

## 对空气质量的支付意愿：基于迁移决策的计量分析

邓曲恒 邢春冰\*

**内容提要** 空气污染不仅对人体健康具有极大的负面影响，而且会产生很大的经济损失。估算人们对改善空气质量的支付意愿，可以间接反映空气质量的 $经济价值$ ，从而也能够评价空气污染所致的经济损失。然而，由于空气质量是非市场物品，对清洁空气的支付意愿需要通过对经济主体的陈述性偏好或显示性偏好的分析而得到。本文在居住排序的分析框架下，基于2005年1%人口抽样调查数据及城市加总数据，采用离散选择模型实证分析了农民工在迁移目的地之间的迁移决策，进而估算了农民工对空气质量的支付意愿。条件logit模型的估计结果表明，农民工对空气质量的支付弹性为1.463，对空气质量的边际支付意愿为11.37元。混合logit模型的估计结果则表明，不同特征农民工对空气质量的支付弹性存在统计上的显著差异，但差异在数值上的幅度很小。

**关键词** 支付意愿 空气质量 离散选择模型 迁移

### 一 引言

空气污染对人体健康具有极大的负面影响，也造成了极大的经济损失。大量研究考察了空气质量对于人们健康的影响，关注的指标包括死亡率、心脑血管疾病、呼吸疾病、心理健康等（Chay & Greenstone, 2003；Currie & Neidell, 2005；Knittel et al., 2016；Moretti & Neidell, 2011；Schlenker & Walker, 2016）。

\* 邓曲恒，中国社会科学院经济研究所经济转型与发展研究中心，电子邮箱：dengqh@cass.org.cn；邢春冰，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：xingchb@bnu.edu.cn。本文研究得到国家自然科学基金项目（18BJY044）、国家自然科学基金项目（71003105、70873011）和中国社会科学院创新工程项目“经济发展新常态下的收入分配研究”的资助，在此表示感谢。

中国在过去数十年快速增长的过程中,包括空气污染在内的环境问题也日益突出。因此,越来越多的研究开始以中国为研究对象,考察空气质量对健康的影响。但是由于空气质量和人们的健康状况可能受其他因素的影响,要识别出这种影响往往比较困难。同时,由于很难通过可控实验来识别上述影响,研究者们通常使用自然实验来识别空气质量对于健康的影响。比如,Chen et al.(2017)以淮河为断点,利用淮河两岸空气质量的差异识别出空气质量对人们健康的影响,发现淮河以北地区冬季取暖带来的空气污染使得其居民的预期寿命大幅缩短。Barwick et al.(2018)则利用PM<sub>2.5</sub>的扩散特征来构造工具变量,估计了空气污染对患病率的影响。他们的研究还表明,空气污染无论在短期还是在中期都大幅度地提高了人们的医疗支出。此外,Zhang et al.(2017)还考察了空气污染对人们的精神健康和主观幸福感的影响,发现空气污染降低了人们的主观幸福感并提高了人们出现抑郁症状的概率。

估算人们对改善空气质量的支付意愿,可以间接反映清洁空气的经济价值,从而为环境治理提供政策支持和参考。由于空气质量不是可交易的市场物品,因此,空气质量的市场价格并不存在。但借助于对经济主体的陈述性偏好或显示性偏好的分析,可以推断出人们对清洁空气的支付意愿,进而估计空气质量的经济学价值。

很明显,不同城市所提供的经济机会、城市满意度以及空气质量等往往存在着差异,而人们对居住地的选择则无疑反映了其对经济机会、城市满意度以及空气质量等的不同偏好。已有大量文献基于居住排序(residential sorting)的框架,分析了人们在不同城市的居住和迁移行为,进而估计了人们对空气质量(Bayer et al., 2009)、气候适宜度(Sinha et al., 2018)、城市规模(Xing & Zhang, 2017)、教育(Gertler & Glewwe, 1990)甚至城市中的露天场所(Klaiber & Phaneuf, 2010)等非市场物品的支付意愿,进而估算出这些非市场物品的经济学价值。

