

农业废弃物资源化利用： 补偿方式会影响补偿标准吗？^{*}

全世文¹ 刘媛媛²

摘要：本文以中国农作物秸秆资源化利用补偿政策为例，采用条件价值评估方法分别在两种补偿方式（以农户为补偿单位和以耕地面积为补偿单位）下评估了农户的受偿意愿。结果显示，两种补偿方式下估算的农户受偿意愿存在显著差异。农户资源化处理农作物秸秆的边际成本递减、环境价值对农户的边际效用递减以及农户对补偿方式变化的不敏感性，是造成这一差异的主要原因。对补偿政策熟悉程度或认知水平更高的农户在两种补偿方式下的受偿意愿具有更强的一致性。在此基础上，本文建议政府在实施秸秆资源化利用补偿政策之前，应该着力于提高农户对补偿政策的认知，并重视秸秆产量更高的农户。

关键词：农业废弃物 条件价值评估 补偿标准 受偿意愿 双边界二分选择

中图分类号：F323.22 F062.2 **文献标识码：**A

一、引言

农业废弃物的粗放式处理会对生态环境造成严重破坏，而采用适当的处理方式则可以将废弃物“变废为宝”，实现其经济价值；因此，推进农业废弃物的资源化利用既是学界的共识，也是政府的工作目标。根据外部性理论，由于农户粗放式处理废弃物行为的私人边际成本背离了社会边际成本，因此，政府需要对农业废弃物的资源化利用进行干预^①。

政府的干预方式总体上可以概括为两种：“罚”和“补”。前者是对农户粗放式处理废弃物的行为征收费用，后者是对农户采取或配合资源化利用废弃物的行为进行补偿；前者对应于农户的支付意愿问题，后者对应于农户的受偿意愿问题。无论是“罚”还是“补”的干预政策，其内在的经济

^{*}本文研究受到农业部软科学课题项目“农业废弃物资源化利用问题研究”（课题编号：201512）的资助。非常感谢匿名评审专家对本文提供的富有建设性的意见，当然，文责自负。

^①当农业废弃物可以通过市场行为实现资源化利用时，政府无需干预。例如，对于农户自发形成的“过腹还田”的生态循环农业模式，由于农作物秸秆可以直接实现经济价值，因此，其处理不需要政府干预。但是，由于多种条件（技术、资金以及资源禀赋等）的约束，这种模式通常难以自发形成，仍需要政府扶持。

逻辑都是试图建立一种激励机制，使农户通过废弃物的资源化利用获取更高的效用或福利，从而自发地采取资源化利用的措施，放弃粗放式的处理行为。政府采取干预政策的核心问题是如何确定对农户的征费标准或补偿标准。这一标准的确定依赖于对资源化利用农业废弃物的成本和收益进行核算。给定技术水平，资源化利用废弃物的成本相对稳定且易于测算；但收益部分不仅包含了废弃物资源化之后的市场价值，还包含了环境改善带来的非市场价值。

对非市场价值进行评估是资源与环境经济学领域的一个重要研究问题。其中，陈述偏好方法，尤其是条件价值评估（contingent valuation）方法，是研究者在进行非市场价值评估时使用最为广泛的一种方法。从 20 世纪 80 年代以来，经济学家采用不同的条件价值评估技术对各类生态环境价值开展了广泛的研究（例如 Arrow et al., 1993; Carson et al., 2001; Carson and Hanemann, 2005; Hoyos and Mariel, 2010）；与此同时，条件价值评估方法也日趋成熟。具体到农业废弃物资源化利用或循环利用问题，条件价值评估方法也被研究者广泛采用（例如 Tiller et al., 1997; Aadland and Caplan, 2003; Kwak et al., 2004; Koford et al., 2012）。何可、张俊飏（2013）采用半开放式方法估算了中国湖北省农户对农业废弃物资源化的受偿意愿，其估值区间为 282~351 元/年·户；何可、张俊飏（2014）采用相同方法进一步估算了农户的支付意愿，结果显示，第一代农民的平均支付意愿为 195 元/年·户，第二代农民的平均支付意愿为 255 元/年·户。

本文关注现有研究中忽略的一个问题，即补偿方式（征费方式）对补偿标准（征费标准）的影响。传统的经济理论假设，行为个体的偏好具有一致性和稳定性。也就是说，给定农户关于农业废弃物利用的初始信息集，其粗放式处理废弃物的初始无差异曲线与其资源化利用废弃物的最终无差异曲线都保持固定，在此基础上，基于补偿变差（compensating variation）或等价变差（equivalent variation）测度的受偿意愿或支付意愿都将保持稳定，而不会受到征费方式或者补偿方式的影响。那么，政府采用何种补偿方式或征费方式仅取决于不同方式在实施过程中的政策成本差异。但是，大量研究表明，条件价值评估方法在操作过程中无法保证个体偏好的一致性和稳定性，因而存在各种偏差（例如策略性偏差、支付工具偏差、起点偏差、嵌入效应等）。这些偏差的存在也弱化了条件价值评估方法的应用价值（Carson et al., 2001; Hausman, 2012; 全世文, 2016）。

补偿方式（征费方式）之所以会对估算的补偿标准（征费标准）造成影响，这与条件价值评估方法中的两种偏差有关。第一种偏差是“支付工具偏差（payment vehicle bias）”。对支付工具的选择一直是条件价值评估方法在实施过程中的一个重点，选择不恰当的支付工具会导致调查对象决策的随机性上升或引起策略性偏差（Carson et al., 2001; Carson and Groves, 2007; Ivehamar, 2009）。第二种偏差是“范围不敏感（scope insensitivity）”。这一问题始见于 Kahneman and Knetsch（1992）的研究。他们发现，在条件价值评估中，调查对象对非市场产品的数量或大小并不敏感，其回答更像是基于一种“道德满足”，而非基于对实际价值的判断。这种范围不敏感在后续的研究中被进一步证实。虽然有研究指出，良好的操作规范可以避免范围不敏感（Carson, 1997）；也有研究认为，范围不敏感是因为非市场产品对个体的边际效用递减（Bateman et al., 2005）；但是，这一问题仍然被认为是影响条件价值评估方法可靠性的核心问题之一（Hausman, 2012）。

本文以资源化利用农作物秸秆的补偿政策为例，采用条件价值评估方法分别在两种补偿方式下估算补偿标准^①，并对结果进行比较分析。其中，第一种补偿方式是政府以农户为单位或以农业劳动力为单位对农作物秸秆的资源化利用进行补偿。这种方式也是何可、张俊飏（2013）估算农户参与农业废弃物资源化的受偿意愿时所假设的补偿方式。第二种补偿方式是按照耕地面积或农作物播种面积进行补偿，中国目前大多数实行秸秆禁烧补偿政策的地区主要采用这种补偿方式。

