자원·환경경제연구 제21권 제4호
Environmental and Resource Economics Review
Volume 21, Number 4, December 2012 : pp. 921~945

선택실험법 자료에서의 선호이질성 분석을 위한 혼합로짓모형 및 잠재계층모형의 활용†

유 병 국*

요 약 : 조건부 로짓(Conditional Logit: CL)모형은 모형추정 및 결과해석이 비교적 용이하다는 장점으로 널리 사용되는 반면에 응답자의 선호이질성(preference heterogeneity)을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 최근 지배적인 방식으로 제시되고 있는 두 개의 모형인 혼합로짓(Mixed Logit; ML)모형과 잠재계층모형(Latent Class Model; LCM)을 사용하여 우리나라 보령댐 주변 습지보호에 있어서 응답자간 선호이질성을 설명하고자 하였다. 6대광역시와 보령시 표본에 대하여 응답자별 이질성의 존재여부를 검토한 결과 두 지역간 뚜렷한 차이가 있음을 알 수 있었다. 즉 보령시의 경우에는 응답자간 선호이질성이 뚜렷하게 나타난데 반하여 6대광역시의 경우 응답자간 선호이질성이 거의 나타나지 않았다. 따라서 6대광역시의 경우에는 모수추정을 위해 CL 모형의 사용이 가능하나 보령시의 경우에는 선호이질성을 반영하기 위해 ML모형이나 LCM에 근거한 모수추정이 요구된다. 선호이질성의 원인을 규명하기 위하여 교차항이 있는 혼합로짓모형과 잠재계층모형을 고려할 수 있다. 교차항이 있는 혼합로짓모형의 경우 관찰되지 않은 개인단위의 이질성을 설명할 수 있는 장점이 있다. 그러나 두 모형을 비교한 결과 LCM이 교차항이 있는 ML모형이 제공하지 않는 추가적인 정보를 보여주는 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 연구에서의 응답자간 선호이질성은 혼합로짓모형에 의한 개인적인 수준보다 잠재계층모형에 의한 계층단위에서 더 잘 설명될 수 있다고 할 수 있다.

주제어 : 선택실험법, 선호이질성, 혼합로짓, 잠재계층모형

JEL 분류 : C25, Q51, Q57

접수일(2012년 7월 16일), 수정일(2012년 12월 10일), 게재확정일(2012년 12월 15일)

† 이 논문은 인천대학교 2010년도 자체연구비 지원에 의하여 연구되었으며 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다.

* 인천대학교 무역학부(e-mail: bkyoo@incheon.ac.kr)

Using Mixed Logit Model and Latent Class Model to Analyze Preference Heterogeneity in Choice Experiment Data

Yoo, Byong Kook

ABSTRACT : Conditional Logit (CL) model is widely used since its model estimation and interpretation of results of the model is relatively easy, on the other hand, it has the limit of preference heterogeneity of respondents being not fully considered. In this study we used the two models, Mixed Logit (ML) Model and Latent Class Model (LCM) to explain preference heterogeneity of respondents for protection for Boryeong Dam wetland. As a result of the examination for heterogeneity in Boryeong city and six metropolitan areas, we found there was significant difference between two regions. While there was explicit preference heterogeneity within respondents in Boryeong city, we found little heterogeneity within respondents in six metropolitan areas. Thus in the case of six metropolitan areas, CL model can be used for parameter estimation while in the case of Boryeong city, WTP estimates are based on parameter estimates from ML model to reflect the heterogeneity within respondents. Additionally, ML model with interaction and 2-class LCM for respondents in Boryeong city were used to explain the sources of the heterogeneity. The ML model with interaction has advantage of explaining individual unobserved heterogeneity. However The comarison between these two models reflects the fact that LCM provided added information that was not conveyed in the ML model with interaction. Thus, Preference heterogeneity within respondents in this study may be better explained by class level through LCM rather than indiviual level through ML model.

Keywords : Choice Experiment, Preference Heterogeneity, Mixed Logit, Latent Class Model

Received: July 16, 2012. Revised: December 10, 2012. Accepted: December 15, 2012.

* School of Trade, University of Incheon(e-mail: bkyoo@incheon.ac.kr)

I. 서 론

비시장재화의 가치추정에 있어서 선택실험법(Choice Experiment; CE)와 같은 이산선택모형(discrete choice model)의 적용이 점점 증가하고 있다. 전통적인 조건부가치추정법(Contingent Valuation Method; CVM)이 '예/아니오'의 양분적(binary) 이산선택(discrete choice)으로 한 가지 변화에 대한 편익추정이 가능한데 반하여 선택실험법은 속성별 가치추정에 따라 다양한 변화에 대한 편익추정이 가능하다는 특징을 가지고 있다(Bateman et al., 2002). 이 같은 선택실험법의 증가추세는 다양한 계량경제적 추정기법들의 개발을 가져오고 있다. McFadden(1974)에 의해 제시된 조건부로짓(Conditional Logit: CL)모형은 모형추정 및 결과해석이 비교적 용이하다는 장점으로 널리 사용되는 반면에 모형의 완고한 가정 때문에 응답자의 선호이질성(preference heterogeneity)을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 가지고 있다. 비시장재화의 가치추정을 위한 진술선호(revealed preference) 분석에 있어서 선호가 동질적이라는 가정은 상당 기간동안 지배적이었다고 해도 과언이 아니다. 그러나 이러한 선호이질성이 적절하게 설명되지 못할 경우 선택행동의 다양성에서 오는 가치있는 정보가 사장됨은 물론 불일치한 추정량과 편향된 후생추정치가 얻어질 수 있다(Hess et al. 2005, 김용주 2007, Hynes et al. 2008). 일반적으로 선호이질성은 응답자의 관찰된 특성과 관련되는 체계적인 선호이질성과 응답자의 관찰되지 않은 특성과 관련있는 선호이질성으로 구분할 수 있다. 전자의 선호이질성만이 존재할 경우 조건부로짓모형에 교차항을 도입함으로서 설명이 가능하지만 후자의 선호이질성을 배제할 수 없는 경우에는 보다 일반적인 모형이 필요해진다(Train, 2003). 조건부로짓모형의 완고한 가정을 완화하는 모형에는 일반적으로 혼합로짓(Mixed Logit; ML)모형과 잠재계층모형(Latent Class Model; LCM), 그리고 다항프로빗(Multinomial probit)모형, Heteroscedastic extreme value(HEV) 모형 등이 있다(Louviere et al., 2000). 본 연구에서는 선호이질성을 설명하는데 가장 많이 활용되며 그 적합성이 종종 서로 비교되는 혼합로짓모형과 잠재계층모형을 사용하고자 한다. 혼합로짓모형에서 이질성은 사전적으로 규정된 특정 분포에 따라 변화하는 모수의 연속성을 통해 표현된다. 반면에 잠재계층모형에서 이질성은 개별적인 모수를 가진 유한개의

서로 다른 계층을 통해 표현된다. 이러한 측면에서 잠재계층모형은 혼합로짓모형의 준모수(semi-parametric)버전으로 간주될 수 있다. 혼합로짓모형은 응답자의 모수분포에 대하여 다양한 행동적 가정을 할 수 있어 잠재계층모형보다 유연하다는 장점을 가지고 있는데 반하여 잠재계층모형은 모수분포에 대한 어떠한 사전적 가정이 필요없다는 준모수적 구조로부터 장점을 가지고 있다(Green and Hensher, 2003). 또 잠재계층모형은 혼합로짓모형에 비해 선호이질성의 원인규명이 용이하다는 장점을 가지는 데 반하여 동일한 계층내(within-group) 선호가 동질적이라는 가정이 너무 제한적이라는 점이 지적되고 있다(Bujosa et al., 2010). 그러나 두 모형중 어느 모형이 더 명백하게 우월하다는 결론은 아직까지 발견되지 않고 있다(Green and Hensher 2003, Bujosa et al. 2010).

