

의견개선 기대와 실제의 차이가 절차공정성지각에 미치는 효과의 문화간 유사성과 차이점*

고재원[†] 남기덕 김용주

육군사관학교 심리학과

본 연구는 작업장면 의사결정과정에서 고용인들에게 의견개선 기회를 제공하는 것으로 인한 절차 공정성 지각에서의 효과가 조망이론이 제시하는 가치함수(Kahneman & Tversky, 1979)의 모양처럼 나타나는지 여부를 검증한 연구이다. 이를 위해서 시나리오식 상황자극재료를 사용하였고, 3개국 대학생 1,118명을 대상으로 하여 인터넷 실험조작을 통해 자료를 수집하였다. 주요 결과로는 첫째, 조망이론이 제시하는 것처럼, 의견개선 가치함수의 효과는 중립적 지점인 준거점에서 양 방향으로 처음 이탈하는 부분에서 절차 공정성 지각에 가장 큰 영향을 미쳤으며, 준거점으로부터 이격거리가 커지면서 단위량 변화 당 효과의 크기는 점차 감소하였다. 전체적으로 S자의 모양을 보였고, 곡선의 기울기는 이익영역보다는 손실영역에서 더 가파르게 나타났다. 둘째, 의견개선 가치함수의 모양은 한국, 미국, 싱가포르 등 3개국 모두에서 비슷한 모양을 보였다. 셋째, 이와 같이 가치함수의 모양은 비슷하지만, 문화권별로 준거점의 평균값은 상이하였다. 추가적인 연구 발견 및 인터넷-기반 자료수집 방법과 관련된 방법론적 함축점 및 공정성 연구자들을 위한 본 연구의 이론적인 함축점과 제한점 등이 논의되었다.

주요어 : 의견개선, 기대, 절차정의, 조망이론, 가치함수, 인터넷-기반, 준거점

* 본 연구를 위해 활용할 수 있도록 모든 실험자극용 시나리오를 제공해 준 University of Texas at Arlington의 Kenneth H. Price 교수와 연구자료 수집 과정에 도움을 주신 Singapore Management University의 Gary W. Greguras 교수, 미국 University of Arizona의 Layne E. Paddock, 경기대학교 김범준 선생님, 그리고 연세대학교 윤소연 선생님에게 감사드립니다.

† 교신저자 : 고재원, 육군사관학교 심리학과, (139-799) 서울시 노원구 공릉동 사서함 77-2호, jaeko@kma.ac.kr

의사결정 과정에서의 의견개진 효과(voice effect; Folger, 1977)는 조직 공정성 연구에서 가장 많이 연구된 분야 중 하나이다. 의견개진 기회를 제공하면 조직구성원들의 공정성 및 통제력 지각을 증진시킨다는 것은 수행평가(Greenberg, 1990), 구조조정으로 인한 해고결정 이후 생존자들의 반응(Brockner & Greenberg, 1990) 및 의사결정(Lind, Kanfer, & Earley, 1990) 등의 다양한 연구 분야에서 알려졌다. 만약 의사결정자가 조직구성원들로 하여금 적절한 정보를 제공할 수 있는 발언기회를 제공하지 못했거나, 설사 의견개진 기회를 제공했다고 하더라도 그것이 진실하지 못했다(disingenuous)고 느낀다면 구성원들은 좌절과 분노를 표출할 가능성이 높아진다(Baldwin, Magjuka, & Loher, 1991; Folger, 1997).

의견개진 효과에 대한 초기 연구들은 제공되는 의견개진 기회와 긍정적인 조직 결과물 간의 선형적인 관계성을 제시하였다. 하지만, 후속연구들에 의하면, 의견개진 기회를 더 많이 제공하는 것이 더 큰 공정성 지각으로 이어지는 것에는 일부 제한 조건들이 있음을 보여주었다(Folger, 1977; Folger & Cropanzano, 1998; Van den Bos, Vermunt, & Wilke, 1996). 더 나아가 Hunton, Hall과 Price(1998)는 높은 수준의 의견개진 기회 제공이 미치는 영향에 관한 연구에서 의견개진 양을 증가시켜도 실제적인 효과량의 절대치는 감소하게 된다는 것을 보였다. 단위 의견개진 기회의 증가가 갖는 가치는 '전혀 기회를 제공하지 않는 조건(mute)'에서 약간의 기회를 제공할 경우에 가장 크게 나타났다. 그 이후에는 의견개진 단위량의 가치가 절차공정성 반응 측정치에 미치는 효과의 크기가 점진적으로 감소하는 경향을 보였다. Price, Hall, Van den Bos,

Hunton, Lovett과 Tippett(2001) 등은 이 결과를 확장하여 미국, 영국, 멕시코, 네델란드 등 4개국 피험자들을 대상으로 검증하였으며, 의견개진 기회의 가치함수(value function) 모양이 4개국에 걸쳐서 유사하다는 것을 보여주었다.

조망이론과 의견개진 기회의 가치

조망이론(prospect theory; Kahneman & Tversky, 1979)은 사람들이 재화(commodity)의 양이나 결과물의 가치에 대한 평가에 있어서 나타나는 경향성을 가치함수 곡선으로 보여주었다. 조망이론에 의하면, 사람들은 어떤 결과물의 가치에 대한 정적, 부적 정도를 평가함에 있어서 중립적인 준거점(reference point)을 기준으로 이익(gain)이나 손실(loss)을 평가한다. 이러한 주장의 논리는 인간의 지각은 자극의 절대적인 크기보다는 자극의 변화량을 감지하는 데 맞춰져 있다는 것이며, 인간이 어떤 결과물에 반응할 때, 그 반응은 2가지 속성의 함수라는 것이다: (1) 결과물의 수준, (2) 개인의 준거점. 이 중립적 준거점은 결과물의 영역을 이익영역(gain area)과 손실영역(loss area)으로 양분하는 지점을 말하며, 따라서 준거점에서의 가치함수 값은 개인이 받는 결과물이 이익이거나 손해라고 생각하지 않도록 하는 중립적인 정도의 결과물이라고 생각하게 만드는 재화의 양을 말한다.

Kahneman과 Tversky(1979)는 아울러 조망이론의 가치 함수가 모양 측면에서 2가지의 중요한 특성을 가지고 있다고 제안하였다. 그 첫째는 받게 되는 결과물이 준거점으로부터 멀어질수록, 단위량 변화에 따른 재화의 단위 가치가 감소한다는 점이다. 이와 같은 단위가치 감소의 원리(the principle of diminished marginal

significance) 때문에 가치함수는 S-자 모양을 갖는다. 즉, 준거점 위의 값에서는 위로 볼록한(凸면, convex) 모양을 가지며, 준거점 아래의 값에서는 위로 오목한(凹면, concave) 모양을 갖는다는 것을 의미(그림 1 참조). 두 번째 특성은 함수 곡선의 기울기 측면에서 위험회피적(risk-averse) 결정을 유발하는 이득영역보다는 위험감수적(risk taking) 결정을 유발하는 손실영역의 곡선 기울기가 더 가파르다는 것이다.

조망이론이 제시한 이와 같은 가치함수는 경제학, 재정학, 마케팅, 의학적 의사결정, 국제협상, 공공정책, 조직행동 등 여러 분야에 걸쳐 폭넓게 연구되고 적용되었다(자세한 내용은 Camerer, 1995와 Heath, Larrick, & Wu, 1999 을 참조). 조망이론을 검증한 경험적 연구들은 그 이론의 두 가지 독립적인 특성(즉, 확률 가중치 함수와 가치함수 곡선 모양)에 대해 초점이 맞춰졌었다. 이 중에서 확률가중치 함수(probability weight function)에 대해 경험적으로 검증을 한 연구들은 많이 있지만(Camerer & Ho, 1994; Gonzalez & Wu, 1999;

Tversky & Kahneman, 1992; Wu & Gonzalez, 1996), 조망이론의 가치함수 곡선을 검증하려고 시도한 연구는 소수이다(Coughlan & Connolly, 2001; Hunton, Price, & Hall, 1996; Price 등, 2001). 게다가 비록 Kahneman과 Tversky(1979, p.286)가 삶의 질 등과 같은 심리학적인 구성개념들에 대해 조망이론을 적용할 수 있다는 가능성은 일찍이 제안하였지만, 대부분의 이전 연구들은 다양한 확률을 가진 금전적 결과물 중에서 개인이 어떤 선택을 하게 되는가에 대해서만 초점을 두고 조망이론의 가치함수를 검증하였다. 산업/조직심리학 또는 조직행동 분야의 심리학적 구성개념들에 조망이론을 적용한 연구는 드물고, 비교적 최근에 시도된 연구들이다(Coughlan & Connolly, 1999; Hunton 등, 1998; Price 등, 2001).

산업/조직심리학적 구성개념에 조망이론을 관련시키려고 시도한 이 연구들은 개인의 기대감을 준거점으로 사용했고, 개인의 기대에서 이탈한 결과물에 대한 심리적 반응의 패턴들(즉, 기분, Coughlan & Connolly, 1999; 공정성 지각, Hunton 등, 1998; Price 등, 2001)을 조망이론의 가치함수로부터 도출된 예언값들과 비교하는 연구들이었다. 다시 말하면, 산업/조직심리학 분야에서의 조망이론에 대한 연구들은 이득 또는 손실의 틀 속에서 능동적인 행동선택에 대한 예언보다는 통제와 선택이 허락되지 않은 상황 하에서 얻어진 특정한 결과물에 대한 개인의 반응패턴에 대한 사후설명 도구로서 사용되는 경향이 있다.

절차공정성 지각에 대한 의견개진의 효과를 검증하는 이전 연구들

최초 Kahneman과 Tversky(1979)가 조망이론에

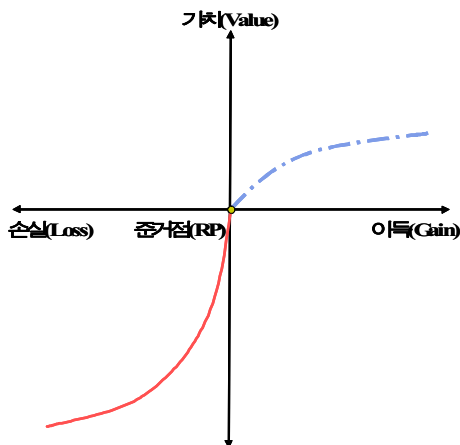


그림 1: 조망이론 가치함수의 가설적 모양 (Kahneman & Tversky, 1979)

서 제시했던 재화(commodity)의 개념을 확장한 응용연구(Hunton 등, 1998)에서 재화란 돈, 여가시간, 또는 심지어 의견개진 기회부여 등과 같이 개인이 가치를 부여하는 어떤 것이라도 될 수 있다. 이들 재화는 개인이 주어진 상황에서 받을 것으로 기대하는 재화의 양인 준거점과 비교되어진다(Hunton 등, 1998; Price 등, 2001). 의견개진의 양을 재화로 취급하는 이와 같은 관점의 응용은 절차공정성 지각에 대해 의사결정의 여러 단계들에 걸쳐 의견개진의 가치를 설명하는 데 도움을 줄 수 있다.