本文后文的结构安排如下：第二部分进行理论分析，说明不同补偿方式下所评估的农户受偿意愿为什么会存在差异，并提出研究假说；第三部分介绍本文的实验设计、计量分析方法，并对调查数据进行描述；第四部分报告受偿意愿的估计结果，并对两种补偿方式下的受偿意愿进行对比分析；第五部分总结本文研究结论，并说明其学术意义与政策意义。

二、理论分析与假说

本文首先考虑以农户为单位的补偿标准问题。设农户的效用函数为 $u = u(x, Q, E(s))$ 。其中， x 表示市场产品向量， Q 表示农业废弃物处理的总成本， E 表示农户认知的处理农业废弃物产生的环境质量。给定农户获取的外部信息，环境质量 E 由外生的农户特征 s 决定。于是，与 u 对应的间接效用函数为 $v = v(p, Q, E(s), y)$ 。其中， p 表示对应于产品 x 的价格向量， y 表示农户的收入。 Q 的边际效用为负， E 的边际效用为正。

本文考虑如下两种状态：①粗放式处理农业废弃物，此时， Q^0 表示粗放式处理废弃物的成本， E^0 表示对应的环境质量；②资源化利用农业废弃物，此时， Q^1 表示资源化利用废弃物花费的净成本（总成本减去废弃物资源化后的市场价值）， E^1 表示对应的环境质量。在以上两种状态中， $Q^0 < Q^1$ ，表示资源化利用农业废弃物需要投入更高的成本； $E^0 < E^1$ ，表示资源化利用农业废弃物可以改善环境质量（或造成更低的环境损害）。于是，根据 Carson and Hanemann（2005），在初始产权基础上定义的补偿变差 CV 满足下式：

$$v(p, Q^1, E^1(s), y - CV) = v(p, Q^0, E^0(s), y) \quad (1)$$

根据（1）式的定义， $WTA^T = -CV > 0$ ，表示农户放弃粗放式处理方式而接受资源化利用废弃物时的总受偿意愿（willingness-to-accept, WTA）。简单起见，假设间接效用函数 v 具有线性形式： $v = b_0 + b_1(y - p - Q) + b_2E(s)$ 。其中， $b_1 > 0$ ，表示收入的边际效用为正； $b_2 > 0$ ，表示环境质量的边际效用为正。那么，根据（1）式可以求得：

^①本文不考虑征费政策，即支付意愿问题。尽管许多研究的结论都表明，受偿意愿的偏差高于支付意愿，但选取哪种测度方法应首先考虑初始产权问题（Carson et al., 2001），且对环境产品的价值评估，在许多情况下，受偿意愿较支付意愿更为合理（Goldar and Misra, 2001）。中国目前对农作物秸秆的禁烧政策在不同地区有所差异，但总体上是“罚”与“补”并举，相比之下，“标准”的问题主要反映在“补”的政策中。

$$WTA^T = -CV = (Q^1 - Q^0) - \frac{b_2}{b_1}(E^1(s) - E^0(s)) \quad (2)$$

通过(2)式可知，农户的总受偿意愿可以被描述为资源化利用农业废弃物造成的净成本上升减去农户认知的环境质量改善的货币化度量^①。

本文进而考虑以农作物播种面积为单位的补偿标准问题。依照上述分析，将 q 和 $e(s)$ 分别定义为单位面积农业废弃物的处理成本和环境质量。那么，农户对资源化利用单位面积农业废弃物的受偿意愿为：

$$WTA^M = (q^1 - q^0) - \frac{b_2}{b_1}(e^1(s) - e^0(s)) \quad (3)$$

与(2)式相似，(3)式中农户的受偿意愿可以解释为每亩农业废弃物资源化利用引起的净成本上升减去环境质量提高的货币化度量。那么，在(3)式的基础上，农户的总受偿意愿可以写为 $m \cdot WTA^M$ ，其中， m 表示农作物播种面积^②。对比 WTA^T 与 $m \cdot WTA^M$ 可知，两式相等的必要条件是 Q 与 E 关于 m 不存在规模效应，即： $Q = mq$ 且 $E = me$ 。如果农户对农业废弃物的边际处理成本并非常数，或者农业废弃物对环境质量的边际影响并非常数，那么， $WTA^T \neq m \cdot WTA^M$ 。此外，现有研究也证明了公共物品对消费者的效用以及公共物品的存在价值同样都存在边际递减效果（Rollins and Lyke, 1998; Bateman et al., 2005）。这意味着环境质量对农户的边际效用 b_2 在(2)式中与在(3)式中有所不同^③，而且，边际效用（价值）递减规律会使 $WTA^T < m \cdot WTA^M$ 。

除了上述边际效果的影响以外，导致补偿方式差异引起农户受偿意愿差异的另一个原因是农户的偏好会受到条件价值评估方法中问题情景设计的影响。根据传统的经济理论，收入的边际效用 b_1 和环境质量的边际效用 b_2 对农户而言是一个固定参数，反映了农户对收入和环境质量具有一致且稳定的偏好。但事实上，随着行为经济学将认知心理学的引入，经济学家发现，在条件价值评估方法中，调查对象的决策并非基于清晰定义的偏好，而问题情境的设计会对调查对象的偏好产生显著的影响（Carson et al., 2001; Kontoleon et al., 2005）。

大量研究证实了调查对象在条件价值评估调查过程中的决策存在“范围不敏感”特征（例如 Foster and Mourato, 2003）。这意味着农户可能仅会意识到 $E^0 < E^1$ 和 $e^0 < e^1$ ，而不会对 E 和 e 的

^①外部信息会影响农户对废弃物处理引起的环境损害的认知。这就意味着加强环境保护的宣传教育和环境知识普及可能会降低农户的受偿意愿。

^②在本文强调的两种补偿方式中，第二种补偿方式的内在含义是：按照农业废弃物的实际产量进行补贴。但是，在操作过程中，政府完全检测每户的废弃物产量存在较大的困难，所以，政府往往是按照“面积”进行补贴。严格来讲，这里的“面积”应该为与农业废弃物对应的“农作物播种面积”，但是，在实践中，政府是按照“耕地面积”或者“计税面积”进行补贴。因此，后文在实验设计部分直接使用“耕地面积”，不再使用“农作物播种面积”。

^③由于收入也存在边际效用递减的情况，因此，参数 b_1 在(2)式与(3)式之间也可能存在差异。但是，由于农业废弃物的处理成本占总收入的比例较低，这种差异可以忽略。

绝对值进行量化比较，这很可能会导致 $WTA^T < m \cdot WTA^M$ 。此外，研究者也发现，“支付工具”会显著影响调查对象所陈述的支付意愿（Kontoleon et al., 2005; Ivehammar, 2009）。研究者选择支付工具的一个重要标准是支付工具是否与研究问题的现实背景相吻合。当调查对象对某种支付工具不熟悉，或者认为该支付工具与现实不符合时，他们就会降低对问题情境的信度，从而增加决策的随机性或者引发策略性行为（Morrison et al., 2000; Carson and Groves, 2007）。

