

資源經濟學會誌 第7卷 第2號
Korea Journal of Resource Economics
Volume 7, Number 2, March 1998 : pp. 31~51

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

— 郵便設問調查를 이용한 條件附價值測定法 중심으로 —

조 용 성*

〈目 次〉

- | | |
|----------|----------|
| I. 서 론 | IV. 실증분석 |
| II. 연구방법 | V. 결 론 |
| III. 자 료 | |

요 약

우편설문조사를 이용한 조건부가치측정법을 통해 자료를 수집할 경우 무응답자의 발생은 보편적이며, 그러한 무응답자의 존재는 無應答者偏倚 가능성을 내재하고 있으므로, 표본의 통계치를 이용한 모집단에 대한 확대 적용을 위해서는 우선적으로 無應答者偏倚에 대한 檢定이 이루어져야 하며, 또한 無應答者偏倚

* 에너지경제연구원.

조 용 성

발생시 이에 대한 적절한 조치가 취해져야 한다. 본 연구에서는 다단계 우편설문발송법을 통해 수집된 자료를 이용하여 효과적인 無應答者偏倚 檢定의 수행과 無應答者群의 평균지불의사액을 별도로 추정한 후 이를 이용하여 보다 합리적이고 정확한 총지불의사액(Aggregate WTP)의 도출방법을 제시하였다. 이는 우선적으로 無應答者偏倚를 분산분석을 통해 檢定한 후 선형외삽법으로 無應答者群의 평균지불의사액을 추정하여 이를 모집단의 총지불의사액을 산출하는데 이용하는 방법으로 기존의 보수적인 방법들보다 상대적으로 저렴한 비용으로 無應答者偏倚 檢定을 가능하게 하며, 사회적 또는 인구특성상의 차이를 이용한 통계적 가중치 이용방법과는 달리 연구자의 직접적인 관심의 대상이 되는 지불의사액을 이용하여 無應答者偏倚 테스트를 하고 또한 無應答者群의 평균지불의사액을 추정하여 보다 효율적이며 타당성이 있는 총지불의사액을 산출해 낼 수 있다는 장점이 있다.

I. 서 론

非市場財貨의 가치를 측정하기 위해 보편적으로 널리 사용되고 있는 조건부가치측정법(Contingent Valuation Method: CVM)은 비시장재화가 거래될 수 있는 가상적인 시장을 설정한 후, 설문을 통해 한 개인이 비시장재화를 획득하기 위하여 기꺼이 지불하고자 하는 최대금액(Willingness-to-pay : WTP) 또는 해당 재화의 획득을 포기하는 데 대한 보상금액(Willingness-to-accept : WTA)을 결정하는 것이다. 조건부가치측정법은 국방과 환경오염과 같이 정상적인 시장가격이 형성되지 않아 소비자의 해당 재화에 대한 지불의사액을 명시적으로 관찰할 수 없는 경우, 비시장재화의 공급에 따른 혜택을 가상적인 상황으로 묘사한 후 그 가치를 표명하게 하여 비시장재화에 대한 소비자의 지불의사액을 직접 도출해 낼 수 있다는 장점이 있다.

조건부가치측정법 이용시 발생하는 문제점들은 크게 두 가지로 분류될 수 있다. 하나는 설문응답자들의 전략적인 행동에서 유발되는 戰略的 偏倚(strate-

gic bias)와 비시장재화의 가상적인 시장설정에서 유발되는 假想的 偏倚(hypothetical bias) 등과 같은 應答者偏倚(response biases)이며, 다른 하나는 설문의 작성과정과 施行상에 발생되는 표본디자인·실행偏倚(sample design and execution biases)이다. 대다수의 CVM을 이용한 연구들은 應答者偏倚에 대한 檢定과 이를 해결하기 위한 방법의 개발에만 집중되어 있는 반면 표본디자인·실행偏倚에 대해서는 간과되고 있다. 특히 표본디자인·실행偏倚 중 하나인 無應答者偏倚는 CVM에 의해 수집된 표본의 특성을 모집단 전체의 특성으로 확대 적용할 경우 모집단의 특성이 有意的으로 과대 또는 과소 평가되는 결과를 초래한다.

조건부가치측정법은 방문면담법, 전화설문법 또는 우편조사법을 통해 사용되고 있으며, 이 중 우편설문조사를 이용한 CVM방법은 조사비용의 저렴성과 광범위한 지역에 대한 동시 조사가 가능하다는 장점으로 많이 사용되고 있다. 그러나 이 방법의 가장 큰 문제점은 설문조사회수율이 낮다는 점과 이에 따른 無應答者(non-responses)의 처리문제이다. Cochran(1977)은 무응답(non-response)을 “선택된 표본 중 조사항목의 일부분에 대한 측정이 실패한 경우”라고 정의하였다. 무응답자편의(non-response bias)는 응답자와 무응답자 간에 有意의 차이가 존재하는 경우에만 발생하는 것으로, 무응답자의 존재가 필연적으로 응답자들의 자료를 토대로 모집단에 확대 적용할 경우 그 결과에 대해 편의를 초래한다고는 볼 수 없다. 그러나 수집된 자료내의 無應答者偏倚의 존재 가능성에 대해서는 사전에 신중한 검토가 이루어져야 한다.

CV연구에 있어 무응답자편의의 존재에 대한 가장 큰 우려는 총지불의사액(Aggregate WTP) 추정에 미치는 영향이다. 응답자군의 평균지불의사액과 무응답자군의 평균지불의사액 간에 有意의 차이가 존재할 경우, 무응답자편의에 대한 조정없이 추정된 모집단 전체의 총지불의사액은 과대 또는 과소 평가되게 된다. Whitehead의(1993)의 연구에 의하면 무응답자군이 응답자군과의 유사한 사회적·인구학적 특성(social & demographic characteristics)을 지녔다 하더라도 추정된 지불의사액에 무응답자편의의 영향력이 미치는 것으로 나타났다. 그러므로 무응답자편의를 檢定하기 위한 변수요인으로는 소득, 교육수준 등과 같은 사회적·인구학적 특성보다는 CV연구의 주된 관심사인 지불의사

조 용 성

액(WTP)을 이용한 檢定이 보다 효과적이다.

