

消費增加와 豫備的 貯蓄效果: 消費의 不確實性 假說의 檢定*

李明薰** · 崔昌奎***

논문초록

본 연구에서는 불확실성이 소비자들로 하여금 미래를 대비하기 위하여 현재소비를 감소시키고 저축을 증가시킨다는 예비적 저축(precautionary saving) 효과를 분석하기 위하여 1981년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 시계열자료를 이용하여 먼저 ARCH 모형에서 구한 조건부 이분산을 이용하여 경제의 불확실성을 추정 후 소비의 오일러(Euler) 방정식으로부터 불확실성과 소비증가율 간의 관계를 구하였다. 기대효용함수모형과 비기대효용함수모형에 불확실성항을 추가하여 추정 및 검정을 한 결과, 불변국민소득의 불확실성이 높아질 때에 현재소비가 감소한다는 것을 밝혀냄으로써 불확실성이 증대할 때에 예비적 동기에 의한 저축이 증가한다는 것을 실증적으로 밝혀냈다.

이와 같은 분석결과와 시사점으로는 불확실성의 증대로 인해 현재의 저축률이 이전에 비해 증가하고 현재소비는 감소하여 총수요 감소요인으로 작용한다는 것이다. 이러한 사실이 불확실성하의 경기침체 가속을 설명하는 하나의 요인이 될 수 있을 것이다. 본 연구는 시계열자료를 이용하여 불확실성과 예비적 동기에 의한 저축과의 관계를 밝혀낸 논문으로서 향후 이 분야 연구에 중요한 수단을 제공하였다는 데 의의가 있다고 하겠다.

핵심주제어: 예비적 저축, 불확실성, ARCH 모형

경제학문헌목록 주제분류: E2

* 본 논문에 대하여 유익하고 건설적인 논평을 해 주신 익명의 두 심사자에게 감사드린다. 본 논문은 한국국제경제학회 1999년도 동계학술대회에서 발표되었으며 토론자 및 참석자에게도 감사드린다.

** 명지대학교 경제학과 부교수, yimh@wh.myongji.ac.kr

*** 대구가톨릭대학교 경제학부 조교수, ckchoi@cuth.cataegu.ac.kr

I. 머리말

불확실성이 소비자들로 하여금 미래를 대비하기 위하여 현재소비를 감소시키고 저축을 증가시킨다는 생각은 Leland(1968)에 의해 이론적으로 구체화되었다. 그 이후로 불확실성이 소비에 미치는 豫備的 貯蓄(precautionary saving) 효과의 존재에 관해서 연구가 이루어져 왔다.

Caballero(1991), Hubbard, Skinner, and Zeldes(1993) 등은 미국의 경우 전체 부의 축적의 30~60% 정도가 예비적 저축동기에 의한 것이라는 연구결과를 제시하였다. 그리고 Kimball and Mankiw(1989) 같은 이는 공표된 미래의 세금감면은 오히려 미래의 소득불확실성을 낮춤으로써 현재의 소비를 증가시킬 수도 있을 것이라고 하였다. Zeldes(1989a)는 소득의 불확실성이 존재할 경우 개인들은 저축을 증가시킨다는 것을 시뮬레이션을 통하여 제시하였다.

이러한 결과에도 불구하고 실제로 예비적 저축동기의 존재에 대해 상반된 연구결과도 제시되고 있다. 예를 들면 Skinner(1988)는 자영업, 영업직과 같은 불확실한 고용형태를 가진 근로자들이 다른 근로자들보다도 오히려 저축을 훨씬 적게 했는데 이는 앞의 이론과는 반대되는 결론이었다. 그러나 여기서 고용형태라는 것이 과연 소득불확실성을 나타내는 적절한 지표인가에 대한 의문은 여전히 남는다. 그리고 Kuehlwein(1991)도 미국의 10개년 PSID(panel study of income dynamics) 패널자료를 이용하여 실증분석을 한 결과 불확실성이 증가할 때 오히려 소비증가율이 감소한다는 결론을 얻었다. 이는 불확실성이 증가할 때에 현재소비가 증가하여 현재저축을 줄인다는 것을 시사하는 것으로 예비적 저축동기의 존재를 부정하고 있다.

한편 우리나라에서도 이에 관한 연구가 있었는데, 이명훈(1992)은 기대효용함수 모형하에서 소비의 예측오차와 측정오차를 감안한 오일러 방정식을 추정하고 이를 통해 불확실성향을 전체기간의 대표치로 추정한 결과 전체 분산 중에서 예측오차의 분산이 차지하는 비중이 93~98%로 나타났다. 그러나 이명훈(1992)은 소득의 불확실성향이 전체 기간중 하나의 값으로 추정되었으며 불확실성 변수의 유의성 검증을 할 수 없었다.

Yi(1996)는 미국의 PSID 패널자료를 이용하여 이명훈(1992)의 분석방법을 비기대효용함수모형에 적용하여 기대효용함수모형보다 우월한 결과를 얻었다.