根据以上分析，本文提出假说 1：

H1: $WTA^T \neq m \cdot WTA^M$ ，即补偿方式的差异会导致农户对资源化利用农业废弃物的受偿意愿存在差异。

就本文的研究而言，以亩均水平定义 q 和 $e(s)$ 时，规模效应和边际效用递减规律的作用可能相对较弱。而且，也很难直观上认为农户对两种补偿方式（以农户为单位补偿和以耕地面积为单位补偿）存在明显的认知差异。也就是说，具有有限认知能力的农户对补偿方式的不敏感可能是导致两种补偿标准存在差异的主要原因。而研究者采用条件价值评估方法的目的是获取有效的价值估计量，这意味着所测算的补偿标准应该在两种补偿方式下具有良好的构建效度。因此，本文拟对 WTA^T 和 $m \cdot WTA^M$ 之间的差异做进一步分析。有关“支付工具”的研究认为，调查对象对支付工具的熟悉程度或认知程度是影响其理性决策的一个重要因素（Akcura, 2015）。从经验上判断，种植规模更大的农户、有家庭成员担任（或担任过）乡村干部的农户、接触过农作物秸秆循环利用相关补偿政策的农户、村庄周边已经有农作物秸秆收购站或收购企业的农户，对补偿政策的熟悉程度或认知程度应该更高，决策理性应该更强，也就意味着这些农户对补偿方式的变化更加敏感。据此，本文进一步提出假说 2~假说 5：

H2: 种植规模更大的农户在不同补偿方式下的受偿意愿差异度更低。

H3: 有家庭成员担任（过）乡村干部的农户在不同补偿方式下的受偿意愿差异度更低。

H4: 接触过补偿政策的农户在不同补偿方式下的受偿意愿差异度更低。

H5: 村庄周围已经建有农作物秸秆收购站或收购企业的农户在不同补偿方式下的受偿意愿差异度更低。

三、实验设计、计量方法与数据

（一）实验设计

为了验证上述假说，本文在实验过程中采用两种条件价值评估方法：半开放式问题与双边界二分选择问题（后文也称“双边界问题”）^①。在进入决策情境之前，本文设计了一个典型的“廉价对话”（cheap talk），向调查对象介绍了调查过程中可能存在的“假想偏差”（hypothetical bias），并要求调查对象承诺如实汇报其受偿意愿。该“廉价对话”在多项研究中被认为可以有效降低条件价值

^①由于开放式问题会导致调查对象有较高的概率采取策略性行为，因此，Arrow et al.（1993）建议研究者采用二分选择问题间接地估算 WTP 或 WTA。二分选择问题也被 Carson and Groves（2007）认为是条件价值评估中唯一一种激励相容的问题形式。

评估方法中的“假想偏差”（例如 Aadland and Caplan, 2003; Carlsson and Martinsson, 2006）。

本文将农户受偿意愿的问题情境设定为：“假设促进农业废弃物循环利用完全是政府的责任，因此，为了鼓励农户自愿参与到秸秆循环利用的工作中，政府会向农户发放一定的补偿。”设定此情境以后，具体的问题设计如表 1 所示。为了便于在微观层面上对两种补偿方式下农户的受偿意愿进行比较分析，本文在实验设计时采用了“组内对比”（within-subject comparison）的方法^①。也就是说，对每一个调查对象，同时询问表 1 中所示的 4 个问题。为了避免“排序效应”的影响，两种补偿方式和两种评估方法在每一份问卷中都被随机排序（参见全世文，2016）。

表 1 两种补偿方式下条件价值评估方法的问题设计

补偿方式	评估方法	问题设计	答项设计
以农户为 单位	半开放式	如果政府按照农户发放补偿，您能接受的最低补偿标准是多少？	①0~100 元/年·户；②101~200 元/年·户；…； ⑩901~1000 元/年·户；⑪1000 元/年·户以上， 请填写金额：____元/年·户；⑫不接受补偿或 拒绝回答
	双边界	如果政府按照农户发放补偿，您是否能接受每年每户 Bid^1 元的补偿标准？	①是（追问一个更低的 Bid^2 ）；②否（追问 一个更高的 Bid^2 ）
以耕地面 积为单位	半开放式	如果政府按照耕地面积发放补偿，您能接受的最低补偿标准是多少？	①0~10 元/年·亩；②11~20 元/年·亩；…； ⑩91~100 元/年·亩；⑪100 元/年·亩以上，请 填写金额：____元/年·亩；⑫不接受补偿或拒 绝回答
	双边界	如果政府按照耕地面积发放补偿，您是否能接受每年每亩 Bid^1 元的补偿标准？	①是（追问一个更低的 Bid^2 ）；②否（追问 一个更高的 Bid^2 ）

注：①本文依据现有文献的研究结论和一项预调查确定双边界问题中的投标值（ Bid ）。其中，以农户为单位的投标值设置为（50, 100, 400）、（100, 200, 400）、（200, 300, 400）、（100, 300, 500）、（200, 400, 600）、（200, 500, 800）；以耕地面积为单位的投标值设置为（5, 10, 40）、（10, 20, 40）、（20, 30, 40）、（10, 30, 50）、（20, 40, 60）、（20, 50, 80）。②对于半开放式问题的答项设计，本文沿用何可、张俊飏（2013, 2014）的设计方案，但需要注意的是，这种设计由于忽视了“100~101 元”“200~201 元”等区间，从而存在偏差。考虑到样本农户汇报数值精确到小数位数的概率几乎不存在，因此，本文研究仍然采用了上述设计方案。此外，对“不接受补偿或拒绝回答”的样本农户，问卷进一步询问了其原由，后文分析中仅保留受偿意愿为零值的样本。

^①另一种常用的实验设计思路是“组间对比”（between-subject comparison）。该方法要求对样本进行随机分组，其优点是可以避免对同一个调查对象连续询问多组问题所引起的排序效应和疲劳效应，但其缺点是无法在微观层面上进行一对一的比较分析。

(二) 计量方法

简单起见，设函数 $E(s)$ 和 $e(s)$ 也为线性形式，那么，在 (2) 式和 (3) 中，农户受偿意愿的估计式分别可以写为：

$$WTA^T = \beta^T s + \varepsilon^T \quad (4)$$

$$WTA^M = \beta^M s + \varepsilon^M \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式中， β 表示与农户特征向量 s 对应的待估参数向量。 ε 表示误差项，假定 ε 均服从均值为 0 的正态分布，即 $\varepsilon^T \sim N(0, \sigma_T^2)$ ， $\varepsilon^M \sim N(0, \sigma_M^2)$ ；于是， WTA 也均服从正态分布。

