

期待效用理論 違背現象의 學習效果*

金 亮 列**

논문접수일 : 95. 6

게재확정일 : 95. 9

초 록

개인들의 선호행동을 설명하기 위한 모형으로 제시된 기대효용이론은 Allais이래 그 동안 많은 비판을 받아왔다. 이 분야의 그 동안 연구에서는 위배원인을 확률과 개인이 느끼는 발생가능성 사이의 비선형성이라 가정하고 새로운 이론의 개발에 중점을 두어왔다. 본 논문에서는 미시적 접근으로 위배현상이 보편적이라면, 어떤 유형의 개인에게서 위배현상이 더 높게 나타나는가를 조사하여 위배원인을 규명해 보려 하였다. 특히, 학습에 의해 축적된 개인의 정보처리능력과 위배현상의 관계를 조사하였다.

이러한 문제를 조사하기 위하여 기존의 연구에서 채용한 것과 유사한 문제를 사용하였다. 기대효용이론에 위배되는 선호를 보인 피실험자의 비율이, 공통비율효과 문제를 제외하고는 귀무가설을 기각할 수 있을 만큼 충분히 높지는 않으나 여전히 높은 수준이었다. 독립성 문제에서는 40%가, 그리고 공통비율 문제의 경우 47%가 이론에 위배되는 선호를 보여 기존의 많은 연구에서와 유사한 결과가 얻어졌다. 피실험자의 개인특성이 이러한 위배현상과 어떤 관계가 있는지를 알아 보기 위하여 본 논문에서는 교육 및 학습에 의해 축적된 개인의 정보처리능력에 따라 구분한 두 집단간의 위배비율의 차이를 조사하였다.

실험에 사용한 모든 문제에서 하위집단은 상위집단보다 더 높은 위배비율을 보였다. 두 집단간 위배비율의 차이를 검정하기 위한 D-통계량을 보면 거의 모든 문제에서 두 집단 간에 차이가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 있었다. 그러므로 우리는 정보처리능력이 공리위배와 유의한 관계를 가지며, 정보처리능력이 높을수록 기대효용이론에 부합하는 선호를 하는 경향이 높아진다고 말할 수 있다. 즉, 공리 위배현상에 대한 하나의 원인을 개인의 정보처리능력에서 찾아볼 수 있다.

우리는 개인들의 위험성향이 공리위배와 관계가 있을 것으로 추정하여 왔다. 조사결과 정보처리능력이 낮은 집단이 보다 더 위험회피적인 것으로 나타났지만, 위험성향에 따라 구분한 집단간의 위배비율 차이는 공통비율효과를 제외하고는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 그러므로 개인들의 위험성향보다 정보처리능력이 위배현상에 대하여 더 높은 설명력을 갖는다고 말할 수 있다.

* 이 논문은 1991년도 학술진흥재단의 자유공모 연구비 지원에 의하여 연구되었음

** 성균관대학교 경영학과, 부교수

I. 서론

불확실한 상황에서 사람들의 의사결정모형으로 제시된 기대효용이론(EUT; expected utility theory)이 사람들의 모든 선택행동을 설명해 주는 일반이론이 될 수 있는가에 대해서는, 40년전 Allais가 EUT에 위배되는 하나의 실험결과를 발표한 이래 많은 논란이 되어 왔다. 기대효용이론은 완전성(completeness), 연속성(continuity), 독립성(independence) 등의 비교적 객관적 타당성이 높은 몇 개의 공리로부터 도출된다. 그러므로 기대효용이론이 사람들의 선택행동을 설명해 줄 수 없다면 공리체계에 문제가 있다고 보아야 한다. 지금까지 Ellsberg(1961), Einhorn(1970,1971), Tversky(1967, 1972), Kahneman과 Tversky(1979), Hershey & Shoemaker(1980) 등 많은 연구에서 Von Neumann Morgenstern(vNM) 공리의 위배에 대한 많은 증거가 제시되었다.

이러한 위배증거를 바탕으로 기대효용이론을 대체할 수 있는 대안으로 새로운 이론들이 많이 제시되고 있다. 이들 이론에서는 실험에서 나타난 현상을 사람들의 올바른 선택행동이라고 가정하고 그러한 선택행동을 설명할 수 있는 가치함수를 찾는 데에 목표를 두고 있다. 대표적인 것으로는 Kahneman과 Tversky(1979)의 프로스펙트 이론(PT: prospect theory)을 들 수 있는데, 이것은 각 결과치를 중립적 기준점에 비추어 상대적 이득과 손실로 정의하여 프로스펙트를 평가한다는 개념이다. 즉 선택의 결과로 얻게 될 부의 상태가 아니라, 선택의 결과로 바뀌게 될 부의 변화로 하나의 프로스펙트를 평가한다. 기준점에 대한 상대적 평가는 사람들이 일반적으로 이득에 대해서는 위험회피적이거나, 손실에 대해서는 위험추구적이라는 관점을 반영하기 위한 것이다. PT에 포함된 또 하나의 특징은 비선형 확률변환함수를 이용하여 각 결과치의 가중치를 계산하므로써 사람들이 낮은 확률은 과대 평가하고 높은 확률은 과소평가하는 경향을 반영할 수 있다는 점이다. 그러나 이 이론에서도 단조성으로 알려진 우위관계의 위배에 이를 수 있다는 단점이 지적된다.

이후에도 Machina(1982)의 일반효용이론(GEUT: generalized expected utility theory), Quiggin(1982), Yaari(1987) 및 Green & Jullien(1988)의 등위종속이론(RDT: rank-dependent theory), 그리고 Starmer and Sugden(1989)의 RDPT(rank-dependent prospect theory) 등의 많은 이론이 제시되었다. 제안되고 있는 많은 이론들 간의 차이는 어

떤 유형의 확률변환함수를 채용하는가에 있다. Machina(1982)의 GEUT는 논란이 많은 독립성 공리를 제외시키고, 대신에 단조성(monotonicity)과 가설 II(fanning-out가설)을 포함시킨 선택이론이다.¹⁾ Starmer and Sugden(1989)의 RDPT는 개별확률이 아니라 누적확률을 변환하여 가중치를 계산하는데 이후 이러한 접근방법을 이용하여 Tversky & Kahneman(1992)과 Wakker & Tversky(1993)는 이것을 CPT(cumulative prospect theory)로 발전시켰다.

불확실한 상황에서 개인의 선택행동을 설명하려는 노력에서 새로운 이론의 틀이 형성되고 있으나, 어느 이론도 완전하다고는 할 수 없다. 최근까지의 결론은 개인들이 선택의 과정에서 가능성과 상금액의 가치를 주관적 가치기준으로 종합하여 판단한다는 것이다. 이와 같은 주관적 효용이론은 사후적으로 개인의 선택행동을 설명할 수는 있으나, 사전적 예측이 곤란하여 이론으로서의 효용이 떨어진다. 이러한 측면에서 기대효용이론은 여전히 관심의 대상이 된다.

기대효용이론을 옹호하는 입장을 취하는 학자들은 vNM공리의 위배는 인위적인 실험실 실험에 기인하여, 일반적 경제이론에의 적용에서는 제한된 의미 밖에 없다고 주장한다. Shugan(1980)은 이들 증거에서 의사결정시 명시되지 않는 비용과 위배동기의 존재를 설명하며, Simon(1979)은 합리적 의사결정론의 적용시 야기되는 여러가지 어려움을 설명하고 개인 의사결정의 합리성은 제한적일 수 밖에 없다는 입장을 취한다. 기대(expectation)란 동일 사건이 반복적으로 발생한다고 가정할 때 사건발생의 평균적 의미이므로, 명시되어 있지는 않으나 기대효용이론은 반복적 상황을 가정한다. 그러나 대부분의 실험에서는 이것을 배제하고 있으므로 이로 인하여 위배현상이 나타난다고 볼 수도 있다. 또한, 불확실한 상황에서의 의사결정은 그 자체가 어려운 문제이므로 사람들은 합리적 분석과정을 거치지 않고 직관적으로 선호를 결정하는 경향이 있다. 그러므로 Keeney & Raiffa(1976)는 피실험자에게 선택대상 문제에 대해서 사전에 충분히 설명해 줄 필요가 있다고 하였다.

본 논문에서는 기대효용이론의 보편적 타당성을 주장하지는 않는다. 다만 지금까지 알려져 있는 독립성, 사이성, 공통비율효과 등의 위배유형별로, 기대효용이론의 위배가 개인들의 교육이나 학습과 같은 개인적 특성에 의해 어느 정도 설명될 수 있는가를 알아보고자 한

1) 여기서의 단조성 가설은 하나의 로터리가 확률적으로 우세하다면 그것이 선호된다는 가설이다. (first-order stochastic dominance)

다. 또한 개인들의 위험회피도(degree of risk aversion)가 위배현상과 관련이 있는지도 검토된다. 다음에서는 먼저 기대효용이론의 위배유형으로 독립성 공리와 Allais역설, 사이성 공리, 공통비율효과, 그리고 최근에 제기되고 있는 이론들의 적합성 실험을 설명한 후, 여기서 도출된 문제에 대한 실험결과를 제시한다.