사람들은 자신이 받는 의사결정의 결과물과 이 결과물에 대해 자신들이 가졌던 기댓값을 비교하며, 이러한 비교과정의 결과로 사람들은 절차 공정성을 지각한다. 이런 측면에서 볼 때, 개인들이 갖는 사전 기대치는 자신들의 경험과 결과물들을 평가하는 중립적인 준거점을 형성한다고 볼 수 있다. 동일한 양의 의견개진 기회는 그것을 평가하기 위해 사람들이 사용하는 준거점에 따라서 이익상황이나 손실상황으로 조망되어질 수 있고, 이러한 조망이 사람들의 공정성 지각에 영향을 미칠 수 있는 것이다.

따라서, 가치함수의 준거점은 결과물을 공정과 불공정의 영역들로 구분하기 때문에 결과물에 대한 개인의 범주화에 결정적인 역할을 하게 된다. 이전 연구자들(Hunton 등, 1998; Price 등, 2001)은 의견개진 기회의 양이 개인 기대치를 상회했을 때, 더 많은 의견개진 기회가 더 좋은 것이기는 하지만, 그 단위량의 절대적인 가치는 점진적으로 감소하는 경향을 보인다고 논의하였다. Coalter와 Price(1997)는 시나리오를 사용하여, 조직 내 전통으로 인한 기대감(expectation)이 조직 내 의사결정 결과물의 공정성 평가에 미치는 영향을 연구했다.

그 결과에 의하면, 의견개진의 양에 대한 조작 정도, 즉 의견개진 미허용 조건(mute), 의견개진 허용조건(voice), 또는 선택 허용조건(choice)에 관계없이 그 의사결정 방식이 조직 내 전통과 일관될 때 더 공정한 것으로 지각되었다. 결과적으로 상이한 의견개진 정도가 갖는 가치는 의사결정 참여자의 기대에 의해 영향을 받는다. 조망이론적 관점에서 보면, 사전 기대를 넘어서는 의견개진 기회 제공은 이익상황으로 지각되어지고, 기대 이하의 의견개진 기회 제공은 손실상황으로 지각되어질 수 있는 것이다. 최근에 Price 등(2001)은 Hunton 등(1998)이 사용했던 동일한 실험설계를 바탕으로 공정성 판단에 미치는 의견개진 기대의 영향을 검증했다. 전반적으로 그들의 결과는 이전의 연구들과 일관된 것이었고, 4개국(영국, 멕시코, 네델란드, 미국)으로부터 획득한 피험자들을 바탕으로 유사한 결과를 얻었다. 즉, 의견개진의 가치함수는 S자 모양을 보였으며, 그 가치함수의 모양은 4개국 피험자 집단에 걸쳐서 유사하였다.

이전 연구의 제한점과 방법론적인 정교화

Hunton 등(1998)이나 Price 등(2001)과 같은 이전 연구들은 의견개진 가치함수의 모양을 예언했다는 사실 뿐만 아니라 이 함수모양을 설명하는 이론적 틀로서 조망이론을 차용했다는 점에서 주목할 만하다.

이 연구결과들이 중요성과 발전가능성을 갖는 것임에도 불구하고, 이 초기 연구들이 방법론적인 측면에서 안고 있는 문제점들을 요약하자면 다음과 같다. 첫째, 이론적인 측면에서 볼 때, 준거점은 국가집단보다는 개인을 기준으로 하는 것이 가장 적절하다는 것이다.

둘째, 이탈점수(deviation score)가 아닌 허용된 의견개진 양을 그대로 사용하는 것은 문제이다. 셋째, 가치함수 곡선의 모양 상 특징을 결정하기 위해서는 상당히 많은 수의 실험조건이 필요함에도 불구하고 실험조건의 수가 적어서 3차 곡선의 모양을 검증하기에는 부적절함이 있었다는 점이다. 이러한 점들을 아래에서 하나씩 세부적으로 설명하고, 아울러 우리 연구에서 이런 문제점들을 극복하기 위한 방법들을 제안하고자 한다.

준거점 측정관련 문제

첫 번째 제한점은 준거점(즉, 기대된 의견개진의 양)을 각 피험자들로부터 직접 측정하지 않고, 각 국가별 통제집단의 응답 평균치를 측정하여 사용하였다는 점이다. 통제집단의 피험자들에게는 실험자극이 제시된 다음, 그 상황에서 그들의 기대치를 응답하도록 하였다. 이러한 준거점의 도출방식은 Hofstede(1980)가 국가 간 차이에 대한 연구접근에서 발생할 수 있는 오류로 제시한, ‘생태학적 오류(the ecological fallacy; Robinson, 1950)’의 문제점을 안고 있다. 즉, 한 국가 성원들의 평균적 특성을 그 국가의 특정 사람에게 일반화하는 것은 오류라는 것이다. 이 오류는 두 문화가 다르기 때문에 그 각각의 문화에 속해있는 두 사람은 필수적으로 상이한 특성을 가질 것이라는 잘못된 믿음을 말한다. 각 국가로부터의 표집된 피험자 집단은 개개인의 다양성을 내포하고 있기 때문에, 집단주의적 문화권인 한국사람 중에는 평균적인 미국사람보다도 더 개인주의적인 사람이 많이 존재할 수 있다는 것이다. 비록 국가 또는 문화권 간의 평균적인 문화적 차이가 존재하지만, 우리는 각 국가 또는 문화권 내에 존재하는 개인이나 집단

의 다양성을 간과해서는 안된다.

조망이론은 순수 경제학적 이론인 기대-유용성 이론(expected utility theory)의 문제점을 지적하면서 최종상태(final states)가 아니라 부나 복지의 변화(changes) 정도가 경제적 행동 결과물의 호, 불호를 판단하는 주요 결정변인이라고 제시하고 있다(Kahneman & Tversky, 1979, p.277). 따라서, 이들이 제시한 준거점이라는 개념은 개인적인 판단값이며, 각 개인을 바탕으로 하는 것이기 때문에, 통제집단 피험자들의 평균값으로부터 도출된 준거점을 적용하는 것은 개인수준에서의 준거점과 절차공정성 지각 간의 관계를 왜곡할 수도 있다. 따라서, 의견개진 가치 함수가 조망이론에서 설명한 S형 곡선에 부합되는 지 여부를 검증하고자 할 때는 개인-기반 기댓값을 준거점으로 사용하는 것이 보다 타당하다고 할 수 있다.

이런 문제를 해결하기 위해서, 본 연구에서는 간접측정치인, 각 국가별 통제집단의 평균 측정치보다는 각 개인의 사전기댓값을 직접 측정하고자 시도하였다. 따라서, 우리는 각 개인들의 준거점 및 준거점과 실제의 차이값을 계산할 수 있었고, 실제 허용된 의견개진 양 그 자체보다는 개인에게 허용된 양이 기댓값에서 이탈한 정도인 차이값을 독립변수로 사용하였다.

실험조건의 수 문제

가치함수곡선의 모양을 검증하는 데 있어서 다른 조건들을 균등하게 유지한다면, 측정값이 많을수록 곡선의 추정은 더 정확해질 것이다. 이전 연구들에서 의견개진 양과 절차공정성 지각 정도 간의 관계분석에서 3차항이 통계적으로 유의미한 베타값을 갖는다는 회귀분석 결과를 보여주었지만, 도식된 가치함수의

전반적인 모양은 S자이기보다는 역전된 S자(reversed S) 모양에 더 가까웠다.

이전 연구들(Hunton 등, 1998; Price 등, 2001)은 소수의 실험조건(5개 조건; 20개 중 0개, 5개, 10개, 15개, 20개 요소에 대한 의견개진 기회 허용)으로 인해 손실영역의 가치함수가 요면(凹面) 모양을 보이는 지 여부는 검증이 불가능하였다. 뿐만 아니라 그들은 이러한 제약 사항 때문에 Kahneman과 Tversky(1979)가 이익영역보다는 손실영역에서 가치함수 곡선의 기울기가 가파르다고 제안한 점에 대해서는 검증 시도조차 하지 못했다.

본 연구에서는 Price(2001) 등의 실험재료와 실험조건들을 그대로 사용하였다. 하지만, 가치함수 곡선의 모양을 보다 정확하게 도식하기 위해서, 그들이 사용한 5개의 실험조건을 그대로 유지한 상태에서 그들의 연구결과를 바탕으로 적절한 8개의 실험조건을 추가하여 총 13개의 실험조건을 측정함으로써 이전 연구들보다 각 조건의 간격을 좁게 만들었다. 구체적으로 이전 연구결과에 의하면, 통제집단들로부터 측정된 '수용할만한 최소한의 의견개진 양'은 20개 요소 중에 10개 요소에 대해 의견개진 기회를 제공하는 것이었으며, 4개 국가표집 간에 유의미한 차이가 없었다. 아울러 '수용할만한 최소한의 의견개진 정도'에 대한 측정값의 95% 신뢰구간은 8~12개였다. 따라서, 우리는 10개 요소조건을 예상되는 평균 기대값(즉, 평균 준거점)으로 설정하였다.

가치함수 곡선의 변곡점인 준거점 주변에서 발생하는 절차공정성 지각의 급격한 증가/감소를 탐지하기 위해 10개 요소조건을 기준으로 -3, -1, +1, +3 이탈조건인 4개의 실험조건을 추가하였다(즉, 7개, 9개, 11개, 13개 요소조건). 아울러 0개 요소조건과 5개 요소조건

사이에 2개의 실험조건(즉, 1개, 3개 요소조건)을 추가하였고, 15개 요소조건과 20개 요소조건 사이에 2개의 실험조건(즉, 17개, 19개 요소조건)을 추가하였다. 따라서, 총 13개의 실험조건이 선정되었다: 0, 1, 3, 5, 7, 9, 10, 11, 13, 15, 17, 19, 20개 요소조건.

요약하자면, 본 연구에서 우리는 절차공정성 지각에 대한 사전 기대의 효과가 조망이론의 가치함수가 제시하는 예언과 일치하는 지 여부를 탐구하고자 하였다. 본 연구의 목적은 크게 두 가지이다: (1) 보다 타당한 측정치(즉, 의견개진 기대와 실제로 허용된 정도 간의 차이값)과 추가적인 실험조건을 가지고 조망이론적 관점에서 의견개진 가치함수의 모양 상 특징들을 검증하는 것, (2) 조망이론적 의견개진 가치함수의 모양이 상이한 문화권에 걸쳐 동일하다는 것을 3개국(한국, 미국, 싱가포르)의 피험자 집단을 활용하여 확인하는 것.