当采用半开放式问题时， WTA 可以通过直接询问调查对象得到。对于半开放式问题，本文在估计 (4) 式和 (5) 式时采用 Tobit 模型，将选择“不接受补偿或拒绝回答”样本中原因为“受偿意愿为零”的样本的受偿意愿记为零值，选择其他原因的样本的受偿意愿记为缺失值。半开放式问题虽然易于操作，但存在比较严重的偏差，因此，目前学界很少以半开放式问题作为主要方法进行价值评估，而是采用二分选择问题来间接地进行价值评估。此时，研究者需要根据概率模型对参数 β 进行估计，进而在单个调查对象的层面上推算 WTA 。基于双边界二分选择模型(double-bounded dichotomous choice model, DBDC 模型)进行估计，那么，样本农户回答两次“是”的概率为：

$$prob(y, y) = prob(WTA < Bid^2) = \Phi\left(\frac{Bid^2 - \beta s}{\sigma}\right) \quad (6)$$

(6) 式中， Φ 表示标准正态分布的累积分布函数。

样本农户回答两次“否”的概率为：

$$prob(n, n) = prob(WTA > Bid^2) = 1 - \Phi\left(\frac{Bid^2 - \beta s}{\sigma}\right) \quad (7)$$

样本农户在第一次询问中回答“是”，在第二次询问中回答“否”的概率为：

$$prob(y, n) = prob(Bid^2 < WTA < Bid^1) = \Phi\left(\frac{Bid^1 - \beta s}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{Bid^2 - \beta s}{\sigma}\right) \quad (8)$$

样本农户在第一次询问中回答“否”，在第二次询问中回答“是”的概率为：

$$prob(n, y) = prob(Bid^1 < WTA < Bid^2) = \Phi\left(\frac{Bid^2 - \beta s}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{Bid^1 - \beta s}{\sigma}\right) \quad (9)$$

于是， N 个调查对象对应的似然函数为：

$$\ln L = \sum_{y,y} \text{prob}(y,y) + \sum_{n,n} \text{prob}(n,n) + \sum_{y,n} \text{prob}(y,n) + \sum_{n,y} \text{prob}(n,y) \quad (10)$$

根据 (10) 式采用最大似然法进行估计可以得到 $\hat{\beta}$ 的估计量，本文据此进一步推算每个样本农户在两种补偿方式下的受偿意愿^①。在得到受偿意愿的（估计）值以后，本文对 WTA^T 和 $m \cdot WTA^M$ 进行均值比较检验，其原假设为 $WTA^T = m \cdot WTA^M$ ，备择假设为 $WTA^T \neq m \cdot WTA^M$ 。考虑到本文采用了组内对比的实验设计，因此，对每一个样本农户，本文都可以匹配地计算出 WTA^T 和 $m \cdot WTA^M$ 的差值，在大样本条件下，假设该差值渐进服从正态分布，据此可以采用 t 检验对原假设进行检验，从而对假说 1 进行验证。

在后续分析中，本文将这一差值的绝对值作为因变量，采用 OLS 回归方法讨论这一差值在不同特征的农户中是否存在差异。回归方程如 (11) 式所示^②：

$$|WTA^T - m \cdot WTA^M| = \alpha s + \mu \quad (11)$$

与前文的假说 2~假说 5 相对应，在特征向量 s 中，本文重点关注 4 个影响因素，分别为：农户种植规模、是否有家庭成员担任（过）村干部、是否接触过农作物秸秆循环利用的相关补偿政策、村庄周边是否有农作物秸秆收购站或收购企业。

（三）调查方法与样本描述

本文所使用的数据来源于课题组 2015 年 5~6 月对黑龙江、辽宁、吉林、河北、山东、河南、湖北、安徽、江苏、四川、甘肃 11 个省份的问卷调查。样本省份的选择既考虑了全国范围东部、中部和西部之间的地区差异，又涵盖了中国大部分粮食主产区。本次调查依托农业部农村经济研究中心全国农村固定观察点调查体系，由各省的县级农村固定观察点主管部门对样本村进行随机抽样。考虑到课题组主要关注以农业生产经营为主的样本，因此，本次调查在样本村中对不同种植规模的农户进行了等比例抽样^③。调查采用面对面代填式访谈方法，即调查员采取直接入户的方式对样本村中抽选的农户进行访谈。

由于不同省份的资源禀赋和农业生产情况有所不同，因此，农户受偿意愿的“数据生成过程”可能会因种植结构、种植方式、种植成本、农户观念等因素的不同而在各个地区存在结构性差异。

^①估计 (10) 式的传统方法是采用 Probit 模型，此时只能直接估计参数 β/σ 与 $-1/\sigma$ ，进而计算 β 。本文在估计模型时使用 Hanemann et al. (1991) 提出的双边界二分选择模型，可以直接对 β 进行估计，详细可以参考 Lopez-Feldman (2012)。

^②当采用双边界二分选择方法估受偿意愿时算，(11) 式的因变量是基于受偿意愿估计值计算的差值 $|W\hat{T}A^T - m \cdot W\hat{T}A^M|$ 。这意味着在严格意义上，需要根据因变量的估计误差对 (11) 式的参数估计量的显著性进行调整。简单起见，后文未进行此项调整。

^③问卷中并未对大规模、中等规模和小规模进行量化设定，而是在操作过程中根据样本村的实际情况确定。

因此，本文在调查总样本中选择了样本量相对较多且农业生产方式相似的东北三省的调查数据用于分析。排除掉无效样本以后，本文的有效分析样本为 782 户农户，表 2 对样本的基本特征以及本文关注的主要变量进行了简单统计。

表 2 调查样本的统计特征

变量	变量含义	均值	标准差
<i>WTA^T</i>	受偿意愿（元/年·户）	634.87	232.98
<i>WTA^M</i>	受偿意愿（元/年·亩）	40.47	22.49
<i>gender</i>	调查对象的性别，男=1，女=0	0.91	0.29
<i>age</i>	调查对象的年龄（岁）	48.74	8.98
<i>edu</i>	调查对象的受教育年限（年）	8.31	2.18
<i>income</i>	家庭年收入（万元）	15.31	36.55
<i>leader</i>	是否有家庭成员（曾）任乡村干部？是=1，否=0	0.05	0.23
<i>train</i>	是否接受过农业技术培训？是=1，否=0	0.39	0.49
<i>dratio</i>	家庭劳动力比例	0.72	0.22
<i>scale</i>	家庭耕地面积（亩）	33.70	25.11
<i>policy</i>	是否接触过农业废弃物相关的补偿政策？是=1，否=0	0.02	0.12
<i>rec</i>	村庄周围是否建有秸秆收购站或收购企业？是=1，否=0	0.09	0.29
<i>pro1</i>	黑龙江省虚拟变量；黑龙江=1，其他=0	0.28	0.45
<i>pro2</i>	吉林省虚拟变量；吉林=1，其他=0	0.47	0.50
<i>pro3</i>	辽宁省虚拟变量；辽宁=1，其他=0	0.25	0.43