본 연구의 목적은 다음과 같은 두 가지 사항을 검토하고자 하는 것이다. 첫째, 동일한 환경재화에 대하여 선호이질성 정도의 지역별 차이가 존재하는가? 즉, 특정한 환경재화가 속한 지역적 표본과 좀 더 넓은 범위의 전국적 표본이 존재할 경우 양 표본간 선호이질성의 존재유무에 있어서 차이가 존재할 수 있는가의 문제이다. 둘째, 선호이질성의 원인을 설명하는데 있어서 혼합로짓모형과 잠재계층모형중 어느 모형이 더 적합하다고 볼 수 있는가? 이를 위해 특정 선택실험법 자료를 대상으로 교차항이 있는 혼합로짓모형과 잠재계층모형을 비교해 보고자 한다. 이하에서는 선호이질성을 고려하는 모형의 이론적 배경을 살펴보고 앞서 거론한 두 가지 사항을 차례로 검토해 보고자 한다.

II. 이론적 배경

응답자$n(n=1,\ldots,N)$이 J개의 대안에 직면해 있다고 하자. 그리고 응답자n이 대안$j(j=1,\ldots,J)$로부터 얻을 수 있는 효용 U_{nj}는 다음과 같다고 하자.

$$U_{nj}=\beta_n^{'}x_{nj}+\epsilon_{nj}.$$

여기서 x_{nj}과 β_n은 각각 속성변수 및 계수의 벡터이며 각각의 ϵ_{nj}는 독립적이며 동일한 분포의 extreme value type I 을 갖는 확률변수라고 가정한다. 여기서 β_n은 모수가 θ인 확률밀도함수 $f(\beta|\theta)$를 가지는 연속형 확률변수라고 하자. 즉 응답자들의 효용은 확률변수 β에 따라 이질적이라고 가정한다. 이제 주어진 $\beta_n(=\beta)$에 대하여 응답자n이 대안 j를 선택할 조건부 선택확률 $P_{nj}(\beta)$은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{nj}(\beta) = \frac{e^{\beta' x_{nj}}}{\sum_i e^{\beta' x_{ni}}}.$$

따라서 비조건부 선택확률 P_{nj}는 다음과 같이 된다.

$$P_{nj} = \int \left(\frac{e^{\beta' x_{nj}}}{\sum_i e^{\beta' x_{ni}}}\right) f(\beta|\theta) d\beta. \tag{1}$$

선택확률이 식 (1)의 형태를 취하는 모형을 혼합로짓모형이라고 하며 이러한 모형은 밀도함수 $f(\beta|\theta)$에 따라 어떠한 임의효용모형(Random Utility Model)도 근사하게 추정할 수 있는 매우 탄력적인 성격을 가지고 있다(Train, 2003). 여기서 선택확률 P_{nj}는 폐쇄형(closed form)으로 표시될 수 없으므로 모수θ의 추정을 위해서는 모의실험을 통한 근사치를 얻어야 한다. 즉, $f(\beta|\theta)$에서 R개의 $\beta(=\beta_r)$값들을 임의 추출하여 선택확률 P_{nj}의 근사치 $\widehat{P_{nj}}$ 값을 얻는다.

$$\widehat{P_{nj}} = \frac{1}{R}\sum_{r=1}^{R} \frac{e^{\beta_r' x_{nj}}}{\sum_i e^{\beta_r' x_{ni}}}.$$

이를 바탕으로 다음과 같이 모의실험되는 로그우도(simulated log liklihood:

SLL)함수를 얻는다(Train, 2003).

$$SLL = \sum_{n=1}^{N}\sum_{j=1}^{J} d_{nj} \ln \widehat{P_{nj}}.$$

여기서 N은 전체 응답자수를 나타내며 d_{nj}는 응답자n이 대안j를 선택하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 식 (1)에서 β가 확률변수가 아니라 고정값($\beta = b$)을 가질 경우 선택확률 P_{nj}는 다음과 같은 폐쇄형 형태을 갖는 단순한 조건부로짓모형이 된다.

$$P_{nj} = \frac{e^{b' x_{nj}}}{\sum_i e^{b' x_{ni}}}.$$

반면에 식 (1)의 β가 $b_s (s = 1, ..., S)$의 값을 갖는 이산형 확률변수이며 각각의 확률이 $p_s (s = 1, ..., S)$일 때 선택확률 P_{nj}는 다음과 같은 잠재계층모형의 선택확률이 된다.

$$P_{nj} = \sum_{s=1}^{S} p_s \left(\frac{e^{b_s' x_{nj}}}{\sum_i e^{b_s' x_{ni}}}\right). \tag{2}$$

잠재계층모형에서 각각의 응답자는 관찰되지 않는 하나의 잠재적인 계층에 속하게 되며 계층내에서의 선호는 동질적이지만 계층간에는 이질적인 선호가 존재한다고 가정한다. 식 (2)에서의 첫 번째 항인 p_s는 응답자n이 계층s에 속할 확률이며 두 번째 항은 응답자n이 계층s에 속할 때 대안j를 선택할 조건부확률을 나타낸다. 여기서 응답자n을 계층s로 분류하는 멤버쉽우도함수를 $M_{ns} = \lambda_s z_n + \xi_{ns}$로 표시하고

z_n은 응답자의 태도변수와 사회경제적인 특성치의 벡타를 나타내며 오차항 ξ_{ns}를 독립적이며 동일한 분포의 extreme value type I를 갖는 확률변수라고 가정하자. 그러면 p_s는 다음과 같은 조건부로짓모형으로 규정할 수 있다 (Boxall and Adamowicz (2002), Ruto et al.(2008)).

$$p_s = \frac{e^{\lambda_s' z_n}}{\sum_{s=1}^{S} e^{\lambda_s' z_n}}.$$

따라서 잠재계층모형의 선택확률 P_{nj}은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$P_{nj} = \sum_{s=1}^{S} \left(\frac{e^{\lambda_s' z_n}}{\sum_{s=1}^{S} e^{\lambda_s' z_n}} \right) \left(\frac{e^{b_s' x_{nj}}}{\sum_i e^{b_s' x_{ni}}} \right).$$

이로부터 계층멤버십계수 λ_s와 속성계수 b_s를 구하기 위해 최대화되는 잠재계층모형의 로그우도함수는 다음과 같이 주어진다.

$$LL = \sum_{n=1}^{N} \sum_{j=1}^{J} d_{nj} \ln P_{nj}.$$

III. 자료

앞서 거론한 선호이질성 유무의 지역별 차이 및 선호이질성 원인규명을 위하여 본 연구에서는 김덕길 외(2009)가 보령댐 주변습지의 경제적 가치를 추정하기 위해 조사한 선택실험법 자료를 이용하고자 한다. 보령댐 주변 습지의 면적은 총 40.9만 평으로 1998년 보령댐이 준공된 이래 별다른 보존계획없이 방치되어 있어 습지생태