연구목적 1: 의견개진 가치함수 모양 검증

진술한 바와 같이, 조망이론에 의하면 이익영역이나 손실영역 모두에서 획득하는 재화의 양이 준거점에서 멀어질수록 재화의 단위 증가량에 상응하는 결과물의 단위이득(즉, 지각된 중요성이나 가치)의 크기는 감소한다. 이것을 점진적으로 감소하는 단위이득이라고 말한다. 점진적으로 감소하는 단위이득이 의미하는 것은 준거점 위의 가치함수는 위로 볼록한(凸面) 모양이고, 준거점 아래의 가치함수는 위로 오목한(凹面) 모양을 보이고, 따라서 S자 모양의 함수를 보인다는 것이다.

이전 연구들(Hunton 등, 1998; Price 등, 2001)은 비록 3차 항의 회귀계수가 유의미하다는 결과는 보여주었지만, 소수의 실험조건으로

인해 손실 및 이득영역의 가치함수가 각각 요면(凹面) 및 절면(凸面) 모양을 보이는 지 여부는 검증이 불가능하였다.

Kahneman과 Tversky(1979)의 조망이론적 주장과 Price 등(2001)의 연구결과를 바탕으로 우리는 가설1을 다음과 같이 설정하였다.

가설 1. 의견개진 정도에 대한 사전기대와 실제 제공된 양 간의 차이값으로 계산된 의견개진의 가치함수는 준거점 위에서는 단조적으로 증가하는 비선형적 절면(凸面) 모양을 보이고, 준거점 아래에서는 요면(凹面) 모양을 보일 것이다.

조망이론에서 가치함수가 보이는 모양 상의 또 다른 특징은 곡선 기울기의 상이성이다. 즉, 가치함수 곡선의 기울기 측면에서 위험회피적(risk-averse) 결정을 유발하는 이익영역보다는 위험감수적(risk taking) 결정을 유발하는 손실영역의 곡선 기울기가 더 가파르다는 것이다. 이러한 현상의 예로는 복지혜택상의 변화는 증가할 경우보다 감소할 경우에 더 크게 느껴진다는 것이며, 게임에서 돈을 뺏을 경우 느끼는 기쁨보다는 동일한 금액을 잃을 경우 느끼는 화가 더 크다는 것이다(Kahneman & Tversky, 1979, p.279).

하지만, 이와 같은 손실영역과 이익영역에서의 가치함수 곡선 기울기의 차이에 대한 검증을 시도한 연구는 우리가 아는 범위에서는 전혀 없다. 그 이유는 아마도 방대한 숫자의 피험자와 실험자를 필요로 하는 실험조작을 용이하게 진행하기가 어렵기 때문이었을 것이라고 추정해 볼 수 있다. 본 연구에서는 네트워크-기반의 실험진행을 통해 이러한 제한사항을 극복할 수 있을 것이다. 따라서, 우리는 가

설 2를 다음과 같이 설정하였다.

가설 2. 준거점 위의 이익영역보다는 준거점 아래의 손실영역에서 의견개진 가치함수의 기울기가 더 가파를 것이다.

연구목적 2: 상이한 문화권에 걸친 가치함수의 일반성과 차이점 검증

분쟁해결 절차에 대한 선호도 연구들에 의하면, 공정한 절차라고 하는 것은 의견개진 기회를 제공하는 것과 깊은 관련이 있다는 것이 여러 문화권의 결과들에서 나타났다(Cropanzano, Aguinis, Schminke, & Denham, 1999; Leung & Lind, 1986; Lind, Tyler, & Huo, 1997). 따라서, 이 연구들은 절차적으로 공정한 의사결정과정에서 여러 문화권에 걸쳐서 매우 유사하다는 것을 보여주고 있다. 하지만, 추가적으로 Price 등(2001)은 두 가지의 주목할 만한 결과를 보여주었다. 첫째는 권력차이(power distance, Hofstede, 1984)가 먼 국가들에서 의견개진 기회에 대한 준거점이 상대적으로 낮은 것이다. 예를 들면, 멕시코와 같이 권력차이가 큰 국가에서의 의견개진 기대의 평균적인 준거점은 영국이나 네델란드와 같이 권력차이가 작은 문화권 국가들의 평균적인 준거점보다 낮았다. 둘째, 의견개진 가치함수의 모양은 4개국(미국, 멕시코, 영국, 네델란드)에 걸쳐서 일반적으로 유사하다는 것이다. 본 연구에서 우리는 3개국에서 표집된 집단을 통해 기존의 연구결과를 확장하고자 한다: 한국과 싱가포르(아시아), 미국(북미).

연구자들(즉, Rokeach, 1973)은 의도와 행동의 기준이 된다는 측면에서 가치(value)를 인간행동의 중요 결정요인으로 보아야 한다고 지

속적으로 제시해왔다. 가치에 포함된 세부항목들은 연구자에 따라 매우 다양하게 제시하고 있지만, 개인주의-집단주의 가치 구분이 아마도 인간의 다양한 사회적 행동 항목들을 설명하는 데 있어서 가장 널리 알려지고, 유용한 차원일 것이다(Triandis, 1995). 개인주의-집단주의 개념은 최초에는 전체 사회수준에 적용하여 문화간 차이점을 설명하기 위해 설정된 것이며, 개인주의와 집단주의 가치는 단일차원 상의 양극단점으로 정의하였다(Hofstede, 1994, p.xi). 하지만, 오늘날의 연구자들은 개인주의-집단주의 가치를 한 사회 내에서 개인가치의 차이를 비교하기 위한 지표로 확장하고(즉, Singelis, Triandis, Bhawuk, & Gelfand, 1995), 단일차원 상의 양극단점이 아닌 공존하는 두 개의 차원(즉, 다차원성)을 주장하는 연구자들도 증가하고 있다(즉, Yamaguchi, Kuhlman, & Sugimori, 1995; Watson, Sherbak, & Morris, 1998; Ghorbani, Bing, Watson, Davison, & LeBreton, 2003)¹⁾.

따라서, 국가 수준에서의 문화간 비교를 위한 가치의 차원으로는 Hofstede(1980)가 제시한 다섯 가지의 차원들이 빈번히 사용되고 있다: 권력차이(power distance), 불확실성 회피(uncertainty avoidance), 개인주의-집단주의, 남성성-여성성(masculinity vs. femininity), 그리고 장기-

단기 지향성(long-term vs. short-term orientation). 이 다섯 가지 변수들 중에서 조직내 의사결정 과정에서 리더-부하 간에 발생하는 현상들에 대한 연구에서는 권력차이에 대한 부하들의 수용성 여부가 가장 문제가 될 것으로 추정하였다. 따라서, 본 연구는 권력차이를 문화간 차이의 측정값으로 사용하였다.

Hofstede(1980, p.74)의 연구에 의하면, 미국은 권력차이가 작은 나라에 해당되며, 한국과 싱가포르의 권력차이가 큰 나라에 해당된다. 권력차이가 큰/작은 국가들에서의 준거점 차이가 존재하지만, 상이한 문화권의 국가들에서도 의견개진 가치함수의 모양은 유사하다는 Price 등의 제안을 바탕으로 우리는 다음과 같은 가설을 설정하였다:

가설 3. 의견개진 가치함수는 표집된 모든 국가에 걸쳐 동일한 형태를 보일 것이다.

가설 4. 의견개진 가치함수의 모양은 동일한 형태를 보이지만 싱가포르와 한국 피험자집단의 준거점(reference point)은 미국 피험자집단보다 낮을 것이다.

연구 1(예비연구): 실험진행방식 차이가 절차정의 지각에 미치는 효과여부 검증

본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 많은 수의 실험조건을 필요로 한다. 실험조건 수를 증가시키는 것은 통계적 검증력을 제공할 수 있도록 하기 위해 각 조건별로 충분한 수의 피험자를 확보해야 한다는 문제를 야기하였다. 이 문제를 해결하기 위해, 우리는 특정 장소를 사용하는 실험보다는 네트워크 기반의 실험

1) 사회적 수준에서의 개인주의(individualism)-집단주의(collectivism) 개념에 상응하는 개인수준에서의 개인주의는 ideocentrism으로, 집단주의는 allocentrism으로 구분하여 사용하기도 한다(Triandis, 1994; Singelis 등, 1995). 개인주의-집단주의의 다차원성을 주장하는 학자들(즉, Yamaguchi 등, 1995; Watson 등, 1998; Ghorbani 등, 2003)은 두 가치 측정값 간의 유의미한 정적상관관계가 있거나, 전혀 상관관계가 없음을 근거로 두 가치가 별개로 공존하는 것이라고 주장한다.

을 실시하기로 결정하였고, 실험실 장면에서 실시한 이전 연구들과 실험진행방식이 상이함으로 인해 연구결과에 차이가 유발되는 지 여부를 검증해보기 위해 연구 1을 실시하였다.

연구 방법

피험자, 실험절차, 실험재료

미국 서부에 위치한 한 주립대학교의 대학생 135명이 피험자로 참여하였다. 피험자 특성의 최빈값은 연령측면에서는 21세 또는 그 이하였고, 58%의 학생이 최소한 파트타임으로 일을 하고 있었고, 44%가 대학교 4학년이었고, 49%가 여학생이었다. 전반적으로 15-19명의 피험자들이 8개 실험조건에 각각 할당되었다. 본 실험은 경영대학 학부 수업시간에 공지를 하였고, 참여한 학생들은 보상으로 해당 수업에 대한 추가점수(extra credit)를 받았다.

실험에 참여하기로 동의한 학생들은 지정된 시간에 실험실에 도착하도록 안내를 받거나(지필 실험진행조건), 인터넷 웹사이트 주소를 통보해주었다(네트워크-기반 실험진행조건). 피험자들은 각 실험조건에 무선적으로 할당되었고, 이들은 4가지 시나리오 중 1개를 받았다: 즉, (1) 사전기대 측정 및 5개 요소조건, (2) 사전기대 미측정 및 5개 요소조건, (3) 사전기대 측정 및 15개 요소조건, (4) 사전기대 미측정 및 15개 요소조건. 각 피험자들은 Price 등(2001)이 사용했던 것과 거의 동일한 시나리오를 받았고, 본 실험을 종결하는 데는 약 30분 정도가 소요되었다. 피험자들에게 제시된 최초 일반상황 지시문의 내용을 요약하면 다음과 같다.

피험자는 스스로를 ABC사의 회계관리자로

서 역할을 수행하라고 지시하였으며, 급속한 기술의 발달로 인해 자신이 속한 회사가 컴퓨터시스템, 주변기기장치들, 소프트웨어를 최신화하기 위해 준비 중이라고 상황이 설정되어 있었다. 실험참가자들은 새로운 컴퓨터시스템의 전체 구성을 위해서는 20개의 요소들에 대한 의사결정이 있어야 하며, 이 20가지 요소는 모두가 균등하게 중요하다고 정보가 주어졌다. 아울러 피험자들은 일과시간 중의 약 85%의 시간을 컴퓨터를 사용하면서 일을 해야 하며, 기존의 시스템이 매우 낙후되어 새로운 시스템의 도입은 오래 동안 기다려오던 일이라고 정보가 주어졌다.

