

건강위험과 예비적 저축 동기: 재정패널을 이용한 실증분석

최지혜* · 백경호**

소비자는 미래의 소비위험, 특히 노동활동에 영향을 주고 의료비 지출을 증가시키는 건강위험에 대응하여 저축을 늘릴 수 있다. 본 연구는 2008~2019년 재정패널의 개별 가구 건강보험료 및 의료비 지출을 포함한 소비 지출 자료를 활용하여 우리나라 소비자들이 건강위험에 대해 예비적인 저축을 하는지 실증한다. 분석 결과 소비위험과 건강위험은 예비적 저축 동기로 작용하나, 상대적 신중성 계수 추정값은 매우 낮게 나타났다. 또한 소비위험 및 건강위험의 내생성을 통제하는 경우 추정치가 큰 폭으로 증가하기는 했지만, 일반적으로 받아들여지는 수준을 크게 밑돌았다. 즉, 예비적 저축 동기가 소비 지출에 영향을 미치기는 하지만 양적으로 크게 중요하지 않다는 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 설문 자료에 수반되는 체계적 측정오류에 따른 과소 추정에 기인한 것으로 해석할 수 있다. 일반적으로 응답자들은 소득, 소비, 재산 항목들을 과소 보고하는 경향이 있기 때문에, 과대평가된 소비 변동성으로 인해 상대적 신중성 계수가 낮게 추정되었을 가능성이 있다.

핵심주제어: 예비적 저축, 건강위험, 소비위험, 체계적 측정오류, 재정패널조사
경제학문헌목록 주제분류: I12, D15

I. 서론

Leland(1968)와 Kimball(1990)이 발전시킨 예비적 저축이론(precautionary saving theory)에 따르면 신중한(prudent) 소비자는 미래의 기대소득 감소에 반

* 제1저자, 전남연구원 사회문화연구실 부연구위원, 전화: (061) 931-9347, E-mail: iamwise@jni.re.kr

** 교신저자, 전남대학교 경제학부 강사, 전화: (062) 530-1540, E-mail: khbaek1004@jnu.ac.kr

논문투고일: 2024. 5. 20 수정일: 2024. 7. 26 게재확정일: 2024. 8. 24

응하여 저축할 뿐 아니라 소득 변동성, 즉 소득위험에도 대응하여 저축을 증가시키며, 이를 예비적 동기의 저축이라 한다. Deaton(1991)과 Carroll *et al.*(1992)이 발전시킨 완충자산이론(buffer-stock theory)에서도 소득위험은 목표자산(target wealth)을 결정하는 중요한 요소로 제시되고 있는데, 예비적 저축이론과 마찬가지로 소득위험의 증가는 추가적인 저축의 동인으로 작용한다. 이 같은 예비적 저축이론의 한 함의는 신중한 소비자는 건강위험에도 반응할 수 있다는 것이다. 건강위험은 두 가지 통로를 통해 저축에 영향을 미칠 수 있다. 첫째, 소득 변화에 가장 큰 위험요소는 실업인데 건강위험은 노동활동을 결정하는 중요한 요소이고, 따라서 건강위험은 개인의 소득 변동성에 영향을 미치는 중요한 요인이 될 수 있다. 두 번째는 완충자산이론에 따른 것으로, 건강위험은 기대치 않은 의료비 지출을 증가시켜 자산을 감소시키며, 이에 따라 소비자는 자산을 목표 수준으로 증가시키기 위해 저축을 증가시킨다. 따라서 예비적 저축이론의 중요한 함의는 소비자는 다양한 위험(소득위험, 실업위험, 건강위험)에 반응하여 저축을 증가시킨다는 것이다. 본 연구는 우리나라 소비자들이 건강위험에 반응하여 저축을 증가시키는지를 검정한다.

이론적 발전에 힘입어, 건강위험-예비적 저축 모형의 현실 적합성에 대한 다양한 실증분석들이 이루어져 왔다. 대표적인 초기 연구인 Kotlikoff(1989)는 시뮬레이션 모형을 통한 분석에서 건강위험이 미국의 예비적 저축에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 결과를 제시하였다. 반면, Starr-McCluer(1996)는 1989년의 미국소비자금융조사(Survey of Consumer Finance)를 이용한 실증분석에서 이론의 예측과는 달리 보험계약이 있는 소비자의 부(wealth)가 그렇지 않은 소비자에게 비해 훨씬 높다는 것을 발견하였다. 보험계약이 없는 가계의 낮은 부의 수준에 대해 Hsu(2013)는 사회보장제도에 그 원인을 돌렸다. 좀 더 최근에는 Edward(2008)가 시뮬레이션 분석에서 건강위험이 미국 소비자의 은퇴 후 금융자산 축적의 60%까지를 설명할 수 있다는 결과를 제시하였다. 미국 가계를 대상으로 한 분석 이외에도, Chou *et al.*(2003)은 1995년 대만에 국민의료보험이 도입되었다는 점에 착안하여 이중차분 모형을 이용한 분석에서 국민의료보험의 도입으로 저축률이 평균 8.6~13.7% 감소하였다는 증거를 제시하였다. Jappelli(2007)는 이탈리아 가계를 대상으로 한 분석에서 건강보험제도는 소득분포와 더불어 예비적 저축에 중요한 영향을 미친다는 결과를 제시하였으며, Geyer(2011)는 독일 가계를 대상으로 분석하였으며 이론적 예측에 호의적인 결과를 제시하였다.

이상의 연구들 이외에도 다양한 각도에서 다양한 방법들을 이용한 연구들이

이루어져 왔으나 건강위험-예비적 저축 관계의 현실적 타당성에 대해서는 아직 일관된 결론에 도달하지는 못한 실정이다. 사실 소득 불확실성-예비적 저축이론의 현실 적합성 자체에 대한 실증분석도 다양한 결과를 제시하고 있다. 예비적 동기의 부(wealth)가 전체 부의 큰 비중을 차지한다는 연구들(Carrroll and Samwick, 1997; Dardanoni, 1988; Engen and Gruber, 2001; Lusardi, 1998)에서부터 예비적 동기는 부의 작은 부분 또는 전혀 설명하지 못한다는 연구들(Dynan, 1993; Gusio *et al.*, 1992; Skinner, 1988)까지 넓은 스펙트럼을 보이고 있다. 따라서 건강위험-예비적 저축 관계의 직관적 또는 이론적 타당성에도 불구하고, 현실 적합성은 여전히 실증검정의 대상으로 남아 있으며, 여기에 본 연구의 학문적 필요성이 발견된다.

국내의 경우 국민연금이 예비적 저축에 미치는 영향을 파악하는 연구(원종욱, 1999; 임경묵·문형표, 2003; 김성호·임병인, 2005; 김상호, 2007; 김대철 외, 2008; 유경원·유승동, 2017)가 있으며, 김지운(2008)은 노동소득위험과 예비적 저축의 관계를 분석하였다. 반면, 건강위험-예비적 저축 동기에 관한 연구는 전무하다시피 했으며, 최근에는 건강위험-예비적 저축을 실증한 연구가 일부 등장하고 있다. 이지민·임병인(2022)은 재정패널조사 자료를 활용하여 한국의 건강보험제도가 불확실성 경감을 통해 예비적 저축을 구축(crowd-out)할 수 있음을 보임으로써 건강위험의 예비적 저축 동기를 지지한다. 단 이들 연구는 사회보장성을 지니는 국민건강보험(민간의료보험료도 포함)에 초점을 두고 있으며, 보험료가 아닌 실제 본인 부담 의료비 지출을 소비 지출에 포함한다. 또 이들은 본 연구에서 준용하고자 하는 Dynan(1993)의 분석법과 달리 가구소득에서 가계 지출을 차감한 값을 저축으로 정의한 뒤, 이 저축을 구성하는 소비 지출, 건강보험료, 조세, 사회보험료를 설명변수로 하는 선형 회귀식을 추정했다는 점에서 본 연구와는 차이가 있다.

이처럼 가처분소득에서 소비 지출을 제한 순저축의 개념을 이용한 또 다른 연구로 송윤아(2022)의 연구는 「노동패널조사」 자료를 이용하여 생명·건강·상해보험·종신보험 등 보장성 보험의 예비적 저축 효과를 확인하였다. 이 연구는 보장성 보험 가입 시 저축률은 감소하지만 소비지출률은 유의미한 변화가 나타나지 않는다는 점을 들어 가계는 소득 불확실성을 축소하기 위해 저축의 일부를 보장성 보험으로 대체할 유인을 가진다고 설명한다. 또 소득 1, 5분위는 보장성 보험이 저축률을 늘리고 소비지출률은 늘린다는 결과를 통해, 부의 증가에 따라 신중도가 감소한다는 Kimball(1990)의 연구와 일부 일치함을 보였고, 불확실성

에 대비한 금융상품으로서 보장성 보험에 대한 가계의 효용이 고령 세대와 달리 젊은 세대에서는 변화했을 가능성을 제시하였다.