기존의 연구에 있어서, 표본의 지불의사액을 이용하여 모집단의 총지불의사액을 추정하는 방법으로 다음의 두 가지가 있다.

첫째, 應答者群의 평균지불의사액과 無應答者群의 평균지불의사액 간에 有意의 차이가 없다고 가정한 후, 표본의 평균지불의사액을 이용하여 모집단의 총지불의사액을 추정하거나(Pope and Johns, 1990), 무응답자들의 지불의사액은 “0”이라고 가정하는 방법(Shultz and Lindsay, 1990)과 둘째, 모집단과 표본 간의 사회적·인구학적 특성의 구성비율을 비교한 후 그 차이를 통계적 가중치를 이용하여 無應答者偏倚의 영향을 회석시키는 방법(Carson and Mitchell, 1984; Jordan and Elnagheeb, 1993)이 그것이다.

이 방법들은 각기의 장·단점을 지니고 있는데, 첫 번째 방법은 다른 방법에 비하여 모집단의 총지불의사액을 산출하는 것이 매우 용이하다. 그러나 우편조사를 이용할 경우 무응답률이 보통 30~40% 정도 되는 것을 감안할 때 無應答者群의 평균지불의사액이 應答者群의 평균지불의사액과 동일하다고 가정하는 것은 타당성이 작다. 따라서 이 방법을 사용하기 위해서는 필수적으로 應答者群과 無應答者群 간의 지불의사액이 동일한가의 여부를 檢定해야 한다. 이를 위해 無應答者群으로부터의 재추출에 따른 시간과 경비가 수반되는 단점이 있다. 두 번째 방법은 매우 보수적인 방법으로 모든 무응답자들의 지불의사액이 “0”이라는 가정은 첫 번째 방법과 마찬가지로 무응답자들의 속성에 대한 검사 및 무응답자들의 지불의사액이 과연 “0”인가 하는 점에 대한 檢定이 요구된다. 이러한 검정 과정을 거치지 않고 임의로 사용될 경우 그 산출된 모집단의 총지불의사금액은 실제보다 과소평가될 가능성이 크다.

앞서의 두 보수적인 방법들과는 달리 통계적 가중치를 이용하는 방법은 無應答者偏倚가 의심되는 경우 매우 유용하다. 그러나 올바른 통계적 가중치를 결정하기 위해서는 우선 지불의사액에 有意의인 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수를 선택해야 한다. 이 변수 선택의 과정이 그리 용이하지 않으며, 설사 한 변수(예, 소득)를 선택했다 하더라도 그 외의 변수들(예, 교육수준, 나이)의 지불의사액에 미치는 영향은 어떻게 처리할 것인가 하는 문제점이 여전히 남게 된다. 또한 선택된 변수의 모집단에 대한 참값을 아는 것 역시 문제점이다. 예를 들

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

어, 소득을 선택했을 경우 모집단 전체의 정확한 소득분포를 파악한 후 표본의 소득분포와 비교하여 통계적 가중치를 결정해야 하는데 이에 따른 모집단 전체에 대한 소득분포 파악이 용이하지 않은 문제점이 있다.

따라서, 본 연구에서는 위의 언급된 방법들과는 달리 ANOVA 테스트를 이용한 효과적인 無應答者偏倚 檢定의 수행과 偏倚가 발생한 경우에 대해 Filion(1976)의 선형외삽법을 이용한 無應答者群의 평균지불의사액의 추정을 통해 보다 합리적이며 정확한 총지불의사액(Aggregate WTP)을 도출하였다. 즉, 표본의 평균지불의사액을 이용하여 모집단의 총지불의사액을 구하기에 앞서서 1단계적으로, 연속적인 설문발송의 자료를 토대로 無應答者偏倚 가능성에 대한 檢定을 실시하며, 偏倚가 발생한 경우에 대해서는 2단계적으로 Filion(1976)이 제안한 선형외삽법을 이용하여 無應答者群의 평균지불의사액을 추정한 후 이를 모집단의 총지불의사액을 구하는데 사용하였다.

II. 연구방법

1. 無應答者偏倚 檢定

무응답자편의 예방의 가장 좋은 방법은 가능한 한 무응답자의 숫자를 줄이는 것이다. 그러나 우편을 이용한 설문조사에서 100%의 응답률을 얻는다는 것은 매우 어려운 일이다. 현재 보편적으로 이용되고 있는 무응답자편의 처리방법들 중의 한 가지는 설문조사로부터 얻은 결과와 기존의 알려진 모집단의 특성(예, 소득, 교육수준 등)을 비교하여 그 차이를 통계적 가중치를 이용하여 조정하는 것이다. 이 경우 선정된 한 변수(예, 소득)가 무응답자편의가 없다고 하여, 다른 한 변수(예, 나이) 역시 무응답자편의가 없다고는 할 수 없는 단점을 갖고 있다. 또 다른 방법으로는 무응답자군 중에서 다시 제임의추출을 하여 재추출된 표본의 특성과 기 응답자들의 특성을 비교하여 무응답자편의를 검정하는 것이다. 만약 무응답자편의가 발생할 경우 앞서의 방법과 동일하게 사회적·인구학

조 용 성

적 특성들을 근거로 통계적 가중치를 정한 후¹⁾ 이를 이용하여 표본의 통계치를 조정하는 것이다. 이 방법의 단점은 무응답자군으로부터 표본을 재추출해야 하는데 필요한 시간상·재정상의 제약이 따르는 점이다. 또한 Filion(1976)이 언급한 바와 같이 무응답자군으로부터의 재표본추출 역시 완전한 100%의 응답을 얻기가 어려우며 이 경우 여전히 無應答者偏倚 문제는 잔존하게 된다.