계가 심각하게 훼손되고 있다. 육화가 진행되고 외래종이 급속히 번성하여 습지면적이 급격하게 감소되고 있으며 이러한 습지기능 상실로 인하여 조류 및 동물 등 다양한 생물종의 서식 또한 심각하게 위협받고 있는 실정이다. 김덕길 외(2009)는 습지면적과 생물보호종(보호조류 및 동물의 종) 및 습지생태공원 조성을 위한 기금지불액의 3가지 속성으로 이루어진 선택집합(choice set)을 가지고 서울시를 비롯한 6대광역시(울산광역시 제외) 및 보령댐이 소재한 보령시 주민을 대상으로 일대일 면접을 통한 설문조사를 시행하였다.[1] 이로부터 조건부로짓모형과 임의모수로짓모형(random parameter logit model)을 이용하여 보령댐 주변습지의 경제적 가치를 추정하고자 하였다.[2]

선택실험법에서 항의성 응답(protest response)의 문제는 조건부가치추정법에 비해 그다지 큰 관심을 받지 못하였다. 그러나 선택실험법에 있어서도 종종 상당수의 응답자들이 제시되는 선택집합에 관계없이 항상 현재 상태(status quo) 옵션을 선택하는 경우가 발생한다. 실제로 선택실험법과 조건부가치추정법간 항의성 응답의 발생에 있어서 뚜렷한 차이가 존재하지 않는다는 지적도 있다(Meyerhoff and Liebe, 2008).

이러한 항의성 응답을 어떻게 식별하고 처리하느냐의 문제는 대부분의 진술선호방식에서 여전히 논의중이라고 할 수 있다. 김덕길 외(2009)에서 각 응답자에게 제시된 6가지의 선택집합에 대하여 모두 '현재 상태'를 선택한 응답자는 전체의 35.5%인 142명(광역시와 보령시의 응답자가 각각 66명과 76명) 이었다. 이 경우는 대안의 속성별 수준에 따른 선택이 아닌 무조건 현재 상태를 선택한 경우라고 해석할 수 있다. 그 이유를 묻는 추가적인 질문을 통해 '습지보존에는 찬성하지만 기금징수에 대해서는 반대한다.' '습지보존에는 찬성하지만 생태공원조성에 대해서는 반대한다.' '징수된 기금이 제대로 사용되는지 신뢰할 수 없다.'의 이유를 밝힌 응답(광역시 61명, 보령시 65명)을 항의성응답으로 간주하여 분석에서 제외하였다[3]. 최종적으로 광역시 139명, 보령시 135명으로부터 얻은 자료가 분석에 사용되었다.

---

1) 실험계획 및 설문조사에 대한 자세한 사항은 김덕길외(2009)를 참조할 수 있다.

2) 임의모수로짓모형은 혼합로짓모형의 다른 별칭으로 사용되고 있다(Hensher and Greene, 2003).

3) 선택실험법의 자료에 있어서 Adamowicz et al.(1998), Colombo et al.(2007), Kosenius(2010), Glenk and Colombo(2011) 등은 본 연구와 유사한 방식으로 항의성 응답을 식별한 후 분석대상 자료집합에서 제외한 바 있다.

IV. 지역별 이질성의 존재

6대광역시와 보령시의 표본을 대상으로 하는 조건부로짓모형의 추정결과는 다음의 <표 1>과 같다. 양 지역에 있어서 모든 모수에 대한 추정치는 유의수준 1%에서 유의적이며 모든 부호는 예상과 일치하였다. 습지면적 및 생물보호종에서의 증가는 효용의 증가를 가져와 대안의 선택확률을 증가시키는데 반하여 기금의 증가는 효용이 감소하여 대안의 선택확률을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 그러면 이러한 효용의 변화는 응답자별로 어떠한 차이를 보이는 것인가?

보령시와 6대광역시에 있어서 속성별 계수가 응답자에 따라서 실제로 이질적으로 변화하는 지를 보기 위하여 혼합로짓모형을 추정해 보았다. 혼합로짓모형의 모수분포로서는 대부분의 연구에서 정규분포와 로그정규분포가 많이 사용된다(Train, 2003).

〈표 1〉 조건부로짓모형과 혼합로짓모형의 추정결과

변수명		조건부로짓모형		혼합로짓모형	
		6대광역시	보령시	6대광역시	보령시
습지면적(만평)	추정계수	0.0405 (11.057)***	0.0511 (12.758)***	0.0428 (8.002)***	0.1096 (6.049)***
	계수 표준편차	-	-	0.0124 (0.853)	0.0721 (4.239)***
생물보호종(수)	추정계수	0.0095 (5.838)***	0.0105 (6.266)***	0.0101 (5.124)***	0.0242 (5.019)***
	계수 표준편차	-	-	0.0001 (0.008)	0.0247 (3..398)***
기금액(원)	추정계수	-0.0002 (-11.675)***	-0.0003 (-12.929)***	-0.0002 (-9.974)***	-0.0005 (-6.222)***
	계수 표준편차	-	-	0.0006 (0.846)	0.0002 (1.745)*
관찰치 수		834	810	834	810
로그-우도값		-750.6951	-678.2180	-750.4509	-659.4700
McFadden's ρ^2 (pseudo R^2)		0.11424	0.17374	0.1809	0.2589

주: 1) 괄호안의 수치는 Wald 통계량을 나타냄.
2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

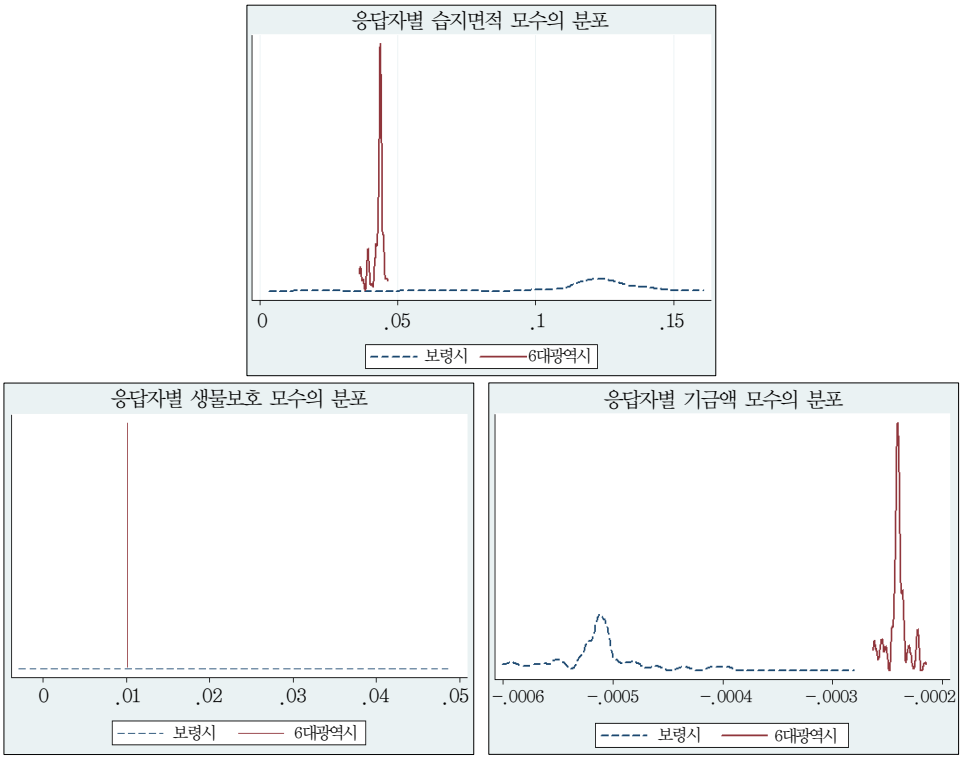
로그정규분포의 경우 모든 응답자에게 동일한 부호가 기대되는 모수의 경우 유용할 수 있는 반면에 정규분포의 경우 모수부호에 대해서 별다른 제약이 없는 것이 특징이다. 본 연구에서는 가급적 사전적인 제약을 피하기 위하여 보다 일반적인 정규분포를 사용하고자 한다. 모형추정은 LIMDEP 9.0 NLOGIT 3.0을 사용하여 이루어졌으며 모의실험에는 응답자당 1,000번의 Halton추출이 수행되었다. 추정결과 속성별 계수의 평균값은 모든 지역에서 유의수준 1%에서 유의적으로 나타나고 있다. 반면에 계수의 표준편차의 경우 지역별로 다른 유의수준을 보여주고 있다. 즉, 보령시의 경우 기금액을 제외한 두 속성의 표준편차가 모두 유의수준 1%에서 유의적인데 반하여 6대광역시의 경우 모든 속성의 표준편차가 비유의적으로 나타나고 있다. 여기서 표준편차는 응답자간 선호이질성을 보여주는 것으로서 유의적인 표준편차를 가지는 속성의 경우 평균값주위에 응답자별 이질성이 존재하게 된다. 표준편차가 비유의적인 경우는 표준편차가 통계적으로 0인 경우로 속성의 분포에 대한 모든 정보는 평균값으로 압축될 수 있다는 것으로 해석할 수 있다(Hensher et al. 2005).