예비적 저축이론에 대한 실증분석에서 직면하게 되는 가장 큰 문제의 하나는, 특수한 경우를 제외하면 예비적 저축 동기와 부합하는 선호함수에 대해서는 일반적으로 닫힌 형태의 해(closed form solution)가 존재하지 않는다는 것이다. 따라서 대부분의 연구는 시뮬레이션 모형에 의존하거나, 가정된 특정한 형태의 선호함수로부터 유도된 결론이 자료와 부합하는지를 검정한다. 그러나 이 같은 관행은 예비적 저축 동기의 존재를 전제로 유도된 결론을 검정하는 것이기 때문에 예비적 저축 동기에 대한 직접적인 검정은 아니다. 예를 들면, 예비적 저축 동기의 존재를 전제로 자영업자 대 안정적인 고정급여 노동자(Skinner, 1988), 의료보험이 없는 가계와 있는 가계(Starr-McCluer, 1996)의 소비/저축 행위를 비교하는 연구 등이다. 국민의료보험제도가 도입되기 전과 후의 소비/저축을 비교한 Chou *et al.*(2003), 예비적 저축이론에 반하는 증거를 발견한 Starr-McCluer (1996)를 반박한 Hsu(2013)의 시뮬레이션 결과는 또 다른 예들이다. 반면, Dynan(1993)은 자료로부터 직접 예비적 저축이 소비자 행동에 중요한 동인인지를 검정하였다. 즉, 그녀는 특정한 형태의 선호함수에 대한 가정 없이 소득위험에 대한 소비 반응의 강도를 측정하는 상대적 신중성 계수(coefficient of relative prudence)를 추정하였다.

본 연구는 Dynan(1993)의 분석법을 확대하여, 건강위험에 대한 소비 반응을 추정한다. 본 연구의 이론적 모형에서 의료서비스에 대한 소비는 일반적인 소비와 불완전 대체재로 간주되며 소비위험과 건강위험은 독립된 위험으로 가정된다. 추정 결과 건강위험에 대한 상대적 신중성 계수는 대단히 작은 값으로 추정되었으며, 이는 예비적 저축 동기가 건강위험에 대응하는 소비자 행동에 적어도 양적으로는 중요한 요소가 아니라는 것을 의미한다. 이 같은 결과는 미국 가계 자료를 사용한 Dynan(1993)의 추정과 유사하며, 우리나라 가계 자료를 사용한 김시원(2007)과도 부합하는 결과이다. 다만, 본 연구는 이론적 측면에서 Grossman (1972)의 모형을 적용하여 건강위험을 소비위험과 구별되는 독립된 위험으로 간주하여 위험에 대한 소비자의 태도에 대해 이론적 논의를 전개하고 추정 모형을 유도했다는 점, 이를 통해 건강위험에 대한 소비자의 반응을 실증 검토했다는 점에서 차별성과 기여가 있다.

본 연구의 나머지는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 기간 간 효용 극대화를 위한 1계 조건으로부터 건강위험과 관련하여 예비적 저축 동기를 추정

할 수 있는 모형을 유도한다. 효용함수는 선호에 대한 일반적인 성격을 만족하지만, 특정한 형태의 선호함수를 가정하지 않았다. 제Ⅲ절에서는 실증분석에 사용된 재정패널 자료를 설명하고 추정 결과를 보고한다. 제Ⅳ절에서는 주요 결과를 요약하고 미래의 연구 방향을 제시함으로써 결론짓는다.

Ⅱ. 이론적 논의와 추정 모형

건강 상태가 소비자 선택에 미치는 영향을 모형화하는 방법은 크게 세 가지로 나눌 수 있다. 가장 직접적인 방법은 전형적인 확률적 생애모형(stochastic life-time model)에 보건의료 지출 변동성을 첨가하는 방식이다. 이 접근법에서는 본질적으로 소득 불확실성이 예산제약을 통해 소비와 저축에 영향을 미치는 것과 동일한 방식으로 소비자 선택에 영향을 미친다. Chou *et al.*(2003)은 이 접근법을 이용하여 대만의 국민의료보험제도 도입이 예비적 저축에 미치는 효과를 분석하였다. 이 접근법은 그 단순성으로 인해 모형을 다루기가 편리하다는 장점이 있기는 하지만, 건강이 예측하지 못한 의료비 지출 이외에 소비자 행동에 미치는 다른 통로가 없다는 단점이 있다.

두 번째 방식에서는 건강이 상태변수(state variable)로서 효용에 영향을 미친다. 예를 들어, 건강이 ‘ 좋음’과 ‘ 나쁨’이라는 두 가지의 상태가 존재한다고 가정하면, 특정 상태가 실현됨에 따라 효용함수가 변하는 경우이다. 이 같은 접근은 Arrow(1974)가 발전시킨 건강보험에 대한 수요이론을 응용, 발전시킨 것으로 Viscusi and Evans(1990), Kottlikoff(1989), Hubbard *et al.*(1995), Palumbo(1999) 등이 대표적이다. 건강 상태가 건강· 의료서비스에 대한 지출에 의존하는 경우, 이 같은 모형에서 건강위험은 직접 효용에 영향을 미칠 뿐 아니라, 예산제약을 통해서도 소비 선택에 영향을 미친다. 이 점에서 첫 번째 접근법보다는 좀 더 소비자 행동의 다양한 측면을 포착할 수 있다는 장점이 있다.

마지막 접근법은 Grossman(1972)의 소비모형을 응용한 것으로 효용은 직접적인 건강의 함수로 정의된다. Dardanoni and Wagstaff(1990), Picone *et al.*(1998), Edward(2008)가 이 같은 접근법을 사용한다. 이는 두 번째 접근법의 한 형태로 볼 수 있다. 즉, 선호함수의 형태에 대한 구체적인 정의에 따라, 소비의 효용이 건강 상태에 영향을 받을 수 있으며, 이 점에서 건강이 상태변수와 유사한 역할을 할 수도 있게 된다. 그러나 효용이 직접 건강에 의존하기 때문에 건강

위험에 직면한 소비자 선택의 다양한 측면, 즉 기간 간(intertemporal) 선택뿐 아니라 건강 관련 서비스와 다른 소비재 사이의 동기간(intratemporal) 선택을 분석할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구는 세 번째 접근법을 사용한다. 개인 또는 가구 j 는 다음과 같이 정의되는 생애효용을 극대화하기 위해 일반소비재에 대한 소비 C_{jt} (이하에서는 소비 지출로 지칭)와 건강서비스에 대한 소비 H_{jt} (이하에서는 건강 지출로 지칭)를 결정한다.

$$\max_{C_{jt}, H_{jt}} E_0 \sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^t e^{Z_{jt}} U(C_{jt}, H_{jt}) \quad (1)$$

여기서 E_0 는 $t=0$ 에서 사용 가능한 정보를 조건부로 하는 공통의 수학적 기대치(common mathematical expectation)를 나타내며 효용함수는 시간분리적(time separable)으로 가정된다. δ 는 시간에 따른 주관적 할인요소(subjective discount factor)로 모든 가계에 공통인 것으로 가정되었으며, Z_{jt} 는 유아(乳兒)의 수와 같이 효용에 영향을 미치는 선행충격을 대표한다. 이는 아이가 생기면 미래를 대비하는 소비 패턴(저축의 증가)으로 변화할 가능성을 고려한 것으로, 일반적으로 자녀 유무에 따라 부모의 소비 패턴에 차이가 있는 것으로 알려져 있다.

기간 간 효용극대화는 매 기간 다음과 같은 기간예산제약식(periodic budget constraint)과 부합하여야 한다.

$$A_{jt+1} = (1+r)A_{jt} + Y_{jt+1} - p_{t+1}H_{jt+1} - C_{jt+1} \quad (2)$$

A_{jt} 와 Y_{jt} 는 각각 자산(asset) 보유와 노동소득을 나타낸다. p_{t+1} 은 소비재의 상대가격으로 나타낸 건강서비스의 가격을 나타내며, t 기에 알려진 것으로 가정된다. 일반적인 관행에 따라 소비재에 대한 소비는 소비재 구입비용, 즉 지출로 측정한다. 한편, 건강서비스 소비는 의료비를 포함하여 건강 유지나 개선을 위한 지출로 측정하며, $M_{jt+1} = p_{t+1}H_{jt+1}$ 는 이를 대표한다.

본 모형에서 소비자는 불확실한 미래 소득에 직면하고 있다. 만약 일반소비재와 건강서비스가 완전대체재라면, 효용함수는 총소비 지출의 함수로 표기될 수

있다. 즉, $U = U(\tilde{C}_{jt})$, $\tilde{C}_{jt} = (C_{jt} + H_{jt})$. 이 경우 식 (1)과 (2)로 정의되는 효용 극대화 모형은 일반적인 확률적 생애소득 모형과 동일해지면, 건강위험은 예산제 약식을 통해 소비자 선택에 영향을 미친다. Cho *et al.*(2003)은 이 같은 방법을 이용하여 대만의 공적 의료보험 도입이 예비적 저축에 미치는 효과를 분석하였다. 반면, 본 모형에서는 소비자는 소비 평탄화(consumption smoothing)뿐 아니라 건강 평탄화(health smoothing)를 선호한다고 가정한다. 따라서 소비위험뿐 아니라 건강위험에도 반응할 수 있다. 본 연구는 특별히 건강위험에 대응한 예비적 저축 동기에 집중한다.