앞서의 방법들과는 달리 본 연구에서 시도한 다단계 우편설문조사를 이용한 분산분석(ANOVA)検定은 CV연구의 주된 관심사인 응답자들의 지불의사액을 이용하여 무응답자편의 존재여부에 대한 통계적 가설검정을 용이하게 해 준다. 먼저, N 회에 걸쳐 연속적으로 무응답자들에 대하여 설문조사를 실시하였고, 각 회의 설문발송에 따른 설문결과가 존재한다고 가정하자. 이 때, 검정될 귀무가설은 “ N 회에 걸쳐 수집된 표본들의 평균지불의사액($MWTP_j^i$)은 동일하다”는 것이다. 즉,

$$H_0: MWTP_j^1 = MWTP_j^2 = \cdots = MWTP_j^N$$

여기서, $MWTP_j^i$ 는 i 번째 설문발송 後부터 $(i+1)$ 번째 설문발송 前 사이에 응답한 자들의 j 財貨에 대한 평균지불의사금액을 나타낸다. 이 검정방법은 늦은 반응 또는 늦게 회신하는 응답자일수록 무응답자의 속성에 근접하다는 기본 가정에 근거를 두고 있다. 따라서 귀무가설이 채택될 경우 기준에 남아 있는 무응답자들의 평균지불의사액 역시 기 응답자군의 평균지불의사액과 동일하다고 본다. 만약 귀무가설이 기각될 경우에는 모집단의 총지불의사액을 산출하기에 앞서 무응답자들의 지불의사액에 대한 검토가 요구된다.

2. 無應答者群의 平均支拂意思額 推定

무응답자편의가 발생했다고 가정하자. 이 때 무응답자군의 평균지불의사액과 응답자군의 평균지불의사액 사이에는 有意味 차이가 존재하게 되며, 무응답자

1) i 번째 stratum에 대한 가중치 (W_i)는 i 번째 stratum에 대한 모집단의 비율(POP_i)을 동일한 stratum에 대한 표본의 비율(SPL_i)로 나누어 구한다. 즉, $W_i = POP_i / SPL_i$.

군에 대한 별도의 평균지불의사액 추정이 필요하게 된다. 이를 위해 본 연구에서는 Filion(1976)에 의해 제안된 선형외삽법(linear extrapolation)을 이용하였다. 이 방법은 無應答者群으로부터의 응답을 얻어 내기 위해 첫 번째 설문발송 이후 추가적으로 행해지는 설문응답 독축전화 또는 설문지의 재차발송 횟수와 그로 인해 증가하는 누적 응답률 간의 관계를 회귀분석방법을 이용하여 100%의 응답률이 획득된 경우에 대한 통계치를 외삽적으로 구하는 것이다. 이 방법의 장점은 무응답자군으로부터의 재추출하는 방법에 비해 상대적으로 비용이 저렴하며, 통계적 가중치를 이용하는 방법과는 달리 응답자의 지불의사액 외에는 여타 사회적·인구학적 특성들에 대한 추가적인 정보를 필요로 하지 않는다는 점이다. 그러나 이 방법은 연속적인 우편발송의 최적 횟수에 대한 결정이 어려우며, 설문응답자의 설문지 작성시점 및 회신시점 등에 대한 정확한 파악이 어려운 단점이 있다.

연속적인 우편발송에 대한 응답자들의 응답 속도와 그 추세가 無應答者偏倚의 방향을 나타내 준다는 가정하에, 무응답자군의 평균지불의사액을 추정하기 위하여 다단계 우편발송에 따른 응답자군의 평균지불의사액과 누적 응답률을 이용하여 다음 식 (1)을 추정한다

$$AWTP_j^i = \alpha + \beta \cdot R^i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

여기서 $AWTP_j^i$ 는 첫 번째 설문발송 이후 $(i+1)$ 번째 설문발송 前까지의 응답자들의 j 財貨에 대한 평균지불의사액을 나타내며,²⁾ R^i 는 $(i+1)$ 번째 설문발송 前까지의 누적 응답률을 나타낸다($0 \leq R^i \leq 100$). 추정된 식 (1)의 결과를 이용하여 100%의 응답이 이루어졌을 경우의(즉, $R = 100$) j 財貨에 대한 표본 전체의 평균지불의사액($AWTP_j^{전체}$)을 구할 수 있다. 그러면 식 (1)을 통해

2) $MWTP_j^i$ 는 i 번째 설문발송에서부터 $(i+1)$ 번째 설문발송 前 사이에 응답한 자들의 j 財貨에 대한 평균지불의사액을 나타내며, 반면에 $AWTP_j^i$ 는 첫 번째 설문발송에서부터 $(i+1)$ 번째 설문발송 前 사이에 응답한 자들의 j 財貨에 대한 누적된 평균지불의사액을 나타낸다. 즉, $i=1$ 일 경우, j 財貨에 대한 $MWTP_1^1$ 과 $AWTP_1^1$ 은 동일하지만, 만약 $i \neq 1$ 일 경우, j 財貨에 대한 $MWTP_j^i$ 와 $AWTP_j^i$ 는 동일하지 않게 된다.

조 용 성

추정된 표본 전체의 평균지불의사액과 기 應答者群의 평균지불의사액($AWTP_j^{\text{응답}}$)을 이용하여 無應答者群의 평균지불의사액($AWTP_j^{\text{무응답}}$)을 구할 수 있다.

$$100 \cdot AWTP_j^{\text{전체}} = (100 - R) \cdot AWTP_j^{\text{응답}} + R \cdot AWTP_j^{\text{무응답}} \quad (2)$$

식 (2)의 좌변은 전체 표본의 평균지불의사액($AWTP_j^{\text{전체}}$)에 100% 응답률($R=100$)을 곱한 것을 의미하며, 우변의 첫째 항은 무응답자군의 평균지불의사액에 무응답률을 곱한 것을, 두 번째 항은 응답자군의 평균지불의사액에 응답률(R)을 곱한 것을 나타낸다. 식 (2)로부터 무응답자군의 평균지불의사액을 구하기 위한 식 (3)을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} & AWTP_j^{\text{무응답}} \\ &= [(100 \cdot AWTP_j^{\text{전체}}) - (R \cdot AWTP_j^{\text{응답}})] / [100 - R] \end{aligned} \quad (3)$$