II. 期待效用理論의 違背類型

불확실한 상황에서의 선택행동을 연구하기 위하여 우리는 자신의 선택으로 인한 성과를 확률적으로만 알 수 있는 로터리를 이용한다. p 의 확률로 a 를 받고 $(1-p)$ 의 확률로 b 를 받는 로터리 A 를 $(a, p; b, 1-p)$ 라 하자. 여기서 성과에 해당하는 a 와 b 가 또 하나의 로터리로 대체되면 그 결과는 복합로터리(compound lottery)가 된다. 즉 두 개의 로터리 A 와 B 로 구성되는 복합로터리 C 는 $(A, p; B, 1-p)$ 가 된다. 이러한 표현방식을 이용하면 우리는 기대효용이론에서 가정하는 완전성(completeness), 연속성(continuity), 단조성(monotonicity), 분할성(reduction of compound lottery) 등을 쉽게 표현할 수 있다. 여기에서는 이들 공리에 대해서는 다루지 않는다. 대신 본 연구의 대상인 기대효용이론의 위배에 대한 주요 원인으로 지목되고 있는 독립성(independence)과 사이성(betweenness) 공리를 중심으로 여러가지 위배실험에 대하여 알아본다.

2.1 독립성

독립성 공리는 Allais역설과 관련하여 위배현상의 한 원인으로 지적되고 있는 공리 중 하나이다. 독립성 공리는 선택의 대상이 되는 두 로터리에 동일 확률을 갖는 동일성과가 있으면 평가과정에서 이를 무시하고, 차이가 나는 부분만을 비교하여 선호판단을 한다는 가설이다. 즉, $A \bullet B$ 이면 임의의 로터리 C 와 확률 p 에 대해 $(A, p; C, 1-p) \bullet (B, p; C, 1-p)$ 의 관계가 성립하고, 분할성을 이용하여 $pA+(1-p)C \bullet pB+(1-p)C$ 의 관계가 성립한다고 가정한다.

다. 독립성 공리의 위배에 대한 가장 대표적 보기는 Allais 역설이다.

Allais 역설은 기대효용이론에 모순이 되는 사람들의 선호행동에 대한 가장 유명한 보기로, 불확실성하의 의사결정문제에서 가장 많이 인용되고 있다. Allais 역설은 두 개의 질문으로 이루어진다. 첫 질문에서는 아래와 같은 S와 R 두 개의 가상적 로터리 중에서 하나를 선택하도록 한다.²⁾

$$\text{문제 1 : } S = (10\text{억원}, 1.00), \quad R = (20\text{억원}, 0.1; 10\text{억원}, 0.89)$$

다음에 두번째 질문에서는 상금액수는 같으나 확률이 다른 다음의 두 로타리를 선택의 대상으로 제시한다.

$$\text{문제 2 : } S = (10\text{억원}, 0.11), \quad R = (20\text{억원}, 0.10)$$

두번의 질문에서 얻을 수 있는 답은 SS, SR, RS, RR의 네 종류로 나누어진다. 이들 중 SS와 RR만이 기대효용이론에 부합하는 선택이다. Allais는 실험을 통해서 많은 사람들이 SR 또는 RS를 선택함을 발견하였다. 이러한 발견은 불확실한 상황에서의 선택행동에 대한 선도적 이론인 기대효용이론에 위배된다는 의미에서 역설이다. 이후 많은 연구에서 유사한 실험을 통해서 이러한 역설적 현상이 확인되었다. 비교적 최근의 연구로 Conlisk(1989)에서는 50.4%, Wu(1994)에서는 55%의 실험자가 위배를 보였다.

위의 문제 1과 2에서는 독립성 공리와와의 관계가 선명하지 않다. 그러나, 하나의 로터리 $T = (20\text{억원}, 10/11; 0\text{원}, 1/11)$ 를 이용하여 위의 문제를 다시 쓰면 아래와 같이 된다.

$$\text{문제 1'} : S = (10\text{억원}, 0.11; 10\text{억원}, 0.89) \quad R = (T, 0.11; 10\text{억원}, 0.89)$$

$$\text{문제 2'} : S = (10\text{억원}, 0.11) \quad R = (T, 0.11)$$

독립성 공리는 문제 1에서 S를 선택할 경우 문제 2에서도 S를 선택한다는 것이다. 그러므로 SR형이나 RS형의 선택은 독립성 공리의 위배가 되고 동시에 기대효용이론에 대한 위배가 된다. 그러나 실제로 우리는 위의 수정문제를 실험에 직접 이용하지 않고, 분할성 공리를 이용하여 변환한 문제 1과 문제 2의 표준형 로터리를 실험에 사용하였으므로 그 원인이 무엇인지

2) 원 문제에서 상금액은 \$100만과 \$500만이었다.

구분할 수가 없다. Conlisk(1989)는 공통부분을 명확히 노출시킨 위의 수정문제를 이용한 실험에서 위배현상이 28%로 현저히 줄어들음을 발견하였다.

위의 실험문제에서는 S와 R의 기대값이 달라, 더 높은 기대값을 선택하거나 아니면 확실성이 더 높은 로터리를 선택해야 하는 절충의 문제가 있어 판단이 어려워진다. 평가를 용이하게 하도록 두 로터리의 기대값을 동일하게 되도록 확률을 조정한 다음의 변형문제는 피실험자의 위험성향 효과를 식별하기에 적합하다.

문제 1: S= (10억원, 1.00) R= (20억원, 0.1; 10억원, 0.80)

문제 2: S= (10억원, 0.20) R= (20억원, 0.10)

위 문제에서는 위험회피적 성향의 사람은 문제 1과 2에서 모두 S를 선택해야 한다. 문제 1의 S를 다시 쓰면 (10억원, 0.20; 10억원, 0.80)이 되므로 S와 R에서 동일부분을 소거하면 문제 2와 같게 된다. 그러므로 SR형 또는 RS형은 공리에 대한 위배가 된다. 이러한 위배가 일어나는 원인으로 거액의 상금액을 들기도 한다. 상금액과 위배현상의 관계를 알아보기 위해서는 Allais의 원 문제에서 상금액만을 바꾼 다음의 변형문제를 검토해 볼 수 있다.

문제 1: S= (100만원, 1.00), R= (200만원, 0.1; 100만원, 0.89)

문제 2: S= (100만원, 0.11), R= (200만원, 0.10)

위배현상의 원인으로 확실성 효과를 들기도 한다. Kahneman & Tversky(1979)는 로터리 S에서와 같이 하나의 성과가 확실할 때, 위험회피적 의사결정자는 확실한 성과에 높은 가중치를 주는 경향이 있다고 설명한다. 이것은 그들이 제시한 PT의 출발점이기도 하다. 또 하나의 설명은 로터리간의 보완성에서 찾는다. 로터리 C가 A와의 보완성보다 B와의 보완성이 더 높다면 위의 정의에서의 관계는 성립하지 않을 것이다. 많은 이러한 보완성 문제는 확실성효과(certainty effect)와 관련이 있는 것으로 추정된다. 즉 확실성에 의해 A가 선호되는 경우에, C가 더해지면 확실성효과가 없어져 선호관계가 바뀔 수 있다.

2.2 사이성

두 로터리의 선형결합은 선호순서에서 그 두 로터리의 사이에 위치해야 한다는 것이 사이성 (betweenness) 공리이다. 이 공리는 앞에서 논의한 독립성(independence) 공리보다 약한 형태이다. 왜냐하면 독립성 공리는 사이성을 의미하나, 사이성 공리의 성립이 독립성을 의미하지는 않기 때문이다. 사이성 공리는 그 자체 직관적 타당성이 높고, 독립성 공리에 대해서는 위배현상을 보이는 피실험자도 사이성 공리에는 적합한 선호를 보여 독립성 공리를 대체할 수 있는 공리로 관심의 대상이 되어 왔다.

두 개의 로터리 A와 B 사이의 선호관계가 $A \bullet B$ 이라면, 임의의 확률 p 에 대해 $A \bullet pA+(1-p)B \bullet B$ 의 관계가 성립한다. 사이에 있는 로터리 $pA+(1-p)B$ 는 복합로터리 ($A, p; B, 1-p$)를 단순화한 표준로터리이다. 이 공리는 독립성으로부터 직접 얻어진다. 즉 독립성 공리에서 C를 A라 하면 좌측의 관계가 얻어지며, C를 B라 하면 우측의 관계가 얻어진다. 그러므로 사이성은 독립성의 특수한 경우에 해당한다.

Prelec(1990)과 Camerer & Ho(1994)는 이러한 사이성을 보기 위하여 다음의 세 로터리를 이용하였다.

S : (120만원, 0.34; 0원, 0.66)

R : (200만원, 0.17; 0원, 0.83)

B : (200만원, 0.01; 120만원, 0.32; 0원, 0.67)

S는 보다 안전한 로터리이고, R은 위험한 로터리이다. B는 S와 R의 선형결합으로 얻어진 로터리이다.³⁾ 실험에서는 S와 R, S와 B, B와 R을 비교하게 한다. 실험결과 106명중 20명이 SSB로 사이성에 일치하는 선택을 하였고, 80명은 RBB 또는 SBB로 의사오목형(quasi-concavity)을 보여 사이성의 위배를 보였다.⁴⁾ 사실 이러한 위배현상은 Chew & Waller(1986)

3) $p = \frac{16}{17}$ 이 적용됨. Prelec(1990)과 Camerer & Ho(1994)에서는 상금액이 \$120과 \$200이었음.

