수 없기 때문에 인내심이 있는 경제주체의 소비 성장과 현재소득 성장은 높은 상관관계를 보일 것이다. 이러한 설명은 경제주체들이 확장국면에는 인내력이 있고 수축국면에서는 그렇지 않은 경우에만 설득력이 있다. 그러나 이는 그다지 설득력이 있는 것으로 생각되지 않는다. 오히려 우리는 경제주체들이 수축국면에서 일시적 해고의 가능성 때문에 더욱 인내력이 있을 것으로 생각한다.

5. 結 論

우리는 소비가 소득보다는 경제상태의 최적에측치에 더욱 민감하다는 결론을 얻었다. 이는 경제주체들이 경제상태를 최적으로 예측하지 못하기 때문이다. 경제가 확장국면인지 수축국면인지를 추정하기 어렵기 때문에, 표준적인 합리적 기대의 가정은 경제주체에 과도한 합리성을 부여하는 것이 될 것이고 이는 소비가 항상소득가설과 일치하지 않는 것처럼 보이게 한다. 또 한편으로, 실제의 경제변수간의 관계가 마르코프 교차모형을 따르는데 경제주체들이 표준 ARIMA모형으로 이를 인식하거나 근사시킨다면, 소비는 항상소득가설과 일

치 하지 않게 될 수 있다. 더욱이, 우리는 항상소득가설이 성립하지 않는 데 대한 일반적인 설명으로서의 단순한 근시안적 행태, 단순한 유동성 제약, 예비적 저축동기, 할인율의 이질성 등을 배제한다.

미국 Rutgers 大學校 經濟學科 助教授
 New Brunswick, NJ 08903 U.S.A.
 전화 : 1-908-932-7080
 팩시 : 1-908-932-7416

〈附 錄〉

Hamilton(1990)의 EM 알고리즘은 다음과 같다.

$$(A.1) \quad p_{i,j}^{(t+1)} = \frac{\sum_{t=r+1}^T P(S_t=j, S_{t-1}=i | y; \lambda_t)}{\sum_{t=r+1}^T P(S_{t-1}=i | y; \lambda_t)}, \quad (i, j) = (0, 0) \text{ 또는 } (1, 1)$$

계산오차를 감안하여 $p_{0,1}^{(t+1)} = 1 - p_{0,0}^{(t+1)}$, $p_{1,0}^{(t+1)} = 1 - p_{1,1}^{(t+1)}$ 로 한다.

$$(A.2) \quad \alpha_0^{(t+1)} = \frac{\sum_{t=r+1}^T \sum_{s_t=0}^1 \cdots \sum_{s_{t-r}=0}^1 [(y_t - \alpha_1 s_t) \cdots - \phi_r (y_{t-r} - \alpha_1 s_{t-r})] P_t^{(t)}}{(T-r)(1 - \phi_1 \cdots - \phi_r)}$$

$$(A.3) \quad \alpha_1^{(t+1)} = \frac{\sum_{t=r+1}^T \sum_{s_t=0}^1 \cdots \sum_{s_{t-r}=0}^1 [(y_t - \alpha_0) \cdots - \phi_r (y_{t-r} - \alpha_0)] (s_t - \phi_1 s_{t-1} \cdots - \phi_r s_{t-r}) P_t^{(t)}}{\sum_{t=r+1}^T \sum_{s_t=0}^1 \cdots \sum_{s_{t-r}=0}^1 (s_t - \phi_1 s_{t-1} \cdots - \phi_r s_{t-r})^2 P_t^{(t)}}$$

$$(A.4) \quad (\sigma^{(t+1)})^2 = \frac{\sum_{t=r+1}^T \sum_{s_t=0}^1 \cdots \sum_{s_{t-r}=0}^1 [(y_t - \alpha_0 - \alpha_1 s_t) \cdots - \phi_r (y_{t-r} - \alpha_0 - \alpha_1 s_{t-r})]^2 P_t^{(t)}}{(T-r)}$$

$$(A.5) \quad \rho_{i_1, \dots, i_r}^{(t+1)} = P(S_r = i_r, \dots, S_1 = i_1 | y; \lambda)$$

여기서 $P_t^{(l)} = P(S_t, \dots, S_{t-l} | y; \lambda_t)$ 이고 위첨자 (l) 은 l 회째의 반복임을 의미한다. 우리는 ϕ_i 를 $i=1, \dots, r$ 에 대해 풀 수 있다.

$$(A.6) \quad \sum_{t=r+1}^T \sum_{s_t=0}^1 \cdots \sum_{s_{t-r}=0}^1 [(y_t - \alpha_0 - \alpha_1 s_t) \cdots - \phi_r (y_{t-r} - \alpha_0 - \alpha_1 s_{t-r})] (y_{t-i} - \alpha_0 - \alpha_1 s_{t-i}) P_t^{(i)} = 0$$

(A.1)은 본질적으로 상태 i 에서 상태 j 로의 이행횟수를 상태 i 에서 시작한 횟수로 나눈

것인데, 이 때 분자 분모에 각각의 확률을 곱하여 가중치를 부여하였다. 마찬가지로 (A. 2) 식과 (A. 3)식은 α_0 와 α_1 의 OLS추정치이며, (A. 4)는 ϵ_t 의 표본분산인데, 여기서도 이들을 각각의 확률로 가중치를 주었다.