식 (3)으로부터 추정된 無應答者群의 평균지불의사액과 식 (2)의 관계를 이용하여 모집단의 j 財貨에 대한 총지불의사액은 다음과 같이 산출된다.

$$TWTP_j = [R \cdot AWTP_j^{\text{응답}} + (100 - R) \cdot AWTP_j^{\text{무응답}}] \cdot N \quad (4)$$

이 때,

$$\begin{aligned} AWTP_j^{\text{응답}} &= [\sum_{i=1}^n WTP_{i,j}] / n, \\ AWTP_j^{\text{무응답}} &= [(100 \cdot AWTP_j^{\text{전체}}) - (R \cdot AWTP_j^{\text{응답}})] / [100 - R] \end{aligned}$$

여기서 $TWTP_j$ 는 j 재화에 대한 모집단의 총지불의사액을 나타낸다. R 은 설문조사의 최종 응답률을 지칭하며, $0 \leq R \leq 100$ 의 값을 갖는다. N 과 n 은 각각 모집단의 크기와 표본의 크기를 지칭한다. $AWTP_j^{\text{응답}}$ 는 설문조사에 응한 應答者群의 j 재화에 대한 평균지불의사액을, $AWTP_j^{\text{무응답}}$ 는 無應答者群의 평균지불의사액을 나타낸다.

III. 자 료

식수수질향상에 대한 소비자의 지불의사액을 파악하기 위해 1995년 여름 미국 미네소타 남서부지역의 520가구를 대상으로 실시된 우편설문조사의 결과를 이용하였다.

1. 설문조사 대상지역 및 표본

설문조사 대상지역 및 대상자는 미네소타 남서부지역의 공공급수시설(public water supply system)로부터 철성분 또는 황산염성분³⁾이 정부에서 정한 기준치 이상으로 함유된 식수를 공급받고 있는 지역의 공공급수시설이용자를 대상으로 하였다. 기준치 이상의 철성분이 함유된 식수가 공급되고 있는 지역의 공공급수시설이용자는 미네소타 남서부지역 59개 市의 4만 2,081가구에 해당하며, 39개 市의 4만 2,545가구는 황산염이 기준치 이상으로 함유된 식수를 공급받고 있다.

설문조사의 표본은 철성분 함유량의 저감에 따른 식수수질개선에 대한 소비자의 지불의사액 및 황산염 저감에 대한 지불의사액(WTP)을 추정하고자 하는 설문조사목적에 입각하여, 설문조사 대상지역 중 철성분과 황산염성분이 정부에서 정한 기준치 이상으로 함유된 식수가 공급되고 있는 지역의 520가구를 해당 지역의 전화번호부로부터 임의추출·선정하였다. 이들을 통해 현재 자신들이 공급받고 있는 식수의 질에 대한 인지도와 철성분과 황산염의 함유량을 기준치 이하로 저감시키기 위하여 얼마만큼 지불할 의사가 있는지에 대해 조사하였다.

설문지들은 Dillman(1978)의 제안에 따라 연속적으로 3회에 걸쳐 무응답자

3) 적당량의 철성분은 인체에 해로운 영향을 미치지 않지만 일정한 기준을(300ug/l) 넘어서는 물맛 및 물색에 영향을 미치고, 세탁시 세탁물에 반점등을 남기게 되며, 상수관시설에도 부정적인 영향을 미친다. 또한 500mg/l 이상의 황산염성분이 포함된 식수를 마실 경우 인체의 소화기 계통에 영향을 미쳐 설사 또는 다이아리아(diarrhea)와 같은 질병을 초래하고, 물에서 계란 썩는 것과 같은 냄새를 발생시킨다.

조 용 성

들에게 발송되었다. 무응답자에 대한 2차 설문지 발송은 첫 번째 설문지 발송 후 2주가 지난 뒤 동일한 내용의 설문지를 발송하였고, 또 다른 2주 후 동일내용의 설문지를 무응답자들에게 재발송하였다. 368개의 설문지가 회수되었으며 70.7%의 높은 응답률을 기록하였다. 이 중 48개(표본의 13.04%)는 공공급수 시설로부터 식수를 공급받고 있지 않은 경우였고⁴⁾ 나머지 320개는 모두 철성분과 황산염이 기준치 이상으로 함유되어 있는 식수를 공공급수시설로부터 공급받고 있는 것으로 나타났다.

연속적인 우편발송에 따른 절대적 응답률은 각각 31.35%, 25.00% 그리고 14.42%였다(〈표 1〉 참조). 반면에 상대적 응답률⁵⁾은 31.35%, 36.41% 그리고 33.04%로 이러한 상대적 응답률의 일정한 추세는 추가적인 우편발송 또는 무응답자에 대한 전화 혹은 개인 대 개인 면담방식을 통해 응답자수를 늘리며 응답률을 향상시킬 수 있음을 나타낸다. 그러나 절대적인 면에서의 응답률과 응답자수의 체감추세는 시간이 흐를수록 응답자들의 설문에 대한 관심이 저하되고 있는 것을 나타내며, 추가적인 조치로 얻게 되는 자료의 추가 비용이 체증하게 된다는 것을 알 수 있다. 본 연구에서는 기존의 다른 연구들의 응답률과 비교할 때 상당히 괄목할 만한 응답률을 얻었고⁶⁾ 추가적인 비용과 시간상의 제약으로 인해 3차 우편발송을 마지막으로 우편설문조사를 마감하였다.⁷⁾

4) 우물 또는 지하수 등을 이용하여 자체적으로 식수를 공급하는 가구(self-supplier)들이다.

5) 절대적 응답률은 단계별 설문발송에 의해 회수된 응답자수를 총표본의 수로 나누어 구한 것이고, 상대적 응답률은 무응답자로 남아 있던 표본들 중 추가적인 설문발송에 의해 응답한자의 비율을 나타낸다. 즉, 회수된 응답자수를 전 회까지 남아 있던 무응답자의 수로 나누어 구한 것이다.