최창규(1998)는 한국의 소비함수를 추정하였는데 외환위기 직후의 소비급감의

원인이 단순히 현재소득 등에 의해 설명되지 못하는 부분이 매우 컸고 이는 경제위기로 인한 불확실성의 증대에 기인한 것으로 추정된다고 하였다. 대우패널자료를 사용한 이민원(1999)의 경우 시계열이 짧아 소득불확실성의 대용변수로서 소득의 분산자료에 충분한 정보가 포함되지 않을 가능성이 있으며 자산변수와 불확실성변수에 따라 예비적 저축효과가 긍정되기도 하고 부정되기도 하는 상반된 결과를 보였다.

본 논문에서는 기존 연구결과의 불충분성을 인식하여 한국의 시계열자료를 이용하여 ARCH에 의해 구한 조건부 이분산을 불확실성의 대용변수로 사용하여 분석의 정도를 제고하였다는 점에서 기존의 연구와 차별되고 있다.

우리나라 소비자의 저축행위를 분석한 우리나라 가계소비자자료에 의하면 저축요인 중 미래의 불확실성에 대비한 예비적 저축요인이 1991년도에 17.0%, 1995년도에 26.5%로 조사되어 예비적 저축효과가 저축동기의 중요한 요인이라는 것을 시사하고 있다. 경제내의 불확실성 증대로 인한 소비감소와 저축증가에 관한 최근의 예를 들어보면 1997년 말의 외환위기 발발로 인해 국내총생산이 1997년 5.0%에서 1998년 -5.2%로 감소하였음에도 불구하고 민간저축률은 오히려 1997년 22.8%에서 1998년에 25.1%로 크게 증가하는 양상을 보였다. 이러한 현상은 다시 도시근로자가구의 가구당 월평균 가계수지를 보면 잘 나타나는데, 외환위기 직후인 1998년 1/4, 2/4분기중 가계소득은 전년 동기 대비 2.8%, 5.3% 각각 감소하였는데 지출은 이보다 더 큰 폭인 7.1%, 10.7%나 각각 감소하였으며 저축은 오히려 9.5%, 10%나 증가하였다. 이러한 현상은 경제가 회복기미를 보이면서 다소 완화된 4/4분기에는 소득이 3.8% 감소하였으며 지출은 이보다 작은 1.9% 감소에 그쳤다.

그리하여 본 연구는 미래 경제상황에 대한 불확실성이 현재소비를 줄이고 예비적 동기에 의한 저축을 증대시킨다는 이른바 '예비적 저축효과'가 이러한 현상을 설명하는 데에 얼마나 유용한지를 분석해 보고자 한다.¹⁾ 즉 경제의 불확실성과 예비적 저축의 관계에 관하여 이론적 및 실증적으로 연구해 보고자 한다. 특히 본 연구에서는 소득의 불확실성을 나타내는 대용지표로서 ARCH 모형에 의해 추정된 조건부

1) 소비함수 연구에서 현재소득과 현재소비의 연관성에 대한 논의는 최적화모형이 성립하지 않는다는 것을 시사하고 있으나 예비적 저축 모형은 최적화모형의 성립을 전제로 하고 있다는 점에서 차이가 있다.

이분산을 사용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 비내구재 및 서비스 소비지출에 대한 최적조건을 기대효용함수를 포괄하는 일반화된 축차적 효용함수모형을 이용하여 도출한다. 그리고 III장에서는 이론적 모형을 토대로 실증분석에 이용될 추정방정식을 설정하고 이에 대한 추정 및 검정결과를 분석한다. 마지막으로 IV장에서는 지금까지의 분석결과를 요약 정리하고 결론을 맺고자 한다.

II. 모형의 설정

어느 대표소비자가 예산제약하에서 평생의 효용을 극대화시키는 수준에서 매기의 소비를 결정하며 이와 같이 결정된 소비가 最適消費(optimal consumption)라고 보는 期間間 最適化(intertemporal optimization) 모형에 입각하여 소비의 合理性과 자산투자의 效率性을 분석하고자 한다.²⁾ 소비수요와 소득 및 이자율 간의 관계를 나타내는 소비함수의 도출은 일반적으로 그 解가 존재하지 않으므로 소비함수를 분석하기보다는 소비의 최적조건을 분석하기로 한다.³⁾ 설정된 모형은 식(1)과 같다.⁴⁾

-
- 2) 통상적으로 기존의 연구들이 가정한 바와 같이 본 논문에서도 최적화모형에 대한 가정으로서 대표소비자의 가정, 변동이자율에 대한 가정, 완전한 자본시장에 대한 가정, 유동성제약이 없다는 가정 등이 전제되어 있다.
 - 3) 소비함수의 解가 존재하는 경우는 효용함수가 二次函數(quadratic utility) 이거나 예산제약식에 소득변수가 없는 경우(diversifiable income)에 국한된다.
 - 4) 불확실성을 모형에 도입한 예로는 이명훈(1992)과 이민원(1999)이 있는데, 이명훈(1992)은 기대효용함수모형하에서 시계열분석을 하였는데 소득의 불확실성향이 전체 기간중 하나의 값으로 추정되었으며 불확실성 변수의 유의성 검증을 할 수 없었다. 그리고 이민원(1999)은 상기한 바와 같이 패널자료로 분석하였다. 이에 대해 본 논문은 기대효용함수모형과 비기대효용함수모형하에서 시계열분석을 수행하였으며 ARCH를 통해 소득불확실성향의 계열을 추산하고 이 설명변수의 유의성까지 검정한 점이 기존 연구와 차별된다.