注：①在统计半开放式问题的受偿意愿时，仅保留“不接受补偿或拒绝回答”的原因是“受偿意愿为零值”的样本，在两种补偿方式下，分别删除了 32 个和 20 个样本农户；②家庭年收入为 2014 年收入；③家庭劳动力比例=家庭劳动力人数/家庭总人数，其中，劳动力为 18~65 岁的健康劳动力。

由于户主是农户家庭生产经营的主要决策者，故在农户调查中一般选择户主作为调查对象，因此，调查样本中男性样本的比例明显更高（90.92%）。而且，因为课题组在抽样过程中重点兼顾了中等和较大种植规模的农户，因此，样本农户的耕地面积（均值为 33.70 亩）和家庭年收入水平（均值为 15.31 万元）均高于地区平均水平。在样本农户中，仅有 12 户（占比 1.53%）反映曾经接触过农作物秸秆资源化利用的相关补偿政策，该部分样本主要集中在吉林省松原市前郭县和辽宁省丹东市凤城县。此外，在两种补偿方式下，根据对应的半开放式问题（见表 1）询问得到的农户平均受偿意愿分别为 634.87 元/年·户和 40.47 元/年·亩。调查对象对双边界二分选择问题回答结果的统计如表 3 所示。

表 3 双边界问题中调查对象答项选择的分类统计 单位：%

	（是，是）	（是，否）	（否，是）	（否，否）	总计
以农户为单位	15.86	17.26	27.11	39.77	100.00

以耕地面积为单位	12.66	28.64	30.82	27.88	100.00
----------	-------	-------	-------	-------	--------

根据表 3 可知，以耕地面积为补偿单位时，本文预设的投标值与农户实际受偿意愿的分布比较吻合，集中在两个投标值之间的样本比例约为 60%。而以农户为补偿单位时，预设的投标值低于平均值，造成两次选择“否”的样本比例偏高。将调查对象在开放式问题中回答的受偿意愿与双边界问题中的投标值进行对比，可以推测出农户在理论上的选择分类。根据笔者统计，在以农户为单位和以耕地面积为单位两种补偿方式下，该理论分类与表 3 中的实际选择分类完全一致的比例分别为 58.44%和 84.02%，说明以耕地面积为补偿单位时，农户的偏好更加稳定。

四、实证分析结果与讨论

（一）农户受偿意愿的影响因素

在两种补偿方式下，本文分别采用 Tobit 模型对开放式问题中受偿意愿的影响因素进行估计，并采用双边界二分选择（DBDC）模型对双边界问题中调查对象离散选择的影响因素进行估计，结果如表 4 所示。在估计模型之前，本文对自变量的共线性进行了检测。结果显示，自变量之间相关系数的绝对值均小于 0.25，且自变量在线性模型中的方差膨胀因子（VIF）的均值仅为 1.22（最大值为 1.89），不足以构成严重的多重共线性问题。表 4 中，4 个模型都具有良好的拟合效果。对比模型 1 和模型 2 以及模型 3 和模型 4 可知，虽然系数估计值存在差异，但模型中对农户受偿意愿影响显著的因素在两种评估方法中基本一致。这说明，本文评估的农户受偿意愿具有良好的构建效度。

表 4 Tobit 模型与 DBDC 模型的回归结果

变量	WTA ^T （以农户为补偿单位）				WTA ^M （以耕地面积为补偿单位）			
	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	Tobit 模型		DBDC 模型		Tobit 模型		DBDC 模型	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
<i>gender</i>	-12.56	0.59	4.58	0.88	-0.54	0.74	-2.38	0.19
<i>age</i>	-0.22	0.79	1.00	0.33	0.11	0.06	0.08	0.21
<i>edu</i>	8.89	0.01	15.93	0.00	1.43	0.00	1.22	0.00
<i>income</i>	0.10	0.63	-0.11	0.65	0.07	0.00	0.02	0.25
<i>leader</i>	15.10	0.62	-4.99	0.90	-0.54	0.80	0.73	0.73
<i>train</i>	-32.98	0.02	-43.44	0.02	-4.23	0.00	-3.08	0.00
<i>dratio</i>	28.58	0.37	74.62	0.06	-0.65	0.77	-1.98	0.40
<i>scale</i>	5.33	0.00	9.37	0.00	-0.91	0.00	-0.83	0.00
<i>policy</i>	-60.94	0.27	27.90	0.75	1.96	0.66	11.34	0.01
<i>rec</i>	-68.10	0.00	-97.64	0.00	-3.48	0.03	-4.97	0.00
<i>pro1</i>	75.86	0.00	68.67	0.02	-7.36	0.00	-4.35	0.01

农业废弃物资源化利用：补偿方式会影响补偿标准吗？

<i>pro2</i>	27.76	0.12	-0.02	0.99	-4.39	0.00	-1.16	0.39
常数项	336.21	0.00	-69.62	0.39	57.36	0.00	56.67	0.00
观测值	750		782		762		782	
χ^2	383.66		362.55		905.66		787.00	
p 值	0.00		0.00		0.00		0.00	

注：半开放式问题的因变量取各个区间的中间值，例如，“101~200”取值为150。

但是，两种补偿方式下农户受偿意愿的影响因素并不完全一致。受教育年限对 WTA^T 和 WTA^M 均具有稳健的正向影响，意味着户主受教育水平越高，农户认知的资源化利用秸秆的环境价值越高，因此，其要求的补偿额度也就越高。接受过农业技术培训的农户受偿意愿较低。这可能是由于受过培训的农户，其资源化处理农业废弃物的边际成本较低。村庄周围有秸秆收购站或收购企业对农户受偿意愿也具有显著的负向影响，说明秸秆回收机构的建设有助于降低农户处理农作物秸秆的成本。

相比之下，耕地面积变量和黑龙江省虚拟变量在两种补偿方式下对农户受偿意愿的影响都存在明显的差异：这两个变量对 WTA^T 都具有显著的正向影响，而对 WTA^M 则具有显著的负向影响。不难理解，耕地面积更大的农户（黑龙江省人均耕地面积显著高于吉林省和辽宁省）因为农作物秸秆产量更高，因此要求的总补偿金额也更高，但由于规模效应的原因，平均到单位面积耕地的受偿额度则更低。这一结论也意味着研究者在解释相关的评估模型的估算结果时，必须对补偿单位或者补偿方式进行谨慎的考虑，因为不同补偿方式下受偿意愿的“数据生成过程”可能存在结构性差异，而这些差异可能意味着完全不同的政策方向。