6) Mitchell과 Carson(1989, p. 281)에 의하면 우편설문조사를 이용한 CV연구들은 최소 8%에서 최대 93%의 응답률을 얻었으며, 16개의 CV연구 중 단지 2연구(12.5%)만이 70% 이상의 응답률을 얻은 것으로 나타났다. Daleki와(1993) 역시 1982년부터 1991년 사이에 행해진 CV연구들을 대상으로 응답률을 조사한 결과 우편설문조사의 응답률은 최소 22%에서 최대 79% 사이에서 얻어지는 것으로 나타났다.

7) 설문조사와 관련한 보다 자세한 사항은 Cho(1996)를 참조하기 바란다.

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

〈표 1〉 단계별 설문조사 응답률

| | 1차 발송 | 2차 발송 | 3차 발송 | 합 계 |
|---------|--------|--------|--------|--------|
| 응답자수 | 163 | 130 | 75 | 368 |
| 무응답자수 | 357 | 227 | 152 | |
| 상대적 응답률 | 31.35% | 36.41% | 33.04% | |
| 절대적 응답률 | 31.35% | 25.00% | 14.42% | 70.77% |

2. 應答者群의 屬性

응답자군의 약 43%는 여성응답자로 구성되어 있으며, 응답자 중 30%는 13세 이하의 어린이와 함께 살고 있는 것으로 나타났다. 응답자들의 평균 연령은 54.4세이고, 응답자군의 90% 이상이 1985년 이전에 건축된 집에서 살고 있으며, 이 중 42.5%는 1900년과 1945년 사이에 건축된 아주 오래된 건물에서 주거하고 있는 것으로 나타났다. 이들의 월평균 수도요금은 \$19.20이고, 80% 이상의 응답자들은 최소한 고등학교를 졸업하였으며, 가구당 연평균소득은 \$32,566, 주택의 평균가치는 \$44,673로 나타났다. 미국 미네소타 주의 평균과 비교할 때 수집된 표본자료들은 상대적으로 남성이 약간 많은 편이며, 고교 이상의 학력소유자가 상대적으로 많은 편이다. 그러나 1993년도 전반적인 미네소타의 가구당 평균소득인 \$33,682와 비교할 때 표본의 가구당 연평균소득은 약간 낮은 편인 것을 알 수 있다.

응답자의 약 60% 가량이 정수기를 사용하거나 생수를 구입하여 마시고 있는 것으로 나타났고, 30% 정도는 생수를 정기적으로 구입하며, 43%는 필터와 같은 정수기를 사용하고 있는 것으로 나타났다. 특히 13%는 정수기와 생수구입을 동시에 하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 소비자행위의 주된 이유는 보다 좋은 물맛을 위하여(50.5%) 또는 건강상의 이유로(40.3%) 나타났다. 그외 다른 이유들로는 세수 또는 세탁용물을 얻기 위해 또는 커피와 쥬스 같은 음료를 타마시는데 이용하기 위해서인 것으로 분석되었다.

조 용 성

3. 消費者의 支拂意思金額(WTP)

WTP질문내용에는 현재 설문조사대상자들이 공급받고 있는 식수에 함유된 철성분 및 황산염의量 그리고 각각에 대한 정부 기준치가 제시되었고, 응답자들로부터 현재의 철성분(또는 황산염)을 기준치 以下로 줄이기 위해 기꺼이 지불하고자 하는 금액을 대조표(checklist)를 이용하여 구하였다.⁸⁾ 설문응답자 320명 중 5.3%에 해당하는 17명은 철성분 감소에 대한 WTP질문문항에 대해 응답하지 않았으며, 황산염 감소에 대한 WTP질문문항의 무응답자수는 23명 (7.2%)으로 나타났다.

응답자의 60% 이상이 수질향상을 위하여 월평균 최소 \$1.00 이상을 기꺼이 지불하겠다고 응답하였다. 응답자들의 지불의사액은 최소 \$0.00에서 최대 \$30.00 사이에 걸쳐 있으며, 약 90%의 지불의사액은 \$0.00과 \$10.00 범위에 놓여 있다. <표 2>에 소비자 지불의사액의 결과에 대한 요약이 나타나 있다. 이 설문조사결과는 소비자들이 자신들이 공급받고 있는 식수의 철성분과 황산염성분의 함량을 기준치 이하로 저감시키기 위하여 각각 월 \$3.78와 \$3.00씩 추가적으로 지불할 의사가 있는 것을 나타내며, 이는 추정된 월평균 수도요금의 27.3%와 22.6%의 인상을 의미한다.

<표 2> 식수수질향상에 대한 소비자의 지불의사금액

| 항 목 | 철성분 저감 | 황산염 저감 |
|---------------------|---------------|---------------|
| WTP질문문항에 대한 무응답자수 | 17(5.3%) | 23(7.2%) |
| 지불의사액의 중간값(\$/월) | \$3.00 | \$2.00 |
| 월평균 지불의사액(\$) | \$3.78 | \$3.00 |
| 95% 신뢰구간 | \$3.20~\$4.35 | \$2.52~\$3.48 |
| \$0.00 지불의사액의 비중 | 38.4% | 40.9% |
| 월평균 수도요금 | \$19.20 | \$19.20 |
| 월평균 수도요금 대비 평균지불의사액 | 27.3% | 22.6% |

8) WTP질문내용에 대한 보다 자세한 사항은 부록의 질문 내용을 참조하기 바란다.