비기대효용함수모형은 기대효용함수모형을 포괄하는 보다 일반화된 모형인데 기존의 연구에 의하면 기대효용함수모형이 대부분 실증적으로 지지를 받지 못하고 있으며 일부 연구(이명훈(1997), Bufman and Leiderman(1990))에서 비기대효용함수모형이 기대효용함수모형보다 한계적으로 우월하다는 관점에서 두 모형을 동시에 사용하였다.

$$V(I_t, A_t) = \text{Max} [c_t^\rho + \beta \mu^\rho [V(I_{t+1}, A_{t+1})]]^{1/\rho}$$

$$\text{s.t. } A_{t+1} = (A_t - c_t) w'_{t+1} R_{t+1}, \quad \mu[V_{t+1}] = [E_t(V_{t+1}^\alpha)]^{1/\alpha} \quad (1)$$

여기서 V 는 가치함수(value function), I 는 정보집합, A 는 자산, c 는 소비, $R(=1+r)$ 은 개별자산에 대한 실질총수익률벡터, w 는 자산구성(portfolio)의 가중치벡터, α 는 위험기피도와 관련된 모수, ρ 는 기간간 대체탄력성과 관련된 모수를 나타낸다. 위 식의 1계조건인 오일러 방정식은 다음과 같다.⁵⁾

$$\beta^\gamma E_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\gamma(\rho-1)} M_{t+1}^{\gamma-1} R_{t+1}^j \right] = 1, \quad j = 1, \dots, P. \quad (2)$$

여기서 $M (=w'R)$ 은 총시장수익률(market portfolio return), $\gamma = \frac{\alpha}{\rho}$ 이다.

이때 $\alpha = \rho$ ($\gamma = 1$)이면 기존의 기대효용함수로 돌아가게 되어 다음과 같은 소비의 최적조건인 오일러 방정식을 얻는다.

$$E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\rho-1} R_{t+1}^j \right] = 1, \quad j = 1, \dots, P. \quad (3)$$

식(3)을 $u'(c_t) = E_t[\beta R_{t+1}^j u'(c_{t+1})]$ 와 같이 변형하면 최적화 조건에 대한 논의는 좌변과 우변이 같아야 된다는 의미로 귀착되어 다음과 같은 攪亂(perturbation) 논의가 성립함을 알 수 있다. 즉, t 기에 소비 1단위를 포기함으로써 발생하는 限界效用(marginal utility)의 감소는 $(t+1)$ 기에 추가로 $(1+r_{t+1})$ 단위를 소비함으로써 얻을 수 있는 한계효용의 증가와 일치할 때 이 소비자는 최적소비상태에 있다고 하고 소비자는 合理的 消費과 效率的 資産投者行爲를 한다고 판단할 수 있다.

Blanchard and Mankiw(1988)와 Kuehlwein(1987, 1991) 등은 미래에 대한 不確實性을 오일러 방정식에 명시적으로 포함시켜 불확실성하에서 소비행태를 파악하였는데 우리나라의 경우도 소비결정에서 미래에 대한 불확실성 요인이 클 것이라고 생각되므로 이 글에서도 불확실성을 고려하여 오일러 방정식을 추정하였다.

5) 자세한 도출과정은 Epstein and Zin(1989, 1991)을 참조.

식(2)에서 $\dot{Y}_{t+1} = \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\gamma(\rho-1)} M_{t+1}^{\gamma-1} R_{t+1}^j$ 과 $y_{t+1} = \ln(Y_{t+1})$ 로 놓으면 식(2)는 다음과 같이 변형된다.

$$E_t[Y_{t+1}] = \left(\frac{1}{\beta} \right)^\gamma \quad (4)$$

식(4)에서 소비증가율, 개별수익률, 총시장수익률 간에 대수정규분포를 가정하면 다음과 같다.

$$E_t[Y_{t+1}] = e^{\mu_{t+1} + \frac{\sigma_{t+1}^2}{2}} \quad (5)$$

여기서 $\mu_{t+1} = E_t[\ln(Y_{t+1})]$, $\ln(Y_{t+1}) = \mu_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$, $\varepsilon_{t+1} = \ln(Y_{t+1}) - E_t[\ln(Y_{t+1})]$, $\varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma_{t+1}^2)$ 이다. 식(4)와 식(5)를 결합한 후 양변에 로그를 취하면 다음과 같은 오일러 방정식이 도출된다