4) 의사오목형이란 세 로터리 사이의 선호관계가 다음과 같을 때를 말한다.

$$u(pS+(1-p)R) \geq \text{Min} [u(S), u(R)]$$

Marschak-Machina 삼각형에서 선호함수가 아래로 볼록한 형태를 가질때 이러한 현상이 나타날 수 있다. 그러나 선호관계가 사이성을 만족할 때도 이것은 성립한다. 여기에서는 의사오목형을 사이성의 위배와 명확히 구분되도록 다음과 같은 경우로 정의한다.

$$u(pS+(1-p)R) \geq \text{Max} [u(S), u(R)]$$

Camerer(1989), Conlisk(1987), Gigliotti & Sopher(1993), Bernasconi(1994) 등 많은 실험에서 체계적으로 관찰되었다. 이러한 위배현상의 주요원인으로는 낮은 확률에 대한 가중함수의 비선형성이 제안되고 있다., C Camerer & Ho(1994)는 기존의 연구결과를 이용하여 최우추정법으로 확률가중함수의 도출을 시도하였다.

사이성 공리의 위배현상을 보고한 많은 실증분석에서는 대부분 로터리의 선형결합으로 얻어지는 복합로터리를 분할성공리(reduction of compound lottery)를 이용하여 위의 B와 같은 표준형으로 변환한 형태를 실험에 이용하였다. 그러므로 사이성 공리의 위배를 보고한 많은 연구결과는 분할성 공리의 위배와 혼합되어 있다고 보아야 한다. 복합형로터리를 그대로 이용하였을 경우 공리위배현상은 크게 줄어들었다.⁵⁾ 독립성공리에 대한 연구에서도 비슷한 현상이 관찰되었다.

2.3 공통비율효과

공통비율효과(common ratio effect)는 의사결정에서 개인들은 높은 확률에 대해서 보다 낮은 확률에서 더 위험추구적이 되는 성향을 말한다. Allais는 EUT위배를 개인들의 이러한 성향으로 설명하였으며, Kahneman & Tversky(1979)에서도 이 점을 지적하였다. Wu(1994)는 공통비율효과를 평가하기 위하여 다음과 같은 문제를 이용하여 실험하였다.

문제 1: R = (300만원, 0.01), S = (200만원, 0.02)

문제 2: R = (300만원, 0.17), S = (200만원, 0.34)

기대효용이론에 의하면, RR형이나 SS형의 선택이 되어야 한다. 만약 문제 1에서 R • S의 선호를 보이면 $u(200만원) < 0.5$ 임을 의미하고, 문제 2에서 S • R의 선호를 하였다면 $u(200만원) > 0.5$ 를 의미하여 모순이 나타난다. Wu(1994)의 실험에서 위 배비율은 40%였으며, 위배를 보인 실험대상자중 93%가 RS형으로 나타나 명백한 공통비율효과를 확인하였다.

위의 문제 1과 2를 일반화하여 다음과 같이 쓸 수 있다.

5) Camerer와 Ho(1994)의 연구에서 표준형을 이용했을 때는 53명중 43명이 위배를 보였으나, 복합로터리를 사용하였을 때는 9명만이 위배를 보였음.

문제 1: $R = (x, p), \quad S = (y, q)$

문제 2: $R = (x, rp), \quad S = (y, rq)$

위에서 매개변수간에는 $x < y, p < q, r > 1$ 의 관계가 있다. Wu(1994)의 실험결과는 다음의 관계를 의미한다.

$$f(p)u(x) > f(q)u(y), f(rp)u(x) < f(rq)u(y)$$

위에서 f 와 u 는 확률 및 효용함수라 하자. 이들을 다시 쓰면,

$$\frac{f(p)}{f(q)} > \frac{u(y)}{u(x)} > \frac{f(rq)}{f(rp)}$$

즉 두 개의 확률이 같은 비율로 증가하여도 발생가능성에 대한 믿음은 상이한 비율로 증가한다. 낮은 확률에서 보다 높은 확률에서의 증가속도가 더 빠르다. 이러한 성향은 사이성에서와 같이 비선형 확률가중함수가 채용될 경우 나타나며, 다음에 설명하는 *Machina* 가설 II의 특수형태라 할 수 있다.

2.4 주관적 기대효용이론과 서수독립성

하나의 로터리 $l, l = (l_i, p_i; l_w, 1)$ 가 있을 때 기대효용이론에서는 각 결과치 l_i 를 효용으로 평가하고 이들의 기대값으로 그 로터리의 가치를 평가한다. 즉,

$$V(l) = \sum_i p_i u(l_i)$$

그러나 SEUT에서는 위에서 i 번째 결과치 l_i 가 나타날 확률 p_i 를 i 번째 결과치가 나타날 가능성에 대한 믿음(belief)의 정도로 변환한 가중치 $f(i, l)$ 를 이용하여 다음과 같이 평가한다.

$$V(l) = \sum_i f(i, l)u(l_i)$$

이제 가중치는 $f(i, l)$ 에서 볼 수 있듯이 i 번째 결과치가 나타날 확률과는 다르며, 또 로터리의 결과치 크기에 따라서도 다른 값을 가지게 된다. 그러나 이 가중치는 믿음의 정도이므로 확률 p_i 와 완전히 독립적일 수는 없다. 확률 p_i 가 높을수록 더 발생가능성은 높아지므로 p_i 의 증가

함수라 할 수 있으며, 확률과 마찬가지로 $[0, 1]$ 의 범위를 가지게 된다. 그러므로 변환함수 $\pi(p_i)$ 를 이용하여 객관적인 확률 p_i 를 주관적 확률로 변환하여 로터리의 가치를 평가할 수 있다.

확률가중함수는 객관적 확률이 주는 발생가능성에 대한 정보적 의미를 나타낸다. 모든 확률적 사상은 사후적으로는 해당사항이 발생하거나(1의 상태) 발생하지 아니하는(0의 상태) 2원(dichotomous)형태로 나타난다. 확률이 0.5에 가까울 때는 발생여부의 판단에 대한 불확실성이 가장 높다. 즉, 정보로서의 가치가 떨어진다. 그러나 확률이 0이나 1에 가까워지면 정보적 의미가 높다. 확률가중함수는 확률의 이러한 정보적 의미를 반영하여 0.35에 변곡점을 가지고, 양 끝 부분에서는 가파르고 중심에서는 기울기가 낮은 역S형이라고 알려지고 있다.⁶⁾ 프로스펙트이론(PT)과 등위중속이론은 모두 크게 나누어 주관적 기대효용이론(SEUT; subjective expected utility theories)에 속한다.

Kahneman과 Tversky(1979)의 PT는 각 결과치를 하나의 기준점(reference point)에 비추어 이득과 손실로 나누어 정의한 후 로터리의 가치를 평가한다. 양의 값을 갖는 두 가지의 결과치가 있는 어떤 로터리를 $(l_1, p_1; l_2, p_2)$ 라 한다면 PT는 사람들이 이 로터리의 가치를 다음과 같이 평가한다고 가정한다.⁷⁾

$$\begin{aligned} V(l) &= u(l_1) + \pi(p_2)[u(l_2) - u(l_1)] \\ &= [1 - \pi(p_2)]u(l_1) + \pi(p_2) \end{aligned}$$

로터리의 결과치를 확실한 이득 l_1 과 p_2 의 확률로 추가적 이득을 얻는 것으로 분해하고 있다. 위의 평가식을 보면 PT도 SEUT의 한 형태임을 알 수 있다.⁸⁾ 양의 값과 음의 값이 혼재되어 있는 로터리에서는 단조성이 보장되지 않는다는 문제점이 있다.

한편, 등위중속이론은 단조성을 만족시키는 SEUT의 한 형태이다. 등위중속이론에서는 가중치(decision weights)를 평가할 때 누적확률을 이용한다.

$$f(i, l) = \pi\left(\sum_{j=i}^n p_j\right) - \pi\left(\sum_{j=i+1}^n p_j\right)$$

6) 확률가중함수에 대한 실험연구의 자세한 내용은 Tversky and Kahneman(1992), Camerer and Ho(1994), Gonzalez and Wu(1994) 등에서 참고할 수 있다.

7) 다음에서는 $0 < l_1 < l_2$ 를 가정하고 있다.

8) $f(1, l) = [1 - \pi(p_2)]$ 이고 $f(2, l) = \pi(p_2)$ 이다.

RDT에서는 PT와는 달리 기준점을 사용하지 않으며, 각 결과치의 발생가능성에 대한 가중치 계산에서는 로터리내에서의 등위만이 문제가 된다.