IV. 實證分析

1. 無應答者偏倚 檢定結果

무응답자편의 검정, 즉 3회에 걸쳐 수집된 각 應答者群의 평균지불의사액(MWTP)의 동일성 여부에 대한 檢定을 위해 채택된 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_{\text{철},0} : MWTP_{\text{철}}^1 = MWTP_{\text{철}}^2 = MWTP_{\text{철}}^3$$

$$H_{\text{황산염},0} : MWTP_{\text{황산염}}^1 = MWTP_{\text{황산염}}^2 = MWTP_{\text{황산염}}^3$$

〈표 3〉에 나타나 있는 바와 같이 철성분과 황산염성분 저감에 대한 각 應答者群(1차 응답자군, 2차 응답자군, 3차 응답자군)간의 평균지불의사액에 대한 F -value는 3.868과 4.919로 $\alpha=0.05$ 수준에서의 $F_{2,300} = 3.0258$ 그리고 $F_{2,294} = 3.0265$ 와 비교할 때 귀무가설($H_{\text{철},0}$ 과 $H_{\text{황산염},0}$)들은 5%의 유의수준에서 기각된다.⁹⁾ 따라서 각 회(총 3회)에 걸쳐 회송한 應答者群간의 각 월평균지불의사액이 다르다는 점과 또한 無應答者群의 평균지불의사액과 應答者群의

〈표 3〉 단계별 설문지발송에 따른 소비자의 지불의사금액

| 성 분 | 1회 발송 | 2회 발송 | 3회 발송 | F -value |
|-----------|--------|--------|--------|------------------|
| 철성분 저감 | | | | |
| 월평균 지불의사액 | \$4.64 | \$3.31 | \$2.63 | 3.868 (0.022) |
| 표준편차 | 5.65 | 4.91 | 3.68 | |
| 표본수 | 135 | 112 | 56 | |
| 황산염성분 저감 | | | | |
| 월평균 지불의사액 | \$3.85 | \$2.41 | \$2.18 | 4.919 (0.008) |
| 표준편차 | 4.93 | 3.48 | 3.40 | |
| 표본수 | 130 | 111 | 56 | |

주 : ()안은 p -value를 나타낸다.

9) 지불의사금액(WTP) 질문문항에 대한 무응답자로 인해 F -value에 대한 자유도(300 또는 294)가 일치하지 않는다.

조 용 성

평균지불의사액 간에 有意的인 차이(즉, 無應答者偏倚)가 존재한다는 것을 함축하고 있다.

〈표 3〉을 통해 각 회에 걸친 소비자들의 철성분(또는 황산염)의 함유량을 줄이는 데에 대한 월평균 지불의사액은 최초의 경우 \$4.64(\$3.85)에서 \$3.31 (\$2.41)로 그리고 \$2.63(\$2.18)로 모두 동일한 감소추세를 나타내고 있는 것을 알 수 있다. 이러한 추세는 無應答者群의 평균지불의사액은 應答者群의 평균지불의사액보다 작을 것을 함축하고 있다.

2. 無應答者群의 平均支拂意思額 算出

누적 응답률과 소비자의 월평균 지불의사액(AWTP_철, AWTP_{황산염}) 간에는 유의적인 부(-)의 상관관계가 존재하며,¹⁰⁾ 이는 누적 응답률이 증가할수록 응답자의 월평균 지불의사액은 감소한다는 것을 의미한다. 따라서, 응답률이 100%에 도달할 경우 응답자의 월평균 지불의사액은 수거된 모든 표본의 월평균 지불의사액보다는 작은 어느 한 금액에 도달할 것이라는 것을 예상할 수 있다. 응답률이 100%일 경우의 월평균 지불의사액을 추정하기 위하여 〈표 4〉에 있는 자료들을 토대로 식 (1)을 추정하였고 그 결과는 다음과 같다.¹¹⁾

$$AWTP_{\text{철}} = 5.3185 - 0.0221 \cdot R \\ (0.044) \quad (0.0018) \qquad \qquad R^2 = 0.995$$

$$AWTP_{\text{황산염}} = 4.5141 - 0.0221 \cdot R \\ (0.098) \quad (0.003) \qquad \qquad R^2 = 0.976$$

괄호 안의 수치는 평균오차(standard error)를 나타낸다. 위의 추정결과를

10) 누적 응답률과 철성분 저감에 대한 월평균 지불의사금액간의 상관관계계수(correlation coefficient)는 -0.9975이며, 누적 응답률과 황산염 저감에 대한 지불의사액간의 상관관계 계수는 -0.988로 나타났다.

11) 식 (1)의 회귀분석에는 자료의 제약상 단지 3개의 observation만이 사용되어 회귀계수에 대한 가설의 자유도는 1이 되며, 이로 인한 회귀계수의 통계적 유의성 검정에 대한 타당성 문제가 제기될 수 있다. 이는 본 연구의 제한점이며 향후 이에 대한 추가적인 보완이 요구된다.

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

〈표 4〉 선형외삽법을 이용한 무응답자군의 지불의사액 추정 결과

| 설문지 발송 | 누적 응답률 | 철성분 저감에 대한 월평균 지불의사액 | 황산염 저감에 대한 월평균 지불의사액 |
|--------------------|--------|----------------------|----------------------|
| 1차 | 31.35% | \$4.64 | \$3.85 |
| 1차+2차 | 56.35% | \$4.04 | \$3.19 |
| 1차+2차+3차 | 70.77% | \$3.78 | \$3.00 |
| 전체 응답자의 월평균 지불의사액* | | \$3.11 | \$2.30 |
| 무응답자군의 월평균 지불의사액 | | \$1.49 | \$0.61 |

주: *은 응답률이 100%에 이르렀을 경우에 예상되는 표본의 월평균 지불의사액을 의미한다. 즉, 이 경우의 누적 응답률은 100%이다.

토대로 $R = 100$ 일 경우, 즉 표본 전체의 월평균 지불의사액 ($AWTP_{\text{철}}$, $AWTP_{\text{황산염}}^{\text{전체}}$)을 구한 후 식 (3)을 이용하여 無應答者群의 평균지불의사액을 추정하였다. 〈표 4〉에 추정된 無應答者群의 월평균 지불의사액이 나타나 있다. 무응답자들은 자신들이 공급받고 있는 식수에 포함된 철성분 함유량의 저감을 위해선 월평균 \$1.49씩¹²⁾ 그리고 황산염성분의 저감을 위해서는 월평균 \$0.61씩¹³⁾ 추가적으로 지불할 것으로 추정되었다.