$$\mu_{t+1} + \frac{\sigma_{t+1}^2}{2} = -\gamma \ln(\beta) \quad (6)$$

$\mu_{t+1} = E_t[\ln(Y_{t+1})]$ 를 식(6)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 선형식 형태의 오일러 방정식이 도출된다.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) &= \frac{\ln(\beta)}{1-\rho} + \frac{1}{2\gamma(1-\rho)} \sigma_{t+1}^2 + \frac{\gamma-1}{\gamma(1-\rho)} \ln(M_{t+1}) \\ &\quad + \frac{1}{\gamma(1-\rho)} \ln(R_{t+1}) - \frac{1}{\gamma(1-\rho)} \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 σ^2 항은 미래에 대한 불확실성을 측정하는 척도이며 미래에 대한 불확실성이 존재할 때 현재의 소비를 줄이고 미래의 소비에 대비한다는 예비적 저축효과를 가늠하는 지표가 된다. 이때 소비증가는 不確實性項이 없을 때보다 크게 된다. 이와 같이 불확실성으로 소비증가를 설명하는 것을 소비의 불확실성 가설(uncertainty hypothesis)이라 한다.

식(7)에서 $\gamma = 1$ 을 대입하면 다음과 같이 기대효용함수에 대한 식으로 변형된다.

$$\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) = \frac{\ln(\beta)}{1-\rho} + \frac{1}{2(1-\rho)} \sigma_{t+1}^2 + \frac{1}{(1-\rho)} \ln(R_{t+1}) - \frac{1}{(1-\rho)} \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

기대효용하의 항상소득가설에 따르면 실질수익률이 증가하면 금기의 소비를 줄이고 저축을 늘려 차기의 소비에 충당하게 된다. 그런데 식(8)에서 수익률항의 계수가 양의 값으로 추정된 경우 실질이자율이 음인 경우에는 소비증가율이 감소하게 되나 실제로는 소비증가율이 양의 값으로 나타나는데 이를 과도한 소비증가퍼즐이라고 한다. 이때 미래에 대한 불확실성(σ^2)이 커지면 소비증가율이 증가하게 되어 과도한 소비증가퍼즐(excess of consumption growth puzzle)을 설명하는 데 기여하게 될 것이다. 한편 비기대효용하의 식(7)에 의하면 개별실질수익률과 총시장수익률이 동시에 소비증가를 설명하는 데 기여하고 있으며 추가로 불확실성항이 설명변수로 도입되고 있다.

식(7)과 식(8)을 기초로 하여 불확실성항의 유의성을 추정 및 검정해 봄으로써 미래에 대한 불확실성이 존재할 때 현재의 소비를 줄이고 미래의 소비에 대비한다는 예비적 저축 효과를 판단해 볼 수 있다.

Ⅲ. 실증 분석

1. 이용 자료

본 실증분석에서는 1981년 1/4분기에서 1997년 4/4분기까지의 분기자료가 이용되었다.⁶⁾ 비내구재 및 서비스 消費支出은 국민계정상의 불변가격자료이고 이를 총인구로 나누어 1인당 변수로 변형하였다.⁷⁾ 다음으로 총시장수익률로는 종합주가지

6) 패널자료로 분석하는 것도 의미가 있으나, 대우패널자료를 사용한 이민원(1999)의 경우 시계열이 짧아 소득불확실성의 대용변수로서 소득의 분산자료에 충분한 정보가 포함되지 않을 가능성이 있다. 따라서 패널자료를 이용한 예비적 저축효과와 분석은 패널자료의 시계열이 더 연장된(예: Kuehlwein(1991)은 10개년 패널자료 이용) 이후에 보다 의미있게 분석할 수 있다고 판단된다. 본 논문은 ARCH를 이용하여 소득불확실성변수의 시계열을 추산했기 때문에 이용자료로서 시계열자료를 사용하였다.

본 논문에서는 외환위기를 전후하여 경제시계열에 커다란 구조적 변화(structural change)가 있었기 때문에 1997년까지의 자료만 사용하였다.

수를 그리고 개별주식수익률로서는 산업을 綜合建設業, 金融業, 運輸 및 倉庫業, 都賣業, 製造業으로 구분하여 각 산업별 주식수익률을 자료로 이용하였다.⁸⁾ 모든 수익률은 세후수익률로서 비내구재 및 서비스 소비디플레이터로 실질변수화하였다.

추정에 이용된 수단변수로는 모형에 포함된 소비증가율과 주식수익률의 시차변수와 회사채유통수익률, 국민계정상의 가처분소득 등의 시차변수를 이용하였는데 1기와 2기의 시차를 고려하여 추정결과가 수단변수에 따라 크게 달라지는지를 살펴 보았다. 그리고 변수 중에 계절성이 있는 자료는 X-12 ARIMA 방식에 의해 계절조정을 하였다.