EM알고리즘은 다음과 같이 최우추정치를 계산한다. y 와 λ_0 에 대한 초기 예측값을 이용하여 Hamilton(1994)에서 논의된 바와 같이 평활 확률(smoothed probability) $P(S_t=j, S_{t-1}=i|y; \lambda_0)$ 와 $P(S_{t-1}=i|y; \lambda_0)$ 를 계산한다. 이를 이용하여 (A. 1)-(A. 6)식으로부터 $\lambda_1 = (\alpha_0^{(1)}, \alpha_1^{(1)}, \phi_1^{(1)}, \dots, \phi_t^{(1)}, \sigma^{(1)}, p_{ij}^{(1)}, \rho^{(1)})$ 을 계산한다. 새로운 λ_1 값으로부터 새로운 평활 확률 $P(S_t=j, S_{t-1}=i|y; \lambda_1)$ 와 $P(S_{t-1}=i|y; \lambda_1)$ 을 계산한다. 이 과정을 λ 가 수렴할 때까지 반복한다. Hamilton(1990)은 $|\lambda_{t+1} - \lambda_t|$ 의 원소의 최대값이 10^{-8} 보다 작을 때까지 반복하는 기준을 제시하였다.

參 考 文 獻

- Aiyagari, S.R. (1994): "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving," *Quarterly Journal of Economics*, 659~684.
- Attanasio, O.P., and G. Weber (1993): "Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation," *Review of Economic Studies*, 60, 631~649.
- Barsky, R.B., N.G. Mankiw, and S.P. Zeldes (1986): "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities," *American Economic Review*, 76, 676~691.
- Blinder, A.S., and A. Deaton (1985): "The Time Series Consumption Function Revisited," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, 456~511.
- Caballero, R.J. (1990): "Consumption Puzzles and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, 25, 113~136.
- Campbell, J.Y. (1987): "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, 55, 1249~1273.
- Campbell, J.Y., and A.S. Deaton (1989): "Why is Consumption so Smooth?" *Review of Economic Studies*, 56, 357~374.
- Campbell, J.Y., and N.G. Mankiw (1989): "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," in O.J. Blanchard, and S. Fischer(eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 185~216.
- _____ (1990): "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 3, 265~279.
- _____ (1991): "The Response of Consumption to Income: A Cross-country Investigation," *European Economic Review*, 35, 723~767.
- Carroll, C.D.(1994): "How does Future Income Affect Current Consumption?" *Quarterly*

- Journal of Economics*, 111~147.
- Carroll, C.D., J.C. Fuhrer, and D.W. Wilcox (1994): "Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, why?" *American Economic Review*, **84**, 5, 1397~1408.
- Deaton, A.S. (1987): "Life-cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?" in T.F. Bewley(ed.), *Advances in Econometrics, Fifth World Congress*, Vol. 2, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 121-148.
- _____ (1991): "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, **59**, 1221~1248.
- Dynan, K.E.(1993): "How Prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy*, **101**, 1104~1113.
- Flavin, M.A.(1981): "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy*, **89**, 974~1009.
- _____ (1985): "The Excess Sensitivity of Consumption to Current Income-Liquidity Constraints or Myopia?" *Canadian Journal of Economics*, 117~136.
- _____ (1993): "The Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation," *Review of Economic Studies*, **60**, 651~666.
- Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*, New Jersey, Princeton University Press.
- Hall, R.E.(1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, **86**, 971~987.
- Hall, R.E., and F.S. Mishkin(1982): "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica*, **50**, 461~481.
- Hamilton, J.D.(1988): "Rational-expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 385~423.
- _____ (1989): "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, **57**, 357~384.
- _____ (1990): "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, **45**, 39~70.
- _____ (1994): *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hayashi, F.(1982): "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy*, **90**, 895~916.
- Kimball, M.S.(1990): "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica*, **58**, 53~73.
- Kimball, M.S., and N.G. Mankiw(1989): "Precautionary Saving and the Timing of Taxes," *Journal of Political Economy*, **97**, 863~879.
- Newey, W.K., and K.D. West(1987): "A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, **55**, 3, 703~708.
- Romer, D.(1993): "Rational Asset-price Movements without News," *American Economic Review*, **83**, 5, 1112~1130.

- Weil, P.(1993): "Precautionary Savings and the Permanent Income Hypothesis," *Review of Economic Studies*, 60, 367~383.
- Wilcox, D.W.(1989): "Social Security Benefits, Consumption Expenditure, and the Life Cycle Hypothesis," *Journal of Political Economy*, 97, 288~304.
- Zeldes, S.P.(1989): "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, 97, 305~346.