시간에 따른 최적의 소비재 소비경로와 건강서비스 소비경로는 다음과 같은 두 개의 오일러(Euler) 방정식으로 대표된다.

$$U_C(C_{jt}, H_{jt}) = \frac{1+r}{1+\delta} E_t [U_C(C_{jt+1}, H_{jt+1})] \quad (3)$$

$$U_H(C_{jt}, H_{jt}) = \frac{1+r}{1+\delta} \frac{p_{t+1}}{p_t} E_t [U_H(C_{jt+1}, H_{jt+1})] \quad (4)$$

여기서 U_C 와 U_H 는 각각 소비재와 건강서비스의 한계효용을 나타낸다. 즉, $U_C(C_{jt+i}, H_{jt+i}) = \partial U(C_{jt+i}, H_{jt+i}) / \partial C_{jt+i}$ 이고, $U_H(C_{jt+i}, H_{jt+i}) = \partial U(C_{jt+i}, H_{jt+i}) / \partial H_{jt+i}$ 이다. 또한 소비재와 건강서비스 사이의 자원배분 문제는 다음과 같은 동기간(intratemporal) 최적화 조건에 의해 결정된다.

$$U_C(C_{jt}, H_{jt}) = p_t \cdot U_H(C_{jt}, H_{jt}) \quad (5)$$

Dynan(1993)은 효용함수의 구체적인 형태에 대한 정의 없이 소비증가율이 소비변동성(소비위험)에 의존하는 계량 모형을 유도하여 상대적 신중성 계수(coefficient of relative prudence)를 추정하였다. 본 연구는 Dynan(1993)의 접근법을 확대하여 소비위험과 건강위험이 동시에 존재하는 효용함수를 정의하고 추정 가능한 모형을 유도한다. 단순화를 위해, 소비재와 건강서비스의 상대가격은 시간에 대해 상수, $p = p_{t+i}$, $i = 1, 2, \dots$ 라고 가정한다.¹⁾ 이하에서는 표기의

1) 이 같은 가정은 추정 모형의 유도를 위한 것이다. 그러나 본 연구는 13년의 패널 자료의 시간 평균 자료를 사용하여 모형을 추정하기 때문에 가변적인 상대가격을 가정해도 최종 추정 모형에는 변화가 없다.

단순화를 위해 필요한 경우를 제외하고 가계를 나타내는 인덱스 j 를 생략한다.

식 (3) 우변의 기대한계효용(expected marginal utility)을 각 변수의 기댓값에서, 즉 $C_{t+1} = E_t C_{t+1} = \bar{C}_{t+1}$ 와 $H_{t+1} = E_t H_{t+1} = \bar{H}_{t+1}$ 에서 2차 Taylor 전개를 하면 다음을 얻는다.

$$\begin{aligned} E_t[U_C(C_{t+1}, H_{t+1})] &\approx E_t\left[\bar{U}_C + \bar{U}_{CC} \cdot (C_{t+1} - \bar{C}_{t+1}) + \bar{U}_{CH} \cdot (H_{t+1} - \bar{H}_{t+1})\right. \\ &\quad + \frac{1}{2}\bar{U}_{CCC} \cdot (C_{t+1} - \bar{C}_{t+1})^2 + \frac{1}{2}\bar{U}_{CHH} \cdot (H_{t+1} - \bar{H}_{t+1})^2 \\ &\quad \left. + \bar{U}_{CCH} \cdot (C_{t+1} - \bar{C}_{t+1})(H_{t+1} - \bar{H}_{t+1})\right] \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 \bar{U}_C 는 조건부 기댓값 $(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})$ 에서 평가된 소비의 한계효용이며, 나머지 편미분은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \bar{U}_{CC} &= \frac{\partial U_C(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial C_{t+1}}, \quad \bar{U}_{CH} = \frac{\partial U(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial H_{t+1}} \\ \bar{U}_{CCC} &= \frac{\partial U_{CC}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial C_{t+1}}, \quad \bar{U}_{CHH} = \frac{\partial U_{CH}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial H_{t+1}} \\ \bar{U}_{CCH} &= \frac{\partial U_{CC}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial H_{t+1}} = \frac{\partial U_{CH}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})}{\partial C_{t+1}} = \bar{U}_{CHC} \end{aligned}$$

식 (6)에서 조건부 기대 연산자를 대괄호 안으로 이동하고 \bar{U}_C 를 공통인자로 대괄호 밖으로 이동한 후 수식을 정리하면,

$$\begin{aligned} E_t[U_C(C_{t+1}, H_{t+1})] &= U_C(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1}) \\ &\quad \times \left[1 + \frac{1}{2}R^C \rho^C E_t \left(\frac{C_{t+1} - \bar{C}_{t+1}}{\bar{C}_{t+1}} \right)^2 + \frac{1}{2}R^{CH} \rho^{CH} E_t \left(\frac{H_{t+1} - \bar{H}_{t+1}}{\bar{H}_{t+1}} \right)^2 \right] \end{aligned} \quad (7)$$

이다. 여기서 소비 지출과 건강에 대한 확률적 충격은 상호 독립적이라 가정되었다. 즉, $E_t[(C_{t+1} - \bar{C}_{t+1})(H_{t+1} - \bar{H}_{t+1})] = 0$.

식 (7)의 대괄호 안의 두 번째 항에서 R^C 는 Arrow-Pratt의 상대적 위험회피 계수와 같다. 또한 Kimball(1990)에 따라 ρ^C 는 상대적 신중성 계수로 해석될 수 있다. Kimball(1990)에 따르면 위험회피 성향은 효용함수의 오목성(concavity)으로 측정되며, 이에 비견하여 신중성 계수는 한계효용함수의 볼록성(convexity)으로 측정된다. 소비자는 미래에 예측되는 소득 감소에 대응하여 저축을 증가시키는데(concave, 효용함수), 이는 위험회피이론으로 설명된다. 이론에 따라 효용함수를 소비에 대해 강오목(strictly concave) 함수, $U_{CC} = \partial^2 U / \partial C^2 < 0$ 으로 가정하고 한계효용함수는 소비에 강볼록(strictly convex) 함수, $U_{CCC} = \partial^2 U_C / \partial C^2 > 0$ 으로 가정하면, 두 계수는 양(+의) 값을 갖는다.

$$R^C = -\frac{\bar{U}_{CC} \cdot \bar{C}}{\bar{U}_C} = R^C(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1}) > 0 \tag{8}$$

$$\rho^C = -\frac{\bar{U}_{CCC} \cdot \bar{C}}{\bar{U}_{CC}} = \rho^C(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1}) > 0 \tag{9}$$

식 (7)의 대괄호 안의 첫 번째 항은 소비위험에 대한 예비적 저축을 대표한다. 즉, 불확실성의 존재는 $E_t[U_C(C_{t+1}, H_{t+1})] > U_C(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1})$, 앞서 언급한 바와 같이 미래소비의 한계효용을 증가시키며, 소비 오일러 방정식 (3)에 의해 현재소비의 한계효용을 감소시키는 것을 의미한다. 이는 곧 확실성의 경우에 비해 상대적으로 현재소비를 감소시키며, ($U_{CC} < 0$ 이기 때문에) 주어진 예산제약식하에서 현재소비를 미래소비로 대체하고, 저축을 증가시킨다는 것(convex, 한계효용)을 의미한다. 불확실성에 대응한 이 같은 추가적인 저축을 예비적 저축이라고 한다.

식 (7)의 대괄호 안의 두 번째 항에서 R^{CH} 와 ρ^{CH} 는 다음과 같이 정의된다.

$$R^{CH} = -\frac{\bar{U}_{CH} \cdot \bar{H}}{\bar{U}_C} = R^{CH}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1}) > 0 \tag{10}$$

$$\rho^{CH} = -\frac{\bar{U}_{CHH} \cdot \bar{H}}{\bar{U}_{CH}} = \rho^{CH}(\bar{C}_{t+1}, \bar{H}_{t+1}) > 0 \tag{11}$$

Viscusi and Evans(1990)가 지적한 바와 같이, U_{CH} 부호에 대한 확고한 이론적 기초가 있는 것은 아니며, 따라서 U_{CH} 의 부호는 불명확하다. 그러나 여기서는 몇 가지 이유로 $U_{CH} < 0$ 으로 가정하였다. 첫째, 본 연구의 목적은 건강위험에 대한 소비자 반응, 즉 예비적 저축 동기를 검정하는 것인데, 이는 위험회피 성향과 깊은 관계가 있다. 예를 들어, 자주 사용되는 CRRA 선호함수의 경우, $U_{CC} < 0$ 가 소비위험의 회피 성향과 부합하며, $U_{CH} < 0$ 가정 또한 건강위험의 회피 성향과도 부합한다(부록 참조). Viscusi and Evans(1990)는 $U_{CH} < 0$ 는 일반적인 위험회피 성향과 부합하며, 이 경우에는 소득위험만이 존재하는 경우의 보험 수준 이상으로 보험을 증가하는 것이 최적임을 보였으며, Edwards(2010)는 $U_{CH} < 0$ 와 부합하는 CRRA 형태의 효용함수를 가정하고 건강위험이 증가할수록 포트폴리오에서 위험자산의 비율을 감소시킨다는 것을 보였다.