（二）两种补偿方式下农户受偿意愿的对比分析

本文进一步对比了两种补偿方式下农户的受偿意愿。对于半开放式问题，本文直接使用农户回答的受偿意愿；对于双边界问题，本文使用模型2与模型4的估计结果求出每个农户受偿意愿的估计值。在此基础上计算 $m \cdot WTA^M$ ，进而与 WTA^T 对比。图1描述了两种补偿方式和两种评估方法下得到的农户受偿意愿的分布。

由图1可知，无论是对于半开放式问题还是对于双边界问题，以耕地面积为补偿单位计算的受偿意愿（即 $m \cdot WTA^M$ ）都明显高于直接以农户为补偿单位计算的受偿意愿（即 WTA^T ）。表5给出的均值检验结果可以进一步证实这一结论：在所有检验组中， $m \cdot WTA^M$ 都显著高于 WTA^T 。据此，假说1得到了证实。 $WTA^T < m \cdot WTA^M$ 的结论也与前文的理论预期相一致。首先，规模效应的存在意味着农户处理农作物秸秆的边际成本会随着种植规模的扩大而下降，其次，环境质量改善效果的边际递减规律也意味着农户可能会高估在单位秸秆处理量层面上环境质量改善的价值。另一个重要原因是农户对补偿单位并不敏感，这会导致农户忽略补偿金额的绝对值，而仅考虑补偿金额的相对高低，由此导致 $m \cdot WTA^M$ 显著高于 WTA^T 。此外，在表5中，由半开放式问题估算的受偿意愿显著高于由双边界问题估算的结果，这也与现有研究的基本结论相一致，即调查对象在开放式问题中更容易采取策略性行为，从而高估自己的受偿意愿（例如 Carson and Groves, 2007）。

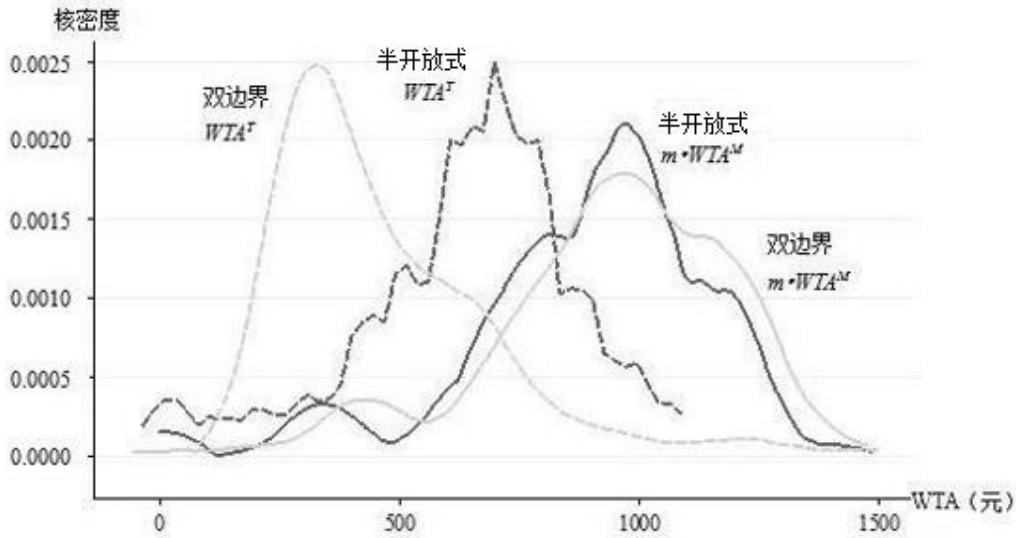


图 1 农户受偿意愿的核密度图

表 5 两种补偿方式下农户受偿意愿的均值检验

	半开放式问题		双边界问题	
	WTA^T	$m \cdot WTA^M$	WTA^T	$m \cdot WTA^M$
均值	625.41	928.30	477.16	685.11
标准差	228.81	468.42	254.13	1357.62
t 检验 p 值	0.00		0.00	
非参数检验 p 值	0.08		0.04	

注：①均值检验的原假设是 $WTA^T = m \cdot WTA^M$ ；②t 检验方法为配对 t 检验，对应的 p 值为双尾 p 值；③非参数检验方法为 Poe et al. (2005) 提出的“完全组合非参数检验方法”，对应的 p 值为单尾 p 值；④为便于比较，此处通过在半开放式问题计算受偿意愿时，将所有选择“不接受补偿或拒绝回答”样本的受偿意愿都记为了零值，所以统计结果与表 2 存在小幅差异。

为了进一步验证假说 2~假说 5，本文使用基于半开放式问题和双边界问题两种方法计算的受偿意愿差值对 (11) 式进行 OLS 回归，结果如表 6 所示。两个模型都具有良好的拟合效果， R^2 分别为 0.18 和 0.32，说明所选自变量对受偿意愿差值具有较好的解释力。

从表 6 中的估计结果来看，家庭成员是否担任（过）乡村干部对受偿意愿差值的影响并不显著，调查对象是否接触过补偿政策仅在双边界问题的模型中有显著的负向影响（在 10% 的统计水平上显著）。一个可能的原因是，家庭成员担任（过）乡村干部的样本量和接触过补偿政策的样本量都太低（见表 2），不足以有效反映此类样本的影响。据此，假说 3 和假说 4 不能得到证实。另外，村庄周围是否建设有秸秆回收机构也仅在双边界问题的模型中对受偿意愿差值具有显著的负向影响，但是，

rec 变量估计系数的显著性对样本选择比较敏感^①，说明接触过秸秆回收补偿政策的农户在两种补偿方式所对应的决策情境中偏好更加一致，据此，假说 5 得到证实。另外，受教育水平更高的农户在两种补偿方式下决策的一致性也更强。这可能是由于户主受教育水平更高的农户对农业废弃物资源化利用政策的认知程度更高，或者在不同决策情境中理性程度更强。

表 6 农户受偿意愿差值的 OLS 回归结果

变量	半开放式问题： $ WTA^T - m \cdot WTA^M $		双边界问题： $ WTA^T - m \cdot WTA^M $	
	系数	p 值	系数	p 值
<i>gender</i>	-111.44	0.03	-53.62	0.26
<i>age</i>	2.42	0.17	-3.38	0.34
<i>edu</i>	-21.03	0.00	-2.59	0.09
<i>income</i>	0.55	0.23	-1.17	0.50
<i>leader</i>	-9.02	0.89	95.63	0.12
<i>train</i>	-52.05	0.10	25.09	0.39
<i>dratio</i>	-180.29	0.01	-109.45	0.29
<i>scale</i>	-6.62	0.00	-50.26	0.00
<i>scale</i> ²	0.11	0.00	0.71	0.00
<i>policy</i>	167.39	0.20	-189.27	0.10
<i>rec</i>	-78.49	0.13	-60.87	0.09
<i>pro1</i>	-60.32	0.21	-11.92	0.79
<i>pro2</i>	-8.34	0.83	70.43	0.05
常数项	433.77	0.00	1486.21	0.00
观测值	730		782	
R ²	0.18		0.32	
p 值	0.00		0.00	