本文试图利用国家统计局2005年全国1%人口抽样调查数据以及城市层面的统计数据,通过分析进城务工的农民工对迁移目的地的选择这一显示性偏好,估计农民工对空气质量的支付意愿,即农民工愿意为空气质量的改善而支付的价格。由于农民工在不同城市的收入水平有明显差异,但这些城市的空气质量也有所不同,而农民工会根据收入和空气质量等对迁移目的地进行选择。因此,通过分析农民工在不同城市之间的居住选择,我们可以计算出农民工对空气质量的支付意愿,进而可以间接估算空气质量的经济学价值。

就业和收入无疑是农村居民进城务工的直接动力。因此,本文利用了离散选择模型,估计了收入对农民工选择在特定城市居住所能获得的间接效用的影响。由于本文使用的收入是经过双重自选择性偏差纠正后的预测收入,因此,在估计收入对农民工

在特定城市的间接效用时，就业对间接效用的影响也被隐含地纳入了分析。此外，离散选择模型也能得到对不同城市的生活质量的估计。农民工所在城市的生活质量越高，农民工的效用水平自然也就越高。因此，在估计可吸入颗粒物对城市生活质量的影响之后，结合收入和可吸入颗粒物的估计系数，本文可以计算出农民工对空气质量的支付弹性与边际支付意愿。

本文的分析方法与 Xing & Zhang (2017) 类似，但本文进行了两个方面的创新。首先，在估计农民工在不同城市的潜在收入时，本文纠正了因迁移和就业而导致的双重自选择性偏差，而 Xing & Zhang (2017) 只纠正了因迁移而引起的单一自选择性偏差。其次，Xing & Zhang (2017) 只使用条件 logit 模型估计了农民工对迁移目的地的选择。而本文除了使用条件 logit 模型，还使用了混合 logit 模型，因此，本文还考察了不同农民工因对空气质量的偏好不同而反映在空气质量支付意愿上的差异。

基于条件 logit 模型的估计结果表明，农民工对空气质量的支付弹性为 1.463，对空气质量的边际支付意愿为 11.37 元。与同类研究的结果进行比较可以发现，尽管中国居民对空气质量支付意愿的弹性要大于美国居民，但边际支付意愿要远低于美国<sup>①</sup>。基于混合 logit 模型的估计结果则表明，不同农民工对空气质量的支付弹性存在统计上的显著差异，但差异在数值上的幅度很小。

本文下面的结构安排为：第二部分对相关文献进行了简要综述并介绍了本文的基本思路；第三部分详细说明了在居住排序 (residential sorting) 的框架下估计空气质量支付弹性的计量模型；第四部分对本文使用的数据进行了简要说明并提供了数据的描述性统计信息；第五部分报告并分析了估计结果；第六部分总结全文并讨论了本文的可改进之处。

## 二 文献综述与基本思路

### (一) 文献综述

由于空气质量并不是市场物品，因此其价格需要通过估计经济主体对空气质量的

---

<sup>①</sup> Bayer et al.(2009) 的估计结果表明，美国居民对降低一个单位的 PM10 的边际支付意愿在 149 美元 ~ 185 美元之间变动。需要说明的是，Bayer et al.(2009) 使用的收入指标为年收入，而本文使用了月收入。但即使将本文的月收入换算为年收入，中国居民对改善空气质量的边际支付意愿仍处在偏低的水平。

支付意愿来进行推断，而这也是本文拟解决的关键问题。研究者通常使用基于陈述性偏好的条件估价方法和分析显示性偏好的方法来估计经济主体对非市场物品的支付意愿，这也是通常估计非市场物品的价格的两种基本思路。条件估价方法和显示性偏好方法各有其优缺点。条件估价方法更为灵活，可以通过观察和询问经济主体在一系列假想情景下的选择，估计其对非市场物品的支付意愿，而显示性偏好方法则是基于对经济主体真实行为的分析，两种方法可以互为补充（Carson & Hanemann, 2005）。国内有学者利用条件估价方法估计了中国居民对减轻空气污染的支付意愿，即空气质量的经济价值。例如，李莹等（2002）以及蔡春光和郑晓璞（2007）利用条件估价方法分析了北京市民对改善空气质量的支付意愿，彭希哲和田文华（2003）采用条件估价方法考察了上海市民对降低空气污染的支付意愿。