따라서 6대광역시의 경우 모든 속성에 있어서 응답자별 이질성이 존재한다고 볼 수 없으며 효용을 구성하는 속성계수(속성의 한계효용)은 단일한 평균값으로 대표될 수 있음을 알 수 있다. 반면에 보령시의 습지면적 및 생물보호종의 경우 평균값주변에 응답자별 이질성이 존재하여 효용을 구성하는 속성계수는 단일한 평균값으로 대표될 수 없음을 보여주고 있다. 이러한 지역간 차이는 응답자별 속성계수를 추정함으로서 좀더 분명히 확인할 수 있다. Train(2003)은 사후적으로 관찰된 응답자의 선택을 조건으로 하여 응답자별 조건부 추정치를 얻을 수 있음을 보였다. 여기서는 이러한 응답자별 조건부 추정치를 LIMDEP 9.0 NLOGIT 3.0에 의해 추정하였다. 이를 바탕으로 하여 속성계수 커널 밀도(kernel density)를 그려보면 다음의 <그림 1>과 같다.[4] 보령시의 경우 응답자별 속성계수가 평균값주변으로 폭넓게 분포하는 반면에 6대광역시의 경우 평균값주변에 매우 조밀한 분포를 보이고 있음을 알 수 있다.

조건부로짓모형에서는 IIA(Independence from Irrelevant Alternatives)라는 선택

4) 커널 밀도는 잘 알려진 이산적인 히스토그램을 연속적인 형태로 수정한 것이다. 특히 모수추정치나 모수분포에서 도출된 지불의사액의 분포를 그래프로 표시하는 경우에 유용하게 사용될 수 있다(Hensher et al. 2005).

〈그림 1〉 속성계수 분포의 비교



대안들사이에 특수한 형태의 교체유형(substitution patterns)을 가정하고 있다. IIA가정에 따르면 선택집합내의 어느 2개 대안의 선택확률의 비율이 다른 대안의 존재에 따라 영향받지 않아야 된다는 것이다. 그러나 응답자들사이에 선호이질성이 존재한다면 선택대안들사이의 교체유형에도 영향을 미치게 된다. IIA가정의 성립여부를 검정하기 위해서는 Hausman&McFadden(1984)에 의해서 제안된 방식을 사용할 수 있다. 이들이 제안한 IIA검정은 다음의 과정을 거친다. 첫째, 전체 대안이 포함된 모형을 추정한다. 둘째, 대안중 일부를 제거한 후 모형을 추정한다. 셋째, 만일 IIA가정이 성립한다면 모든 대안이 포함된 경우의 모수추정치와 일부 대안만이 포함된 경우의 모수추정치가 통계적으로 유의적인 차이가 없어야 한다. 총 3개의 선택대안 중 한 개씩을 제거하여 각각 IIA검정을 실행한 결과는 아래의 <표 2>와 같다. 먼저 보령지역의 경우 대안1과 대안2를 제외한 경우 유의수준 1%에서 IIA가정을 기각할

수 있으며 대안3이 제거된 경우 유의수준 5%에서 IIA가정을 기각할 수 있다. 그러나 6대광역시의 경우 대안1과 대안2를 제외한 경우 모두 IIA가정을 기각할 수 없다. 단, 대안3을 제거한 경우 유의수준 10%에서 IIA가정을 채택할 수 있다. 결론을 요약하면 유의수준 5%에서 보령지역의 경우 IIA가정을 기각할 수 있는데 반하여 광역시의 경우는 IIA가정을 기각할 수 없다고 할 수 있다. 즉, 보령시의 경우 응답자간 선호이질성의 존재로 IIA와 같은 특수한 형태의 교체유형을 가정할 수 없음을 보여주고 있다.

마지막으로 각각의 지역에 대하여 혼합로짓모형이 조건부로짓모형에 비해서 향상되는지의 여부를 판단하기 위하여 우도비검정(likelihood-ratio test)을 실시하였다. 우도비검정의 결과 보령시의 경우 조건부로짓모형과 혼합로짓모형이 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 있었으나($\chi^2_{(3)}$=37.496>7.8147) 6대광역시의 경우 이러한 귀무가설이 기각되지 않았다($\chi^2_{(3)}$=0.4884<7.8147).

이상의 결과를 요약하면 응답자간 이질성의 존재유무에 있어서 양 지역간 차이가 있음을 알 수 있었다. 보령시의 경우 2개의 속성에 있어서 응답자별 이질성이 관찰되고 있으며 IIA가정의 기각으로 조건부로짓모형보다 좀더 다양한 교체유형을 수용할 수 있는 모형을 필요로 하고 있다. 우도비검정의 결과 보령시의 경우 혼합로짓모형이 조건부로짓모형보다 좀더 향상된 결과를 가져올 수 있다는 점을 알 수 있었다. 따라서 보령시의 경우에 응답자별 이질성 및 다양한 교체유형을 설명하기 위한 보다 일반적인 모형이 필요하다고 볼 수 있다. 반면에 6대광역시의 경우 모든 속성에

〈표 2〉 지역별 IIA검정의 결과

	제외된 대안	제외된 관찰치수	χ^2	자유도	Pr(C>c)
6대광역시	대안1	134	2.5024	3	0.4748
	대안2	393	4.3459	3	0.2264
	대안3	307	7.2538	3	0.0642
보령시	대안1	126	14.7791	3	0.0020
	대안2	376	32.2643	3	0.0000
	대안3	308	8.7768	3	0.0324

있어서 응답자별 유의적인 이질성이 관찰되지 않았으며 IIA가정도 기각되지 않았다. 또한 우도비검정 결과 조건부로짓모형과 혼합로짓모형간의 유의적인 차이가 발견되지 않고 있다. 이와 같이 보령시와 달리 6대광역시에 있어서 응답자별 선호이질성이 약하게 나타나는 이유로는 보령댐습지의 낮은 인지도 및 다소 강한 지역적 특성이 광역시 거주 응답자들로부터 보다 동질적인 선택을 유발했다고 볼 수 있다.

이하에서는 혼합로짓모형과 잠재계층모형을 사용하여 보령시의 이질성 유발요인을 탐구해 보기로 한다.