둘째, 소비재와 건강서비스가 완전보완재인 경우 효용함수는 레온티에프(Leontief) 함수가 되며 $U_{CH} = 0$ 이 아닌 한, $U_{CH} < 0$ 이다. 물론, 소비재와 건강서비스의 관계가 세부 품목에 따라 완전보완재에 가까운 품목이 존재할 수 있다. 예를 들어, 여행은 건강과 보완성이 강한 소비재 품목으로 간주될 수 있다. 그러나 개별 소비재 품목이 아닌 소비재 전체와 건강서비스 전체의 관계에 관한 한, 대체재로 보는 것이 타당하다. 부록에는 구체적인 선호함수에 대해 U_{CH} 의 부호 문제를 논의하고 있는데, C_{jt} 와 H_{jt} 가 완전보완재가 아닌 한, 또는 소비자가 합리적인 수준의 위험회피 성향을 보이는 한, $U_{CH} < 0$ 가 만족됨을 보인다.

$U_{CHH} > 0$ 의 가정은 건강위험에 대응하는 예비적 저축 동기에 대한 전제조건이며, 이는 실증분석을 통해 검정된다. 즉, 소비위험과 건강위험에 대한 예비적 저축 동기의 존재는, U_C 가 C 에 대해 볼록함수(convex function)일 뿐 아니라 H 에 대해서도 볼록함수를 가정한다. 만약, $U_{CHH} = 0$ 이면, 소비자는 건강위험에 대응하여 저축을 증가시키지 않는다. 이상과 같은 논의는, 부록의 CRRA-CES 결합 효용함수를 이용한 설명에서 더욱 명확해진다.

검정 가능한 모형을 얻기 위해, 식 (7)의 기대소비의 한계효용, $U_C(\bar{C}_{jt+1}, \bar{H}_{jt+1})$ 를 다음과 같이 $\bar{C}_{jt+1} = C_{jt}$, $\bar{H}_{jt+1} = H_{jt}$ 에서 근사식을 유도한다.

$$U_C(\bar{C}_{jt+1}, \bar{H}_{jt+1}) \approx U_C(C_{jt}, H_{jt})$$

$$\times \left[1 - R^C \left(\frac{E_t C_{jt+1} - C_{jt}}{C_{jt}} \right) - R^{CH} \left(\frac{E_t H_{jt+1} - H_{jt}}{H_{jt}} \right) \right] \quad (12)$$

식 (12)를 식 (7)에 대입하여 정리하면,

$$\begin{aligned} 1 &= \left[1 - R^C \left(\frac{E_t C_{jt+1} - C_{jt}}{C_{jt}} \right) - R^{CH} \left(\frac{E_t H_{jt+1} - H_{jt}}{H_{jt}} \right) \right] \\ &\times \left[1 + \frac{1}{2} R^C \rho^C E_t \left(\frac{C_{t+1} - \bar{C}_{t+1}}{\bar{C}_{t+1}} \right)^2 + \frac{1}{2} R^{CH} \rho^{CH} E_t \left(\frac{H_{t+1} - \bar{H}_{t+1}}{\bar{H}_{t+1}} \right)^2 \right] \quad (13) \end{aligned}$$

효용극대화를 위한 기간 간(intertemporal) 최적화 조건 (3)과 (4), 그리고 동기간 최적화 조건 (5)는 소비재 지출 증가율과 건강서비스 지출 증가율의 수학적 기댓값은 같아야 한다는 것을 의미한다. 즉, $E_t \Delta \ln C_{jt+1} = E_t \Delta \ln H_{jt+1}$. 식 (13)의 양변에 로그를 취하고 $\ln(1+x) \approx x$ 와 $\ln(1-x) \approx -x$ 를 이용하여 정리하면, 다음과 같은 추정 가능한 모형을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} E_t \Delta \ln C_{jt+1} &= \theta_{jt} + \frac{1}{2} \omega \rho^C V_t (\Delta \ln C_{jt+1}) \\ &+ \frac{1}{2} (1 - \omega) \rho^{CH} V_t (\Delta \ln H_{jt+1}) \quad (14) \end{aligned}$$

여기서 $\Delta \ln X_{jt+1} \approx (X_{jt+1} - X_{jt})/X_{jt}$ 와 $V_t (\Delta \ln X_{jt+1}) \approx E_t \left[\left(\frac{X_{jt+1} - \bar{X}_{jt+1}}{\bar{X}_{jt+1}} \right)^2 \right]$ 가 이용되었다. 가중치는 $\omega = R^C / (R^C + R^{CH})$ 로 정의된다. θ_{jt} 는 근사(approximation) 과정에서 발생하는 모든 오차(error)를 대표한다.

식 (14)에서 조건부 분산의 계수는 상대적 신중성 계수의 가중값으로 해석되며, 따라서 $\rho^C > 0$, $\rho^{CH} > 0$ 이면 소비위험과 건강위험에 대응하는 예비적 저축 동기가 존재한다. ρ^C 와 ρ^{CH} 의 크기는 한계효용함수의 곡률(curvature)에 의해 결정되기 때문에, 예비적 저축에 대한 검정은 소비자 행동에 대한 자료로부터 한계효용함수의 곡률을 추정하는 것과 동일하다. 미국의 경우, 소비위험에 대한 위험회피계수는 약 1~4의 범위를 갖는 것으로 알려져 있다. 본 연구는 특정한 형태의 효용함수를 가정하지 않았지만, 만약 진정한 선호가 CRRA 유형의 함수로

근사(approximated)된다면 상대적 신중성 계수는 약 2~5의 범위와 크게 다르지 않을 것이다.²⁾

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 자료

식 (14)로부터 직접 추정 가능한 추정식을 유도할 수 있다. 즉, 시간에 대해 표본평균을 취하면 다음과 같이 이론적 수학적 기대치와 분산은 표본 버전으로 대체할 수 있다.

$$\begin{aligned} \hat{E}_T(\Delta \ln C_{jt+1}) &= \theta + \frac{1}{2} \omega \rho^C \hat{V}_T(\Delta \ln C_{jt+1}) \\ &+ \frac{1}{2} (1 - \omega) \rho^H \hat{V}_T(\Delta \ln H_{jt+1}) + \epsilon_j \end{aligned} \quad (15)$$

\hat{E}_T 와 \hat{V}_T 는 각각 표본 수학적 기댓값과 분산을 나타낸다. 즉,

$$\hat{E}_T(\Delta \ln C_{jt+1}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \Delta \ln C_{jt+1} \quad (16)$$

$$\hat{V}_T(\Delta \ln C_{jt+1}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\Delta \ln C_{jt+1} - \hat{E}_T(\ln \Delta C_{jt+1})]^2 \quad (17)$$

근사오차 θ_{jt} 의 시간 평균은 $\hat{E}_T \theta_{jt} = \epsilon_j + \theta$ 로 대표되며, 따라서 ϵ_j 는 횡단면 근사오차(approximation errors) ϵ_j 를 포함하는 확률적 오차항(stochastic error term)을 대표한다.

식 (15)를 추정하기 위해, 본 연구는 한국조세재정연구원이 2008년부터 구축, 최근까지 연속해서 제공하는 재정패널 자료 중 가구 조사 자료를 사용하였다. 1차 연도(2008년) 조사 문항은 2차 연도 이후의 조사 문항과 다소 차이가 있어

2) CRRA 선호함수에 대한 상대적 신중성 계수는 상대적 위험회피 계수에 1을 더한 값으로 계산된다.

표본에서 제외되었으며, 마지막 14차 연도(2021년) 자료는 응답 기준이 코로나 19가 발생한 2020년임을 감안하여 제외하였다(재정패널 조사의 응답 기준 시점은 전년도 말이다). 따라서 추정에 사용된 표본은 2차 연도(2009년)부터 13차 연도(2020년)까지 12개 연도의 조사 자료로부터 구축되었다. 추정 모형에서 정의된 변수는 식 (16), 식 (17)과 같이 가구별 시간 평균인데, 12년은 경기 변동적 요인을 통제할 수 있는 정도의 최소한의 시계열로 충분하다고 할 수 있다. 동 조사에는 평균적으로 약 4,800여 가구가 조사에 참여하였으나, 본 연구에는 2차 연도부터 13차 연도 조사까지 모든 조사에 참여한 가구만이 포함되었다. 그러나 모든 조사에는 참여하였으나 소비 지출과 같은 주요 자료가 누락된 가구는 제외되었으며, 이에 따라 최종적으로 분석에 포함된 표본은 2,908가구로 구성되었다.