值得注意的是，农户种植规模对受偿意愿差值表现出了“正 U 型”的影响效果，即受偿意愿差值随着种植规模的扩大先降低、后上升。理论上讲，种植规模对这一差值的影响存在两种相反的效果：一方面，种植规模更大的农户会因为废弃物处理成本的规模效应更大而在两种补偿方式下受偿意愿的差距更大；另一方面，种植规模更大的农户对补偿方式的变化会更加敏感，从而其决策更加理性，因而受偿意愿的差距更小。从本文估计结果来看，随着种植规模的扩大，首先表现出第二种由决策理性造成的反向影响，进而表现出第一种由规模效应造成的正向影响；在两个模型中，这种

^①当笔者在开放式问题的估计模型中全部删除“不接受补偿或拒绝回答”的样本，或将“不接受补偿或拒绝回答”的受偿意愿全部记为零值时，*rec* 变量的估计系数分别为-80.25 和-87.34，均在 10%统计水平上显著。据此可以认为 *rec* 变量对受偿意愿的差值至少具有不稳健的负向影响。

“正 U 型”影响效果的转折点分别为 30.10 亩和 35.39 亩。上述结论部分证实了假说 2。

（三）对分析结果的进一步讨论

补偿方式会对农户受偿意愿产生显著影响。这一结论意味着，学者开展生态环境补偿研究和政策制定者确定补偿标准时都需要对补偿方式或补偿单位进行谨慎的考虑。在保证评估方法效度的前提下，以农户为单位进行补偿得到的评估结果可以直接在总额度层面反映农户差异化的受偿意愿，但依据平均受偿意愿制定的补偿标准在户均耕地面积相差较大的地区并不具备可操作性。相比之下，以耕地面积或秸秆产量为单位的补偿政策则可以相对公平地将秸秆资源化处理量的差异反映到总补偿额度中，但这种补偿方式却会因为忽略秸秆处理成本的规模效应和环境改善的边际效用递减而导致总补偿额度被高估，这是本文中 $m \cdot WTA^M$ 显著高于 WTA^T 的一个原因。研究者需要重视补偿方式的另一个原因是，在不同的补偿方式下，外生变量对受偿意愿的影响效果可能存在显著差异，而忽视这种差异则会误导研究者对受偿意愿内在形成机制的理解。

除了规模效应和边际递减规律的影响以外，导致 $m \cdot WTA^M$ 高于 WTA^T 的另一个原因是农户在决策情境中的认知能力有限。在有限理性的条件下，农户不会根据一个定义清晰的偏好和补偿单位的差异在研究者预设的情境中进行“准确”的决策。本文研究结论也可以间接支持这一解释。可以认为，种植规模更大的农户和村庄周边建设有秸秆回收机构的农户对秸秆资源化利用补偿政策的熟悉程度或认知程度会更高，在两种补偿方式下其受偿意愿的差异也更低。对条件价值评估方法而言，如何揭示调查对象的真实偏好，从而保证评估结果的效度，一直是困扰研究者的一个关键问题。就中国农户对农作物秸秆资源化利用的受偿意愿而言，本文的建议是，研究者应该筛选对补偿政策熟悉程度或认知程度更高的样本用于分析。这一建议也与条件价值评估方法的经验性操作规范相一致，即研究者在预设的问题情境中通常会花费一定的篇幅提前向调查对象介绍价值评估的标的物，甚至会为调查对象提供“热身”的决策示例，从而增强调查对象对决策情境的认知。

但是，依据调查对象统计学特征筛选子样本的做法所面临的主要风险是子样本可能不足以代表总样本。例如，对本文研究而言，尽管户主受教育水平更高的农户在不同补偿方式下的决策一致性更强，但只挑选高受教育水平户主的农户显然会导致样本选择有偏。

五、结论与启示

本文以中国农作物秸秆资源化利用补偿政策为例，采用条件价值评估方法实证分析了两种补偿方式下农户的受偿意愿。这两种补偿方式分别是：以农户为单位补偿和以耕地面积为单位补偿。为了提高分析结果的说服力，本文同时采用了两种条件价值评估方法：开放式问题和双边界二分选择问题。在 782 户农户调查数据的基础上，本文分别使用 Tobit 模型和双边界二分选择模型在两种评估方法下讨论了受偿意愿的影响因素，并进一步对不同补偿方式下农户受偿意愿差异的原因进行了分析。本文分析得到以下主要结论：

第一，在两种补偿方式下估算的农户受偿意愿存在显著差异。其中，以农户为补偿单位的受偿意愿均值在半开放式问题和双边界二分选择问题两种评估方法中分别是 634.87 元/年·户和 477.16

元/年·户；而通过单位耕地面积受偿意愿乘以耕地面积得到的受偿意愿的均值则分别是 928.30 元/年·户和 685.11 元/年·户。后者显著高于前者。

第二，在两种补偿方式下，外生因素对农户受偿意愿的影响效果并不完全一致。影响效果相同的因素是受教育水平（正向影响）、接受过农业技术培训（负向影响）和秸秆回收机构的建设（负向影响）。而种植规模的影响效果则在两种补偿方式下存在显著差异：以农户为补偿单位时，它对受偿意愿有正向影响；而以耕地面积为补偿单位时，它对受偿意愿则有负向影响。这种差异验证了农户受偿意愿随耕地面积增大具有边际递减效果。

第三，调查对象受教育水平的上升和秸秆回收机构的建设都有利于提高农户对秸秆资源化利用的认知，从而促进他们对秸秆资源化利用形成稳定的偏好，他们在条件价值评估问题情境中的陈述也就具有更强的一致性。在规模效应和提高决策理性的双重作用下，种植规模对两种补偿方式下受偿意愿差值表现出了“正 U 型”的影响效果，该差值随种植规模扩大先下降、后上升。

从学术价值来看，本文研究结论提醒未来的研究者在采用条件价值评估方法评估生态环境等公共物品的市场价值时需要谨慎地处理补偿方式（或支付方式）的设计，因为补偿方式设计可能会对价值评估结果造成显著的影响。其影响机制可以分为两类：一是不同的补偿方式在理论层面上表达的经济价值本身存在差异；二是调查对象对不同补偿方式的差异不够敏感，造成评估结果存在偏差。尽管两者影响效果的强弱在不同的研究中可能存在差异，但研究者忽视补偿方式的影响则可能误导对价值评估结果的理解。而且，由于受偿意愿在不同补偿方式下的“数据生成过程”存在差异，研究者进一步的效益转移分析受到补偿方式的影响会更大。