条件估价方法依赖于人们在假想环境下对偏好的陈述，而若当人们果真面临这一假想的环境时，他们的真实选择可能会跟调查时所陈述的偏好存在差异（Train, 2009），由此会导致估计的偏差。相比之下，显示性偏好方法所考察的是经济主体的实际行为。陈永伟和陈立中（2012）使用显示性偏好方法对空气质量的支付意愿进行了评估。具体而言，他们使用了特征价格法，利用青岛市的商品住房交易数据以及住房所在地的空气污染指数，评估了清洁空气的价值。然而，由于房地产市场存在一定的投资与投机行为，因此，住房的价格、户型等特征因素可能并不能完全度量经济主体从住房所获得的效用。如果不剔除投资与投机因素对住房交易的影响，就会导致对空气质量支付意愿的估计偏差。

显示性偏好方法也有其缺点。显示性偏好方法通常只分析经济主体在某一特定市场结构下的行为，而当环境政策实施时，该市场结构本身就会发生变化。此外，显示性偏好方法高度依赖于理论模型以及计量方法的假定，而这些假定可能并不符合现实（Carson & Hanemann, 2005）。因此，将使用显示性偏好方法的估计结果与使用条件估价方法的同类文献进行比较，也可为研究者在特定研究场景中选择条件估价方法还是显示性偏好方法提供参考。

本文将利用显示性偏好方法来评估空气质量的支付意愿，通过考察进城农民工在空气质量和经济机会各不相同的城市之间的居住选择，对空气质量的支付意愿进行估算<sup>①</sup>。由于异质性的存在，可观测特征相同的经济主体对空气质量会有着不同的评

---

① Qin & Zhu (2018) 分析了空气质量指数 (AQI) 对跨国的劳动力流动的影响，但他们并没有估计空气质量的支付意愿。

价，从而会使得空气质量的系数呈现出随机性。因此，本文也将采用混合 logit (mixed logit) 模型分析农民工对迁移目的地的选择，进而考察可观测特征相同的农民工对空气质量的支付意愿的差异。此外，由于农民工在调查时点无法在多个城市工作，因此，我们无法获知在 A 城市就业的农民工，若迁移到 B 城市时所能获得的潜在收入。我们依从 Dahl (2002) 和 Bertoli et al. (2013) 的处理方法，使用半参数方法纠正农民工对迁移城市以及就业的自选择偏差，进而计算农民工在当前就业地之外的预测收入。

## (二) 基本思路

本文将利用不同城市在空气质量、所提供的经济机会以及公共设施等方面的差异性，通过考察农民工在不同城市之间的迁移选择，进而估算出经济主体对空气质量与经济机会的评价，得出经济主体对空气质量的支付意愿。农民工在不同城市所能获得的收入水平存在差异，不同城市的空气质量也不尽相同。在完全理性、具备充分信息以及流动无障碍的前提下，农民工居住在不同城市所获得的效用是相同的。因此，空气质量所带来的效用提升必须要以收入水平的降低为代价 (Rosen, 1986)。本文通过考察农民工在空气质量和收入水平之间的边际替代率，就能计算出空气质量的价格<sup>①</sup>。