일반상황에 대한 지시문이 제시된 이후에, 사전기대 측정조건인 피험자들은 이런 상황에서 회사 경영진이 자신에게 어느 정도 의견개진 기회를 줄 것인지 등의 기대를 묻는 질문지를 받았다. 그 중 하나는 ‘새로운 컴퓨터시스템에 대한 자신의 선호정도에 대해 최소한 몇 가지 요소에 대해 의견개진 기회를 주어야 수용할만하다고 생각하는가?’를 물었으며, 다른 문항에서는 ‘회사경영진이 최소한 몇 개 정도의 요소에 대해 실제로 자신의 의견을 물어볼 것이라고 기대하고 있는가?’에 대해 응답하도록 하였다. 이들 질문에 대해서는 각각 21개의 선택지(즉, 0개에서 20개까지)가 주어졌다.

이와 같은 사전기대 측정 이후에 실험참가자들은 ‘회사경영진이 20개 요소 중에서 실제로는 귀하에게 5개 (5개 요소조건) 또는 15개 요소(15개 요소조건)에 대한 의견과 선호도를 물어보았다’고 실험조작이 이루어졌다.

연구설계

본 연구의 목적 중 하나는 실험방법의 변형

이 피험자들의 반응에 차이를 유발하는 지 여부를 검증하는 것이므로, 우선 실험진행조건을 2개의 집단으로 구분하였다: 네트워크-기반 실험진행조건 vs. 지필방식(paper & pencil)의 실험진행조건. 아울러 우리는 본 실험의 자극 제시 이전에 의견개진 사전기대치를 측정하는 것이 피험자 반응 차이를 유발하는지 여부를 검증하기 위해 2개의 집단(사전기대 측정집단 vs. 미측정집단)을 구분하였다. 그리고, 위의 2가지 실험방법 변형이 피험자 반응에 인위적 요소(artifact)로서 작동하여 결과에 차이를 유발하는 지 여부만을 검증하는 것이므로, 의견개진 양은 13가지가 아닌 2가지의 조건만을 조작하였다: 5개 요소조건 또는 15개 요소조건.

따라서, 연구 1은 2(실험진행조건: 지필실험 vs. 네트워크-기반 실험) x 2 (사전기대측정조작: 사전기대 측정 vs. 미측정) x 2 (의견개진 양 조작: 5개 요소 vs. 15개 요소) 독립피험자 실험설계를 갖는다.

종속 측정치들

모든 종속 측정치들은 9점 척도를 사용하여 측정하였다(대부분의 문항에서, 1=전적으로 부동의, 9=전적으로 동의). 허용된 의견개진 정도에 대한 반응 측정문항들은 기존의 절차 공정성 연구들(Earley & Lind, 1987; Lind 등, 1990)에서 사용된 문항들을 번역하여 사용하였다. 절차공정성에 대한 지각정도는 세 문항으로 측정하였다(예, '우리 회사의 새로운 컴퓨터 시스템 도입을 결정하는 과정은 공정하였다'). 결과분석에서는 이들 3문항의 평균값을 단일척도로 사용하였다.

의사결정 결과물에 대한 통제 정도를 측정하는 데에도 세 문항 척도를 사용하였으며,

각 문항들은 피험자들이 생각하기에 자신들의 선호도가 새로운 컴퓨터시스템 구매결정에 영향을 미쳤다고 생각하는 지(1=전혀 영향을 미치지 못했다, 9=매우 크게 영향을 미쳤다), 자신의 선호대로 시스템이 결정되었다고 생각하는 지(1=전혀 그렇지 않다, 9=매우 그렇다), 의사결정과정을 자신이 얼마나 통제했다고 생각하는 지(1=전혀 통제하지 못했다, 9=완벽히 통제했다) 정도를 질문하였다.

결과물의 만족도에 대한 기대측정 문항들은 Doll과 Torkzadeh(1988)가 사용한 세 문항 척도를 사용하였다. 이 척도는 실제 컴퓨터시스템이 도입된 이후에 자신이 얼마나 만족스러워할 것인지(1=전혀 불만족, 9=전적으로 만족)를 묻는 문항들로 구성되어있다.

최종적으로, 실험조작의 성공정도를 확인하기 위해 실험지시문에 제시된 내용을 회상해서 응답하는 2개의 문항이 주어졌다. 그 문항들은 자신의 직속상사가 몇 개의 요소에 대해서 의견을 물어 보았는가?와 일과 중에 자신은 어느 정도의 시간을 컴퓨터를 사용하여 일을 하는가?(즉, 일과시간의 85%) 등 이었다. 첫 번째 문항에 대해서는 75%의 피험자들이 정확하게 응답하였다: 지필 실험진행조건 76%, 네트워크-기반 실험진행조건 74%. 두 번째 문항에 대해서는 86%의 피험자들이 정확하게 응답하였다: 지필 실험조건 87%, 네트워크-기반 실험조건 84%.

연구 결과

전반적으로 실험방법의 변형이 피험자들의 반응에 유의미한 효과가 없는 것으로 나타났다. 즉, 피험자들의 절차공정성 지각은 지필

실험진행조건과 네트워크-기반 실험진행조건 간에 차이가 없었으며($F(1,127)=1.00, p=.32$), 사전기대를 측정된 조건과 미측정한 조건 간에도 유의미한 차이가 관찰되지 않았다($F(1,127)=2.32, p=.13$). 하지만, 기대했던 바와 같이, 의견개진 정도를 조작한 2가지 실험조건 간에는 통계적으로 유의미한 주효과가 관찰되었다: $F(1,127)=28.92, p<.001$. 즉, 15개 요소에 대해 의견을 개진할 기회가 주어졌던 피험자들은 5개 요소에 대해 의견개진 기회가 주어졌던 피험자들보다 의사결정과정이 더 공정했다고 응답하였다.

연구 1의 결과가 기존 연구들의 실험방법과 본 연구자들이 도입한 새로운 실험방법 간에 피험자들의 반응 차이가 없다는 것을 보여주므로, 연구 2에서 모든 피험자들은 사전기대 측정 질문이 주어졌고, 네트워크-기반 실험진행 조건으로만 실험을 실시하였다.

연구 2(본연구): 의견개진 가치함수 검증

연구 방법

피험자, 실험절차, 실험재료

피험자들은 3개국의 대학생 1,118명이었으며, 국가별로는 미국이 390명, 싱가포르가 394명, 한국이 334명이었다. 피험자들은 연령 측면에서 21세 이하가 58%를 차지하였으며, 22-24세가 32%였다. 피험자들 중 35%는 최소한 파트타임으로 일하고 있었으며, 학년 별로 20~27% 사이에 비교적 균등하게 분포하였다. 성별로는 54%가 여학생이었다. 전체적으로 13개의 실험조건에 54명에서 76명까지 무선적으로

할당되었다.

각 국가별로 경영학 또는 심리학 개론을 수강하는 학생들을 대상으로 본 실험에 대한 참여를 공고하였고, 참여자에게는 해당 과목에 대한 보너스 점수가 주어졌다. 피험자들에게는 인터넷 실험 웹사이트 주소를 알려주고, 피험자들이 편리한 시간을 이용하여 접속가능한 개인용 컴퓨터를 통해 실험에 참가하도록 하였다. 피험자들이 실험 웹사이트에 접속하면 각 피험자들은 13개 실험 조건 중 하나에 무선적으로 할당되었고, 본 실험을 종료하는 데에는 30분 정도가 소요되었다.

실험재료들은 원래 영어로 작성된 것이므로 미국과 싱가포르의 피험자들은 영어를 그대로 사용하였으나, 한국 피험자들에게는 한국어로 번역하여 제시하였다. 한국어 웹사이트의 실험재료들은 2명이 번역작업에 참여하였다. 한 명은 영어로 된 실험재료들을 한국어로 번역하였고, 다른 한 명은 한국어로 번역된 내용을 다시 영어로 번역하였다. 번역과정에서 발생한 차이점들은 두 번역자가 토의를 거쳐서 최선의 번역을 협의하였다.

구체적인 실험절차와 재료들은 연구 1에서 사용된 절차 중 하나와 거의 동일하였다: 즉, 사전기대 측정을 실시한 네트워크-기반 실험진행조건. 하지만, 연구 2에서는 자기 문화권의 의사결정 집중화 정도(Hierarchy of Authority, Aikent, & Hodge, 1966)에 대한 피험자들의 지각을 묻는 척도가 추가되었다. 다섯 문항으로 구성된 이 척도는 의사결정에 있어 누가 권한을 갖고 있는가에 대한 피험자 개인의 신념을 측정하는 것이다. 예를 들면, ‘상사가 의사결정을 승인해야만 한다고 생각한다’, ‘무슨 일을 하기 전에 나는 상사에게 반드시 물어보아야 한다고 생각한다.’(1=전혀 그렇지 않다, 9

=매우 그렇다).

Hofstede(1984)의 연구를 바탕으로 우리는 싱가포르와 한국의 피험자들은 의사결정의 중앙집권화가 상대적으로 높을 것이고, 미국의 피험자들은 상대적으로 중앙집권화가 낮을 것이라고 예측했다.

다른 측면에서, 모든 종속 측정치는 연구 1에서 사용된 것들과 동일하였다. 본 연구에서 피험자들의 의견개진 기회의 정도는 13개 실험조건으로 조작되었다. 피험자들에게는 자기상사가 새로운 컴퓨터시스템과 관련된 20개의 선택사항들 중에서 자신의 의견이나 선호도를 전혀 물어보지 않았다고 말해주거나(mute condition, 0개 요소조건), 또는 20개의 선택사항들 중에서 1, 3, 5, 7, 9, 10, 11, 13, 15, 17, 19, 또는 20개의 선택사항에 대한 의견을 물어보았다고 정보가 주어졌다. 그 이후에 피험자들에게 제공된 의견개진 기회 정도에 대한 자신들의 반응을 물어보았다.

차이값

우리는 두 가지의 차이값을 계산했다: (1) 피험자가 수용할 수 있는 최소한의(the least, acceptable) 의견개진 기댓값과 실제 제공된 의견개진 기회 간의 차이(즉, 그림 2의 준거점1), (2) 피험자에게 허용될 것이라고 예상한(likely) 의견개진 기회 정도와 실제로 제공된 의견개진 기회 간의 차이(즉, 그림 2의 준거점2).

그림 2에 제시된 연구결과의 해석과 관련하여 유의할 사항은 실험조작에 의해 피험자 각 개인이 할당된 의견개진 조건 그 자체는 아무런 의미가 없다는 점이다. 즉, 동일한 실험조건의 피험자라고 하더라도 그 피험자의 사전 기대 양에 따라 손실 또는 이익 영역에 해당

될 수 있다는 것이다. 예를 들어 만약 20개 선택사항 중에서 10개 요소에 대한 의견개진 기회를 가지는 동일한 조건에 A(사전기대값이 15개)와 B(사전기대값이 5개)라는 2명의 피험자가 있는 경우, A피험자의 차이값은 -5이며, 이것은 조망이론 함수곡선 상의 손실영역(loss region)에 해당하는 값이 된다. 반대로 5개 요소에 대한 의견개진 기회를 갖게 될 것이라고 기대한 B피험자의 경우는 그 차이값은 +5가 되며, 이는 이익영역(gain region)에 해당하는 값이 된다.