V. 보령시의 이질성 요인

1. 혼합로짓모형

일반적으로 혼합로짓모형의 설정에 있어서 어떤 속성의 계수를 임의모수(random parameter)로 할 것이냐를 선택할 수 있다. 본 연구에서와 같이 속성의 수가 많지 않은 경우 가장 일반적인 선택방법중의 하나는 모든 계수를 임의모수로 하여 추정한 후 계수별 표준편차의 유의성을 조사하는 것이다(Hensher et al., 2005). 이로부터 개별 모수에 대한 t값 혹은 우도비검정을 통해 추가적인 정보에 대한 전체적인 기여도를 조사해 볼 수 있다. 우선 <표 1>에서 보는 바와 같이 보령시에 있어서 기금액은 유의수준 5%에서 표준편차가 비유의적으로 나오고 있다. 또 우도비검정을 통해 기금액이 임의모수인 모형과 기금액이 상수인 모형과의 차이를 살펴본 결과 두 모형이 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없었다($\chi^2_{(1)}$=1.08<3.84>). 따라서 본 연구에서는 기금액을 상수로 하여 혼합로짓모형을 추정하기로 한다. 이와 같이 기금액을 상수로 할 경우 이점중의 하나는 속성과 기금액간 계수비율로 표시되는 지불의사액(WTP)의 분포가 단순히 해당 속성의 분포와 동일해진다는 측면이 있다(Carlsson et al., 2003).

다음의 <표 3>은 기금액을 상수로 하였을 때 보령시 혼합로짓모형의 추정결과이다.

모든 추정치들이 유의수준 1%에서 유의적이며 부호역시 사전적인 기대수준과 일치하였다. 로그우도값 및 McFadden's ρ^2값 역시 조건부로짓모형에 비해서 뚜렷한 향

〈표 3〉 보령시 모형의 추정결과

변수명		혼합로짓모형	혼합로짓모형 (교차항 포함)	조건부로짓모형 (교차항 포함)
습지면적(만평)	추정계수	0.101562 (7.178)***	0.121545 (3.118)***	0.056999 (2.638)***
	계수표준편차	0.068293 (4.415)***	0.066228 (4.261)***	
생물보호종(종)	추정계수	0.022174 (5.61)***	0.033426 (2.033)**	0.019239 (1.875)*
	계수표준편차	0.023696 (3.511)***	0.024296 (3.534)***	
기금액(원)	추정계수	-0.00047 (-8.356)***	-0.00048 (-8.312)***	-0.0003 (-13.028)***
습지면적*소득	추정계수	-	0.011036 (2.45)**	0.006486 (2.468)**
습지면적*가구원수	추정계수	-	-0.01035 (-1.608)*	-0.00615 (-1.621)*
습지면적*미성년자수	추정계수	-	0.003061 (0.448)	0.001428 (0.343)
습지면적*댐방문경험	추정계수	-	-0.04366 (-2.646)***	-0.02167 (-2.374)**
습지면적*환경적태도	추정계수	-	0.016792 (1.384)	0.011484 (1.553)
생물보호종*소득	추정계수	-	0.001416 (0.74)	0.00104 (0.841)
생물보호종*가구원수	추정계수	-	-0.00407 (-1.356)	-0.00215 (-1.15)
생물보호종*미성년자수	추정계수	-	0.006904 (2.122)**	0.00422 (2.111)**
생물보호종*댐방문경험	추정계수	-	0.010169 (1.453)	0.005644 (1.3)
생물보호종*환경적태도	추정계수	-	-0.00913 (-1.659)*	-0.00683 (-1.935)*
관찰치 수		810	810	810
로그-우도값		-660.0038	-641.1828	-657.6589
McFadden's ρ^2값 (pseudo R^2)		0.2583	0.2795	0.19879

주: 1) 괄호안의 수치는 Wald 통계량을 나타냄.
2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

상을 보이고 있음을 알 수 있다. 2가지 임의모수인 습지면적, 생물보호종의 표준편차 역시 유의수준 1%에서 유의적으로 두 속성값에 대하여 응답자간 뚜렷한 이질성이 있음을 보여주고 있다. 이렇게 추정된 계수의 평균 및 표준편차를 이용하여 속성별 양의 값을 부여하는 모집단내 응답자비율을 짐작해 볼 수 있다. 습지면적의 경우 평균이 0.101562 이며 표준편차가 0.068293 인 정규분포를 따르므로 전체 모집단중에서 약 93%가 습지면적의 증가에 양의 가치를 부여하고 약 7%의 비율은 음의가치를 부여한다고 짐작할 수 있다. 또 생물보호종의 증가에 대해서는 양의 가치를 부여하는 응답자의 비율은 약 82%이며 음의가치를 부여하는 응답자의 비율은 약 18%로 나타나고 있다. 그러면 이러한 선호이질성을 초래하는 주요한 요인은 무엇인가?

혼합로짓모형에서도 이러한 요인의 탐색은 선호이질성의 원인으로 의심되는 공변량과 속성과의 교차항을 조사함으로서 수행할 수 있다(Hensher et al., 2005). 본 연구에서 조사된 응답자의 사회경제적 변수 및 태도변수 등의 공변량과 2개의 속성간 다양한 상호작용을 수행한 결과 소득, 가구원수, 가구내 미성년자수, 보령댐 방문경험, 환경적 태도를 포함한 모형이 자료의 특성을 가장 잘 반영하는 것으로 나타났다. 여기서 보령댐 방문경험의 경우, ‘1’(방문경험 있음), ‘2’(방문경험 없음)으로 측정하였다. 응답자의 환경적 태도는 Dunlap and van Liere(1978)이 제시한 NEP (New Envirionmental Paradigm)지수중 다음의 <표 4>에서와 같은 6가지 문항의 평

〈표 4〉 응답자의 환경적 태도 측정치 요약

항 목	평균	표준편차
인간은 환경을 심각하게 남용하고 있다.	1.89	0.823
인간과 동등하게 동물과 식물에게도 존재할 권리가 있다.	2.06	0.833
인간의 능력이 아무리 뛰어나도 자연의 법칙에는 순응해야 한다.	1.95	0.820
지구를 비유하자면 매우 한정된 자원과 공간을 가진 우주선과 같다.	2.50	0.833
자연의 균형은 매우 민감해서 쉽게 깨질 수 있다.	2.36	0.908
현상태가 계속된다면 우리는 곧 커다란 환경적 재난을 겪게 될 것이다.	1.79	0.682

균값을 사용하였다. 각 문항은 ‘1’(매우 동의)에서 ‘5’(전혀 동의하지 않음)까지 리커트(Likert)척도를 사용하여 측정되었으며 평균값이 낮을 수록 응답자가 환경친화적인 태도를 가진다고 해석되었다. 이러한 교차항을 포함한 추정결과는 <표 3>의 네번째 열과 같다.