한편 이 글에서 사용된 불확실성(σ^2)의 대용변수로는 계절조정된 분기별 불변국민소득자료를 이용하여 ARCH 모형에 의해 추정한 조건부이분산을 사용하였다.⁹⁾ 아래에서는 이 과정을 설명하고 있다. Engle(1983)에 의해 도입된 ARCH 모형은 통상의 회귀식에서 오차항의 분산이 일정하다는 가정(homoscedasticity)과는 달리 오차의 조건부 이분산(conditional heteroscedasticity)이 오차항 제곱의 시차변수들에 의하여 결정되고 있다.

$$y_t = x_t \zeta + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = z_t h_t^{1/2}, \quad z_t \sim N(0, 1) \quad (10)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2, \quad \alpha_0 > 0, \quad 0 \leq \alpha_1 < 1 \quad (11)$$

7) 본 연구에서는 효용함수가 비내구재 및 서비스 소비와 내구재 소비 간에 분리적이고 소비와 여가 간에도 분리적임을 암묵적으로 가정하고 있는 데 반하여 Mankiw, Rotemberg, and Summers(1985)는 소비와 여가 간의 비분리성을 가정하였다.

8) 자산수익률을 설정하는 데에 산업별 주식수익률을 이용한 예로는, 미국의 경우 Epstein and Zin(1991)은 농림어업, 광업 및 건설업, 운수 및 전기수도가스 등 공공사업, 도소매업, 금융보험 부동산 및 서비스업, 제조업으로 나누었으며, Jorion and Giovannini(1993)는 1차산업, 제조업, 운수업, 도소매업, 금융 및 서비스업으로 나누었다. 한편 Bufman and Leiderman(1990)은 Tel Aviv 총주식수익률, 물가연동 국제수익률, 단기외화표시 정기에금수익률, 단기 국내통화표시 정기에금수익률 등 포괄적으로 자산수익률을 설정하였다.

9) 본 논문에서는 기존의 연구가 설정한 바와 같이 소득의 불확실성을 사용하였다. 이는 예비적 저축효과에 대한 논의에서 소비자가 직면한 불확실성 가운데 소비에 영향을 가장 많이 미치는 것으로서 소득변수를 들 수 있기 때문이다. 이민원(1999), Kuehlwein(1991), Caballero(1991), Zeldes(1989a) 등에서도 소득의 불확실성을 사용하였다.

여기서 x 는 y 의 시차변수를 포함하는 설명변수를 말한다. 먼저 분기별 불변국민소득 증가율에 대한 단위근 검정 결과 안정적 시계열로 밝혀짐에 따라 향후 조건부 이분산 추정에 있어서 불변국민소득증가율을 사용하고자 한다.

ARCH(1) 모형추정 결과 추정계수들의 유의성이 매우 높아 유의수준 1%하에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 그리고 ARCH 계수도 1보다 작게 나타나 추정이 잘 된 것으로 보인다. Durbin-Watson 수치도 2.03으로 나타나 추정 결과 잔차의 자기상관이 거의 없는 것으로 나타났다. 아래의 실증분석에서는 이 모형에서 구한 조건부 이분산을 경제의 불확실성을 나타내는 대용변수로 사용하고자 한다.

〈표 1〉 불변국민소득증가율에 대한 단위근 검정 결과^{1) 2)}

	Phillips-Perron 검정	ADF 검정
불변국민소득증가율	-13.16***	-6.93***

주: 1) 시차는 2, 상수항 포함.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의한 수준임을 나타냄.

〈표 2〉 GARCH 모형의 추정 결과

		ARCH(1)	
		계 수	t-값
평균방정식	c	0.02***	14.64
분산방정식	α_0	0.00009***	3.35
	ϵ_{t-1}^2	0.69***	2.80
Durbin-Watson 값		2.03	

2. 추정 방법.

식(7)과 식(8)을 기초로 하여 다음과 같은 추정방정식을 각각 설정한다.

$$\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) = A_0 + A_1 \sigma_{t+1}^2 + A_2 \ln(M_{t+1}) + u_{t+1} \quad (12)$$

$$\ln\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) = B_0 + B_1 \sigma_{t+1}^2 + B_2 \ln(M_{t+1}) + B_3 \ln(R_{t+1}) + u_{t+1} \quad (13)$$

여기서 c 는 소비, R 은 개별자산에 대한 실질총수익률벡터, $M (=w'R)$ 은 총시장 수익률(market portfolio return)이다. 식(8)은 $R=M$ 인 경우에도 성립하기 때문에 총시장수익률을 이용한다. 식(12)와 식(13)에 대하여 추정결과의 견고성(robustness)을 위하여 통상최소자승법(OLS)과 수단변수를 이용한 2SLS를 각각 시도한다. 추정 후 $H_0: A_1 = 0$ 와 $H_0: B_1 = 0$ 를 검정함으로써 불확실성의 증대가 과연 소비증가율에 유의적인 영향을 주는지를 분석할 수 있다.

3. 실증분석 결과

(1) 기대효용함수모형

기대효용함수모형을 추정 및 검정을 한 결과는 <표 3>에 나타나 있다. 실증분석 결과의 견고성(robustness)을 보기 위하여 OLS와 2개의 수단변수를 사용하였는데 2SLS I의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}})\}$, 2SLS II의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}}), \ln(y_{t-2})\}$ 이다. 여기서 M : 총시장수익률, CP : 회사채수익률, TX : 조세, c : 비내구재 및 서비스 소비, y : 가처분소득이다.