재정패널은 표본가구의 소득, 자산, 부채, 지출에 대한 세부 정보를 수집한다. 식 (15)의 소비함수 추정에 사용되는 소비 지출은, 일반적인 관행에 따라 비내구재와 서비스에 대한 지출로 정의된다. 소비 지출에 포함된 주요 항목들은, 자동차 보험료, 자동차 유류비, 주거비, 식료품 및 외식비, 주류비, 담배구입비, 교통비, 통신비, 문화·체육비, 화장품 및 이·미용비, 여행 관련 지출비, 교육비(공교육 및 사교육), 보건의료비, 민간의료보험료, 건강보험료이다. 이 중 보건의료비, 민간의료보험료, 건강보험료는 본 연구의 관심 대상인 건강 지출로 정의된다. 보건의료비는 한약재, 성형수술비, 치과진료비, 입원치료비, 외래진료비, 약제비, 건강검진비 등의 일반의료비에 해당한다. 소비 지출과 건강 지출은 모두 가구 내 성인 등가(equivalent) 구성원 수로 나눈 1인당 지출이다. 한편, 지출 변수 중 모름으로 응답한 경우 값을 0으로 처리하였으나 해당 표본 수가 크지 않아 분석 결과가 큰 영향을 받지 않을 것으로 판단된다.

재정패널은 표본가구의 가족 구성과 같은 가구 특성 정보와 가구원의 직업, 성별과 같은 가구원 특성에 대한 정보를 제공한다. 추정 모형에는 선호충격 변수가 포함되는데, 일반적인 관행에 따라 만 0세부터 2세까지의 영유아의 수가 사용되었으며, 규모의 경제 효과를 반영하기 위해 가족의 수도 추정 모형에 포함되었다. 한편, 식 (15)와 같은 형태의 소비결정 모형의 추정에서 제기될 수 있는 문제의 하나는 독립변수의 내생성인데, 가구 및 가구주 특성 정보는 내생성 통제를 위한 도구변수의 구축에도 사용되었다.

분석에 활용한 자료의 기초통계량은 다음 <표 1>에서 확인할 수 있다. 연간 1인당 소비 지출의 평균은 약 1,365만 원으로, 여기서 소비 지출은 앞서 언급한 비내구재와 서비스에 대한 지출을 의미하며, 내구재에 대한 지출은 빠져 있다.

연간 1인당 보건의료비 지출의 평균은 약 63만 원, 보건의료비와 건강보험료는 약 116만 원, 여기에 민간보험료 지출까지 포함하면 약 286만 원 수준이다. 참고로 재정패널조사의 13차 연도 조사(2020년)에서 파악한 2019년 가구당 평균 보건의료비는 약 161만 원, 통계청의 가계금융복지조사의 2019년 평균 의료비 소비 지출(3인 가구 기준)은 약 187만 원으로 비슷한 수준이다. 그리고 이를 3인으로 나누어 1인당 의료비 소비 지출을 산출해 보면 약 62만 원인데, 분석 자료의 보건의료비 지출 평균에 근사한 값이다.³⁾ 따라서 분석을 위해 가공한 소비 지출과 보건의료비 지출 자료는 충분한 대표성을 지닌 것으로 판단된다.

〈표 1〉 기초통계량

변수	평균	표준편차	최댓값	최솟값	관측치 ¹⁾	
1인당 소비 지출(C)	1,365	1,509	122,034	18	34,896	
1인당 건강 지출	(H1)	63	120	5,650		0
	(H2)	116	134	5,701		0
	(H3)	286	275	6,315		0
가구 구성원 수(<i>famsize</i>)	3.00	1.27	9.00	1.00		
영유아 수(<i>baby</i>)	0.06	0.25	3.00	0.00		
가구주 나이(<i>age</i>)	54.51	13.08	96.00	21.00		
가구주 성별(<i>hhgen</i>)	0.84	0.36	1.00	0.00		
가구주 교육수준(<i>hhedu</i>)	12.13	3.92	16.00	0.00		
가구 내 취업자 수(<i>workers</i>)	1.26	0.72	5.00	0.00		
초기 자산(<i>fassets</i>)	2,681	5,538	70,000	0		
가구 내 흡연자 유무(<i>smoker</i>)	0.39	0.49	1.00	0.00		
가구주의 배우자 유무(<i>spouse</i>)	0.80	0.40	1.00	0.00		
가구주 종사상 지위(<i>jobpo</i>)	0.56	0.50	1.00	0.00		

주: 1) 관측치는 2,908가구*12년=34,896.

2) H1은 보건의료비, H2는 보건의료비+건강보험료, H3은 H2+민간의료보험료.

3) 「재정패널조사」와 「가계금융복지조사」의 소비 항목에 차이가 있어 총소비 지출을 비교하기 어려운 관계로 일부 항목을 비교해 보면, 2019년 기준 「재정패널조사」의 식료품비(평균)는 약 962만 원, 교통비(연료비+교통비)는 약 375만 원, 통신비는 약 177만 원, 교육비는 약 296만 원이며, 「가계금융복지조사」에서는 각각 913만 원, 327만 원, 204만 원, 312만 원으로 거의 유사하다.

가구 구성을 보면, 구성원 수는 평균 3명, 영유아 수는 평균 0.06명이다. 표에는 또한 내생성 통제에 활용한 도구변수의 기초통계량도 제시하고 있다. 가구주의 평균 나이는 약 54.5세, 전체 분석 대상 가구의 약 84%가 남성 가구주이며, 가구주의 약 80%가 12년 이상의 평균교육연수를 보유하고 있다. 교육연수는 대표적인 인적자본의 대용변수로 중요한 임금 결정요인이며, 따라서 가구의 경제적 의사결정에 영향을 미치는 중요한 변수의 하나이다. 가구 내 취업자 수 평균은 약 1.26명으로, 최댓값은 5명에 이른다. 특히 가구주의 연령은 건강위험과 상관성이 높은 변수라고 할 수 있다. 또한 OECD 최고 수준의 성별 임금 격차를 기록하고 있는 한국의 경우, 가구주의 성별은 가구소득 위험에 큰 영향을 미치는 요인이 될 수 있다. 가구 내 취업자 수가 많을수록 가구소득의 위험을 분산시키는 기능을 할 수 있다.

2. 추정 결과

다음 <표 2>~<표 4>는 식 (15)의 추정 결과를 나타낸다. 먼저 <표 2>의 모형 1과 모형 2에는 예비적 저축모형으로서의 모형 적합성을 평가하기 위해, 소비위험과 건강위험을 별도의 위험으로 구별하지 않고 소득위험으로 통합한 모형($\omega = 1$)의 추정 결과가 보고되어 있다. 두 모형 모두에서 예비적 저축 동기는 통계적으로 유의하게 가계의 소비 결정에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 추정치로부터 계산된 상대적 신중 계수 ρ 는 $0.032(=0.016 \times 2)$ 로 너무 작은 수준이다. 이 같은 낮은 값의 추정치는 본 연구와 유사한 모형을 사용한 Dynan(1993)의 추정치와 비슷한 수준이며, 따라서 예비적 저축 동기가 존재해도 양적으로 (quantitatively) 중요하지는 않다고 할 수 있다.

모형 3과 모형 4는 가계가 직면한 또는 인식하는 가장 큰 위험은 건강위험이며, 따라서 일반적인 소비위험에는 거의 반응을 하지 않는다는($\omega = 0$) 가정하에 모형을 추정한 결과이다. 그러나 건강 지출 변동성에 대한 상대적 신중성 계수는 모형 1과 모형 2보다 더욱 작은 값으로 나타난다. 즉, ρ 는 $0.002(=0.001 \times 2)$. 따라서 두 종류의 불확실성에 대한 예비적 저축 동기의 양적 중요성에 의문이 제기될 수 있을 뿐 아니라, 소비자가 특별히 건강위험에 상대적으로 민감하게 반응하는 것은 아니라고 할 수 있다.

한편, 본 모형에서는 가족 구성이 선호에 영향을 미치는 통제변수로 포함되었는데, 추정 결과는 가족 구성변수의 계수 추정치는 가족의 수가 증가할수록 현재

〈표 2〉 최소자승법(Least Square Method) 추정 결과:
소득위험은 소비위험 또는 건강위험 한 종류

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
소비위험 (추정계수= $1/2\omega\rho^C$)	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	-	-
건강위험 (추정계수= $1/2(1-\omega)\rho^H$)	-	-	0.001* (0.001)	0.001*** (0.001)
가구 구성원 수	-	-0.008*** (0.001)	-	-0.009*** (0.001)
영유아 수	-	0.110*** (0.007)	-	0.111*** (0.007)
Adjusted R^2	0.0101	0.0968	0.0007	0.0910

주: 1) 소비위험은 $\hat{V}_T(\Delta \ln C_{t+1})$, 건강위험은 $\hat{V}_T(\Delta \ln H_{t+1})$, 건강 지출 H는 보건의료비.
2) () 안은 표준오차.
3) *, ***, **는 각각 10%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

소비를 선호하는 반면, 유아의 수가 증가할수록 미래소비를 선호하게 된다는 것을 의미한다. 그러나 통제변수의 포함 여부가 상대적 신중성 계수의 추정에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈표 3〉은 소비위험과 건강위험이 동시에 존재할 뿐 아니라 소비자가 두 종류의 위험에 독립적으로 반응할 수 있다는 것을 가정한 추정 결과인데, 〈표 2〉와 비교하여 눈에 띄는 변화가 관찰되지는 않는다. 모든 계수는 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 부호와 추정값의 크기도 비슷한 것으로 나타났다. 한편, 모형 3과 모형 4는 건강 관련 지출의 범위를 국민건강보험료와 민간의료보험료까지 확대한 추정 결과인데, 건강위험의 계수 추정치의 통계적 유의성이 낮아졌을 뿐, 다른 계수의 추정치에는 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 건강 지출은 소비 지출의 성격뿐 아니라 인적자본에 대한 투자의 성격도 있는데, 특별히 건강 보험료는 투자의 성격이 강하고, 통계적 유의성의 하락은 이 같은 투자의 성격이 반영된 현상일 가능성이 있다.