공변량과의 상호작용을 고려했을 경우 원래 모형에 비하여 McFadden's ρ^2값이 0.26에서 0.28로 향상됨을 알 수 있으며 우도비검정을 수행한 결과 역시 상호작용을 고려한 모형이 향상되었음을 알 수 있다($\chi^2_{(10)}$=37.6>18.3). 속성와 공변량사이의 교차항은 임의모수에서 관찰되는 이질성을 분할하여 왜 그런 이질성이 존재하는지에 대한 이유를 보여 줄 수 있다. 습지면적의 경우 소득, 댐방문경험, 가구원수와의 교차항이 통계적으로 유의성을 보이고 있다. 이같은 결과는 습지면적에서 보여지는 이질성에서의 차이는 부분적으로 가계소득에서의 차이, 보령댐방문 경험의 여부 그리고 가구원수의 차이에서 기인하는 것으로 설명될 수 있음을 말해준다. 즉, 소득이 높고 댐방문경험이 있는 응답자일수록 습지면적증가에 대한 한계효용은 증가하는데 반하여 가구원수가 많을수록 습지면적 증가에 따른 한계효용은 감소하는 것을 보여준다. 생물보호종의 경우 미성년자수와, 환경적 태도의 교차항이 통계적으로 유의성을 보이고 있다. 즉, 생물보호종에서 보여지는 이질성에서의 차이는 부분적으로 가구내 미성년자수에서의 차이와 응답자의 환경적 태도의 차이에 기인하는 것으로 설명할 수 있다. 따라서 생물보호종이 증가할 때의 한계효용은 상대적으로 미성년자수가 많고 응답자가 환경친화적인 태도를 가지고 있을 때 증가한다고 볼 수 있다.

<표 3>의 마지막 열은 교차항이 있는 조건부로짓모형의 추정결과를 나타내고 있다. 비교를 위하여 혼합로짓모형과 같은 교차항을 사용하여 추정한 결과 계수추정치는 두 모형간에 유사한 유의성을 보이고 있음을 알 수 있다. 그러나 로그우도값 및 McFadden’s ρ^2에서 상당한 차이를 보이고 있다. 이같은 사실은 조건부로짓모형의 경우 응답자의 관찰된 특성과 관련된 이질성에 있어서는 혼합로짓모형과 유사한 설명력을 보이지만 응답자의 관찰되지 않은 특성이나 무작위적인 특성에 따른 이질성은 설명할 수 없기 때문에 전반적인 모형의 적합도가 미흡한 결과라고 볼 수 있다.

2. 잠재계층모형

연속적인 이질성을 가정하는 혼합로짓모형과는 달리 잠재계층모형에서는 이질성이 내생적으로 혹은 잠재적으로 분할될 수 있는 이산분포(discrete distribution)를 가진다고 전제하고 있다(Bhat, 1997). 즉, 각 개인들은 유사한 선호를 가지는 유한개의 계층으로 나눌 수 있으며 각 계층내에서 선호는 상대적으로 동질적이지만 계층간에서는 상당한 이질성이 존재한다고 전제하고 있다. 어떤 개인이 어떤 계층에 속하는지의 여부는 확률적으로 결정되는데 여기에는 각 개인의 사회경제적, 태도적인 특성이 영향을 미치게 된다. 본 연구에서는 계층 맴버쉽에 영향을 주는 공변량 변수들을 비교를 위하여 앞서 추정한 교차항이 있는 혼합로짓모형과 동일하게 소득, 댐방문경험, 가구원수, 가구내 미성년자수, 환경적 태도로 선정하였다. 잠재적인 계층의 수를 결정하기 위하여 최소 AIC(Akaike Information Criterion) 혹은 최소 BIC (Bayesian Information Criterion) 등의 방식들이 사용된다. 이러한 방식들은 계층의 수를 결정하는 하나의 가이드로서 역할을 하며 어느 방식이 최적의 계층수를 결정하는 절대적인 기준이 된다고는 할 수 없다(Swait, 1994). 여기에서는 LIMDEP 9.0 NLOGIT 4.0을 사용하여 2계층, 3계층모형을 각각 추정하였다. 4계층모형은 수렴하지 않았는데 이는 그런 모형구성이 본 연구의 자료에 적합하지 않다는 점을 말해주고 있다. 각각의 로그우도값, ρ^2, AIC, BIC 값이 아래의 <표 5>에 제시되어 있다.

로그우도값과 ρ^2값은 계층의 수가 늘어남에 따라 향상되어 다수의 계층이 존재한다는 사실을 입증하고 있다. AIC와 BIC를 종합적으로 볼 때 2계층모형이 최적임을 알 수 있다. 즉, BIC의 경우 2계층모형에서 가장 적은 값을 보이고 있으며 AIC의

〈표 5〉 최적 계층수의 결정을 위한 기준

계층수	로그우도	ρ^2	모수	AIC	BIC
1	-678.2180	0.23785	3	1.6820	1.69942
2	-645.7747	0.27431	12	1.6241	1.69372
3	-630.7046	0.29124	21	1.6092	1.73092
혼합로짓모형(교차항)	-641.1828	0.27947	15	1.6202	1.70722

경우 계층수가 증가함에 따라 감소하고 있지만 계층의 수가 1에서 2로 변할 때가 2에서 3으로 변할 때보다 변화의 폭이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 2계층모형을 추정한 결과는 다음의 <표 6>과 같다. 두계층에 있어서 3가지 속성에 대한 추정치는 모두 유의수준 1%에서 유의적이며 부호의 방향은 사전적인 기대와 일치하고 있다. 계층2에 있어서 계층맴버쉽 계수는 모형의 나머지 계수들을 추정하기 위해 0으로 정규화되어 있다. 모든 다른 계수들은 이 정규화된 계층에 대한 상대적인 값으로 해석할 수 있다(Boxall and Adamowicz, 2002). <표 6>을 보면 소득이 높고 가구원수가 적을수록 그리고 미성년자수가 많고 보령댐의 방문경험이 있을수록 계층1에 속할 확률이 증가함을 알 수 있다.

두 계층간 특성의 차이를 좀더 알아보기 위해 설문에서 조사된 공변량 변수들을

〈표 6〉 2계층 잠재계층모형의 추정결과

속성	계층1	계층2
습지면적	0.1145(0.0165)***	0.0407(0.0049)***
생물보호종	0.0277(0.0052)***	0.0081(0.0023)***
기금액	-0.0004(0.0006)***	-0.0004(0.0004)***
상수	1.73997(1.0971)	-
소득	0.4792(0.1428)***	-
가구원수	-0.4968(0.1825)***	-
미성년자수	0.4802(0.1822)***	-
댐방문경험	-1.2077(0.5353)**	-
환경적 태도	-0.0563(0.3252)	-
계층별 평균선택확률	0.564	0.436
로그우도	-645.7747	
ρ^2	0.2743	
관찰치수	810	

주: 1) 괄호안의 수치는 Wald 통계량을 나타냄.
2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

대상으로 두 계층간 차이를 조사하여 보았다. 이를 위해 응답자별로 각 계층에 속할 확률을 추정하여 상대적으로 높은 확률을 가진 계층에 배정하였다. 그 결과 총 응답자중 85명이 계층1에 속하였고 50명이 계층2에 속하였다. 이에 따라 계층별 각 공변량의 특성치를 비교하면 아래의 <표 7>과 같다.

피어슨 χ^2검정 결과 두 계층은 성별을 제외한 거의 모든 특성에 있어서 유의수준 1%에서 유의적인 차이가 존재하였다. <표 7>를 보면 계층 멤버쉽 계수에 포함된 변수뿐만 아니라 나이, 습지지식, 교육연수 등에서도 두 계층간 유의적인 차이가 존재하고 있다. 즉, 계층1에 속하는 응답자들은 계층2의 응답자들에 비해서 나이와 가구원수는 적은 데 반하여 습지방문경험, 습지지식정도, 보령댐 방문경험, 미성년자수, 교육연수, 월평균소득, 친환경적태도 등은 높게 나타나고 있다. 이같은 차이는 계층별 속성의 계수, 즉 한계효용의 차이로 나타나고 있다. 즉, <표 6>을 보면 습지면적과 생물보호종의 경우 계층1의 한계효용은 계층2에 비해서 거의 3배정도 높게 나타나고 있다.[5)]

〈표 7〉 2계층 잠재계층모형에서의 계층별 응답자 특성 비교

사회경제적 및 태도적 특성	계층1(N=85)	계층2(N=50)
성별(남성비율)	51%	49%
나이***	44세	48세
습지방문경험***	39%	20%
습지지식 (알고 있다 이상)***	74.1%	40%
보령댐방문경험***	96.5%	56%
가구원수***	3명	4명
미성년자수***	1명	0.72명
교육년수***	13년	11년
(월평균)소득***	342만원	211만원
환경적 태도***	2.08	2.10

주: 피어슨 χ^2검정 결과, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

5) 반면에 기금액의 경우에 계층1과 계층2의 한계효용은 거의 동일한 수치를 보이고 있다.