假设居住在城市  $j$  的经济主体  $i$  的效用为  $U_{ij} = U_{ij}(Pol_j, w_{ij})$ ，其中  $Pol_j$  为城市  $j$  的空气污染状况， $w_{ij}$  表示经济主体  $i$  在城市  $j$  的收入水平。效用函数满足通常的性质， $\frac{\partial U_{ij}}{\partial Pol_j} = U_{Pol} < 0$ ， $\frac{\partial U_{ij}}{\partial w_{ij}} = U_w > 0$ 。在均衡条件下，经济主体  $i$  在不同的城市居住具有相同的效用，此时经济主体  $i$  对特定城市的空气污染状况和能在该地获得的收入之间进行权衡。在均衡条件下，对经济主体  $i$  的效用函数全微分可得：

$$dU = U_{Pol}dPol + U_w dw = 0 \quad (1)$$

从 (1) 式可知，经济主体  $i$  愿意为空气污染的减少，而接受收入水平在一定幅度上的降低。经济主体  $i$  对改善空气质量的边际支付意愿为 (2) 式。

$$WTP = -\frac{U_{Pol}}{U_w} = \frac{dw}{dPol} \quad (2)$$

然而，在现实生活中，迁移总是有成本的。此外，迁移还涉及到住房这一非贸易品。本文在下文计量模型设定部分将会更加深入地讨论这些问题。

<sup>①</sup> 自 Rosen (1974) 的开创性研究之后，这一思路被用于估计众多非市场物品 (空气质量、学校质量、低犯罪率甚至生命等) 的价格。

### 三 计量模型设定

#### (一) 支付意愿的推导与计算

由于户籍制度、工作转换的困难、心理适应成本等因素的影响，农民工在城市之间不能实现无成本的迁移。本文采用 Bayer et al. (2009)、Xing & Zhang (2017) 及 Sinha et al. (2018) 等的居住排序分析框架，在考虑迁移成本的前提下，分析农民工对居住城市选择的效用最大化问题，考察空气污染状况和预期收入水平对所居住城市的选择，进而求出减轻空气污染状况的支付意愿。

假设农民工的效用函数是柯布 - 道格拉斯形式，通过求解预算约束下的效用最大化问题，可以得到居住在城市  $j$  的农民工  $i$  所获得的间接效用为 (3) 式<sup>①</sup>。

$$V_{ij} = \alpha \ln y_{ij} - \alpha_H \ln p_j + \beta \ln A_j + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln X_{jk} + M_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

其中， $y_{ij}$  为农民工  $i$  在城市  $j$  所挣到的收入， $p_j$  为城市  $j$  的非贸易品（如住房）的价格， $A_j$  为城市  $j$  的空气质量指数， $X_{jk}$  为城市层面的特征（如城市人口规模等）， $\alpha$ 、 $\alpha_H$ 、 $\beta$ 、 $\beta_k$  为相应的待估系数。 $M_{ij}$  为迁移成本。 $\delta_j$  为不可观测的城市特征。 $\varepsilon_{ij}$  为正交于迁移成本与城市特征的残差项。假设  $p_j$  可以由 (4) 式可观测的城市特征得到解释<sup>②</sup>。将 (4) 式代入 (3) 式，可以得到 (5) 式。

$$\ln p_j = \gamma \ln A_j + \sum_{k=1}^K \gamma_k \ln X_{jk} + \tau_j \quad (4)$$

$$V_{ij} = \alpha \ln y_{ij} + \beta^* \ln A_j + \sum_{k=1}^K \beta_k^* \ln X_{jk} + M_{ij} + \delta_j^* + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

其中， $\beta^* \equiv \beta - \alpha_H \gamma$ ， $\beta_k^* \equiv \beta_k - \alpha_H \gamma_k$ ， $\delta_j^* \equiv \delta_j - \alpha_H \tau_j$ 。从 (5) 式中，我们可以计算出空气质量指数与收入之间的边际替代率的绝对值（农民工  $i$  为获得空气质量指数一单位的上升，所愿意放弃的收入），即农民工  $i$  对空气质量的边际支付意愿（marginal willingness to pay）为 (6) 式。

$$WTP_i = \frac{\partial V_{ij} / \partial A_j}{\partial V_{ij} / \partial y_{ij}} = \frac{\beta^*}{\alpha} \frac{y_{ij}}{A_j} \quad (6)$$