소비 지출 변동성이나 건강 지출 변동성은, 적어도 이론적으로는 소득위험의 적절한 대용변수라고 할 수 있다. 그러나 실제 모형의 추정에서는 내생성의 문제가 제기될 수 있다. 예를 들어, 항상소득의 증가가 변동성의 증가를 수반하는 경우 소비증가율과 변동성에 동시에 영향을 줄 수 있으며, 이 경우 소비 지출 변동

〈표 3〉 최소자승법 추정 결과: 소득위험은 소비위험과 건강위험 두 종류

	건강위험(H1): 일반의료비		건강위험(H3): 일반의료비+국민건강보험료+민간의료보험료	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
소비위험 CX	0.016*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.002)
건강위험 HX	0.001* (0.001)	0.001*** (0.001)	0.0001 (0.001)	-0.001 (0.001)
가구 구성원 수	-	-0.008*** (0.001)	-	-0.009*** (0.001)
영유아 수	-	0.112*** (0.007)	-	0.110*** (0.007)
Adjusted R ²	0.0115	0.1004	0.0110	0.0092

주: 1) 소비위험 CX는 $\hat{V}_T(\Delta \ln C_{jt+1})$, CX는 건강 지출 종류에 따라 C1=TC-H1, C3=TC-H3, 건강위험, HX는 $\hat{V}_T(\Delta \ln H_{jt+1})$, HX는 건강 지출 종류에 따라 H1, H3.
 2) () 안은 표준오차.
 3) *, ***는 각각 10%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

성과 확률적 오차항 사이에 상관관계가 존재하게 된다. 또한 Carroll *et al.*(1992)과 Carroll(1997)의 완충자산(Buffer-Stock)이론이나 소비의 생애이론(life-cycle theory)에서 재산(wealth)의 변화는 소비와 동시에 소비 변동성에도 영향을 미친다.

〈표 4〉는 도구변수를 사용하여 소비 지출 분산과 건강 지출 분산의 내생성을 통제한 추정 결과를 보여 주고 있다. 기본적인 도구변수는 가구주 나이, 성별, 교육수준, 그리고 가구 내 취업자 수이다. 나이, 성별 및 교육수준은 소비 결정과는 무관하지만, 소득위험, 특히 건강위험과 상관관계가 큰 변수이기 때문에 도구변수로서 적절한 선택이라 할 수 있다. 가구 내 복수의 취업자가 존재하면, 이는 가구소득 위험을 분산시키는 역할을 할 수 있다. 가구주의 교육수준은 일반적으로 평균 교육연수를 계산하는 방법을 사용하였다. 즉, 초등 중퇴 3년, 초졸 6년, 중학 중퇴 7.5년, 중졸 9년, 고졸 12년, 전문대 중퇴 13년, 전문대졸 14년, 대학졸 이상 16년이다. 가구 내 취업자 수는 2차 연도 조사 기준이며, 가구주 나이의 경우 소비증가율과 비선형 관계, 특히 역U자 형태의 관계를 가질 가능성이 높기 때문에 나이의 자승 변수를 활용하였다.

〈표 4〉의 모형 1은 기본적인 도구변수를 사용한 2단계 최소자승법의 추정 결과를 보여 준다. 여기서 건강위험은 보장성 의료보험비를 제외한 일반의료비의 변동성으로 포착된다고 가정한다. 먼저, 1단계 추정에 대한 F-통계량을 보면, 모든 계수 값이 0이라는 귀무가설이 압도적으로 기각되고 있다. 따라서 약한

〈표 4〉 소득위험의 내생성을 고려한 도구변수법(2단계 최소자승법, 2SLS Method) 추정 결과

변수		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
1단계 추정 (F통계량)	소비위험 C1	28.07 [0.000]	24.07 [0.000]	21.18 [0.000]	19.21 [0.000]	21.06 [0.000]
	건강위험 H1	6.15 [0.000]	5.71 [0.000]	5.04 [0.000]	4.51 [0.000]	5.36 [0.000]
소비위험 C1		0.077** (0.031)	0.075*** (0.029)	0.069*** (0.027)	0.054** (0.023)	0.064*** (0.024)
건강위험 H1		0.038*** (0.015)	0.036*** (0.012)	0.033*** (0.012)	0.027*** (0.010)	0.027*** (0.010)
가구 구성원 수		-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
영유아 수		0.152*** (0.020)	0.150*** (0.018)	0.146*** (0.016)	0.140*** (0.014)	0.140*** (0.014)
과대식별 (Sargan- χ^2)		0.848 [0.654]	1.043 [0.791]	2.444 [0.655]	8.480 [0.132]	5.854 [0.210]
내생성 검정 (Wu-Hausman F)		10.149 [0.000]	11.105 [0.000]	9.757 [0.000]	6.733 [0.001]	7.451 [0.000]
$\rho_C(\omega=0.5)$		0.309	0.299	0.275	0.215	0.255
$\rho_H(\omega=0.5)$		0.153	0.144	0.132	0.109	0.107

주: 1) 건강위험 H1은 $\hat{V}_T(\Delta \ln H_{jt+1})$ 로 일반의료비를 의미하며, 소비위험 C1은 $\hat{V}_T(\Delta \ln C_{jt+1})$ 로, 총소비 지출에서 H1을 뺀 지출.

2) () 안은 표준오차.

3) [] 안은 p값.

4) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

5) Sargan 검정 통계량은 도구변수 사용의 적절성을 평가(H0: 모형설정이 올바르고 도구변수 선택이 적절), Wu-Hausman 검정 통계량은 설명변수의 내생성을 검정(H0: 선택된 설명변수가 내생적).

6) 모형 (2)는 모형 (1)의 기본적인 도구변수에 초기 자산을 추가, 모형 (3)은 모형 (2)의 도구변수에 배우자 유무를 추가, 모형 (4)는 모형 (3)의 도구변수에 종사상 지위 추가, 모형 (5)는 모형 (2)의 도구변수에 가구 내 흡연자 유무 추가.

(weak) 도구변수 문제로부터 자유롭다고 할 수 있다. 과대식별에 대한 검정은 모형이 적절하게 설정되고 도구변수가 적합하다는 결합(joint) 귀무가설에 대한 검정인데, 귀무가설이 기각되지 않은 것으로 나타났다. 따라서 선택된 도구변수는 도구변수의 일반적인 성격을 충족한다고 할 수 있다.

2단계 최소자승법의 추정 결과에서 가장 눈에 띄는 변화는 관심의 대상인 소비 지출 변동성과 건강 지출 변동성의 계수 추정값이 큰 폭으로 증가하였다는 것이다. 소비 지출 변동성의 계수는 0.015에서 0.077로 증가하였으며, 건강 지출 변동성의 계수도 0.001에서 0.038로, 더욱 큰 폭으로 증가하였다. 내생성에 대한 Wu-Hausman 검정은 내생성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 압도적으로 기각하고 있으며, 따라서 <표 2>의 결과를 이용해 추정된 낮은 값의 상대적 신중성 계수는 내생성 존재에 따른 추정치 왜곡이 반영된 결과일 수 있다.

내생성 통제로 상대적 신중성 계수의 값이 증가되기는 했지만, 여전히 일반적으로 받아들여지는 수준에 비해서는 크게 낮은 수준이다. $\omega = 0.5$ 로 가정하는 경우($R^C = R^{CH}$ 에 대응), 소비 지출 변동성과 건강 지출 변동성에 대한 상대적 신중성 계수는 각각 0.309와 0.153으로 계산된다. 여전히 미국의 2~5의 값보다 크게 낮은 값이다. <표 4>의 모형 5는 기본적인 도구변수에 초기 자산, 배우자 유무, 종사상 지위, 가구 내 흡연자 유무 등의 도구변수를 추가한 모형의 추정 결과이다. 그러나 모형 1과 비교하여 추정 결과에 의미 있는 변화가 감지되지 않았으며, 상대적 신중성 계수도 다소 낮은 수준으로 추정되지만 유의한 차이는 아니다. 참고로 초기 자산은 2차 연도 조사 시점의 금융자산 수준에 해당하며, 여기서 금융자산은 예적금, 펀드, 채권, 보험, 연금저축, 빌려준 돈, 기타 금융자산을 합한 금액이다. 가구주의 종사상 지위는 임금근로자(상용직, 임시직, 일용직)와 비임금근로자(자영업자, 사업주, 무급가족종사자)로 구분하였으며, 분석에는 초기(2차 연도 조사)의 종사상 지위 변수를 사용하였다. 종사상 지위 변수를 포함하여 가구 내 흡연자 유무 변수는 2차 연도 조사 기준이며, 배우자 유무 변수는 13차 연도 조사 기준이다.