실험조작 확인

사례관련 정보들에 대한 피험자들의 회상 정확성을 확인하기 위해 연구 1에서 사용된 2개의 실험조작 확인 문항이 연구 2에서도 동일하게 사용되었다. 실험조작에서 허용된 의견개진의 양을 측정하는 첫 번째 문항에 대해서는 전체 피험자의 84%가 정확히 기억하고 있었으며, 국가별로는 81%(싱가포르)에서 86%(미국)에 걸쳐 분포하였다. 평일 작업 시에 컴퓨터를 사용하는 시간 수를 물어본 두 번째 문항에 대해서도 피험자의 86%가 정확히 기억하였으며, 국가별로는 84%(싱가포르)에서 88%(미국)의 분포를 보였다.²⁾ 전체 피험자들을 대상으로 분석한 결과들이 실험조작 확인 문항들

2) 주목할 만한 결과 중 하나는 비록 본 연구가 웹-기반 실험을 하였지만, 두 개의 실험조작 확인 문항들에 대한 피험자들의 정반응율은 지필-기반 실험을 실시한 Price 등(2001)의 연구결과와 유사하다는 점이다. 그들의 연구에서 첫 번째 문항에 대한 전체 피험자들의 정반응율은 86%였으며, 국가별로는 79%에서 95%에 걸쳐 분포하였다. 두 번째 문항에 대한 전체 정반응율은 88%였으며, 국가별로는 81%에서 100%에 걸쳐 분포하였다.

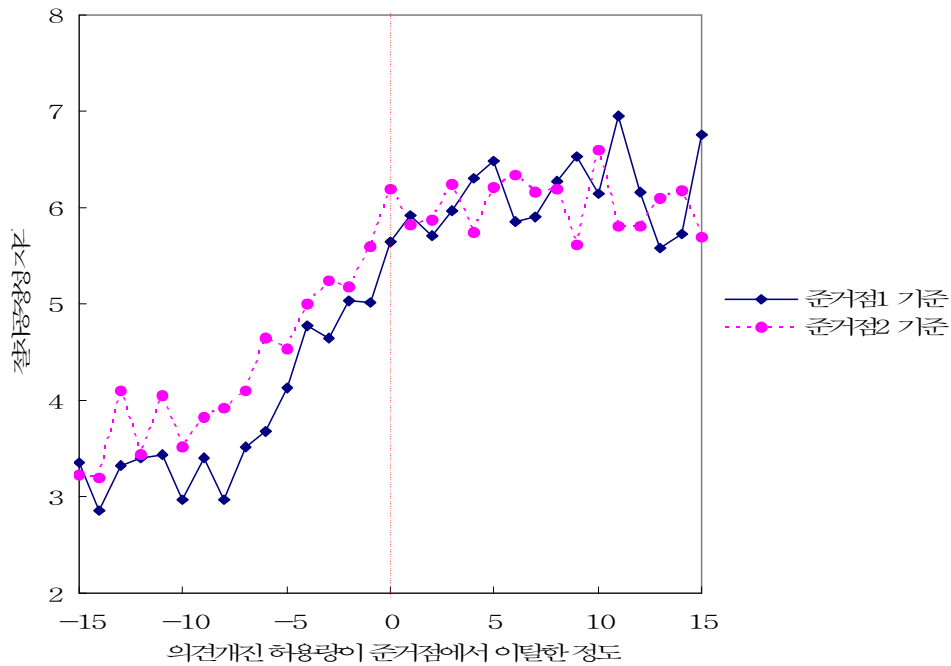


그림 2. 준거점에서 이탈 정도와 절차공정성 지각 간의 관계

에 대해 정반응을 한 피험자들만을 대상으로 분석한 결과와 유의미한 차이가 없으므로, 이후에 제시된 연구결과들은 전체 피험자들을 대상으로 분석한 결과들을 제시하였다.

연구 결과

종속변인들에 대한 내적일관성 신뢰도계수(alpha)는 절차공정성, 지각된 통제력, 결과 만족도에 대해 각각 .91, .87, .93이었다. 국가별로도 큰 차이는 없었으며, 절차공정성 측정치의 경우 .87~.92, 지각된 통제력 측정치의 경우 .82~.92, 그리고 결과 만족도 측정치에 대해서는 .91~.95의 범위에 분포하였다.

종속변인으로 측정된 절차공정성, 지각된

통제력, 그리고 결과 만족도 간의 관계에 대한 분석결과, 절차공정성과 지각된 통제력 간의 상관계수는 .78, 절차공정성과 결과 만족도 간의 상관계수는 .83, 지각된 통제력과 결과 만족도 간의 상관계수는 .73이었으며, 모두 통계적으로 유의미하였다($p < .01$). 종속측정치들 간의 상관이 높고, 각 종속측정치별 분석결과가 유사하므로, 본 논문에서는 절차공정성에 대한 결과만을 제시하였다. 그림 2에는 의견개진 기대와 실제 간의 차이값과 지각된 절차공정성 간의 가치함수(value function) 곡선이 제시되어 있다.³⁾

3) 그림 2와 표 1에서 준거점1은 수용할만한 최소한(least acceptable)의 의견개진 정도에 대한 기댓값을 준거점으로 사용한 경우의 결과이며, 준거점2는 허용될 것으로 예상된(likely) 의견개진의

표 1. 준거점 1과 2의 각 지점별 해당 피험자 수

평균	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
RP1	40.2	15	9	48	41	18	42	18	57	30	57	45	62	61	47	46	61	39	61	43	32	37	35	57	5	39
RP2	39.1	19	20	49	44	29	53	41	65	33	47	42	50	78	39	43	46	35	56	26	34	20	44	41	12	12

본 연구에서 계산 가능한 차이값은 -20(즉, 20개 요소 모두에 대해 의견개진 기회가 있을 것이라고 기대한 피험자에게 의견개진 기회가 전혀 허용되지 않은 경우)에서 20(즉, 20개 요소에 대해 의견개진 기회가 전혀 없을 것이라고 기대한 피험자에게 20개 요소 모두에 대한 의견개진 기회가 부여된 경우) 사이에 분포하지만, 그림 2는 -15~15사이의 차이값에 대한 결과를 도식한 것이다.⁴⁾

정도에 대한 기댓값을 준거점으로 사용한 경우의 결과를 나타내는 것이다.

4) 전체 분포가 아닌 일부에 대한 분포만을 도식하기로 한 것은 크게 세 가지 이유 때문이었다. 첫째, -15~15 범위를 벗어나는 극단적인 X축의 값들(즉, -15이하 또는 +15이상)에 해당되는 피험자의 숫자가 10명 미만인 경우가 대부분(경우에 따라서 1~2명)이므로 측정값의 변산성이 너무 크다. 둘째, X축의 양 극단에 있는 차이값들은 실험조건-제한적 특성을 가질 수가 있기 때문이다. 예를 들면, -20이나 +20이라는 차이값은 0개 요소조건이나 20개 요소조건에 할당된 피험자들에서만 얻어질 수 있는 값이기 때문이다. 셋째, Kahneman과 Tversky(1979)의 조망이론에서 가치함수의 기본 개념에는 절대영점(즉, 완전 손실)이나 완전 이익이라는 것을 가정하지 않고 있다. 따라서, 비록 우리가 실험조작의 목적으로 실험에 20개 의견개진 요소 중 의견개진 미허용 조건(즉, 0개 요소조건)과 20개 요소조건을 포함시키고는 있지만, X축의 양극단점에서는 절차공정성 지각에 대해 주관적 참조점(즉, 개인의 사전 기대)의 효과에 더해서 우리가 기대하지 않았던 실험조작상의 인위적 요소, 즉 완전 손실(0개 요소조건

이 그림은 앞에서 제시한 조망이론의 가치함수 곡선 모양과 유사하며(그림 1 참조), 본 연구의 결과가 3차 곡선의 형태를 보여주는 비선형적 가치함수일 가능성을 제시하고 있다.

그림 2의 준거점 1과 준거점 2의 각 지점별 해당 피험자의 숫자는 표 1에 제시되어 있는데, 준거점1을 사용하는 경우, 각 지점별 피험자의 숫자는 5~62명(평균=40.2명)이고, 준거점2를 사용하는 경우, 각 지점별 피험자 숫자는 12~78명(평균=39.1명)이었다.

가설 1, 2: 의견개진 가치함수의 모양

기대로부터 이탈정도와 지각된 절차공정성간의 관계를 통계적으로 분석하기 위해 곡선 추정(curve estimation) 회귀분석을 실시하였다. 준거점 이상에서는 위로 볼록한 모양과 준거점 이하에서의 위로 오목한 모양의 곡선을 예측하였기 때문에 회귀분석 모델에는 기댓값에서 이탈에 의한 1차, 2차, 3차 항이 모두 포함되었으며, 다음과 같은 회귀방정식이 도출되었다:

$$F = b_0 + b_1 * D + b_2 * D^2 + b_3 * D^3.$$

의 경우)이나 완전 이익(20개 요소조건)의 경우)이라는 상황조작 요소가 추가적인 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 비록 준거점을 기준으로 이득영역에서 위로 볼록한 모양, 손실영역에서 위로 오목한 모양의 곡선을 보인다는 사실을 도식하기 위해 범위를 제한하였지만, 결과분석에서는 모든 조건의 자료들을 누락없이 사용하였다.

표 2. 전체 모델 및 이익/손실 영역 각각에 대한 회귀분석 곡선 추정 결과

	전체 피험자 (N = 1,118)			싱가포르 (N = 394)			미국 (N = 391)			한국 (N = 301)				
	B	β	t-value	B	β	t-value	B	β	t-value	B	β	t-value		
전체 모델	상수	5.2734		5.0280			5.5712			5.1847				
	1차항	.1974	.80	17.55**	.1507	.67	7.87**	.2168	.82	11.80**	.2276	.92	11.21**	
	2차항	-.0037	-.14	-5.53**	-.0042	-.18	-3.82**	-.0039	-.13	-3.20**	-.0026	-.10	-2.31*	
	3차항	-.0004	-.26	-5.68**	-.0002	-.19	-2.15*	-.0004	-.22	-3.38**	-.0005	-.36	-4.37**	
			F(3, 1113) = 199.89**			F(3, 390) = 45.12**			F(3, 385) = 95.50**			F(3, 330) = 75.50**		
			R ² = .35			R ² = .25			R ² = .42			R ² = .40		
이익 영역 (Gain)	상수	5.7489		5.4000			6.1170			5.7116				
	1차항	.0925	.29	2.34*	.0799	.26	1.18	.0948	.29	1.46	.0912	.31	1.29	
	2차항	-.0062	-.24	-2.22*	-.0045	-.24	-1.08	-.0033	-.17	-.83	-.0026	-.14	-1.25	
				F(2, 633) = 4.20**			F(2, 224) = .70			F(2, 214) = 2.40+			F(2, 189) = 3.57*	
			R ² = .02			R ² = -.00			R ² = .02			R ² = .03		
손실 영역 (Loss)	상수	5.6142		5.2249			6.0828			5.5504				
	1차항	.3929	.96	8.55**	.2613	.67	3.19**	.4653	1.05	5.78**	.4555	1.18	5.88**	
	2차항	.0149	.54	4.79**	.0069	.26	1.24	.0179	.57	3.15**	.0198	.79	3.91**	
				F(2, 539) = 85.37**			F(2, 180) = 20.62**			F(2, 189) = 40.12**			F(2, 164) = 29.27**	
			R ² = .24			R ² = .18			R ² = .29			R ² = .26		

** p<.01 * p<.05 + p<.10

이 모델에서 F는 지각된 절차 공정성 변수를 나타내며, D는 기대로부터의 이탈 변수를 의미한다.