相应地，收入与空气质量之间的替代弹性为 (7) 式。

$$\frac{\Delta y_{ij} / y_{ij}}{\Delta A_j / A_j} \approx \frac{\partial \ln y_{ij}}{\partial \ln A_j} = \frac{\beta^*}{\alpha} \quad (7)$$

① 具体推导步骤请参见 Bayer et al. (2009)、Zhang & Zhao (2013) 和 Xing & Zhang (2017)。

② 也可以直接将房价纳入分析，具体做法可参见 Bayer et al. (2009) 和 Xing & Zhang (2017)。

因此，在估计出  $\alpha$ 、 $\beta^*$  之后，就可以根据 (6) 式和 (7) 式很方便地计算出边际支付意愿与支付弹性。

## (二) 预测收入的计算

由于农民工  $i$  只有在特定城市  $j$  就业的收入，我们无法获知，如果农民工  $i$  流动到城市  $m$ （指  $j$  城市外的所有其他城市）所能获得的收入水平，因此，需要根据农民工的特征以及城市  $m$  的工资结构等信息，对农民工在其他城市的潜在收入进行预测。最小二乘法 (OLS) 估计可以很方便地实现这一目的。然而，农民工对流入地具有选择性 (Bertoli et al., 2013)，这一自选择不仅来自迁移（农民工选择在哪里就业），而且也来自就业（农民工与特定城市劳动力市场的匹配程度）。因此，与 Bayer et al. (2009) 和 Xing & Zhang (2017) 不同的是，我们采用 Bertoli et al. (2013) 的方法，在纠正双重选择性偏差而非单一的自选择性偏差的基础上，对农民工在不同城市的预测收入进行了计算<sup>①</sup>。

假设农民工  $i$  在城市  $m$  的预测收入为  $ln\hat{y}_{ij}$ ， $lny_{ij}$  可以被分解为 (8) 式

$$lny_{ij} = ln\hat{y}_{ij} + \eta_{ij} \quad (8)$$

## (三) 迁移成本

与 Xing & Zhang (2017) 相同，本文采用了两种方法将迁移成本引入回归方程。一种是，我们使用了农民工的迁出地与迁入地之间的距离作为迁移成本的度量。另一种是将农民工的流动是否跨省、是否跨区域作为迁移成本的代理变量<sup>②</sup>，如 (9) 式所示。这一定义与 Xing & Zhang (2017) 略有不同。

$$M_{ij} = \pi_D lnD_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2 \quad (9)$$

其中  $D_{ij}$  为农民工  $i$  老家所在城市与迁移目的地城市  $j$  之间的距离。 $d_{ij}^1 = 1$ ，如果农民工在同一区域进行了跨省流动； $d_{ij}^2 = 1$ ，如果农民工的流动跨越了区域。

## (四) 条件 logit 模型与混合 logit 模型

将 (8) 式和 (9) 式代入 (5) 式，可以得到 (10) 式。这里， $v_{ij} = \alpha\eta_{ij} + \varepsilon_{ij}$ 。令  $\theta_j \equiv \beta^* lnA_j + \sum_{k=1}^K \beta_k^* lnX_{jk} + \delta_j^*$ ，(10) 式可写成 (11) 式。

$$V_{ij} = \alpha ln\hat{y}_{ij} + \beta^* lnA_j + \sum_{k=1}^K \beta_k^* lnX_{jk} + \pi_D lnD_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2 + \delta_j^* + v_{ij} \quad (10)$$

$$V_{ij} = \alpha ln\hat{y}_{ij} + \theta_j + \pi_D lnD_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2 + v_{ij} \quad (11)$$