OLS의 경우, 수익률항의 계수는 양의 값으로 유의적이지 못하였으나 불확실성항의 추정계수가 양의 값을 가지며 유의적인 것으로 분석되었다. 따라서 이자율이 상승하면 저축이 증가한다는 이론적인 가격효과가 실증적으로도 미미하나마 확인되었다.¹⁰⁾

10) 수익률항의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않게 추정되었는바 이는 기존의 연구에서도 통

한편 미래의 불확실성이 증가할수록 현재의 소비를 줄이고 저축을 증가시키는 경향이 있다는 예비적 저축동기는 실증적으로 유의성있게 존재함을 알 수 있다.

한편 오차항의 계열상관(serial correlation)의 가능성을 고려한 2SLS I, 2SLS II에서도 수익률항의 계수는 양의 값으로 유의적이지 못하였으나 불확실성항의 추정 계수가 양의 값을 가지며 유의적인 것으로 분석되었다. 이를 통해 모형 규정에 따라 결과가 달라지는가를 평가해 보는 견고성은 별 문제가 없는 것으로 나타났다.

오차항의 자기상관을 검정한 Q 값을 비교해 보아도 수단변수에 따라 결과가 유사하여 실증분석 결과에 신뢰성을 높여주고 있다. 따라서 우리나라의 경우 소비의 불확실성의 가설이 어느 정도 지지되고 있다고 판단할 수 있다.

〈표 3〉 비내구재 및 서비스 소비의 불확실성 가설에 대한 검정: 기대효용함수모형

설명변수	OLS	2SLS I	2SLS II
상 수	0.013** (0.001)	0.011** (0.002)	0.011** (0.002)
σ^2	3.764* (2.009)	9.569* (5.598)	9.563* (5.590)
$\ln(1+R)$	0.007 (0.009)	0.009 (0.033)	0.009 (0.029)
R^2	0.844	0.824	0.824
Q	17.828 [0.400]	22.835 [0.155]	22.742 [0.158]

주: 1) 2SLS I의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}})\}$

M : 총시장수익률, CP : 회사채수익률, TX : 조세, c : 비내구재 및 서비스 소비

2SLS II의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}}), \ln(y_{t-2})\}$

y : 가처분소득

2) () 내는 추정치의 표준오차이고 [] 내는 한계유의수준임.

3) Q 값은 H_0 : '오차항의 자기상관이 없다'를 검정하기 위한 통계치임.

4) * 10%에서 유의, ** 5%에서 유의.

5) 추정기간: 1981.1/4~1997.4/4.

(2) 비기대효용함수모형

비기대효용함수모형을 추정 및 검정을 한 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 기대효용함수모형의 추정 및 검정과 마찬가지로 실증분석 결과의 견고성을 보기 위하여 OLS와 2개의 수단변수를 사용하였는데 2SLS I의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}}), \ln(X_{t-2})\}$, 2SLS II의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-1}), \ln(CP_{t-1}), TX_{t-i}, \ln(X_{t-i}), \ln(y_{t-i}), i=1, 2\}$ 이다. 여기서 $X=R^1$ (건설업주식수익률), R^2 (제조업주식수익률)이다.

OLS의 경우, 총시장수익률항과 개별수익률항의 계수는 부호가 엇갈리게 나타나 총시장수익률항의 계수가 양이면 개별수익률항의 계수는 음의 값으로 추정되었으며 총시장수익률항의 계수가 음이면 개별수익률항의 계수는 양의 값으로 추정되었다. 그러나 모두 유의적이지 못하였다. 한편 추정방정식의 개별수익률로서 건설업주식수익률, 제조업주식수익률을 이용한 경우 모두 불확실성항의 추정계수는 양의 값을 가지며 유의적인 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 기대효용함수모형과 매우 유사한 것으로서 미래의 불확실성이 증가할수록 현재의 소비를 줄이고 저축을 증가시키는 경향이 있다는 불확실성 가설이 지지됨을 시사하고 있다.

다음으로 오차항의 계열상관(serial correlation)의 가능성을 고려한 2SLS I, 2SLS II의 실증분석 결과를 보면, 2SLS I의 경우 OLS와 마찬가지로 총시장수익률항과 개별수익률항의 추정계수는 부호가 엇갈리게 나타났으며 2SLS II의 경우는 보다 이론적인 부호에 근접해 있다. 그러나 모두 유의적이지 못하였다. 이자율이 소비 및 저축에 유의적인 영향을 미치지 못한다는 실증분석 결과로 볼 때, 소비자가 저축행위를 결정하는 데 아직까지는 가격요인에 민감하지 못했다는 것을 알 수 있다.

오차항의 자기상관을 검정한 Q 값을 비교한 결과 수단변수에 따라 결과가 상이하지 않아 모형규정상에 별 문제가 없는 것으로 나타났다. 따라서 비기대효용함수모형을 이용한 경우에도 소비의 불확실성의 가설이 어느 정도 지지되고 있다고 판단할 수 있다.¹¹⁾

11) 대부분의 다른 연구[Kuehlwein(1991), 이민원(1999)]에서는 기대와는 달리 불확실성항이 예비적 저축을 감소시킨다는 실증분석 결과가 나온 반면, 본 연구에서는 통계적 유의성이 있는 것과 없는 것이 혼재되어 있지만 대부분의 경우 불확실성이 예비적 저축을 증가시키는 것으로 나와 우리의 기대와 부응하였다. 그리고 견고성(robustness)을 위하여 세 가지 수단변수를 사용하였다.