결과치가 두 종류만 있고 그들이 모두 양의 값을 가질 때는 PT와 동일하다. 그러나 음의 값을 갖는 로터리에서는 RDT의 가중치는 변함이 없으나, PT의 경우에는 l_1 과 l_2 의 가중치를 $\pi(p_1)$ 와 $1 - \pi(p_1)$ 로 평가한다. RDT는 단조성이 만족된다는 점과 기준점을 고려하지 않는다는 점에서 PT와 구별된다. 단조성을 살리면서 동시에 기준점을 고려한 평가방법이 RDPT (rank- dependent prospect theory) 및 CPT이다.

PT에 의한 선호체계에서는 통계적 우위관계에 위배되는 결과에 이를 수 있다는 단점을 보완해 주는 이론인 RDT와 CPT에는 Green & Jullien(1988)의 서수독립성(ordinal independence) 공리가 필요하다. 서수독립성 공리는 두 개의 로터리 R과 S가 다음과 같이 공통의 우측 꼬리부분을 가지면 이 우측의 꼬리를 다른 것으로 바꾸어도 두 로터리 사이의 선호순서는 바뀌지 않아야 한다는 공리이다.

$$R = (l_1, p_1; \dots; l_i, p_i; \dots; l_{i+1}, p_{i+1}; \dots; l_n, p_n)$$

$$S = (l_1, q_1; \dots; l_i, q_i; l_{i+1}, p_{i+1}; \dots; l_n, p_n)$$

Wu(1994)는 여러가지 실험을 통해서 서수독립성 공리가 위배되는 경우가 많음을 보고하였다. 그러나, 그는 또한 문제를 제시할 때 공통부분이 명확히 나타나게 하는가 아니면 아래의 보기에서와 같이 불명확한가에 따라 위배비율이 크게 달라진다고 하였다. 즉 문제를 제시할 때 공통부분이 명백히 보이도록 제시되어야 공통부분을 삭제한다는 선별적 삭제(selective cancellation)현상이 나타나고, 서수독립성에 위배되는 선호행동은 공통부분이 명확하지 않을 때 크게 나타남을 알았다. 그러나, 서수독립성의 위배는 곧 EUT의 위배와 같으며, 서수독립성이 일반적으로 받아들일 수 없는 공리라면 RDT와 CPT에도 문제가 있어 이것은 중요한 의미를 갖는다. 다음의 두 문제는 서수독립성을 알아보기 위하여 Wu(1994)가 이용한 문제이다.

문제 1: R: (360만원, 0.32; 350만원, 0.01), S: (360만원, 0.32; 200만원, 0.02)

문제 2: R:(350만원, 0.33), S: (350만원, 0.32; 200만원, 0.02)

문제 2의 R은 (350만원, 0.32; 350만원, 0.01)으로 쓸 수 있으므로, 서수독립성에 의하면 RR형이나 SS형의 선택이 되어야 한다. 그러나, Wu(1994)에서는 문제 1과 2를 조사하여 56%가 이에 위배되는 선호를 보였으며, 그 중 86%는 RS형으로 나타났다. 이러한 위배현상은 서수독립성 공리에 문제가 있어서라기 보다 문제 2에서 공통부분이 명확히 나타나 있지 않기 때문이라고 해석할 수도 있다. 공통부분이 있을 경우 이를 삭제한 후 두 로터리를 비교한다는 서수독립성을 보다 명확히 평가하기 위해서는 위의 문제 1을 다음의 문제와 비교하는 것이 보다 정확할 것이다.

문제 2': R: (350만원, 0.01), S: (200만원, 0.02)

Wu(1994)는 문제 1과 문제 2'를 이용한 실험에서 위배비율이 24%로 떨어짐을 확인하였다. 그러므로 서수독립성은 비교적 수용성이 높다고 할 수 있다.

Machina(1982)의 GEUT에서는 논란이 많은 독립성 공리를 제외시키고, 단조성(monotonicity)과 가설 II (fanning-out 가설)을 포함한다. 가설 II는 추계적으로 열위에 있는 로터리간의 평가에서 보다는 추계적으로 우위에 있는 로터리간의 평가에서 일반적으로 더 위험회피적이라는 가설이다. Starmer and Sugden(1989)는 이 가설을 평가하기 위하여 다음과 같은 유형의 실험을 하였다.

문제 1: R: (0원, 0.55; 11만원, 0.45), S: (0원, 0.4; 7만원, 0.6)

문제 2: R': (0원, 0.85; 11만원, 0.15), S': (0원, 0.8; 7만원, 0.2)

통계적 우위관계를 보면 $R \bullet R'$, $S \bullet S'$ 의 관계가 있다. 그러므로 Machina(1982)의 가설은 문제 1에서 보다 더 위험회피적인 선택을 하게 되어 EUT에 위배되는 선택이 일어난다면 그것은 SR'의 유형이 될 것이라고 주장한다. 이 가설은 EUT로는 설명이 안되는 Allais 등의 공통비율효과를 설명해 준다. 위 문제에 대한 Starmer and Sugden(1989)의 실험결과는 213명 중에서 RS'형이 9명, SR'형이 71명으로 나타나 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 그러나 실험조건을 바꾸어 본 결과, 이 가설을 일반적인 선호특성으로는 볼 수 없다고 결론지었다.

Ⅲ. 實驗分析

기대효용이론 및 vNM공리의 위배현상에 대한 지금까지의 실험연구에서는 기존의 이론체가 개인의 선택행동을 어느 정도 설명할 수 있는지를 알아보는 데에 목적을 두었다. 이러한 목적을 위해서 대부분의 경우 실험실적 상황을 설정하고 학부 및 대학원 학생이라는 제한된 피실험집단을 대상으로 실험을 실시하였다. 선택의 대상이 되는 모든 로터리에서 제시하는 상금액이 큰 경우가 많아 이를 실제적으로 제공할 수가 없으므로 실험실적 상황이 불가피 하며, 자발적 참여를 전제로 하고 있어 실험집단의 크기도 충분히 크게 하기가 어렵다. 본 논문에서도 기존의 연구에서와 같이 대학생을 대상으로 실험을 실시하였다. 의사결정이론이나 통계학을 수강한 성균관대학교 경영학과에 재학중인 학생이 실험집단이다. 본 논문의 목적이 학습을 통하여 성취한 개인들의 정보처리능력과 위배현상 사이의 관련성을 규명하는데 있으므로 우리는 피실험자의 정보처리능력에 대한 척도가 필요하다. 피실험자의 정보처리능력에 대한 척도로서 본 논문에서는⁹⁾ 실험자의 수강과목 성적을 이용하였다. 실험은 <표 1>에서와 같이 상대적으로 안전한 S형 로터리와 상대적으로 불확실성이 높은 R형 로터리 중에서 하나를 선택하게 하는 방식으로 진행되었다.

본 논문에서는 지금까지 불확실한 상황에서 개인들의 선호에 대한 실험연구에서 문제점으로 지적되어 왔던 제반 공리 및 가설을 종합적으로 검토하기 위하여 다양한 형태의 문제를 실험에 포함하였다. 그러나 이들은 모두 기존의 연구에서 다루어 졌던 문제를 상금액만 수정한 형태이다. 문제 1은 Conlisk(1989)와 Wu(1994)가 검토한 Allais 문제에서 상금액만 수정한 것이다. 화폐단위는 환율을 고려하여 설정하였으며, 예비조사과정에서 최고금액을 Allais와 같이 50억으로 하였을 때 1A에서 S형 선택비율이 너무 낮아 상금액을 낮추었다. 문제 2와 3은 Allais 문제의 변형이다. 문제 2에서는 S형과 R형의 기대값을 같게 하였으며, 문제 3에서는 상금액을 낮게 하였다. 문제 4는 공통비율효과를, 또 문제 5는 서수독립성을 보기 위해

9) 본 논문의 심사자 두 분은 학과목 성적을 정보처리능력의 대리지표(proxy)로 사용하는 한계점을 지적하였다. 본 논문에서는 정보처리능력에서 신속성보다는 정확성에 초점을 두고 확률의 의미와 선택문제에서 자신의 선호정도를 정확히 평가할 수 있는 능력을 정보처리능력이라 보았다. 이러한 능력은 학습에 의해 높아질 수 있으며, 학과목 성적이 높은 사람은 학습효과가 더 높다는 의미에서 학과목 성적을 대리지표로 이용하였다.