可以看到， $\theta_j$  对城市  $j$  的所有农民工都是相同的，因此， $\theta_j$  为城市层面的固定效

① 第五部分将详细介绍对双重自选择偏差的纠正步骤。

② 本文的区域指的是东部、中部、西部地区。

应。 $\theta_j$  也可以视为在控制迁移成本和收入之后，居住在城市  $j$  的间接效用。

对  $\nu_{ij}$  分布的假定，决定了离散选择模型的具体设定。如果假设  $\nu_{ij}$  服从第一类型的极值分布，那么我们可以采用标准的条件 logit 模型（conditional logit model）来估计农民工对迁移目的地的选择。此时的对数似然函数为：

$$LL = \sum_i \sum_{j=1}^J \kappa_{ij} \log(P_{ij}) \tag{12}$$

式中， $\kappa_{ij} = 1$ ，如果农民工  $i$  以城市  $j$  为迁移目的地。

$$P_{ij} = Prob(\ln V_{ij} > \ln V_{ik}) \\ = \frac{\exp(\alpha \ln \hat{y}_{ij} + \theta_j + \pi_D \ln D_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2)}{\sum_{s=1}^J \exp(\alpha \ln \hat{y}_{is} + \theta_s + \pi_D \ln D_{is} + \pi_1 d_{is}^1 + \pi_2 d_{is}^2)}, \forall j \neq k \tag{13}$$

然而，条件 logit 模型依赖于无关备选方案的独立性（independence of irrelevant alternatives, IIA）这一假设。IIA 是一个很强的假设，如果 IIA 假设成立，那么如果城市  $j$  因为某种原因无法成为农民工  $i$  的迁移目的地时，那么农民工迁入城市  $m$  的概率会以同样的比例发生变动。而这在现实生活中，一般都难以实现。相比而言，混合 logit 模型（mixed logit model）放弃了过强的无关备选方案的独立性这一假设，同时也允许系数在可观测因素相同的样本之间存在差异，因此在应用上具有极强的广泛性（Train, 2009）。这一点对本文分析尤为重要。由于影响迁移决策的因素很多，而微观数据难以量化或包括所有这些因素，因此，可观测因素相同的农民工往往会有着不同的迁移行为。

假设收入相同的农民工对迁移有着不同的偏好，那么对数收入的系数  $\alpha$  可以视为服从分布  $f(\alpha | \Omega)$  的随机变量，其中  $\Omega$  为描述该分布的参数（如均值、标准差等）。由于  $\alpha$  变为因人而异的，因此，对数收入的系数可以写为  $\alpha_i$ 。相应地，农民工  $i$  以城市  $j$  为迁移目的地的概率为（14）式。通过对（14）式在  $\alpha_i$  的所有取值上进行积分，可以得到无条件概率（15）式。

$$P_{ij}(\alpha_i) = Prob(\ln V_{ij} > \ln V_{ik}) \\ = \frac{\exp(\alpha_i \ln \hat{y}_{ij} + \theta_j + \pi_D \ln D_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2)}{\sum_{s=1}^J \exp(\alpha_i \ln \hat{y}_{is} + \theta_s + \pi_D \ln D_{is} + \pi_1 d_{is}^1 + \pi_2 d_{is}^2)}, \forall j \neq k \tag{14}$$

$$P_{ij} = \int P_{ij}(\alpha_i) d\alpha_i \\ = \int \frac{\exp(\alpha_i \ln \hat{y}_{ij} + \theta_j + \pi_D \ln D_{ij} + \pi_1 d_{ij}^1 + \pi_2 d_{ij}^2)}{\sum_{s=1}^J \exp(\alpha_i \ln \hat{y}_{is} + \theta_s + \pi_D \ln D_{is} + \pi_1 d_{is}^1 + \pi_2 d_{is}^2)} f(\alpha_i | \Omega) d\alpha_i \tag{15}$$