〈표 4〉 비내구재 및 서비스 소비의 불확실성 가설에 대한 검정: 비기대효용함수모형

설명변수	OLS		2SLS I		2SLS II	
상 수	0.013** (0.001)	0.013** (0.001)	0.010** (0.003)	0.013** (0.002)	0.012** (0.002)	0.011** (0.002)
σ^2	3.765* (2.022)	3.782* (2.010)	9.735 (7.442)	3.839 (5.969)	4.853 (4.785)	8.245 (5.912)
$\ln(M)$	0.011 (0.014)	-0.011 (0.021)	0.072 (0.065)	-0.051 (0.115)	0.026 (0.039)	0.002 (0.088)
$\ln(R^1)$	-0.004 (0.009)		-0.078 (0.055)		-0.024 (0.030)	
$\ln(R^2)$		0.021 (0.021)		0.035 (0.099)		0.004 (0.070)
R^2	0.844	0.846	0.650	0.823	0.830	0.832
Q	17.894 [0.396]	19.193 [0.318]	14.965 [0.598]	15.187 [0.582]	18.034 [0.387]	20.303 [0.259]

주: 1) 2SLS I의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-2}), \ln(CP_{t-2}), TX_{t-2}, \ln(\frac{C_{t-2}}{C_{t-3}}), \ln(X_{t-2})\}$

$X = R^1$ (건설업주식수익률), R^2 (제조업주식수익률)

2SLS II의 수단변수 = $\{\ln(M_{t-1}), \ln(CP_{t-1}), TX_{t-i}, \ln(X_{t-i}), \ln(y_{t-i}), i=1, 2\}$

$X = R^1, R^2$

- 2) () 내는 추정치의 표준오차이고 [] 내는 한계유의수준임.
- 3) Q 값은 H_0 : '오차항의 자기상관이 없다'를 검정하기 위한 통계치임.
- 4) * 10%에서 유의, ** 5%에서 유의.
- 5) 추정기간: 1981.1/4~1997.4/4.

결론적으로 모형규정상의 고려를 위해 기대효용함수모형과 비기대효용함수모형의 추정 및 검정결과를 비교분석한 결과, 불확실성이 증가할수록 현재소비를 줄이고 저축을 늘리는 예비적 저축동기가 존재함을 알 수 있다. 이와 같은 분석결과의 시사점으로는 경제에 불확실성이 증가하면 이전에 비해 현재의 저축률은 증가하고 현재소비는 감소하여 총수요 감소요인으로 작용한다는 것이다. 이러한 사실이 불확실성하에서 소득이 감소하였음에도 불구하고 오히려 저축이 증가한 현상 등을 설명하는 한 요인이 되었음을 짐작케 한다.

IV. 요약 및 결론

불확실성이 증가할수록 소비자들은 미래의 불확실한 상황에 대비하기 위하여 현재의 소비를 줄이고 예비적 동기의 저축을 증가시킨다는 이론에 대해서 실증적으로 상반된 연구결과가 제시되고 있다. Caballero(1991), Hubbard, Skinner, and Zeldes(1993), Kimball and Mankiw(1989) 등은 예비적 저축동기의 존재를 지지하는 실증분석 결과를 제시하고 있는 반면, Skinner(1988), Kuehlwein(1991) 등은 예비적 저축동기의 존재를 부정하는 실증분석 결과를 발표하였다.

이에 본 연구에서는 우리나라의 경우 예비적 저축동기의 존재와 유의성의 분석을 시도하였다. 이를 위해 먼저 1981년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 시계열자료를 이용하여 먼저 ARCH 모형에서 구한 조건부 이분산을 이용하여 경제의 불확실성을 추정하였다. 그리고 소비의 오일러 방정식으로부터 불확실성과 소비증가율 간의 관계를 구하였다. 그 결과 불변국민소득의 불확실성이 높아질 때에 현재소비가 감소한다는 것을 밝혀냄으로써 불확실성이 증대할 때에 예비적 동기에 의한 저축이 증가한다는 것을 다음과 같이 실증적으로 밝혀냈다.

기대효용함수모형을 추정 및 검정을 한 결과, OLS의 경우, 수익률항의 계수는 양의 값으로 유의적이지 못하였으나 불확실성항의 추정계수가 양의 값을 가지며 유의적인 것으로 분석되었다. 그리고 오차항의 계열상관(serial correlation)의 가능성을 고려한 2SLS I, II에서도 수익률항의 계수는 양의 값으로 유의적이지 못하였으나 불확실성항의 추정계수가 양의 값을 가지며 유의적인 것으로 분석되었다. 따라서 이자율이 상승하면 저축이 증가한다는 이론적인 가격효과가 실증적으로도 미미하나마 확인되었으며, 미래의 불확실성이 증가할수록 현재의 소비를 줄이고 저축을 증가시키는 경향이 있다는 예비적 저축동기가 실증적으로 유의성있게 존재함을 알 수 있다. 오차항의 자기상관을 검정한 Q 값을 비교해 보아도 수단변수에 따라 결과가 상이하지 않아 실증분석 결과에 신뢰성을 높여주고 있다. 따라서 우리나라의 경우 소비의 불확실성의 가설이 어느 정도 지지되고 있다고 판단할 수 있다.