추정된 회귀방정식은 통계적으로 유의미하였으며, F(3, 1113) = 199.89, p<.001, 모든 계수들이 $\alpha=.05$ 수준에서 유의미하였다(표 2 참조).⁵⁾ 추정된 함수는 다음과 같다:

5) 준거점 1과 준거점 2를 기준으로 한 경우 각각에 대한 회귀곡선 추정치의 결과들이 서로 비슷하기 때문에, 표 2에는 준거점 1(즉, 수용할만한 최소한의 의견개진 양)을 독립변인으로 한 회귀

$$F = 5.2735 + .1974*D - .0037*D^2 - .0004*D^3.$$

표 2의 전체모델에 제시된 것처럼, 3차 항의 베타값($\beta=-.26$; $t=-5.68$ $p<.001$)은 통계적으로 유의미할 뿐만 아니라, 2차 항의 베타값보다 높다($\beta=-.14$; $t=-5.53$, $p<.001$). 전체함수의 R² 값은 .35이었으며, 회귀방정식에 3차 항을 추가함으로 인해 1차, 2차 항만으로 설명된 R² 값보다 2%가 증가하였다. 이 결과는 의견개진 분석 결과만을 제시하였다.

허용량이 준거점에서 이탈한 정도가 절차공정성 지각에 미치는 영향을 해석함에 있어서 선형적 관계, 또는 2차 함수적 관계로 해석하는 것도 타당하지만, 가설 1처럼 조망이론적 3차 함수 관계로 해석하는 것이 보다 타당함을 보여주고 있다. 따라서, 가설 1은 지지되었다.

추가적으로 가설 1을 좀 더 보수적으로 검증하고, 가설 2의 검증을 위해, 우리는 차이값의 범위(-20~20)를 이익영역(차이값 ≥ 0)과 손실영역(차이값 ≤ 0)으로 구분하였고, 이익영역의 회귀방정식이 위로 볼록한 2차 곡선 모양을, 손실영역의 회귀방정식이 위로 오목한 2차 곡선 모양을 각각 보이는지와 그 2차 항들의 회귀계수 크기를 확인하였다.

표 2에 제시된 것처럼, 전체 집단을 대상으로 분석한 결과, 손실 영역의 2차 항 회귀계수는 위로 오목한 모양(concavity)을 보였고, 통계적으로 유의미하였다, $\beta=.54$; $t=4.79$, $p<.001$. 아울러 이익영역의 2차 항은 위로 볼록한 모양(convexity)을 보였으며, 통계적으로 유의미하였다, $\beta=-.24$; $t=-2.20$, $p<.05$. 따라서, 가설 1은 지지되었다.

이익영역보다 손실영역의 2차 곡선 기울기가 더 가파를 것이라고 예언한 가설 2는 각각에 대한 회귀분석의 B값을 비교함으로써 검증하였다. 표 2에 제시된 것처럼 곡선추정 회귀분석 결과 중 이익영역 2차 항 회귀계수의 절댓값(.0062)은 손실영역(.0149)보다 낮았다, $t=-50.97$, $p<.001$. 따라서, 가설 2는 지지되었다.

가설 3 : 국가별 함수 모양의 차이 여부

모든 문화권의 국가들에 대해 의견개진 가치함수의 곡선 모양이 동일할 것이라고 제시한 가설 3을 검증하기 위해, 우리는 가설 1과 가설 2에 대한 검증과 동일한 절차를 모든 국

가 자료들에 대해 적용하였다. 준거점과 실제 허용 간의 차이값 전체 범위(즉, -20~20)에 대한 곡선추정 회귀분석 결과, 모든 국가들에 대해 3차 항의 회귀계수 값이 유의미한 결과를 보였다. 아울러 가설 1에 대한 추가적 검증과 동일한 방법으로 국가별로 이익영역과 손실영역을 구분하여 각각에 대한 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 미국과 한국의 경우는 손실영역의 2차 항 베타값이 유의미한 convexity(즉, 위로 오목한 모양)를 보였다. 그러나, 싱가포르의 경우, 비록 방향은 예언된 방향(즉, 양수)으로 나타나기는 하였지만, 유의미한 결과는 아니었다. 이익영역의 2차 항에 대한 국가별 분석에서도 비록 모든 국가에서 2차 항의 베타값이 예언된 방향(즉, 음수)으로 나타나기는 하였으나, 어느 국가에서도 통계적으로 유의미한 결과를 보이지는 않았다.

각 국가별 손실영역과 이익영역의 2차 항 회귀계수의 기울기 비교에서는 세 국가 모두에서 손실영역의 2차 항 기울기가 이익영역보다 더 가파르게 나타났다. 따라서, 전체적으로 볼 때, 가설 3은 부분적으로만 지지되었다.

가설 4: 준거점의 국가별 차이 여부

가설 3은 집단주의 문화권의 국가인 한국과 싱가포르의 피험자들이 개인주의 문화권인 미국의 피험자들 보다 의견개진 준거점이 낮을 것이라고 예언하였다. 이 가설을 검증하기 위해, 우리는 2개의 사전기대 측정치 각각을 종속변수로 하여 일원변량분석을 실시하였다: (1) 수용할만한 최소의(least, acceptable) 의견개진 양 (평균=8.85, 표준편차=4.18), (2) 실제 허용될 것 같은(likely) 의견개진 양 (평균=10.91, 표준편차=4.90).

일원변량 분석 결과, 준거점 2(실제 허용될

표 3. 국가별 준거점의 평균차이에 대한 일원변량분석 결과

준거점	국가별 평균(표준편차)			F	사후비교
	싱가폴	한국	미국		
(1) 수용할만한 최소의 의견개진 양	8.46(4.25)	9.04(4.07)	9.07(4.18)	2.64+	싱가폴<미국* 싱가폴<한국+
(2) 실제 허용될 것 같은 의견개진 양	10.23(4.71)	11.71(4.65)	10.89(5.20)	8.30**	싱가폴<미국+ 싱가폴<한국**

** $p < .01$ * $p < .05$ + $p < .10$

것 같은 의견개진 양)에 대해서는 국가 간 차이가 존재하였으며, 통계적으로 유의미한 결과를 보여주었다, $F(2, 1111)=8.30, p < .001$. 하지만, 준거점1(수용할만한 최소의 의견개진 양)에 대해서는 국가 간 차이를 보였지만, 통계적으로 유의미하지는 않았다, $F(2, 1114)=2.64, p=.06$. 이러한 국가 간 차이의 양상이 가설 4의 방향과 일치하는 지 여부를 확인하기 위해 LSD방법을 사용하여 사후 다중분석한 결과가 표 3에 제시되어 있다.

표 3의 결과를 보면, 비록 일원변량분석 결과는 유의미한 국가 간 차이를 보여주지만, 차이의 방향은 가설 3과 정확히 부합되지 않는다. 그리고, 그 차이는 바로 한국 피험자들의 결과가 싱가포르 피험자들과 비슷한 것이 아니라 미국 피험자들과 비슷하기 때문이다.

세부적으로, 우선 ‘실제 허용될 것 같은 의견개진 양’인 준거점2를 비교한 경우, 싱가포르($M=10.23$)가 가장 낮았고, 그 다음이 미국($M=10.89$), 한국($M=11.71$)의 순이었으며, 싱가포르 피험자들의 준거점 평균값은 미국뿐만 아니라 한국 피험자들의 준거점보다 유의미하게 낮은 것으로 나타났다, $평균차=-1.48, p < .01$. 하지만, 한국과 미국 피험자들 간에는 차이가 없었다. 준거점1인 ‘수용할만한 최소의 의견개

진 양’에 대한 비교에서도 싱가포르가 가장 낮았고($M=8.46$), 그 다음이 한국($M=9.04$), 미국($M=9.07$)의 순서였다. 사후집단비교 결과, 싱가포르 피험자들의 평균은 미국 피험자들의 평균보다 유의미하게 낮았으며, $평균차=-.61, p < .05$, 한국 피험자들보다도 낮은 경향을 보였지만 유의미한 차이는 아니었다, $평균차=-.59, p=.06$.

전체적으로 볼 때, 미국 피험자 집단의 준거점 평균은 싱가포르 피험자집단보다는 높았으나, 한국 피험자집단과는 차이가 없었다. 따라서, 미국 피험자집단의 준거점 평균이 한국과 싱가포르 피험자집단보다 높을 것이라고 예언한 가설 4는 부분적으로만 지지되었다.

논 의

본 연구의 결과는 조망이론의 검증을 시도했던 이전 연구의 결과들과 부합되는 결과를 보여주고 있다. 의견개진 기대함수는 S자 모양의 3차 곡선 형태를 보이며, 함수의 기울기는 이익영역보다 손실영역에서 더 가파르다. 뿐만 아니라 이러한 함수의 모양은 한국, 미국, 싱가포르 등 문화권에 관계없이 동일하였으며,

각 국가별 의견개진 기대의 양은 문화적 배경에 따라 차이가 발생할 수 있음을 보여주었다. 하지만, 준거점의 국가별 차이에 대한 비교 결과에 의하면, 한국 피험자집단의 준거점 평균은 Hofstede(1984)에 의해 같은 집단주의적 문화권으로 분류된 싱가포르와 유사할 것이라고 예측했으나, 오히려 개인주의적 문화권 국가인 미국 피험자집단의 결과와 유사한 측면이 더 많았다.

이러한 결과는 우리에게 많은 함축점을 제시해주고 있다. 우선 최근 20여 년 동안 일어난 한국사회의 급격한 정치경제적 변화가 사회문화적 변화에까지 파급되었으며, 현재의 한국 사회가 집단주의적 문화에서 개인주의적 문화로 급격하게 변화하고 있는 과정에 있음을 보여주는 결과라고 할 수 있을 것이다. 또 다른 측면의 함축점은 20여 년 전에 수행된 연구에서 도출된 결과를 과도하게 일반화하는 것은 현재 사회의 모습을 제대로 반영하지 못할 수 있다는 점이다. 즉, 특정 시점에 도출된 결과를 장기간이 지난 이후에도 검증 없이 적용하는 것은 연구자들 스스로 고정관념의 오류를 유발할 가능성이 높으며, 주기적인 검증을 통한 검증절차의 필요성을 제기해주는 부분이라고 할 수 있다. 하지만, 현재의 한국 사회를 개인주의적 문화라고 단정적으로 결론짓는 것은 속단일 수 있으며, 조직공정성 분야가 아닌 다른 분야의 연구결과들을 종합적으로 고려하여 판단할 문제일 것이다.