3. 母集團의 總支拂意思金額 算出 및 比較

〈표 5〉에는 각기 다른 네 가지 방법으로 산출한 총지불의사액이 나타나 있다. 방법 I은 應答者群의 평균지불의사액과 無應答者群의 평균지불의사액은 有意의 인 차이가 없다고 가정한 후, 표본조사에 응한 응답자들의 평균지불의사액을 이용하여 전체 모집단의 총지불의사액을 추정한 것이고, 방법 II는 무응답자들의 지불의사액은 “0”이라고 가정하여 총지불의사액을 구한 것을 나타낸다. 방법 III의 경우는 소비자들의 지불의사액에 중요한 영향을 미친다고 고려되는 사회적·인구학적 특성을 선정한 후, 모집단의 그 특성에 따른 구성비율과 표본의 구성비율을 비교한 후 그 차이를 통계적 가중치를 이용하여 총지불의사금액을 구한

12) $[(100 * 3.11) - (70.77 * 3.78)] / (100 - 70.77) = 1.49$

13) $[(100 * 2.30) - (70.77 * 3.00)] / (100 - 70.77) = 0.61$

조 용 성

〈표 5〉 연평균 지불의사액과 총지불의사액의 추정방법간 비교

| 방 법 | 연평균 지불의사액 | 총지불의사액 |
|--------------------------|-----------|-------------|
| 철성분의 저감 ($N=42,081$) | | |
| 방법 I ¹⁾ | \$43.56 | \$1,908,794 |
| 방법 II ²⁾ | \$32.16 | \$1,353,325 |
| 방법 III ³⁾ | \$41.28 | \$1,737,104 |
| 방법 IV ⁴⁾ | \$37.32 | \$1,570,463 |
| 황산염성분의 저감 ($N=42,545$) | | |
| 방법 I ¹⁾ | \$36.00 | \$1,531,620 |
| 방법 II ²⁾ | \$25.44 | \$1,082,345 |
| 방법 III ³⁾ | \$33.12 | \$1,409,090 |
| 방법 IV ⁴⁾ | \$27.60 | \$1,174,242 |

- 주 : 1) 응답자와 무응답자 간의 평균지불의사액은 동일하다고 가정한다.
 2) 무응답자의 지불의사액은 “0”으로 가정한다.
 3) 교육수준을 통계적 가중치로 이용하여 총지불의사액을 산출한다.
 4) 선형외삽법을 이용하여 구한 무응답자군의 평균지불의사액을 이용하여 모집단의 총지불의사액을 추정한다.

것이다. 본 연구에서 사용된 통계적 가중치는 지불의사함수 추정식으로부터의 결과를 토대로 지불의사액에 가장 有意味의 영향력을 미치고 있다고 고려되는 ‘교육수준’ 변수를 통계적 가중치를 위한 변수로 설정하였다. 모집단과 표본 간의 교육수준분포를 비교하기 위해 모집단을 대표하는 자료로는 미네소타 지역연감의 자료를 이용하였다.¹⁴⁾ 반면에 방법 IV는 앞서의 방법들과는 달리 연속적인

14) 표본과 모집단 간의 ‘고졸 이상’ 그룹과 ‘고졸 이하’ 그룹의 비율을 비교한 결과, 표본내의 ‘고졸 이상’ 학력소유자의 비율이 모집단보다 상대적으로 높고, ‘고졸 이하’ 그룹 비율은 낮은 것으로 나타났다(표 참조).

| | 모집단 | 표 본 |
|-------|-------|-------|
| 고졸 이상 | 68.1% | 81.2% |
| 고졸 이하 | 31.9% | 18.8% |

따라서 ‘고졸 이상’ 그룹에 대한 통계적 가중치(W_{high})와 ‘고졸 이하’ 그룹에 대한 가중치(W_{low})는 다음과 같이 구해졌다.

$$W_{high} = 0.681 / 0.812 = 0.8387 \quad \text{그리고} \quad W_{low} = 0.319 / 0.188 = 1.70.$$

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

설문발송의 자료를 토대로 먼저 無應答者偏倚 가능성에 대한 檢定을 한 후, 偏倚가 발생한 경우에 대해서는 선형외삽법을 이용하여 無應答者群의 평균지불의 사액을 추정한 후 이를 이용하여 모집단의 총지불의사액을 구하였다.¹⁵⁾

〈표 5〉에 나타나 있는 총지불의사액은 현재 철성분과 황산염성분의 합유량이 기준치 이상인 식수를 공급받고 있는 전체 식수소비자들의 철성분 저감과 황산염 저감을 위해 매달 기꺼이 지불하고자 하는 금액의 총액을 나타낸다. 〈표 5〉에서 볼 수 있듯이 첫 번째 방법과 두 번째 방법이 각각 총지불의사액의 최대치와 최소치를 나타내고 있고 세 번째 방법과 네 번째 방법은 그 사이값을 갖고 있는 것을 알 수 있다.

V. 결 론

우편설문조사를 이용한 조전부가치측정법을 통해 자료를 수집할 경우 무응답자의 발생은 보편적이며, 무응답자의 존재가 필연적으로 無應答者偏倚 문제를 발생시켜 모집단의 총지불의사액을 과소 또는 과대하게 추정시키는 것은 아니다. 그러나 무응답자의 존재는 無應答者偏倚 가능성을 내재하고 있으므로, 표본의 통계치를 이용한 모집단에 대한 확대 적용을 위해서는 우선적으로 無應答者偏倚에 대한 檢定이 이루어져야 하며, 또한 無應答者偏倚 발생시 이에 대한 적절한 조치가 취해져야 한다.

본 연구에서는 단계별 우편설문발송법을 이용하여 응답률을 최대한으로 증가시키고 수집된 자료를 이용하여 우선적으로 無應答者偏倚를 분산분석을 통해 檢定한 후 선형외삽법으로 무응답자군의 평균지불의사액을 추정하여 이를 모집단의 총지불의사액을 산출하는데 이용하였다. 이 방법은 기존의 보수적인 방법들

15) 무응답자편의 검정 결과 응답자군의 평균지불의사액과 무응답자군의 평균지불의사액 간에 유의적인 차이가 존재한다고 볼 수 없는 경우, 응답자들의 평균지불의사액을 이용하여 모집단의 총지불의사액을 구한다. 이 경우 추정된 모집단의 총지불의사액은 방법 I을 통해 구한 결과와 동일하다.