从政策意义上看，本文认为，政府在实施秸秆资源化利用补偿政策之前，应该着力于提高农户对补偿政策的认知。除了政策宣传之外，提高农户认知程度的一项更重要的措施是提前在村庄周边推进秸秆回收机构的建设。秸秆回收机构的建设会促使农户明确秸秆资源化利用的价值判断，从而使他们反馈信息价值更高的受偿意愿。而且，回收机构的建设也会降低农户资源化处理农作物秸秆的成本，从而降低补偿标准。本文还认为，政府在制定补偿标准时应该更加重视秸秆产量较高的农户。由于适度规模经营农户对补偿政策的认知程度更高，决策理性更强，他们所陈述的受偿意愿的信息价值也更高。

参考文献

- 1.何可、张俊飏, 2013:《基于农户 WTA 的农业废弃物资源化补偿标准研究——以湖北省为例》,《中国农村观察》第 5 期。
- 2.何可、张俊飏, 2014:《农业废弃物资源化的生态价值——基于新生代农民与上一代农民支付意愿的比较分析》,《中国农村经济》第 5 期。
- 3.全世文, 2016:《选择实验方法研究进展》,《经济学动态》第 1 期。
- 4.Aadland, D. and A. J. Caplan, 2003, “Willingness to Pay for Curbside Recycling with Detection and Mitigation of Hypothetical Bias”, *American Journal of Agricultural Economics*, 85(2): 492-502.

5. Akcura, E., 2015, "Mandatory versus Voluntary Payment for Green Electricity", *Ecological Economics*, 116: 84-94.
6. Arrow, K., R. Solow, P. R. Portney, E. E. Leamer, R. Radner, and H. Schuman, 1993, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation", *Federal Register*, 58(10): 4602-4614.
7. Bateman, I., P. Cooper, S. Georgiou, S. Navrud, G. Poe, R. Ready, P. Riera, M. Ryan, and C. Vossler, 2005, "Economic Valuation of Policies for Managing Acidity in Remote Mountain Lakes: Examining Validity through Scope Sensitivity Testing", *Aquatic Sciences*, 67(3): 274-291.
8. Carlsson, F. and P. Martinsson, 2006, "Do Experience and Cheap Talk Influence Willingness to Pay in an Open-ended Contingent Valuation Survey? ", Working Papers in Economics No. 190, School of Business, Economics and Law, Göteborg University.
9. Carson, R. T., 1997, "Contingent Valuation: Theoretical Advances and Empirical Tests since the NOAA Panel", *American Journal of Agricultural Economics*, 79(5): 1501-1507.
10. Carson, R. T., N. E. Flores, and N. F. Meade, 2001, "Contingent Valuation: Controversies and Evidence", *Environmental and Resource Economics*, 19(2): 173-210.
11. Carson, R. T. and T. Groves, 2007, "Incentive and Informational Properties of Preference Questions", *Environmental and Resource Economics*, 37(1): 181-210.
12. Carson, R. T. and W. M. Hanemann, 2005, "Contingent Valuation", in Karl-Göran Mäler and R. Jeffrey Vincent(eds.) *Handbook of Environmental Economics*, North Holland.
13. Foster, V. and S. Mourato, 2003, "Elicitation Format and Sensitivity to Scope", *Environmental and Resource Economics*, 24(2): 141-160.
14. Goldar, B. and S. Misra, 2001, "Valuation of Environmental Goods: Correcting for Bias in Contingent Valuation Studies Based on Willingness-to-Accept", *American Journal of Agricultural Economics*, 83(1): 150-156.
15. Hanemann, M., J. Loomis, and B. Kanninen, 1991, "Statistical Efficiency of Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation", *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4): 1255-1263.
16. Hausman, J., 2012, "Contingent Valuation: From Dubious to Hopeless", *Journal of Economic Perspectives*, 26(4): 43-56.
17. Hoyos, D. and P. Mariel, 2010, "Contingent Valuation: Past, Present and Future", *Prague Economic Papers*, 19(4): 329-343.
18. Ivehammar, P., 2009, "The Payment Vehicle Used in CV Studies of Environmental Goods Does Matter", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 34(3): 450-463.
19. Kahneman, D. and J. L. Knetsch, 1992, "Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction", *Journal of Environmental Economics and Management*, 22(1): 57-70.
20. Koford, B. C., G. C. Blomquist, D. M. Hardesty, and K. R. Troske, 2012, "Estimating Consumer Willingness to Supply and Willingness to Pay for Curbside Recycling", *Land Economics*, 88(4): 745-763.
21. Kontoleon, A., M. Yabe, and L. Darby, 2005, "Alternative Payment Vehicles in Contingent Valuation: The Case of Genetically Modified Foods", paper presented at the 14th Annual Meeting of The European Association of Environmental and

Resource Economists, Bremen, Germany.

22.Kwak, S., S. Yoo, and C. Kim, 2004, “Measuring the Economic Benefits of Recycling: The Case of the Waste Agricultural Film in Korea”, *Applied Economics*, 36(13): 1445-1453.

23.Lopez-Feldman, A., 2012, “Introduction to Contingent Valuation Using Stata”, MPRA paper 41018.

24.Morrison, M. D., R. K. Blamey, and J. W. Bennett, 2000, “Minimizing Payment Vehicle Bias in Contingent Valuation Studies”, *Environmental and Resource Economics*, 16(4): 407-422.

25.Poe, G. L., K. L. Giraud, and J. B. Loomis, 2005, “Computational Methods for Measuring the Difference of Empirical Distributions”, *American Journal of Agricultural Economics*, 87(2): 353-365.

26.Rollins, K. and A. Lyke, 1998, “The Case for Diminishing Marginal Existence Values”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 36(3): 324-344.

27.Tiller, K. H., P. M. Jakus, and W. M. Park, 1997, “Household Willingness to Pay for Dropoff Recycling”, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 22(2): 310-320.

Does the Compensation Approach Impact Compensation Criteria?: Evidence from China’s Compensation Policy on Agricultural Wastes Recycling

Quan Shiwen Liu Yuanyuan

Abstract: Taking China’s compensation policy on agricultural wastes recycling as example, this article uses the contingent valuation method to conduct an empirical analysis on farmer’s willingness to accept (WTA) based on two compensation approaches, namely, household as compensation unit and farmland as compensation unit. The results reveal a significant difference in WTA between these two approaches, and the WTA elicited from the latter approach is shown to be higher than that from the former one. The reasons for the remarkable difference are found to be diminishing marginal costs of recycling wastes, diminishing marginal utility of environmental valuation and respondents’ insensitivity on compensation approaches. The farmers who have a greater awareness of the compensation policy represent a more consistent WTA between the two approaches. The study concludes with policy implications.

Key Words: Agricultural Wastes; Contingent Valuation; Compensation Criteria; Willingness to Accept; Double Bounded Dichotomous Choice

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²农业部农村经济研究中心)

(责任编辑: 何 欢)