본문의 분석에서 제시하지는 않았지만, 추가적으로 이루어진 분석의 결과 중 하나는 조망이론의 관점에서 볼 때, 잘 부합되지 않는 측면이 있다. 조망이론에서는 기대된 결과물(즉, 본 연구의 사전 기대값)에 대해 중립적인, 즉 '0'의 가치를 부여하였으나, 본 연구의 피

험자들은 기대치를 부응하는 것이 중립적인 반응(즉, 9점 척도 상의 5점)이 아닌 약간의 정적 반응을 보여주고 있으며, 이것은 이 분야에서 행해진 이전 연구의 결과들과도 일관되는 것이다(Coughlan & Connolly, 2001; Price 등, 2001). 다시 말하자면, 손실과 이익영역을 구분하는 경제학적 중립점(a break even amount of voice)인 준거점은 심리적 측면에서는 중립적인 것이 아니라 약간의 긍정적인 값을 갖는다는 것이다. 이 효과의 크기를 살펴보면, 수용할 만한 최소의 의견개진 양(준거점 2)이나 기대되는 최소의 의견개진 양 등 '최소한'의 기대만을 충족시킨 경우에도 긍정적인 값을 갖는다, 각각 평균=5.67, 5.66. 이러한 발견은 설문조사에 대한 반응으로 심리학 분야에서 널리 알려져 있는 긍정성 편향(positivity bias)을 반영하는 것이라고 볼 수 있으며, 비록 조망이론이 원래 제안한 것과는 일치하지 않지만, 이전 연구결과들과 일관되는 것이다.

본 연구의 실험에서 시나리오 방식을 사용하면서 네트워크-기반의 실험을 진행한 관계로 3개 국가에 걸쳐서 의견개진 가치함수를 비교할 수 있는 자료를 획득할 수 있었다.

사회적 공정성(social justice) 분야의 일부 연구자들은 엄격하게 조작된 전통적 실험보다 시나리오를 사용한 실험의 경우에 의견개진의 영향을 과소 추정한다고 비판하였다(Lind & Tyler, 1988). 하지만, 상이한 실험조작 방법들이 수렴되는 결과를 보인다는 연구증거들도 있다는 사실을 주목하는 것도 중요하다(Van den Bos, Lind, Vermunt, & Wilke, 1997; Van den Bos, Wilke, & Lind, 1998 등을 참조하시오).

과거의 연구들과 달리, 우리는 본 연구에서 절대적 손실 또는 이익값이 아닌 개인의 주관적 기댓값과 실제 결과물 간의 차이값을 '손

실' 또는 '이익'으로 사용하였다. 이것은 이전 연구들이 개인의 주관적 기대라는 부분을 무시했었다는 점을 고려할 때, 본 연구가 이전 연구들과 구분되는 중요한 측면이다. 방법론적인 측면에서 볼 때, 일관성의 측정과 관련된 연구에서 가설검증을 위한 차이값의 측정은 널리 사용되어 왔다. 하지만, 차이값 측정을 둘러싼 신뢰도와 타당도의 문제에 대한 많은 비판이 제기되어온 것도 사실이다(즉, Cronbach & Furby, 1970; Edwards, 1991; 1994a; 1994b). 아마도 차이값 측정과 관련하여 가장 널리 알려진 문제점은 차이값이 갖는 낮은 신뢰도의 문제일 것이다(Edwards, 2002; p.352). 비록 차이값의 신뢰도가 요소값의 신뢰도보다 반드시 낮은 것은 아니지만(Zimmerman & Williams, 1982), 때로는 차이값 도출에 사용된 요소들의 측정값보다는 차이값이 덜 신뢰로운 경우들이 종종 발생하기도 한다(Johns, 1981). 하지만, 우리는 이와 같은 차이값 측정의 신뢰도와 관련된 비판은 본 연구와 크게 관련이 없다고 믿는다. 왜냐하면, 본 연구에서 차이값 도출에 사용된 요소 중 하나(즉, 의견개진 기회에 대한 주관적 기댓값)는 각 피험자들로부터 측정된 값이지만, 다른 요소(즉, 실제로 허용된 의견개진 기회)는 주관적인 측정치가 아니라 실험자에 의해 조작된 값이기 때문에 측정의 신뢰도 문제와는 관련이 없기 때문이다.⁶⁾

6) 두 요소 측정치 간의 대수적 차이값의 신뢰도 공식(Johns, 1981)은 $a_{(X-Y)} = (\sigma_x^2 a_x + \sigma_y^2 a_y - 2\sigma_{xy}) / (\sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2\sigma_{xy})$, 여기에서 X와 Y는 차이값을 구성하는 데 기반이 되는 두 측정치를 나타내며, a_x 와 a_y 는 각 측정치의 신뢰도, σ_x^2 와 σ_y^2 는 각 측정치의 변량, $2\sigma_{xy}$ 는 두 측정치의 공변량을 나타낸다. X와 Y가 정적으로 상관되는 경우에는(일관성, congruence, 연구에서 일반적으로 나타나는

끝으로, 본 연구에서 다국적 연구를 수행하기 위해 우리가 사용한 연구방법에 대한 차후 연구자들이 주목할 필요가 있다고 생각한다. 첫째, 우리는 다양한 언어권으로부터 표집된 피험자들을 대상으로 다국적 연구를 수행하기 위해 인터넷을 자료수집 수단으로 사용하였다. 둘째, 우리는 기존 연구자들이 사용한 지필-기반 측정방식(paper and pencil format)과 인터넷-기반 측정방식(web-based format) 간의 차이가 실험조작에 미치는 영향여부를 검토하기 위해 사전측정을 실시하였다. 궁극적으로 본 연구에서 우리가 사용한 인터넷 기반의 실험조작은 다국적 연구에서 일반적으로 발생할 수 있는 실험방법 상의 문제점들(즉, 국가별 실험 장소 및 제시양식의 차이로 인한 인위적 요소(artifacts)와 실험진행자의 차이에 따른 반응 차이 등)을 극복할 수 있는 중요한 방향을 제시하였다고 볼 수 있다.

인터넷이 의사소통과 상업매체의 수단으로 중요하다는 사실은 의심할 여지가 없다(Abbate, 1999). 인터넷 의사소통의 번성과 함께, 연구자들은 네트워크-기반의 연구를 점점 더 많이 실시하고 있다. 이와 같은 네트워크-기반의 연구자료 수집은 다국가 대상 연구에서는 특히 중요한 수단이라고 믿으며, 다른 연구자들도 그러한 연구를 위해 본 연구의 접근 방식을 사용하도록 권장하고 싶다. 다른 연구

경우처럼, X와 Y의 대수적 차이값의 신뢰도는 X 또는 Y의 신뢰도보다 낮은 경우가 종종 있다(Edwards, 2002; p.353). 하지만, 본 연구에서 이러한 우려가 개입되지 않는다. 그 이유는 (1) 두 번째 값은 측정된 값이 아니라 실험자가 조작한 값이기 때문에 신뢰도는 '1'이며, (2) 피험자들은 각 실험조건에 무선적으로 할당된 것이기에 X와 Y 간의 공변량은 '0'이라고 보는 것이 타당하기 때문이다.

매체들과 마찬가지로 이와 같은 네트워크-기반의 자료수집 방법이 갖는 장점과 단점들에 대해서는 많은 연구자들이 검토하고 의견을 제시하였다(Hweson, Laurent, & Vogel, 1996; Michalak & Szabo, 1998; Naglieri, Drasgow, Schmit, Handler, Prifitera, Margolis, & Velasquez, 2004; Schmidt, 1997). 본 연구는 네트워크-기반의 연구접근과 관련하여 제기된 여러 비판점들 중에서, 두 가지 측면에 대한 반증을 제공하고 있다: (1) 인터넷-기반으로 수집된 자료의 결과물들이 다른 방법으로 수집된 자료와 상이하다(Krantz & Dalal, 2000), (2) 인터넷을 통한 결과물은 자료의 제시방식을 넘어서 일반화할 수가 없다(Azar, 2000).

우리의 연구 1은 첫 번째 문제에 대한 반증을 제시해주고 있다. 연구 1은 기존에 사용된 지필-기반 실험실행조건과 네트워크-기반 실험실행조건 간의 잠재적 차이 가능성을 검증하였으며, 두 가지 방식의 자극제시 조건 간에 차이가 없음을 보여주었다. 따라서, 본 연구는 이와 같은 잠재적 차이발생 가능성에 대해 조심스럽게 탐색함으로써, 자발적 참여자이거나 또는 연구자에 의해 할당된 피험자 여부에 관계없이 인터넷 자료수집 연구가 전통적 자료수집 방법을 통한 연구와 일관되는 결과를 보여줄 수 있다는 최근 연구들(즉, Gosling, Vazire, Srivastava, & John, 2004)의 또 다른 지지 자료로 활용될 수 있을 것이다.

두 번째 고려사항과 관련하여, 우리의 연구 결과는 실험자극의 제시양식이 실험에 대한 반응의 차이를 유발하지 않는다는 것을 명확히 보여주고 있다. 이것은 아마도 가능한 범위 내에서 최대한 모든 환경을 동일하게 제공할 수 있도록 각 언어별 인터넷 사이트를 제작한 결과일 것으로 추정된다. 하지만, 이유

여하에 관계없이 우리의 연구는 자극 제시양식의 변화가 실험자에게 늘 문제를 야기하는 것은 아니라는 최근의 연구결과들을 지지하는 결과를 보여주었다. 예를 들면, Gosling 등(2004)은 Big-5 성격측정도구를 2가지 양식으로 제시했지만, 유사한 결과를 얻었다.

하지만 연구의 결과를 해석하고 확장하여 적용하는 데에는 다음과 같은 몇 가지 제한사항들을 염두에 두어야 할 것이다.