조 용 성

보다 상대적으로 저렴한 비용으로 無應答者偏倚 檢定을 가능하게 하며, 사회적 또는 인구특성상의 차이를 이용한 통계적 가중치 이용방법과는 달리 연구자의 직접적인 관심의 대상이 되는 지불의사액을 이용하여 無應答者偏倚 테스트를 하고 또한 無應答者群의 평균지불의사액을 추정하여 보다 효율적이며 타당성이 있는 총지불의사액을 산출해 낼 수 있다는 장점이 있다. 그러나 이 방법은 non-responsebias만을 고려한 것으로 sampling design과 관계가 있는 population choice bias 또는 sampling frame bias 등은 여전히 남아 있다는 점과 同 방법을 이용하기 위해서는 최소 3회 이상의 연속적인 설문발송자료가 필요하며, 수집된 자료가 모집단을 잘 반영하고 있어야 하는 점 등과 같은 단점을 아울러 지니고 있다. 특히, 자유도문제로부터 비롯되는 식 (1)의 회귀 계수들에 대한 통계적 유의성 검증의 타당성 문제를 보완하기 위해서는 설문지의 추가적인 발송시점 외에도 응답률이 큰 폭으로 증가하는 시점에서의 응답자들의 평균지불의사액(AWTP)을 파악하여 식 (1)의 추정에 사용되는 observation의 숫자를 증가시키는 것이 필요하다.

〈부록〉 WTP 질문 내용

1. Although **IRON** is an essential element in human nutrition, iron in the water supply stains laundry and plumbing fixtures and has an unpleasant taste. Iron leaves an objectionable reddish-brown color in the water. The U.S. Environmental Protection Agency(EPA) has established a standard level for iron in drinking water. This standard level is exceeded if the level of iron is greater than **300 micrograms per liter**. Monitoring results from the Minnesota Department of Health shows that your community water system has _____ micrograms per liter of iron.

In order to reduce the current level of iron to below the standard level(300 ug / l), your community could filter water in the public water system. But, since this would involve increased costs, it would be necessary to increase your water bill to support this project.

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

What is the **LARGEST monthly payment ABOVE** your current water bill that you would be willing to make for a new or improved treatment system that would remove objectionable taste and color resulting from iron in your drinking water?

(Please circle **ONE** answer) :

\$0, \$1, \$2, \$3, \$4, \$5, \$6, \$7, \$8, \$9, \$10, \$15, \$20, \$25, \$30
or more **EACH MONTH**

2. **SULFATES** occur commonly in Minnesota waters, with higher levels in the western part of the state. Ingestion of water containing high concentrations of sulfate can have a laxative effect, and may cause gastro-intestinal problems, especially diarrhea, in people and animals. Sulfate also leaves hot tap water with a rotten egg odor, and makes the water taste salty.

In 1993, the U.S. Environmental Protection Agency (EPA) established a standard level for sulfate in drinking water. This **standard level** is exceeded if the level of sulfate is greater than **500 milligrams per liter**. Monitoring results from the Minnesota Department of Health shows that your community water system has _____ milligrams per liter of sulfate.

Your community could install a new or improved treatment system that would reduce sulfates from current levels to below standard level(500 mg / l). But, since this would involve increased costs, it would be necessary to increase your water bill to support this treatment.

What is the **LARGEST monthly payment ABOVE** your current water bill that you would be willing to make for a new or improved treatment system that would reduce the level of sulfates to below the standard level in your drinking water?
(Please circle **ONE** answer) :

\$0, \$1, \$2, \$3, \$4, \$5, \$6, \$7, \$8, \$9, \$10, \$15, \$20, \$25, \$30
or more **EACH MONTH**

조 용 성

참 고 문 헌

1. Armstrong, J. Scott and Terry S. Overton, "Estimating Nonresponse Bias in Mail Surveys," *Journal of Marketing Research* 14, 1977, pp. 396~402.
2. Carson, Richard T. and Robert C. Mitchell, "The Value of Clean Water : The Public's Willingness to Pay for Boatable, Fishable, and Swimmable Quality Water," Resources for the Future Discussion Paper No. QE85-08, Washington D.C., 1984.
3. Cho, Yongsung, *Willingness to pay for Drinking Water Quality Improvements : A Contingent Valuation Study for Southwestern Minnesota*. Ph.D. Dissertation, University of Minnesota, 1996.
4. Cochran, William G., *Sampling Techniques*, New York, Wiley, 1977.
5. Dalecki, Michael G., Whitehead, John C. and Glenn C. Blomquist, "Sample Non-response Bias and Aggregate Benefits in Contingent Valuation : an Examination of Early, Late and Non-respondents," *Journal of Environmental Management* 38, 1993, pp. 133~143.
6. Filion, F. L., "Estimating Bias Due to Nonresponse in Mail Surveys," *Public Opinion Quarterly* 40, 1976, pp. 482~492.
7. Jordan, Jeffrey L. and Abdelmoneim H. Elnagheeb, "Willingness to Pay for Improvements in Drinking Water Quality," *Water Resources Research* 29, 1993, pp. 237~245.
8. Loomis, John B., "Expanding Contingent Value Sample Estimates to Aggregate Benefit Estimates : Current Practices and Proposed Solutions," *Land Economics* 63, 1987, pp. 398~402.
9. Pearl, Dennis K. and David Fairley, "Testing for the Potential for Nonresponse Bias in Sample Surveys," *The Public Opinion Quarterly* 49, 1985, pp. 553~560.
10. Pope, C. Arden III and Jeffrey W. Jones, "Value of Wildernesses Designation in Utah," *Journal of Environmental Management* 30, 1990, pp. 157~174.

無應答者偏倚 檢定과 總支拂意思金額에 미치는 影響

11. Shultz, Steven D. and Bruce E. Lindsay, "The Willingness to Pay for Groundwater Protection," *Water Resources Research* 26, 1990, pp. 1869~1875.
12. Whitehead, John C., Groothuis, Peter A. and Glenn C. Blomquist, "Testing for Non-response and Sample Selection Bias in Contingent Valuation: Analysis of a Combination Phone / Mail Survey," *Economics Letters* 41, 1993, pp. 215~220.