3. 두 모형의 비교

혼합로짓모형과 잠재계층모형간에 자료의 적합성과 후생추정치의 차이 등을 비교하는 다수의 연구들이 존재한다(Boxall and Adamowicz(2002), Green and Hensher (2003), Provencher and Bishop(2004), Birol el al.(2006) and Hynes et al.(2008)). 이들 연구중에는 잠재계층모형이 보다 나은 성과를 보인다는 연구들이 존재하지만 어느 모형이 절대적으로 우월하다는 뚜렷한 경향은 존재하지 않는다. 앞의 <표 5>는 2개의 모형에 대한 모형 적합도에 대한 비교를 보여주고 있다. 교차항이 있는 혼합로짓모형의 경우 BIC를 제외한 다른 지표들에서 2계층을 가지는 잠재계층모형에 대해 미세한 우위를 보이고 있다. 두 모형이 non-nested 관계에 있기 때문에 통상적인 우도비검정을 사용할 수 없다(Colombo et al., 2009).[6] 여기서는 non-nested 관계에 있는 확률선택모형의 비교를 위해 Ben-Akiva and Swait(1986)이 제안한 방식[7]을 사용하기로 한다(Birol el al., 2006, Colombo et al., 2009). 검정결과, 유의확률은 $p \leq \Phi(-2.486) \simeq 0$으로 교차항이 있는 혼합로짓모형이 더 우월한 모형(true model)이라는 귀무가설은 기각되었다.[8] 이같은 사실은 통계적 지표의 미세한 차이에도 불구하고 혼합로짓모형이 더 우월한 모형이라고 할 수 없음을 보여준다. 즉, 본 연구

〈표 8〉 한계적 지불의사액과 95% 신뢰구간 비교 (단위: 원)

속성	혼합로짓모형 (교차항)	잠재계층모형		
		계층1	계층2	가중평균
습지면적	255.6*** (128.7-382.5)	312.2*** (241.9-382.4)	94.6*** (69.9-119.4)	208.7*** (182.5-234.8)
생물보호종	70.3 ** (13.8-150.2)	75.5*** (52.3-98.7)	18.9*** (7.02-30.8)	48.6*** (39.4-57.7)

주: 1) Wald-검정 결과 ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며 95% 신뢰구간은 델타방식으로 계산되었음.
2) 잠재계층모형에서의 가중평균은 계층별 모수추정치에 계층의 평균선택확률을 곱하여 계산되었음.

6) 여기서 non-nested 관계란 두 모형중 어느 한 모형을 다른 모형이 모수제약(parameter restriction)방식으로 도출할 수 없는 관계를 말한다.

7) Ben-Akiva and Swait(1986)방식의 구체적인 검정절차는 Glenk and Colombo(2011)을 참고할 수 있다.

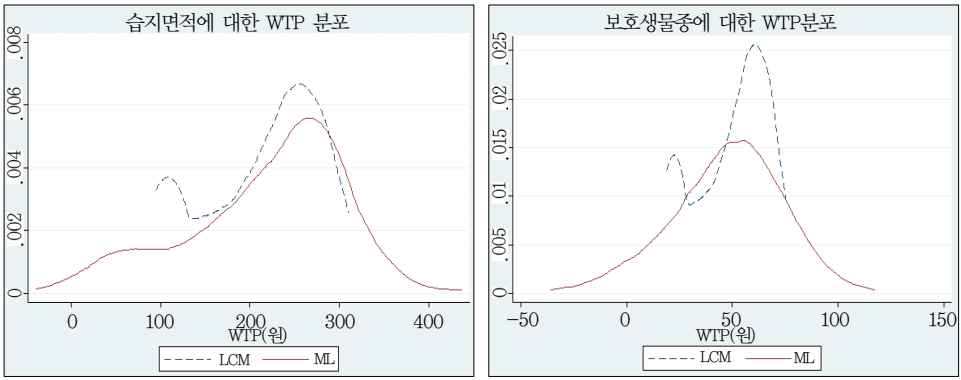
8) 여기서 Φ는 표준정규 분포의 누적함수를 말한다

에서의 응답자간 선호이질성은 개인적인 수준보다 오히려 계층단위에서 더 잘 설명될 수 있음을 보여 주고 있다.

다음으로 후생추정치에 대하여 두 모형을 비교해 볼 수 있다. 선형효용함수에 있어서 특정 속성에 대한 한계적 지불의사액(WTP)는 해당 속성의 계수와 비용 속성의 계수의 비율을 통해 측정될 수 있다. 다음의 <표 8>은 2개의 모형에 대하여 Wald 방식(델타법)을 사용하여 추정된 속성에 대한 한계적 지불의사액 및 95% 신뢰구간을 비교하고 있다. 잠재계층모형에서 두 계층은 지불의사액의 평균값에서 매우 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 즉, 계층1의 지불의사액 평균값은 계층2의 평균값에 비해 약 3배 이상의 차이를 보이고 있다. 95% 신뢰구간의 경우 이러한 평균값주변에 비교적 조밀하게 형성되어 있음을 알 수 있다. 이에반해 교차항이 있는 혼합로짓모형의 경우 두 개의 속성 모두 잠재계층모형의 계층1과 계층2의 평균값 사이에 존재하고 있으며 95% 신뢰구간 역시 평균값주변으로 비교적 폭넓게 존재함을 알 수 있다.

사후적으로 관찰된 응답자의 선택을 조건으로 하여 응답자 개인별 조건부 모수추정치를 얻을 수 있으며 이를 바탕으로 하여 개인별 지불의사액을 얻을 수 있다. <그림 2>는 모형별 지불의사액의 분포를 커널 밀도로 표시하여 비교한 것이다. 점선으로 표시된 잠재계층모형의 경우 2계층모형이 추정된 결과를 반영하여 2개 봉우리가 보이고 있으며 혼합로짓모형의 경우에는 정규분포에 근사한 형태를 보이고 있다.

〈그림 2〉 지불의사액 분포의 비교



이같은 분포의 모양새는 두 모형간 모형설정에 따른 차이를 반영하고 있다고 할 수 있다. 양 모형의 분포모양에 있어서 정점은 유사해 보이나 교차항이 있는 혼합로짓모형이 좀더 넓게 분포함을 알 수 있다.

VI. 결론

본 논문에서 6대광역시와 보령시 표본에 대하여 응답자별 이질성의 존재여부를 검토한 결과 두 지역간 뚜렷한 차이가 있음을 알 수 있었다. 즉 보령시와는 달리 6대광역시의 경우 모든 속성에 있어서 모수의 표준편차가 비유의적인 것으로 나타나고 있는데 이는 사실상 응답자별 모수의 동질성을 의미한다고 볼 수 있다. 이 경우 통상적인 조건부로짓모형과 이질성을 고려하는 혼합로짓모형 중 어느 것이 더 나은 모형이라고 단정지을 수 없었다. 반면에 응답자별 이질성이 뚜렷한 보령시의 표본에 있어서는 조건부로짓모형보다는 혼합로짓모형의 사용이 보다 모형을 향상시키는 것으로 나타나고 있다. 이 같은 사실은 모집단의 지역적 구분이 있는 경우 이질성의 존재여부에 따라 지역적으로 다른 모형이 적용되어야 하는 점을 시사해준다고 할 수 있다.