（15）式通常没有显式解，需要采用模拟方法进行计算。计算方法为从分布  $f(\alpha |$



$\Omega$  中抽取  $\alpha_r$ ,  $r=1, \dots, R$ ; 再将抽取的  $\alpha_r$  代入 (15) 式, 计算出  $P_{ij}(\alpha_r)$ 。重复抽取并计算  $P_{ij}(\alpha_r)$  共计  $R$  次, 得到  $P_{ij}(\alpha_r)$  的均值, 即模拟的无条件概率 (16) 式。相应地, 模拟的对数似然函数为 (17) 式。

$$\check{P}_{ij} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R P_{ij}(\alpha_r) \quad (16)$$

$$SLL = \sum_i \sum_{j=1}^J \kappa_{ij} \log(\check{P}_{ij}) \quad (17)$$

### (五) 城市层面上的回归模型

在估计条件 logit 模型或混合 logit 模型之后, 我们可以得到对收入的系数 ( $\alpha$  或  $\alpha_i$ ) 以及城市层面的固定效应  $\theta_j$  的估计值。但从 (6) 式和 (7) 式可知, 要计算出边际支付意愿与支付弹性, 我们还需要估计  $\beta^*$ 。

从上面的分析可知,  $\theta_j = \beta^* \ln A_j + \sum_{k=1}^K \beta_k^* \ln X_{jk} + \delta_j^*$ 。在进行城市层面上的回归时, 我们可以加入一个常数项  $\bar{\theta}$ , 作为对城市层面上的平均固定效应的估计。因此, 城市层面的回归方程为:

$$\theta_j = \bar{\theta} + \beta^* \ln A_j + \sum_{k=1}^K \beta_k^* \ln X_{jk} + \delta_j^* \quad (18)$$

从 (18) 式, 我们可以得知空气质量的变动对效用的影响幅度  $\beta^*$ 。结合个人层面的离散选择模型对  $\alpha$  或  $\alpha_i$  的估计结果, 就能计算出个人对空气质量的边际支付意愿。(18) 式的自变量中也包括其他一些城市层面的变量, 如城市人口规模、大型工业企业的密度、小学的数量等。因此, 从 (18) 式可以获知个人对城市人口规模等城市特征的估价或支付意愿。

## 四 数据说明与描述性统计

本文所使用的数据为国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据的五分之一样本, 其调查时点为 2005 年 11 月 1 日。本文着重考察农民工对进城务工目的地的选择, 因此我们将实际使用的样本限定为 16~60 岁之间、农业户口、离开户口登记地半年以上并且现在居住在城镇、离开户口登记地的原因为务工经商、非在校学生的样本<sup>①</sup>。

需要说明的是, 本文根据《中国环境统计年鉴 (2006)》和《中国城市统计年鉴 (2006)》的数据, 补充了城市层面的空气质量、人口规模、学校密度等指标。由于相

① 相比本文而言, Xing & Zhang (2017) 的样本只保留了就业人员和户主, 而且年龄限制在 20~60 岁之间。本文的样本选择标准要更为宽松, 但本文的分析仅局限于迁移到省会城市的农民工。由于西藏的数据有所缺失, 我们在分析时去掉了西藏。

关统计年鉴只公布了2005年各省会城市的空气质量指标（可吸入颗粒物、二氧化硫、二氧化碳、空气质量达到及好于二级的天数等），因此，本文只分析了农民工在30个省会城市之间所进行的迁移选择。

表1报告了进城农民工的描述性统计信息。从表1可以看出，迁移到省会城市的农民工在性别、受教育程度、年龄等方面的分布与迁移到非省会城市的农民工相差不大。但相比迁移到非省会城市的农民工而言，迁移到省会城市的农民工的在婚率和月工资收入更高<sup>①</sup>。与城市本地居民（省会和非省会城市）相比，无论是迁移到省会城市的农民还是迁移到非省会城市的农民工，都体现出更为年轻、受教育程度较低、单身比率更高以及收入水平更低的特点。具体而言，迁移到省会城市的农民工中有一半为男性。迁移到省会城市的农民工的平均受教育年限为8.95年，受过小学或小学以下、初中、高中、大专或大专以上教育的样本分别占到了迁移到省会城市的农民工样本的21%、58%、17%和4%。迁移到省会城市的农民工的平均年龄为31岁，68%的样本处于在婚状态。迁移到省会城市的农民工的月收入为1021元，是迁移到非省会城市的农民工的1.07倍，但只达到了城市本地居民收入的8成。