〈표 1〉 실험문제 요약

문제	S형	R형	비 고
1A	(10억원, 1.00)	(20억원, 0.1; 10억원, 0.89)	독립성 공리, Conlisk(1989), Wu(1994)의 Allais 문제
1B	(10억원, 0.11)	(20억원, 0.10)	
2A	(10억원, 1.00)	(20억원, 0.1; 10억원, 0.80)	독립성 공리, Allais 문제의 변형 1
2B	(10억원; 0.20)	(20억원, 0.10)	
3A	(100만원, 1.0)	(200만원, 0.1; 100만원, 0.89)	독립성 공리, Allais 문제의 변형 2
3B	(100만원, 0.11)	(200만원, 0.11)	
4A	(200만원, 0.02)	(300만원, 0.01)	공통비율 효과, Wu(1994)
4B	(200만원, 0.34)	(300만원, 0.17)	
5A	(360만원, 0.32; 200만원, 0.02)	(360만원, 0.32; 350만원, 0.01)	서수독립성 공리, Wu(1994)
5B	(350만원, 0.32; 200만원, 0.02)	(350만원, 0.33)	
5C	(200만원, 0.02)	(350만원, 0.01)	
6A	(7만원, 0.6)	(11만원, 0.45)	Machina(1982)의 가설 II, Starmer and Sugden(1989)
6B	(7만원, 0.2)	(11만원, 0.15)	
7A	(120만원, 0.34)	(200만원, 0.17)	사이성 공리, Prelec(1990)과 Camerer & Ho(1994)
7B	(120만원, 0.34)	(200만원, 0.01; 120만원, 0.32)	
7C	(200만원, 0.01; 120만원, 0.32)	(200만원, 0.17)	

Wu(1994)에서 이용한 문제이다. 문제 6은 Starmer and Sugden(1989)이 Machina(1982)의 가설 II의 위배를 보기 위해 사용한 문제이다. 마지막으로 문제 7은 Prelec(1990)과 Camerer & Ho(1994)에서 사이성 공리를 확인하기 위해 채용한 문제이다. 7A에서는 S와 R을, 7B에서는 S와 B를, 7C에서는 B와 R을 비교하고 있다.

3.1 검정통계량

본 논문에서 우리의 목적은 기대효용이론이 사람들의 선택행동이론으로서 설명력이 있다는 점을 밝혀줄 수 있는 증거를 얻는 것은 아니다. 기존의 연구에서 나타난 위배현상이 개인들의 보편적인 선택행동의 결과로 나타났다면, 본 논문에서 우리의 목적은 이러한 위배현상이 개인들의 정보처리능력과 관련이 있는가를 규명하는 것이다.

이를 위하여 우리는 먼저 기대효용이론의 설명력에 대한 통계적 유의성을 검정해 볼 필요가 있다. 위배현상의 통계적 유의성을 평가하기 위한 통계량은 다음과 같다.

$$z_1 = 2\sqrt{n}(v-0.5)$$

위에서 n 은 피실험자의 수를 나타내고, v 는 첫번째 선택에서 S, 두번째 선택에서 R'(SR'형)이나 첫번째 선택에서 R, 두번째 선택에서 S'(RS'형)과 같이 기대효용이론에 위배되는 선택을 보이는 사람의 비율이다. 즉 $v=(n(SR') + n(RS'))/n$. 개인들의 선호행동을 예측할 수 없다면 v 는 0.5가 되어야 하나, 개인들이 기대효용이론에 따라 행동한다면 v 는 0.5보다 작아야 한다. 그러므로 v 가 0.5라는 귀무가설과 v 가 0.5보다 작다는 대립가설에서 귀무가설을 기각한다면 기대효용이론을 기각할 수 없다. 즉, 위에서 정의한 z_1 이 0보다 충분히 작으면 기대효용이론을 기각할 수 없다.

사람들의 선택행동에 대한 하나의 이론이 있고 실험결과 그 이론에 대한 위배현상이 존재할 때에도 위배현상의 존재 그 자체는 선택이론의 가치에 크게 중요하지 않다. 왜냐하면, 어떤 경제이론도 항상 완전히 작용한다고 볼 수는 없기 때문이다. 많은 개인들이 이론에 위배되는 선택을 한다는 하나의 증거를 얻었다 하여도 이것으로 이론에 문제가 있다고 추론할 필요는 없다. 선택대상 로터리가 유사할 경우 이들의 가치를 정확히 평가하여 일관성있는 선택을 하기가 쉽지 않기 때문이다. 즉 기대효용이론에 위배되는 현상이 존재한다는 사실만으로는 기대효용이론을 부정할 수 없다. 그러나 그러한 위배현상이 주로 SR형이거나 또는 RS형으로 하나의 방향성을 가지고 일관성있게 체계적으로 나타난다면 이것은 문제가 된다. 개인들의 선택행동을 결정하는 기준이 틀렸거나 또는 선택행동에 영향을 미치는 주요 요인이 기준함수에 반영되어 있지 않다고 볼 수 있기 때문이다.

그러므로, 우리가 관심을 가져야 할 사항은 실험과정에서 나타나는 이론이나 공리에 대한 위배현상의 체계성이다. Conlisk(1989)는 체계성이 통계적으로 유의한 것인가를 평가하기 위하여 다음과 같은 z_2 통계량을 고안하였다.

$$z_2 = \frac{\sqrt{(n-1)(s-0.5)}}{\sqrt{\frac{0.25}{v} - (s-0.5)^2}}$$

위에서 n 는 피실험자의 수를 나타내고, v 는 기대효용이론에 위배되는 선호를 보이는 사람의 비율, 그리고 s 는 체계적 위배비율이다. 위배현상이 RS형이라기 보다는 SR형이 체계적으로 나타난다는 가설을 검정하기 위해서는 $s = n(SR)/(n(SR) + n(RS))$ 로 정의된다. 체계성이 없다면 RS형과 SR형이 동일한 비율로 나타나야 하므로 위에서 정의한 z_2 는 0이 된다. 그러므로, 위배현상이 무작위적이라는 귀무가설하에서 z_2 는 표준정규분포함수를 따르게 된다. z_2 의 절대값이 크다면 그것은 위배현상이 체계적이라는 증거가 된다. 한편 두 피실험자 집단에 대하여 위배현상의 강도에 차이가 있는가를 평가하기 위해서는 아래와 같이 정의되는 Conlisk(1989)의 D통계량을 이용한다.

$$D = \frac{(v_1 - v_2)}{\sqrt{\frac{v_1(1-v_1)}{n_1-1} + \frac{v_2(1-v_2)}{n_2-1}}}$$

v_1 과 v_2 는 두 집단의 위배비율이다. 이렇게 정의되는 D는 두 집단간에 위배강도의 차이가 없다는 귀무가설하에서 표준정규분포를 갖는다. 두 집단간에 차이가 없다면 D값은 0이 되어야 한다. 그러므로 표준정규분포에 비하여 D가 큰 값을 갖는다면 그것은 집단 1에서의 위배현상이 더 강하다는 증거가 된다. 본 논문에서는 정보처리능력의 차이에 따라 분류한 두 집단의 위배비율이 통계적으로 유의한가를 평가하기 위하여 이 통계량을 이용한다.¹⁰⁾

10) 위에서 정의한 두 통계량은 표본의 크기가 커지면 절대값이 커지는 경향이 있다.

3.2 실험결과

3.2.1 전반적 성향

Allais문제에서 나타난 기대효용이론의 위배는 개인들의 의사결정에서 독립성 공리가 지켜진다면 나타날 수 없다. 그러므로, Allais문제는 독립성 공리를 평가하기 위하여 이용될 수 있다. 문제 1A/1B는 Allais의 원 문제이다. <표 2>의 실험결과를 보면 피실험자 중에서 40%가 독립성에 위배되는 선호를 보였다. 그러나 z_1 통계량을 보면 이러한 위배율에서도 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각할 수 있어 이것만으로는 독립성 공리를 부정할 수 없다.¹¹⁾ 즉 개인의 의사결정에서 독립성 공리는 보편적으로 적용된다고 할 수 있다. 다만, 다수의 피실험자가 1A에서는 안전한 로터리를 선택하나 2B에서는 위험한 로터리를 선택하여 SR형의 비율이 체계적으로 높게 나타난다는 점이 문제가 된다. ($z_2=7.52$) 이것은 기대효용이론만으로는 설명할 수 없는 어떤 요인이 작용하고 있음을 의미한다.

다음으로 우리가 관심을 갖는 문제는 Allais문제에서 상금액과 확률을 바꾸어 줄때 개인들의 선호행동에서의 변화이다. 먼저, 변형문제 1 (2A/2B)은 Allais의 원 문제에서 상금액을 그대로 두고 확률만을 바꾸어 S형과 R형이 동일한 기대값을 가지도록 설계한 문제이다. 동일한 기대값의 두 로터리에서 R형 보다는 S형의 선호비율이 높아 사람들은 일반적으로 위험중립이라기 보다는 위험회피적이라는 점을 알 수 있었다. 기대값이 동일하므로 선택이 용이하여 기대효용이론에 대한 위배가 줄어들 것으로 예상되었으나, 위배비율은 원 문제와 같은 수준인 41%로 나타났다. 위배율은 비교적 높은 편이나 z_1 통계량을 보면 ($z_1 = -2.75$), 여전히 독립성 공리를 기각할 수 있는 수준은 아니다. 원 문제에서는 위배의 체계성이 문제로 지적되었으나, 변형문제에서는 z_2 통계량을 보면, 위배의 체계성이 더 이상 유의하지 않음을 알 수 있다. 그러므로 이 문제에 대해서는 기대효용이론을 기각할 수 없다.

11) Conlisk(1989)에서는 50.4%, Wu(1994)에서는 55%의 실험자가 위배를 보여, 귀무가설을 기각할 수 없다. 이러한 실험결과와의 차이는 상금액의 차이에서 비롯되었을 것으로 판단된다.