또 혼합로짓모형에서 응답자별 관찰된 특성치를 교차항으로 추가하여 추정할 경우 이질성을 초래하는 요인을 특성치별로 설명할 수 있었다. 특히 동일한 교차항을 사용하여 조건부 로짓모형과 비교한 결과 혼합로짓모형의 경우에 보다 모형이 향상됨을 알 수 있었다. 이는 교차항이 있는 조건부로짓모형의 경우 관찰된 선호이질성만을 고려할 수 있는데 반하여 교차항이 있는 혼합로짓모형의 경우는 관찰된 선호이질성 뿐만 아니라 관찰되지 않은 선호이질성도 고려할 수 있기때문이라고 볼 수 있다.

선호이질성의 원인을 규명하는데 있어서 보다 용이한 모형으로는 잠재계층모형을 들 수 있다. 잠재계층모형의 핵심적인 특징중의 하나는 계층의 수 및 계층의 멤버쉽이 사전적으로 드러나지 않는다는 점이다. 통계적 지표들을 비교한 결과 보령시 표본의 경우 계층의 수는 2개가 적합한 것으로 나타났으며 각 계층에 소속된 응답자간에는 성별을 제외한 거의 모든 특성에 있어서 유의적인 차이가 뚜렷이 존재

함을 알 수 있었다. 이러한 차이를 반영하여 계층1과 계층2사이에 각 속성의 계수추정치 및 한계적 지불의사액에서도 상당한 차이가 존재하였다. 이러한 계층간 뚜렷한 차이는 비록 통계적 지표의 미세한 차이에도 불구하고 본 연구에서의 응답자간 선호이질성은 혼합로짓모형에 의한 개인적인 수준보다 계층단위에서 더 잘 설명될 수 있음을 보여 준다고 할 수 있다.

[참고문헌]

1. 김덕길·유병국·김재근외, “습지의 기능 및 가치평가연구 (2)-CE를 이용한 가치평가: 보령댐을 대상으로”「한국습지학회지」, 제11권, 제3호, 2009, pp. 133-143.
2. 김용주, “가계의 이질적 선호가 비시장재 가치추정에 미치는 영향”「자원·환경경제연구」, 제16권, 제4호, 2007, pp. 873-900.
3. Adamowicz, W., P. Boxall, M. Williams, and J. Louviere, “Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, 1998, pp. 64-75.
4. Bateman, I., R. Carson, D. Day, M. Hanemann, and N. Hanley. *Economic Valuation with Stated Preference Techniques A manual*, Edward Elgar, 2002.
5. Ben-Akiva, M. and J. Swait, “The Akaike Likelihood Ratio Index”, *Transportation Science*, Vol. 20, 1986, pp. 133-136.
6. Bhat, C. R. “An Endogenous Segmentation Mode Choice Model with an Application to Intercity Travel”, *Transportation Science,* Vol. 31, 1997, pp. 34-48.
7. Birol, E,. K. Karousakis, and P. Koundouri, “Using Choice Experiment to Account for Preference Heterogeneity in Wetland Attributes: the Case of Cheimaditita Wetland in Greece”, *Ecological Economics*, Vol. 60, 2006, pp. 145-156.
8. Boxall, P. C. and Adamowicz, W. L., “Understanding Heterogeneous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach”, *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23, 2002, pp. 421-446.
9. Bujosa, A., A. Riera, and R. I. Hicks, “Combining Discrete and Continuous Representations

of Preference Heterogeneity: A Latent Class Approach", *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23, 2010, pp. 477-493.

10. Carlsson, F., P. Frykblom, and C. Liljenstolpe, 2003. "Valuing Wetland Attributes: an Application of Choice Experiments". *Ecological Economics* Vol.47, 2003, pp. 95-103.
11. Colombo, S., N. Hanley, and J. Louviere, "Modeling Peference Heterogeneity in Stated Choice Data: an Analysis for Public Goods Generated by Agriculture", *Agricultural Economics*, Vol. 40, 2009, pp. 307-322.
12. Dunlap, R. E. and K. D. Van Liere, "New Environmental Paradigm: A Proposed Measuring Instrument and Preliminary Results", *Journal of Environmental Education*, Vol. 9, 1978, pp. 10-19.
13. Glenk, K. and S. Colombo, "Modelling Outcome-related Risk in Choice Experiments", *European Association of Environmental and Resource Economists*, 18th Annual Conference, 30 June, 2011, Rome.
14. Green, W. H. and D. A. Hensher. "A Latent Class Model for Discrete Choice Analysis: Contrasts with Mixed Logit", *Transportation Research Part B*, Vol. 37, 2003, pp. 681-698.
15. Hausman, J. and D. McFadden, "Specification Tests for the Multinomial Logit Model", *Econometrica*, Vol. 52, 1984, pp. 1219-1240.
16. Hensher, D. A. and W. H. Greene, "The Mixed Logit model: The state of practice", *Transportation,* Vol. 30, 2003, pp. 133-176.
17. Hensher, D. A., J. M. Ross, and W. H. Green, *Applied Choice Analysis: A Primer*, Cambrridge, 2005.
18. Hess, S., M. Bierlaire, and J. W. Polak, "Capturing Correlation and Taste Heterogeneity with Mixed GEV Models", in Scarpa, R. and A. Alberini, (eds.), *Applications of Simulation Methods in Environmental Economics,* Dordrecht, The Netherlands: Springer Publishers, 2005.
19. Hynes, S., N. Hanley, and R. Scarpa, "Effect on Welfare Measures of Alternative

means of Accounting for Preference Heterogeneity in Recreational Demand Models", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 90, 2008, pp. 1011-1027.

20. Kosenius, A-K, "Heterogeneous Preferences for water quality attributes: the case of eutrophication in the Gulf of Finland, the Baltic Sea", *Ecological Economics*, Vol. 69, 2010, pp. 528-538.
21. Louviere, J., D. Hensher, and J. Swait, *Stated Choice Methods. Analysis and application,* Cambridge University Press, Cambridge, 2000.
22. Meyerhoff, J. and U. Liebe, "Do Protest Responses to a Contingent Valuation Question and a Choice Experiment Differ?", *Environmental Resource Economics,* Vol. 39, 2008, pp. 433-446.
23. McFadden, D. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", in P. Zarembka, (eds.), *Frontier in Econometrics*, Academic Press, 1974.
24. Provencher, B. and R.C. Bishop, "Does Accounting for Preference Heterogeneity Improve the Forecasting of a Random Utility Model?: A Case Study", *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 48, 2004, pp. 793-810.
25. Ruto, E., G. Garrod, and R. Scarpa, "Valuing Animal Genetic Resources: a Choice Modeling Application to Indigenous Cattle in Kenya", *Agricultural Economics*, Vol. 38, 2008, pp. 89-98.
26. Swait, J. R., "A Structural Equation Model of Latent Segmentation and Product Choice for Cross-Sectional Revealed Preference Choice Data", *Journal of Retailing and Consumer Services,* Vol.1, 1994, pp. 77-89.
27. Train, K. E., *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge, 2003.