그리고 비기대효용함수모형을 추정 및 검정을 한 결과, 대부분의 수단변수의 경우 총시장수익률항과 개별수익률항의 계수는 부호가 엇갈리게 나타났으며 모두 유의적이지 못하였다. 그러나 추정방정식의 개별수익률로서 건설업주식수익률, 제조업주식수익률을 이용한 경우 모두 불확실성항의 추정계수는 양의 값을 가지며 유의

적인 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 기대효용함수모형과 매우 유사한 것으로서 미래의 불확실성이 증가할수록 현재의 소비를 줄이고 저축을 증가시키는 경향이 있다는 불확실성 가설이 지지됨을 시사하고 있다. 오차항의 자기상관을 검정한 Q 값을 비교한 결과 수단변수에 따라 결과가 상이하지 않아 모형규정상에 별 문제가 없는 것으로 나타났다. 따라서 비기대효용함수모형을 이용한 경우에도 소비의 불확실성의 가설이 어느 정도 지지되고 있다고 판단할 수 있다.

결론적으로 모형규정상의 고려를 위해 기대효용함수모형 및 비기대효용함수모형을 이용하여 소비의 불확실성 가설을 OLS와 수단변수를 통하여 추정 및 검정한 결과, 불확실성이 증가할수록 현재소비를 줄이고 저축을 늘리는 예비적 저축동기가 존재할 가능성이 있는 것을 알 수 있다. 이와 같은 분석결과의 시사점으로는 경제에 불확실성이 증가하면 이전에 비해 현재의 저축률은 증가하고 현재소비는 감소하여 총수요 감소요인으로 작용한다는 것이다. 이러한 사실이 불확실성하의 단기적 경제침체를 설명하는 하나의 요인이 될 수 있을 것이다.

■ 參考文獻

1. 이명훈, "우리나라 소비지출의 행태분석: 기간간 최적화모형을 이용한 합리성 검정," 『조사통계월보』, 한국은행, 1992. 9.
2. ———, "불확실성하의 우리나라 소비 및 자산투자 행위분석," 국제경제학회, 『국제경제연구』, 1997. 6.
3. 이민원, "한국의 예비적 저축에 관한 패널분석," 국제경제학회, 『국제경제연구』, 1999. 4.
4. 최창규, "최근 가계소비의 감소원인과 특징," 연구보고서, 한국은행, 1998. 7.
5. Blanchard, O. J. and N. G. Mankiw, "Consumption: Beyond Certainty Equivalence," *American Economic Review*, Vol. 78, May 1988, pp. 173~177.
6. Bufman, G. and L. Leiderman, "Consumption and Asset Returns under Non-Expected Utility: Some New Evidence," Working Paper No. 5-90, Tel-Aviv University, March 1990.
7. Caballero, R. J., "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation," *American Economic Review*, Vol. 81, September 1991, pp. 859~871.
8. Engle, R. F., "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based on ARCH Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, August 1983.
9. Epstein, L. G. and S. E. Zin, "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, Vol.

- 57, July 1989, pp. 937~979.
10. ———, "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, April 1991, pp. 263~286.
11. Hall, R. E., "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 1988, pp. 339~357.
12. Hubbard, R., J. Skinner, and S. P. Zeldes, "The Importance of Precautionary Motives for Explaining Individual and Aggregate Saving," in A. H. Meltzer and C. I. Plosser, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993.
13. Jorion, P. and A. Giovannini, "Time-Series Tests of a Non-Expected-Utility Model of Asset Pricing," *European Economic Review*, Vol. 37, 1993, pp. 1083~1100.
14. Kimball, M. S. and N. C. Mankiw, "Precautionary Saving and the Timing of Taxes," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1989, pp. 863~879.
15. Kuehlwein, M. K., "Consumption in the Presence of Uncertainty," Ph. D. Dissertation, MIT, 1987.
16. ———, "A Test for the Presence of Precautionary Saving," *Economics Letters*, Vol. 37, December 1991, pp. 471~475.
17. Leland, H. E., "Savings and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, August 1968, pp. 465~473.
18. Mankiw, N. G., J. J. Rotemberg, and L. H. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, 1985, pp. 225~251.
19. Skinner, J., "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, September 1988, pp. 237~255.
20. Yi, M. H., "The Excess of Consumption Growth," *Korean Economic Review*, Vol. 12, Summer 1996, pp. 25~53.
21. Zeldes, S. P., "Optimal Consumption with Stochastic Income: Derivation from Certainty Equivalence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, May 1989a, pp. 275~298.
22. ———, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 1989b, pp. 249~265.