〈표 2〉 실험결과 요약

문제유형	문제	%S	%R	%SR	%RS	위배비율	z_1	z_2
독립성공리, Allais 문제	1A	42	58	38	2	40	-3.27	7.52
	1B	6	94			**		
Allais 문제 - 변형 1	2A	71	29	23	18	41	-2.75	0.84
	2B	66	34			**		
Allais 문제 - 변형 2	3A	29	71	27	2	29	-6.43	5.65
	3B	4	96			**		
공통비율 효과	4A	47	53	5	42	47	-0.92	-6.90
	4B	84	16					
서수독립성-문제 1	5A	33	67	9	27	36	-4.28	-3.39
	5B	50	50				**	**
서수독립성-문제 2	5A	33	67	6	11	17	-10.40	-1.32
	5C	39	61				**	
Machina 가설II	6A	39	61	24	8	32	-5.51	3.18
	6B	23	77				**	**

주 1) $n=234$, z_1 과 z_2 는 앞에서 정의한 통계량으로 위배현상의 유의성 및 체계성을 평가하기 위한 통계량이다.

2) '**'표시는 1% 유의수준에서 개인들의 선택행동이 무작위적이라는 귀무가설의 기각을 의미함.

변형문제 2 (3A/3B)에서는 확률을 바꾸지 않고 대신 상금액을 크게 낮추었다. 변형문제 1과는 달리 R형에 대한 선호비율이 71%와 96%로 높게 나타났다. 상금액이 낮아지면 위험이 높더라도 기대값이 큰 쪽을 선호하는 경향이 높아진다고 말할 수 있다. 결과적으로 위배비율은 29%로 크게 낮아져 독립성 공리의 지지가 그만큼 높아졌다. 그러나 위배자 중에서 SR형의 비율이 높아 위배의 체계성은 여전히 매우 유의하다. ($z_2 = 5.65$) 이상의 실험으로부터 우리는 Allais의 위배현상은 상금액이 적어지면 크게 줄어든다는 점을 알 수 있다.

지금까지 우리는 기대효용이론의 위배현상이 기대효용이론에서 선형확률함수를 가정하고 있기때문이라 생각하고 비선형 확률가중함수를 이용하여 개인의 선호행동을 설명하려 하였으나, 상금액의 크기도 선호행동에 영향을 미침을 알 수 있다. 상금액이 커지면 개인들은 더욱 위험회피적이 되고, 이러한 위험성향은 확률가중함수를 통하여 개인의 선호결정에 영향을 미친다.¹²⁾

공통비율효과를 알아보기 위한 문제(4A/4B)에서는 위배비율이 높아 귀무가설을 기각할 수 없다. 즉, 개인들의 의사결정에 기대효용이론이 적용된다는 가설을 최소한 여기서 검토한 문제에 대해서는 받아들일 수 없다. 기존의 연구에서와 마찬가지로 RS형 방향으로의 체계성이 높아 ($z_2 = -6.90$), 공통비율효과를 확인할 수 있다. 즉, 개인들의 위배행동의 대부분은 낮은 확률에서(4A) 보다 위험추구적이 된다는 공통비율효과로 설명이 가능하다고 할 수 있다.

서수독립성 문제에 대한 위배비율은 36%로 상당히 높은 편이나, 여전히 우리는 1%의 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 있어 개인들의 선택행동에 대한 공리로서 서수독립성을 배제할 수 없다. 다만 z_2 가 높은 수준이어서 위배현상의 체계성이 문제로 남는다. 서수독립성 2에서는 문제 1과는 달리 공통부분을 삭제한 문제(5C)와 비교하게 하였다. 공통부분이 모호할 경우(5A/5B)에서 보다 위배비율이 36%에서 17%로 크게 줄어들었으며, 체계성도 통계적으로 유의하지 않아 서수독립성을 기각할 수 없다. 그러므로, 문제가 복잡하게 제시되면 사람들은 공통부분을 식별하지 못하여 서수독립성에 위배되는 선호를 보일 수 있으나, 공통부분을 명백히 하면 공통부분을 삭제한 후 선택을 하게 되어 서수독립성이 적용된다고 해석할 수 있다.

마지막으로 Machina의 가설을 검증하기 위한 문제에서도 기대효용이론에 대한 위배비율은 32%로 기대효용이론이 설명력이 없다는 귀무가설은 기각된다. 다만 z_2 가 여전히 높은 수준이어서 위배현상의 체계성은 통계적으로 유의하다. 통계량 $z_2 = 3.18$ 은 1% 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 있는 수준이어서 Machina의 가설을 지지하는 듯하다. 일반효용이론의

12) log효용함수는 오목형효용함수의 하나로 상금액이 커질때 효용은 보다 낮은 비율로 증가하여 개인의 위험회피적 선호를 나타내기 위해 사용한다. 여기에서 의미하는 상금액의 크기가 선호행동에 영향을 미치는 경로는 상금액에 따라 위험성향 자체의 변화를 통해서이다. 즉 소액상금을 비교할때와 거액상금을 비교할때는 상이한 효용함수가 적용될 수 있다. SEUT에서는 확률가중함수 $f(i,l)$ 에서 상금액의 효과를 반영한다.

가설II를 검토할 때에는 기대효용이론의 위배현상이 주로 SR(fanning-out)유형이라는 점을 확인해야 한다. 귀무가설은 SR(fanning-out)형과 RS(fanning-in)형이 같은 비율로 나타나서 총 위배에 대한 SR(fanning-out)형의 비율이 0.5라는 것이 되고, 대립가설은 그 비율이 0.5이상이라고 두어서 단측검정방법이 적용되어야 한다. 통계량 $z_1=7.65$ 는 1% 유의수준에서도 귀무가설을 기각할 수 있는 수준이어서 Machina의 가설은 지지를 받는다고 할 수 있다.

이상의 결과를 요약하면, 위배비율이 비교적 높게 나타난 것은 사실이나 기대효용이론을 기각할 수 있을 만큼 높지는 않다. 그러나 위배현상을 보이는 피실험자들이 일정한 방향성을 가지는 것으로 나타났으나, 기대효용이론에서는 이 점을 설명할 수 없어 문제로 지적할 수 있다. 위배의 방향은 공통비율효과나 Machina의 가설 II에서 주장한 것과 같은 방향으로 나타나고 있다. 다음에서는 이러한 위배현상이 개인들의 정보처리능력과 어떤 관계를 가지는가를 알아본다.

3.2.2 정보처리능력의 효과

앞에서 우리는 기대효용이론에 위배되는 선호를 보인 피실험자의 비율이, 공통비율효과 문제를 제외하고는 귀무가설을 기각할 수 있을 만큼 충분히 높지는 않으나 여전히 높은 수준임을 보았다. 독립성 문제에서는 40%가, 그리고 공통비율 문제의 경우 47%가 이론에 위배되는 선호를 보여 기존의 많은 연구와 유사한 결과를 얻었다. 이와 같은 실험결과가 일반적인 현상이라면 어떤 유형의 사람들이 더 높은 위배를 보이는가를 알아 볼 필요가 있다

피실험자의 개인특성이 이러한 위배현상에 어떤 영향을 미치는가를 알아보기 위하여 본 논문에서는 교육 및 학습에 의해 축적된 개인의 정보처리능력에 따라 구분한 두 집단간의 위배비율의 차이를 조사하였다. 개인의 정보처리능력은 측정이 곤란하나 여기에서는 피실험자 집단이 학생이므로 이들의 학과목 성적을 대리변수로 이용하였다. 즉 학과목 성적에 따라 세 집단으로 구분한 후, 상위집단과 하위집단에서의 위배현상을 비교하여 개인의 정보처리능력이 미치는 효과를 평가하고자 한다.

다음의 <표 3>은 실험결과를 요약한 것이다. 모든 문제에서 하위집단은 상위집단보다 더 높은 위배비율을 보였다. 두 집단간 위배비율의 차이를 검정하기 위한 D-통계량을 보면 공통비율효과 문제를 제외하고 모든 문제에서 두 집단 간에 차이가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준

에서 기각할 수 있음을 볼 수 있다. 그러므로 우리는 정보처리능력이 공리위배와 유의한 관계를 가지며, 정보처리능력이 높을수록 기대효용이론에 부합하는 선호를 보이는 경향이 높아진다고 말할 수 있다.

위배비율의 유의성을 보면 상위집단의 z_1 은 모든 공리에 대해 유의하게 나타나 대립가설을 기각할 수 없으나, 하위집단의 z_1 은 변형문제 2와 서수독립성 문제 2에 대해서만 1% 수준에서 유의하여 대부분의 공리가 기각될 수 있음을 알 수 있다. 즉, 상위집단에서는 기대효용이론을 기각할 수 없으나, 하위집단에서는 대부분 기대효용이론이 기각된다. Allais의 원 문제의 경우 상위집단은 33%, 하위집단은 50%의 위배비율을 보여 D통계량이 5%의 유의수준에서 유의함을 알 수 있다. S형과 R형의 기대값을 같게 만든 변형문제에서 상위집단은 SS형이 가장 많아 58%를 차지하나 하위집단에서는 SR형이 40%로 가장 많았다. 상위집단은 동일한 기대값을 갖는 로터리들의 비교에서 계속 보다 안전한 로터리를 선택하나, 하위집단에서는 처음에는 안전한 로터리를 다음에는 위험한 로터리를 선택하였다. 이것은 하위집단에서 의사결정의 일관성이 더 낮다는 것을 의미한다. 그러나 상금액을 줄일때 이러한 집단간의 차이는 없어졌다.