첫째, 본 연구에서는 Price 등(2001)의 연구를 바탕으로 하여 ‘의견개진이 허용된 요소의 수’라는 측정값만을 부여된 의견개진 기회의 양에 대한 조작적 정의로 사용하였다. 하지만, 의견개진 기회라는 것은 허용의 빈도나 시간 등과 같은 요소, 또는 기결정된 정책이나 제도의 실행간 발생한 문제점에 대한 지적의 허용 정도 등의 다양한 요소로 조작적 정의가 가능할 것이다. 의견개진 허용 정도에 대한 다양한 형태의 조작적 정의를 통해서도 동일한 결과를 도출할 수 있을 것인지를 검증해보는 것은 추후의 중요한 연구과제가 될 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구에서 표집된 국가들이 모두 사회적 인터넷 저변환경이 양호한 관계로 인터넷-기반 자료수집방법과 관련된 문제들을 비교적 효과적으로 통제할 수 있었지만, 표집된 국가의 피험자들이 인터넷에 차별적으로 접근하는 것과 관련된 문제들을 통제해야 하는 문제는 차후 연구자들이 염두에 두어야 할 사항일 것이다. 특히, 어떤 국가들, 특히 개발도상국에서는 극소수의 사람들만이 용이하게 인터넷에 접속할 수 있을 뿐만 아니라, 경우

7) 의견개진 기회 정도에 대한 조작적 정의의 문제가 파생시킬 수 있는 다양한 결과의 가능성을 조언해준 무명의 논문심사자에게 감사드립니다.

에 따라서는 접속속도도 매우 느리다. 따라서, 이와 같은 국가-차별적 환경으로 인한 실험완결 피험자 표집 차이의 문제는 결과의 편향을 유발할 수 있기 때문에 연구자들의 관심이 요구되는 부분이라고 할 수 있다.

참고문헌

- Abbate, J. (1999). *Inventing the Internet*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Aiken, M., & Hodge, J. (1966). Organizational alienation: A comparative analysis. *American Psychological Review, 31*, 479-501.
- Azar, B. (2000). A web of research: They're fun, they're fast, and they save money, but do Web experiments yield quality results? *Monitor on Psychology, 31*, 42-47.
- Baldwin, T. T., Magjuka, R. J., & Loher, B. T. (1991). The perils of participation: Effects of choice of training on trainee motivation and learning. *Personnel Psychology, 44*, 51-65.
- Brockner, J., & Greenberg, J. (1990). The impact of layoffs on survivors: An organizational justice perspective. In S. J. Carroll (Ed.), *Applied Social Psychology and Organizational settings*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Brockner, J., & Wiesenfeld, B. M. (1996). An integrative framework for explaining reactions to decisions: Interactive effects of outcomes and procedures. *Psychological Bulletin, 10*, 189-208.
- Camerer, C. F., & Ho, T. H. (1994). Violations of the betweenness axiom and nonlinearity in probability. *Journal of Risk and Uncertainty, 8*, 167-196.
- Casey, J. (1994). Buyers' pricing behavior for risky alternatives: Encoding processes and reference reversals. *Management Science, 40*, 730-749.
- Coalter, T., & Price, K. (1997). When voice matters: The influence of organizational traditions, sources of the tradition and historical outcomes on perceived fairness. *Unpublished paper*.
- Cronbach, L. J., & Furby, L. (1970). How should we measure "change" - or should we? *Psychological Bulletin, 74*, 68-80.
- Doll, W. J., & Torkzadeh, G. (1988). The measurement of end user computing satisfaction. *MIS Quarterly, 12*, 258-274.
- Earley, P. C., & Lind, E. A. (1987). Procedural justice and participation in task selection: The role of control in mediating justice judgments. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*, 1148-1160.
- Edwards, J. R. (1991). Person job fit: A conceptual integration, literature review, and methodological critique. In C. L. Cooper, & I. T. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology*, (Vol. 6, pp.285-357). New York: Wiley.
- Edwards, J. R. (1994a). Regression analysis as an alternative to difference scores. *Journal of Management, 20*, 683-689.
- Edwards, J. R. (1994b). The study of congruence in organizational behavior research: Critique and proposed alternative. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 58*, 51-100.
- Edwards, J. R. (2002). Alternative to difference

- scores: Polynomial regression analysis and response surface methodology. In F. Drasgow, & N. Schmitt (Eds.), *Measuring and analyzing behavior in organizations* (pp. 350-400). San Francisco, CA: Jossey Bass.
- Folger, R. (1977). Distributive and procedural justice: Combined impact of "voice" and improvement on experienced inequity. *Journal of Personality and Social Psychology, 35*, 108-119.
- Folger, R. (1986). Rethinking equity theory: A referent cognition model. In H. W. Bierhoff, R. L. Cohen, & J. Greenberg (Eds.), *Justice in social relations* (pp.145-162). New York: Plenum.
- Folger, R., & Cropanzano, R. (1998). *Organizational justice and human resource management*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Folger, R., Rosenfield, D., & Robinson, T. (1983). Relative justification and procedural justification. *Journal of Personality and Social Psychology, 45*, 268-273.
- Furby, L. (1986). Psychology and justice. In R. L. Cohen (Ed.), *Justice: views from the social sciences*, (pp. 253-283). New York: Plenum.
- Ghorbani, N., Bing, M. N., Watson, P. J., Davidson, H. K., & LeBreton, D. L. (2003). Individualist and collectivist values: Evidence of compatibility in Iran and the United States. *Personality and Individual Differences, 35*, 431-447.
- Gonzalez, R., & Wu, G. (1999). On the shape of the probability weighting function. *Cognitive Psychology, 38*, 129-166.
- Gosling, S. D., Vazire, S., Srivastava, S., & John, O. P. (2004). Should we trust web based studies? A comparative analysis of six preconceptions about Internet questionnaires. *American Psychologist, 59*, 93-104.
- Greenberg, J. (1990). Organizational justice: Yesterday, today, and tomorrow. *Journal of Management, 16*, 399-432.
- Heath, C., Larrick, R. P., & Wu, G. (1999). Goals as reference points. *Cognitive Psychology, 38*, 79-109.
- Hewson, C. M., Laurent, D., & Vogel, C. M. (1996). Proper methodologies for psychological and sociological studies conducted via the Internet. *Behavioral Research Methods, Instruments, & Computers, 28*, 186-191.
- Hofstede, G. (1984). The cultural relativity of the quality of life concept. *The Academy of Management Review, 9*, 389-398.
- Hofstede, G. (1994). Forward. In U. Kim, H. C. Triandis, C. Kagitcibasi, S. C. Choi, & G. Yoon. (Eds.) *Individualism and collectivism: Theory, method, and applications*. Newbury Park, CA: Sage.
- Hunton, J. E., & Price, K. H. (1997). Effects of the user participation process and task meaningfulness on key information system outcomes, *Management Science, 43*, 797-812.
- Hunton, J. E., Price, K. H., & Hall, T. W. (1996). A field experiment examining the effects of membership in voting majority and minority subgroups and the ameliorating effects of postdecision voice. *Journal of Applied Psychology, 81*, 806-812.
- Hunton, J. E., Hall, T. W., & Price, K. H.

- (1998). The value of voice in participative decision making. *Journal of Applied Psychology*, 83, 788-797.
- Johns, G. (1981). Difference score measures of organizational behavior variables: A critique. *Organizational Behavior and Human Performance*, 27, 443-463.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decisions under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1982). The simulation heuristic. In D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky (Eds.), *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*. New York: Cambridge Univ. Press.
- Krantz, J. H., & Dalal, R. (2000). Validity of Web based psychological research. In M. H. Birnbaum (Ed.), *Psychological experiments on the Internet* (pp.35-60). San Diego, CA: Academic Press.
- Kras, E. S. (1995). Management in two cultures: Bridging the gap between U.S. and Mexican managers (rev. ed.). Yarmouth, ME: Intercultural.
- Latane, B. (1981). The psychology of social impact. *American Psychologist*, 36, 343-356.
- Lind, E. A., Maccoun, R. J., Ebener, P. A., Felsteiner, W. L. F., Hensler, D. R., Resnik, J., & Tyler, T. R. (1990). In the eye of the beholder: Tort litigants' evaluations of their experiences in the civil justice system. *Law and Society Review*, 24, 953-996.
- Lind, E. A., Kanfer, R., & Earley, P. C. (1990). Voice, control and procedural justice: Instrumental and noninstrumental concerns in fairness judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 952-959.
- Michalak, E. E., & Szabo, A. (1998). Guidelines for Internet research: An update. *European Psychologist*, 3, 70-75.
- Naglieri, J. A., Drasgow, F., Schmit, M., Handler, L., Prifitera, A., Margolis, A., & Velazquez, R. (2004). Psychological testing on the Internet: New problems, old issues. *American Psychologist*, 59, 150-162.
- Price, K. H., Hall, T. W., Van den Bos, K., Hunton, J. E., Lovett, S., & Tippett, M. J. (2001). Features of the value function for voice and their consistency across participants from four countries: Great Britain, Mexico, The Netherlands, and the United States. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 84, 95-121.
- Robinson, W. S. (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15, 351-357.
- Schmidt, W. C. (1997). World Wide Web survey research: Benefits, potential problems, and solutions. *Behavioral Research Methods, Instruments, & Computers*, 29, 274-279.
- Singelis, T. M., Triandis, H. G., Bhawuk, D. S., & Gelfand, M. J. (1995). Horizontal and vertical dimensions of individualism and collectivism: A theoretical and measurement refinement. *Cross-Cultural Research*, 29, 240-275.
- Triandis, H. C. (1994). *Culture and social behavior*. New York, NY: McGraw Hill.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representations

- of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323.
- U. S. Department of Commerce. (2002). *A Nation Online: How Americans are expanding their use of the Internet*. Washington, DC: Author.
- Van den Bos, K., Vermunt, R., & Wilke, H. A. M. (1996). The consistency rule and the voice effect: The influence of expectations on procedural fairness judgments and performance. *European Journal of Social Psychology*, 26, 411-428.
- Watson, P. J., Sherbak, J., & Morris, R. J. (1998). Irrational beliefs, individualism- collectivism, and adjustment. *Personality and Individual Differences*, 24, 173-179.
- Wu, G., & Gonzalez, R. (1996). Curvature of the probability weighting function. *Management Science*, 42, 1676-1690.
- Yamaguchi, S., Kuhlman, D. M., & Sugimori, S. (1995). Personality correlates and allocentric tendencies in individualistic and collectivistic cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 26, 658-672.
- Zimmerman, D. W., & Williams, R. H. (1982). Gain scores in research can be highly reliable. *Journal of Educational Measurement*, 19, 149-154.

1차 원고접수 : 2008. 4. 4

2차 원고접수 : 2008. 5. 11

최종게재결정 : 2008. 5. 14

The effects of expectation of voice on perception of procedural justice: Differences and similarities across cultures

Jaewon Ko

Kidok Nam

Yong-joo Kim

Dept. of Psychology, Korea Military Academy

This three country study focuses on the value of employee voice in workplace decision making. Consistent with previous research, we show the voice value function fits the S-shaped curve associated with prospect theory (Kahneman & Tversky, 1979). Specifically, findings demonstrate that the value of voice of evaluated related to a neutral referent point. Initial increments away from this reference point have a strong impact on fairness perception, while later increments produce more marginal effects. In addition, the value function for losses is steeper than the value function for gains. These findings and methodological implications related to our internet-based data collection and use of international samples, as well as theoretical implications for fairness researchers are discussed.

Key words : Voice, Expectation, Procedural Justice, Prospect Theory, Value Function, Internet-based, Reference Point