이상의 추정 결과, 소비위험과 건강위험에 대한 소비자의 반응은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러나 그 반응의 강도, 즉 추정된 상대적 위험계수는 일반적으로 받아들여지는 수준을 크게 밑도는 것으로 나타났다. 모순되어 보이는 이 같은 결과에 대한 가능한 설명으로 측정오류 문제를 지적할 수 있다. 설문 자료의 사용에서 제기되는 쟁점 중의 하나는 측정오류(measurement errors) 문제이다. 일반적으로 완전히 무작위적인 오류는 모형에서 확률적 오차항으로 흡수되

어 추정 결과에 심각한 영향을 미치지 않는 못한다. 반면, 체계적인(systematic) 오류는 추정치에 영향을 미칠 수가 있다. 재정패널도 예외는 아니고, 특히 소득, 소비, 재산 항목들은 서베이 조사가 사용하는 top coding으로 인해 과소보고 될 가능성이 있다.

측정오류의 잠재적 영향을 보기 위해 측정된, 즉 응답자가 보고한 소비 지출과 진정한 소비 지출의 관계가 근사적으로 다음과 같은 구조로 대표된다고 가정하자.

$$\tilde{C}_{jt} = C_{jt}^{\eta} + \mu_{jt} \quad (18)$$

여기서 C_{jt} 는 진정한 소비 지출이고 \tilde{C}_{jt} 는 응답자가 보고한 소비 지출이다. $\mu_{jt} \sim iid(0, \sigma_{\mu}^2)$ 는 무작위적인 측정오류를 대표하고 η 는 체계적인 측정오류를 대표한다. 따라서, $\eta < 1$ 이면 소비 지출은 체계적으로 과소 보고되고, 소비증가율의 분산은 다음과 같이 계산된다.

$$V_t(\Delta \ln \tilde{C}_{jt+1}) = \eta^2 V_t[\Delta \ln(C_{jt+1})] + 2\sigma_{\mu}^2 \quad (19)$$

여기서 체계적 오차와 무작위 오차는 서로 독립이라 가정되었으며, 무작위 오차는 iid(independently, identically distributed)로 가정되었기 때문에 추정치에 영향을 주지는 않는다. 반면, 식 (20)을 식 (16)에 대입하면, 실제 추정된 계수는 $\omega\rho^C/2$ 가 아니고 측정오류가 포함된 $\eta^2\omega\rho^C/2$ 가 된다는 것을 쉽게 알 수 있다. 예를 들어, <표 4>의 모형 (1)의 추정값 0.077을 사용하고 η 를 0.5로 가정하면 진정한 ρ^C 는 1.23으로 계산된다. 또한 의료비 지출에도 같은 구조의 측정오류를 적용하고 추정값 0.038을 사용하면 진정한 ρ^H 는 0.61로 계산된다. 이 같은 값은 일반적인 범위에 거의 근접한 수준이다. 물론 주어진 정보로는 정확한 측정오류의 구조를 알 수 없으며 η 의 값도 알 수 없다. 그러나 응답자들이 체계적으로 소비 지출을 과소 보고하는 것이 사실이라면, 상대적 신중성 계수에 대한 낮은 값의 추정치의 일정 부분은 측정오류에 기인할 가능성이 높다고 하겠다.

IV. 결론

유럽이나 북미 지역 선진경제의 경험에 따르면, 소득수준이 증가하면서 소비 지출에서 건강 관련 지출이 차지하는 비중이 증가한다는 것이다. 우리나라도 예외가 아니다. 2001년 가계의 최종 소비 지출에서 의료보전에 대한 지출이 차지하는 비중은 2.7% 수준이었으나 2022년에는 5.9%로 20년 만에 두 배 이상으로 증가하였다. 건강 관련 지출의 증가는 건강위험에 대한 관심 증가를 반영하는 것이지만, 건강위험의 경제적 효과에 대한 연구는 드문 실정이다. 예비적 저축이론에 따르면 소비자는 미래의 기대 소득수준에 반응할 뿐 아니라 미래 소득의 변동성으로 대표되는 소득 불확실성 또는 위험도 고려하여 소비를 결정한다. 본 연구는 이 같은 예비적 이론을 건강위험에 대한 소비자 행동으로 확대하여 건강위험의 존재가 추가적인 저축으로 이어지는지를 분석하였다.

본 연구의 목적은 두 가지 질문에 대한 답을 찾는 것으로 요약될 수 있다. 첫째, 우리나라 소비자는 건강위험에 반응하는가? 둘째, 반응을 한다면 그 같은 반응은 양적으로 중요한가? 이 같은 질문에 답을 찾기 위해 본 연구는 일반형의 소비-오일러 방정식으로부터 검정 가능한 계량모형을 구축하여 예비적 저축 동기의 강도를 결정하는 파라미터, 즉 상대적 신중성 계수를 추정하였다. 재정패널 자료를 이용한 모형추정 결과는 건강위험과 관련한 예비적 저축 동기에 대해 혼합된 결과를 제시하였다. 건강/의료 관련 지출의 변동성으로 대표되는 건강위험은 통계적으로 유의하게 가계소비 지출 증가율에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 예비적 저축이론과 부합하는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 추정된 상대적 신중성 계수의 값은 위험회피 성향과 부합하기에는 지나치게 낮은 수준으로 추정되었다. 이 같은 추정 결과는 우리나라 소비자의 소비 지출 결정에 예비적 저축 동기가 영향을 미치는 것은 하지만 양적으로 중요하지 않다는 것을 의미한다.

일면 모순되어 보이는 본 연구의 추정 결과에 대해 한 가지 가능한 설명은 설문 자료에 수반되는 측정오류에 기인한 소비 지출 변동성의 과대평가가 낮은 수준의 상대적 신중성 계수의 추정에 반영되었을 가능성이 있다는 것이다. 따라서 다른 설문 자료나 상대적으로 측정오류로부터 자유로운 총량(aggregate) 자료를 이용하여 모형을 추정하는 경우, 다른 결과를 얻을 가능성이 있으며, 이는 미래 연구의 주제 중의 하나가 될 만하다. 또한 의료수요가 건강에 대한 파생수요라는

점을 고려하면 건강 지표 또는 건강 상태를 반영하는 것도 중요한 포인트가 될 수 있으며, 이는 후속 연구에서 다루기로 한다.

부록: CES-CRRA 선호의 경우

다음과 같이 CES(constant elasticity of substitution) 함수와 CRRA(constant relative risk aversion) 함수가 결합된 효용함수를 고려하자.

$$U(C, H) = \frac{[C^\eta + H^\eta]^{(1-\gamma)/\eta}}{1-\gamma}, \quad \eta \leq 1, \quad \gamma > 0 \quad (\text{A1})$$

이 같은 효용함수에 대해, C 와 H 의 대체탄력성은 $\sigma = 1/(1-\eta)$ 로 계산되며, 따라서 η 는 동기간(intratemporal) 대체탄력성을 결정하는 파라미터가 된다. 또한 총소비를 $X = (C^\eta + H^\eta)^{1/\eta}$ 로 정의하면, γ 는 상대적 위험회피 계수가 되며, 또한 기간 간(intertemporal) 소비의 대체탄력성($1/\gamma$)을 결정하는 파라미터가 된다.

소비재의 한계효용은 다음과 같이 계산된다.

$$U_C = C^{\eta-1} \Psi^{(1-\eta-\gamma)/\rho} \quad (\text{A2})$$

따라서 양(+)의 한계효용은 항상 보장된다. 또한 소비에 대한 효용함수의 2차 도함수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} U_{CC} &= -(1-\eta)C^{\eta-2}\Psi^{(1-\eta-\gamma)/\rho} + (1-\rho-\gamma)C^{2(\eta-1)}\Psi^{(1-\eta-\gamma)/\eta-1} \\ &= -(1-\eta)C^{\eta-2}\Psi^{(1-\eta-\gamma)/\rho} \left[1 - \frac{1-\eta-\gamma}{1-\eta} \frac{C^\eta}{C^\eta + H^\eta} \right] \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

여기서, $C^\eta/(C^\eta + H^\eta) < 1$ 이고, 주어진 파라미터 제약 $\eta < 1$ 와 $\gamma > 0$ 가 만족되는 한, $(1-\eta-\gamma)/(1-\eta) < 1$ 이고, 대괄호는 항상 양(+)의 부호를 가진다. 따라서, 소비재와 건강서비스가 완전대체재($\eta \rightarrow 1$ 또는 $\sigma \rightarrow \infty$)가 아니라면, 주어진 파라미터 값에 대한 제약하에서 $U_{CC} < 0$ 는 항상 보장되며, 식 (A1)으로 정의된 선호함수에 대해 Arrow-Pratt 상대적 위험회피계수, $R^C > 0$ 가 보장된다.