공통비율효과나 Machina 가설도 z_2 통계량을 보면 하위집단에서 더 높은 수용도를 보이는 것을 알 수 있다. 이들 결과를 종합해 보면, Allais 문제에서의 위배현상은 정보처리능력이 낮은 집단에서 높게 나타나는데, 이러한 현상은 이들에게서 공통부분이 모호할 경우 독립성 공리의 위배경향이 강하고, Machina 가설 II에서 주장하는 바와 같이 확률이 낮을 때는 위험추구적이고 확률이 높을 때는 위험회피적 선택을 하는 경향에서 비롯된다고 볼 수 있다.

상위집단과 하위집단의 비교에서 또 하나 눈에 띄는 점은 공통비율효과이다. 이 문제에서는 두 집단간 위배비율의 차이가 통계적으로 유의하지 않는데, 이것은 상위집단에서의 위배비율이 높게 나타났기 때문이다. 그러나 공통비율효과는 두 집단 모두에서 유의한 것으로 평가된다. 즉 정보처리능력이 높은 집단에서도 실현확률이 낮을 때 보다 더 위험추구적이 된다는 가정을 부정할 수 없다.

우리는 개인들의 위험성향이 공리위배와 관계가 있을 것으로 추정하여 왔다. Kahneman & Tversky(1979)는 Allais역설을 확실한 성과(문제 1A의 S)에 비중을 많이 둔다는 확실성 효과로 설명하였으며, SEUT에서는 비선형 확률가중합수를 이용하여 로터리를 평가한다. 만

〈표 3〉 정보처리능력에 따른 집단간 위배율 비교

문제유형	문 제	%S	%R	%SR	%RS	위배비율	z_1	z_2	D 통계량
Allais 문제	상위집단	4	33	0	63	33	-3.00**	6.16**	-2.17*
	하위집단	3	45	5	47	50	0.00	6.02**	
Allais 변형문제 1	상위집단	58	15	19	8	34	-2.83**	-0.60	-3.08**
	하위집단	36	40	18	6	58	1.41	2.65**	
Allais 변형문제 2	상위집단	3	26	1	70	27	-4.06**	4.82**	-1.21
	하위집단	3	31	5	61	36	-2.47**	4.22**	
공통비율 효과	상위집단	49	6	33	12	39	-1.94*	-4.21**	-1.13
	하위집단	40	3	45	12	48	-0.35	-6.69**	
서수독립성- 문제 1	상위집단	36	7	15	46	22	-4.95**	-1.52	-2.33**
	하위집단	12	3	36	47	39	-1.94*	-5.46**	
서수독립성- 문제 2	상위집단	40	3	10	47	13	-6.54**	-1.72*	-0.53
	하위집단	14	1	15	70	16	-6.01**	-3.28**	
Machina 가설 II	상위집단	23	17	6	54	23	-4.69**	2.07*	-3.09**
	하위집단	12	37	9	42	46	-0.71	3.98**	

주 1) 전체 표본(234명)을 성적에 따라 세 집단으로 구분한 후, 상위집단과 하위집단을 비교함.
 그러므로 상위집단 및 하위집단의 표본크기는 78명임.

2) ***표시는 1% 유의수준에서, **표시는 5% 유의수준에서 개인들의 선택행동이 무작위 적이라는 귀무가설의 기각을 의미함.

약 정보처리능력과 위험성향의 상관관계가 높고, 앞에서 관찰된 위배상황이 피실험자의 정보처리능력보다는 위험성향과 관계가 깊다면, 학습과정에 의해 축적된 정보처리능력의 설명력은 더 이상 지지받기 힘들다. 그러므로 정보처리능력의 설명력을 확인하기 위해서는 피실험자의 위험성향에 따른 위배현상을 조사하지 않으면 안된다.

피실험자들의 위험성향을 측정하기 위해 본 논문에서는 '10억원을 받거나, 아무 것도 받지 못할 가능성이 반반인 로터리'의 구입가격을 제시하게 하였다. 2억원 미만을 제시한 피실험자

를 위험회피도가 높은 상위집단으로 분류하고, 4억원이상을 제시한 피실험자는 하위집단으로 분류하였다. 로터리의 매도가격도 조사하였으나 많은 사람이 기대값인 5억원을 제시하여 구분이 곤란하였다.

개인의 정보처리능력과 위험성향 사이에는 정의 상관관계가 있으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 즉, 정보처리능력이 낮은 집단은 높은 집단에 비하여 비교적 위험회피적인 것으로 나타났다. 다음의 <표 4>는 위험성향에 따라 구분한 두 집단간의 위배비율을 비교한 것이다. 조사결과를 보면, 위험성향에 따라 구분한 두 집단의 위배율의 차이는 5%의 유의수준에서 공통비율효과 문제를 제외하고는 모두 유의하지 않는 것으로 나타났다.

<표 4> 위험성향에 따른 집단간 위배율 비교

문제유형	문 제	%S	%R	%SR	%RS	위배비율	z_1	z_2	D 통계량
Allais 문제	상위집단	4	51	0	45	51	0.19	9.84**	1.40
	하위집단	9	37	3	51	40	-1.67*	5.30**	
Allais 변형문제 1	상위집단	46	27	17	10	44	-1.16	1.47	0.13
	하위집단	40	31	12	17	43	-1.17	2.51**	
Allais 변형문제 2	상위집단	4	31	0	65	31	-3.68**	6.46**	-0.80
	하위집단	9	33	4	54	37	-2.18*	4.51**	
공통비율 효과	상위집단	32	6	49	13	55	0.97	-6.86**	3.31**
	하위집단	58	7	23	12	30	-3.35**	-2.54**	
서수독립성- 문제 1	상위집단	13	15	23	49	38	-2.32*	-1.26	0.53
	하위집단	46	3	31	20	34	-2.68**	-4.55**	
서수독립성- 문제 2	상위집단	28	2	12	59	14	-6.98**	-2.67**	-1.30
	하위집단	37	12	10	41	22	-4.69**	0.35	
Machina 가설 II	상위집단	15	24	9	52	33	-3.30**	2.61**	0.97
	하위집단	23	17	9	51	26	-4.02**	1.32	

주 1) 전체 표본(234명)을 위험회피도에 따라 세 집단으로 구분한 후, 위험회피도가 높은 상위 집단과 낮은 하위집단을 비교함. 상위집단과 하위집단의 표본크기는 각각 94명, 70명이었다.

2) ***표시는 1% 유의수준에서, **표시는 5% 유의수준에서 개인들의 선택행동이 무작위적이라는 귀무가설의 기각을 의미함.

공통비율효과 문제의 경우 정보처리능력에 따라 구분한 집단 사이에는 위배비율의 차이가 유의하지 않았으나, 위험성향에 따라 구분한 집단 사이에는 위배비율의 차이가 유의하게 나타났다. 위험회피성향이 높은 집단에서의 위배비율이 특히 높게 나타나고 있다. 전반적으로 위험회피성향이 높은 집단에서 위배비율이 높게 나타나는 경향이 있으나 그 차이가 뚜렷하지는 않다.

이러한 조사결과를 볼때, 개인들의 위험성향이 공리위배와 관계가 있을 것이라는 주장은 받아들일 수 없다. 정보처리능력이 낮은 집단에서 위험회피적 경향이 강하나, 위험성향에 따라 구분한 집단간의 위배비율 차이는 공통비율효과를 제외하고는 유의하지 않는 것으로 나타나, 개인들의 위험성향보다 정보처리능력이 위배현상에 대하여 더 높은 설명력을 갖는다고 말할 수 있다. 사이성 공리의 검정을 위해서 안전한 로터리(S), 위험한 로터리(R), 그리고 이들의 결합으로 만들어진 중간 로터리(B) 등 세 개의 로터리를 이용하여 <표 1>의 문제 7A, 7B, 7C와 같이 세번의 질문을 만들어 실험하였다. 문제 7A에서 78%가 S를 선택하여 실험집단이 전체적으로 위험회피적 성향이 높음을 알 수 있었다. <표 5>의 실험결과를 보면 전체적으로 Camerer & Ho(1994)의 실험에서 나타난 것과 유사하게 의사오목형(quasi-concave)이 많이 나타났다. 위배비율만을 보면 Camerer & Ho(1994)보다 훨씬 낮아 통계적으로 사이성 공리를 기각할 수 없다.¹³⁾ 그러나, 위배의 체계성이 높아 사이성이 설명하지 못하는 부분이 있음을 인정하지 않을 수 없다. 정보처리능력에 따라 구분한 상위집단과 하위집단에서의 위배비율을 비교해 보면, 하위집단에서의 위배율이 더 높다. 전체적으로는 사이성 공리를 기각할 수 없

<표 5> 사이성 공리 실험결과

구분	사이성	의사불복형	의사오목형	비전이성	위배율	z_1	z_2
상위집단	38	12	45	5	62	-4.59**	-4.26**
하위집단	26	9	61	4	74	-0.35	-6.96**
합계	36(19)	12(1)	47(75)	5(5)	64(81)	-3.89**	-4.49**

주 1) ()의 숫자는 Camerer & Ho(1994)의 실험결과임. 집단구분에 대해서는 <표 3>의 주와 같음.

2) **표시는 1% 유의수준에서 개인들의 선택행동이 무작위적이라는 귀무가설의 기각을 의미함.

13) 통계량 z_1 은 위배율이 0.75라는 귀무가설을 바탕으로 계산한 것이다. 세 번의 질문에 대한 답은 8개가 가능하나 이중 사이성 공리에 부합하는 답은 둘이다. 즉 응답이 무작위적이라면 위배율은 0.75가 된다.

었으나, 하위집단의 z -통계량은 더 이상 귀무가설을 기각할 수 없음을 의미한다. 위배의 체계성은 양 집단에서 모두 유의하게 나타나지만, 하위집단에서의 체계성이 더욱 뚜렷하다.¹⁴⁾

이러한 실험결과로부터 우리는 최소한 하위집단에 대해서는 개인의 선택행동으로 사이성 공리를 주장하기 어렵다.

IV. 결 론

개인들의 선호행동에 대한 기대효용이론의 위배현상을 조사하기 위하여 기존의 연구에서 채용한 것과 유사한 문제를 사용하여 우리는 기대효용이론에 위배되는 선호를 보인 피실험자의 비율이, 공통비율효과 문제를 제외하고는 귀무가설을 기각할 수 있을 만큼 충분히 높지는 않으나 여전히 높은 수준임을 보았다. 독립성 문제에서는 40%가, 그리고 공통비율 문제의 경우 47%가 이론에 위배되는 선호를 보여 기존의 많은 연구에서와 유사한 결과가 얻어졌다. 피실험자의 개인특성이 이러한 위배현상과 어떤 관계가 있는지를 알아보기 위하여 본 논문에서는 교육 및 학습에 의해 축적된 개인의 정보처리능력에 따라 구분한 두 집단간의 위배비율의 차이를 조사하였다. 실험에 사용한 모든 문제에서 하위집단은 상위집단보다 더 높은 위배비율을 보였다. 두 집단간 위배비율의 차이를 검정하기 위한 D-통계량을 보면 거의 모든 문제에서 두 집단 간에 차이가 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 있음을 볼 수 있다. 그러므로 우리는 정보처리능력이 공리위배와 유의한 관계를 가지며, 정보처리능력이 높을수록 기대효용이론에 부합하는 선호를 하는 경향이 높아진다고 말할 수 있다. 즉, 공리 위배현상에 대한 하나의 원인을 개인의 정보처리능력에서 찾아볼 수 있다.

우리는 개인들의 위험성향이 공리위배와 관계가 있을 것으로 추정하여 왔다. 조사결과 정보처리능력이 낮은 집단이 보다 더 위험회피적인 것으로 나타나지만, 위험성향에 따라 구분한 집단간의 위배비율 차이는 공통비율효과를 제외하고는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 그러므로 위배현상은 개인들의 위험성향보다 정보처리능력이 위배현상에 대하여 더 높은 설명력을 갖는다고 말할 수 있다.

본 논문에서는 통계학 및 의사결정론을 수강한 대학생만을 실험대상으로 하여 정보처리능력면에서 피실험자의 동질성이 높다. 실험집단에 일반인을 포함하여 이질성을 높여 줄때, 정보처리능력의 차이에 따른 효과가 보다 선명해 질 것으로 예상된다. 그러나 개인의 정보처리능력에 대한 객관적 평가가 곤란하다는 문제가 남는다. 본 논문에서는 학과목 성적을 대리 지표로 사용하였으나 학과목 성적으로 개인의 정보처리능력을 어느 정도 파악할 수 있는지는 의문이며 이 점은 본 논문의 한계라 할 수 있다. 그러므로 보다 정교한 지표개발이 요청된다.

참고문헌

1. Bernasconi, Michele, "Nonlinear Preference and Two-Stage Lotteries: Theories and Evidence," *The Economic Journal*, Vol. 104, 1994, pp. 54-70.
2. Camerer, Colin, "An Experimental Test of Several Generalized Utility Theories," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 2, 1989, pp. 61-104.
3. Camerer, Conlin and Teck-Hua Ho, "Violations of the Betweenness Axiom and Nonlinearity in Probability," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 8, 1994, pp. 167-196.
4. Chew, Soo-Hong and William S. Waller, "Empirical Tests of Weighted Utility Theory," *Journal of Mathematical Psychology*, Vol. 30, 1986, pp. 55-72.
5. Conlisk, John, "Verifying the Betweenness Axiom with Questionnaire Evidence, or Not: Take Your Pick," *Economic Letter*, Vol. 25, 1987, pp. 319-322.
6. Conlisk, John, "Three Variants on the Allais Example," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 3, 1989 June, pp. 392-407.
7. Einhorn, H. J. "The Use of Nonlinear, Noncompensatory Models in Decision Making," *Psychological Bulletin*, Vol. 73, 1970, pp. 221-230.
8. Einhorn, H. J. "The Use of Nonlinear, Noncompensatory Models as a Function of

- Task and Amount of Information," *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol. 6, 1971, pp. 1-27.
9. Ellsberg, D. "Risk, Ambiguity and the Savage Axioms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 75, 1961, pp. 643-669.
 10. Friedman, M and L. J. Savage, "The Utility Analysis of Choices Involving Risk," *Journal of Political Economy*, Vol. 56, 1948, pp. 279-304.
 11. Gigliotti, Gary and Barry Sopher, "A Test of Generalized Utility Theories," *Theory and Decision*, Vol. 35, 1993, pp. 75-106.
 12. Gonzalez, Richard and George Wu, "New Directions in Modeling Risky Choice," TIMS /ORSA, Boston, 1994.
 13. Green, Jerry and Bruno Jullien, "Ordinal Independence in Nonlinear Utility Theory," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 1, 1988, pp. 355-387.
 14. Hershey, J. C. and P. J. H. Schoemaker, "Risk Taking and Problem Context in the Domain of Losses: An Expected Utility Analysis," *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 47, No. 1, 1980, pp. 111-132.
 15. Keeney, R. L. and H. Raiffa, *Decisions with Multiple Objectives: Preferences and Value Tradeoffs*, New York, John Wiley and Sons, 1976.
 16. Kahneman, D. and A. Tversky, "Prospect Theory, An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp. 263-291.
 17. Machina, M., "Expected Utility Theory Without the Independent Axiom," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 277-323.
 18. Prelec, Drazen, "A Pseudo-endowment' Effect, and its Implications for Some Recent Nonexpected Utility Models," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 3, 1992, pp. 247-259.
 19. Quiggin, J., "A Theory of Anticipated Utility," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 3, 1982, pp. 323-343.
 20. Shugan, H. A., "The Cost of Thinking," *The Journal of Consumer Research*, Vol. 7,

- 1980, pp. 99-111.
21. Simon, H. A., "Rational Decision Making in Business Organizations," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 493-513.
 22. Starmer, Chris and Robert Sugden, "Violations of the Independence Axiom in Common Ratio Problems: An Experimental Test of Some Competing Hypotheses," *Annals of Operations Research*, Vol. 19, 1989, pp. 79-102.
 23. Tversky, Amos, "Additivity, Utility and Subjective Probability," *Journal of Mathematical Psychology*, Vol. 4, 1967, pp. 175-201.
 24. Tversky, Amos, "Choice by Elimination," *Journal of Mathematical Psychology*, Vol. 9, No. 4, 1972, pp. 175-201.
 25. Tversky, Amos and Daniel Kahneman, "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5, 1992, pp. 297-323.
 26. Yaari, M., "The Dual Theory of Choice under Risk," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 95-115.
 27. Wakker, Peter and Amos Tversky, "An Axiomatization of Cumulative Prospect Theory," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 7, 1993, pp. 147-176.
 28. Wu, George, "An Empirical Test of Ordinal Independence," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 9, 1994, pp. 39-60.

Learning Effects on the Violations of Expected Utility Theory

Yangyul Kim*

ABSTRACT

Since the famous Allais' experiment, many studies have reported the limitations of the expected utility theory based on Von Neumann Morgenstern axioms. They claim a significant portion of subjects on the average make a choice violating the EUT. This is a micro-study to identify what type of individuals is more likely to violate the axioms. This paper examines the effects of the information processing capability of individuals which is accumulated by learning.

The subjects participated in a series of experiments are grouped into three by their information processing capability, and the ratios of subjects violating the EUT are compared. The group with higher capability showed significantly lower violation ratios in most of the problems investigated. This result implies that the rational decision-making capability of individuals can be built up by learning, and the more rational decision-maker will show his preference conforming to the expected utility theory.

* Associate Professor, Dept. of Business Administration, SungKyunKwan University