한편, U_{CH} 는 다음과 같이 계산된다.

$$U_{CH} = (1 - \eta - \gamma) C^{2(\eta-1)} \Psi^{(1-\eta-\gamma)/\eta-1} \quad (A4)$$

따라서 $(\eta + \gamma) > 1$ 인 한 U_{CH} 는 음정(-) 부호가 된다. 소비재와 건강서비스가 충분히 보완재($\eta < -1$)가 아닌 한($\eta \rightarrow -\infty$ 이면 선호함수는 Leontieff가 된다), 위험회피적 소비자에 대해서는 $(\eta + \gamma) > 1$ 의 조건이 만족되며, 따라서 $U_{CH} < 0$ 는 일반적으로 만족된다.

특수한 경우로, $\eta \rightarrow 0$ ($\sigma \rightarrow 1$)이면 식 (A1)의 CES 함수는 Cobb-Douglas 형태의 함수로 수렴한다. 다음과 같은 Cobb-Douglas-CRRA 효용함수는 다루기 쉽다는 점에서 고려할 만하다.

$$U(C_t, H_t) = \frac{[C_t^\alpha H_t^{1-\alpha}]^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad 0 < \alpha < 1 \text{ and } \gamma > 0 \quad (A5)$$

이에 대해, 2차 도함수는 다음과 같이 계산된다.

$$U_{CC} = -\alpha(1-\alpha+\alpha\gamma)C^{\alpha-2-\alpha\gamma}H^{(1-\alpha)(1-\gamma)} < 0 \quad (A6)$$

$\gamma > 0$ 인 한 U_{CC} 는 항상 음(-)의 부호를 갖는다. 또한, 교차 도함수는 다음과 같다.

$$U_{CH} = \alpha(1-\alpha)(1-\gamma)C^{\alpha-1-\alpha\gamma}H^{(1-\alpha)(1-\gamma)-1} \quad (A7)$$

소비자들이 충분히 위험회피적, 즉 $\gamma > 1$ 인 한, $U_{CH} < 0$ 이다. 또한 3차 도함수들은 다음과 같다. 또한 $\gamma > 1$ 이면 위험에 대한 소비자의 태도를 결정하는 다음 계수들의 부호들도 결정된다.

$$\begin{aligned} R^C &= 1 - \alpha(1 - \gamma) > 0 \\ R^H &= 1 - (1 - \alpha)(1 - \gamma) > 0 \\ R^{CH} &= -(1 - \gamma)(1 - \alpha) = R^H - 1 > 0 \\ \rho^C &= 2 - \alpha(1 - \gamma) = 1 + R^C > 0 \\ \rho^{CR} &= 1 - (1 - \alpha)(1 - \gamma) = 1 + R^{CH} > 0 \end{aligned}$$

참 고 문 헌

- 김대철 · 김진영 · 이만우, “국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석,” 『경제분석』 제14권 제2호, 2008, 1~37.
- 김상호, “공적연금자산과 가계저축의 대체효과: 독일 패널데이터를 이용한 실증 분석,” 『경제학연구』 제51권 제41호, 2003, 33~55.
- 김시원, “우리나라 소비자는 신중한가?,” 『경제분석』 제13권 제3호, 2007, 157~197.
- 김지운, “실업급여의 소비평탄화 효과 분석,” 『경제학연구』 제66권 제4호, 2018, 133~165.
- 송윤아, “보장성 보험이 가계의 저축 및 소비 지출에 미치는 영향 분석,” 『경제분석』 제28권 제2호, 2022, 38~69.
- 원종욱, “국민연금제도의 확대가 지역간 저출률에 미치는 영향분석,” 『노동경제논집』, 제22권 제2호, 1999, 229~242.
- 유경원 · 유승동, “국민연금이 저축에 미치는 영향 연구: 미시자료 분석을 중심으로,” 『한국경제연구』 제35권 제1호, 2017, 5~39.
- 이지민 · 임병인, “건강보험의 예비적 저축 구축효과 분석,” 『재정학연구』 제15권 제4호, 2022, 67~99.
- 임경묵 · 문형표, “공적연금이 가계저축에 미치는 영향,” 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제 (I)』, 최경수, 문형표, 신인석, 한진희 편, 제5장 제1절, 한국개발연구원, 2003.
- Arrow, K. J., “Optimal Insurance and Generalized Deductibles,” *Scandinavian Actuarial Journal*, 1, 1974, 1~42.
- Carroll, C. D., “Buffer-stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis,” *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1997, 1~55.
- Carroll, C. D., R. E. Hall, and S. P. Zeldes, “The Buffer-stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 23(2), 1992, 61~156.
- Carroll, C. D. and A. A. Samwick, “The Nature of Precautionary Wealth,” *Journal of Monetary Economics*, 40(1), 1997, 41~71.

- Chou, S. Y., J. T. Liu, and J. K. Hammitt, "National Health Insurance and Precautionary Saving: Evidence from Taiwan," *Journal of Public Economics*, 87(9-10), 2003, 1873~1894.
- Dardanoni, V., "Optimal Choices under Uncertainty: The Case of Two-argument Utility Functions," *Economic Journal*, 98(391), 1988, 429~450.
- Dardanoni, V. and A. Wagstaff, "Uncertainty and the Demand for Medical Care," *Journal of Health Economics*, 9(1), 1990, 23~38.
- Deaton, A., "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, 59(5), 1991, 1221~1248.
- Dynan, K. E., "How Prudent are Consumers?," *The Journal of Political Economy*, 101(6), 1993, 1104~1113.
- Edwards, R. D., "Health Risk and Portfolio Choice," *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(4), 2008, 472~485.
- _____, "Optimal Portfolio Choice When Utility Depends on Health," *International Journal of Economic Theory*, 6(2), 2010, 205~225.
- Engen, E. M. and J. Gruber, "Unemployment Insurance and Precautionary Saving," *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 2001, 545~579.
- Geyer, J., "The Effect of Health and Employment Risks on Precautionary Saving," DIW-Berlin Discussion Paper 1167, 2011.
- Grossman, M., "The Pure Consumption Model, In The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation," *NBER Chapters*, c3487, 1972, 31~38.
- Guiso, L., T. Jappelli, and D. Terlizzese, "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving," *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 1992, 307~337.
- Hsu, M., "Health Insurance and Precautionary Saving: A Structural Analysis," *Review of Economic Dynamics*, 16(3), 2013, 511~526.
- Hubbard, R. G., J. Skinner, and S. P. Zeldes, "Precautionary Saving and Social Insurance," *Journal of Political Economy*, 103(2), 1995, 360~399.
- Jappelli, T., L. Pistaferri, and G. Weber, "Health Care Quality, Economic

- Inequality, and Precautionary Saving," *Health Economics*, 16(4), 2007, 327~346.
- Kimball, M. S., "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica*, 58(1), 1990, 53~73.
- Kotlikoff, L. J., "Health Expenditures and Precautionary Savings," In L. J. Kotlikoff, editor, *What Determines Savings?*, Cambridge: MIT Press, 1989, 141~162.
- Leland, H. E., "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3), 1968, 465~473.
- Lusardi, A., "On the Importance of the Precautionary Saving Motive," *The American Economic Review*, 88(2), 1998, 449~453.
- Palumbo, M. G., "Uncertain Medical Expenses and Precautionary Saving Near the End of the Life Cycle," *Review of Economic Studies*, 66(2), 1999, 395~421.
- Picone, G., M. Uribe, and R. M. Wilson, "The Effect of Uncertainty on the Demand for Medical Care, Health Capital and Wealth," *Journal of Health Economics*, 17(2), 1998, 171~185.
- Skinner, J., "Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, 22(2), 1988, 237~255.
- Starr-McCluer, M., "Health Insurance and Precautionary Savings," *The American Economic Review*, 86(1), 1996, 285~295.
- Viscusi, W. K. and W. N. Evans, "Utility Functions That Depend on Health Status: Estimates and Economic Implications," *The American Economic Review*, 80(3), 1990, 353~374.

[Abstract]

Health Risk and Precautionary Saving Motives: An Empirical Evaluation Using National Survey of Tax and Benefit

Jihye Choi* · Kyungho Baek**

Consumers might increase savings in response to future consumption risks, especially those impacting labor activities and rising medical expenses. This study investigates if South Korean consumers engage in precautionary savings regarding health risks using NaSTaB(National Survey of Tax and Benefit)'s consumption data from 2008 to 2019 including health insurance premiums and medical expenses. Results show that both consumption and health risks motivate precautionary savings, but the estimated relative prudence coefficient is notably low. Despite an increase in estimates when controlling for endogeneity, they remain below recognized levels. This suggests that while the precautionary motive influences consumption expenditure, it might not be quantitatively important. A reasonable interpretation is potential underestimation due to systematic measurement errors in survey data, where respondents commonly underreport income, consumption, and property, leading to underestimated relative prudence coefficients due to overestimated consumption volatility.

Keywords: precautionary savings, health risks, consumption risks, systematic measurement errors, national survey of tax and benefit

JEL Classification: I12, D15

* First Author, Research fellow, Jeonnam Research Institute, Tel: +82-61-931-9347, E-mail: iamwise@jni.re.kr

** Corresponding Author, Lecturer, Department of Economics, Chonnam National University, Tel: +82-62-530-1540, E-mail: khbaek1004@jnu.ac.kr