表1 迁移到省会城市与迁移到非省会城市的农民工的特征

	迁移到省会城市	迁移到非省会城市	城市本地居民
男性	0.50	0.49	0.50
小学或小学以下	0.21	0.23	0.08
初中	0.58	0.58	0.32
高中	0.17	0.17	0.34
大专或大专以上	0.04	0.02	0.26
受教育年限(年)	8.95	8.73	11.41
年龄(年)	31.01	30.86	37.55
已婚	0.68	0.65	0.76
月收入(元)	1021	950	1235
观测值数	50595	87444	474413

资料来源：根据国家统计局2005年全国1%人口抽样调查数据计算得到。

① 由于月工资收入涉及到工作时间的选择这一劳动供给问题，因此小时工资收入能够更为准确地反映劳动者的生产率（Strauss & Thomas, 1995）。然而，2005年1%人口抽样调查数据只提供了月收入这一指标，但没有小时工资收入这一指标。尽管2005年1%人口抽样调查数据提供了上周工作时间这一指标，但由于部分农民工的工作时间具有较大的弹性，我们无法获知他们是否在一个月内的每周都能维持相同的工作时长，因此，我们没有借助上周工作时间来推断上月的工作时间，进而计算小时工资收入。因此，本文所采用的还是月收入这一指标。

图 1 描绘了农民工在 30 个省会城市的人均月收入与所在城市的可吸入颗粒物水平之间的关系。图 1 中的散点即为各个城市的人均月收入和可吸入颗粒物（PM10）水平，图中的直线描绘了可吸入颗粒物与人均月收入之间的线性关系。从图 1 来看，农民工的收入水平与可吸入颗粒物之间并不存在显著的相关性，回归系数的显著性检验也证实了这一点。这似乎说明，农民工迁入空气质量更为清洁的城市，并不必然就伴随着收入水平的下降。然而，城市空气质量往往与城市的就业机会等具有相关性，而城市层面的收入也与人口规模以及城市层面的公共服务（如教育）等相关。此外，使用城市层面的人均收入进行回归，忽略了农民工对迁移目的地的自选择性。更为重要的是，农民工的迁移并非是无成本的，因此，特征工资方程无法揭示出收入水平与可吸入颗粒物之间的替代关系<sup>①</sup>。更为准确的结果需要根据本文第三部分的计量模型进行估计。

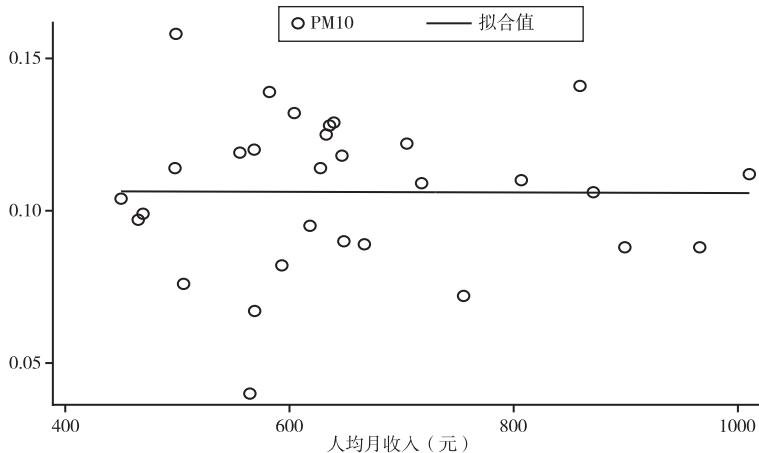


图 1 农民工的人均月收入与所在城市的可吸入颗粒物（PM10）水平

资料来源：根据国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据和《中国城市统计年鉴（2006）》数据计算得到。

## 五 估计结果

### （一）纠正双重自选择性偏差后的月工资收入方程

正如第三部分模型设定所讨论的，由于无法获知农民工在当前就业地之外的城

<sup>①</sup> Bayer et al. (2009) 估计了简单的特征工资方程，其结果表明可吸入颗粒物的增加反而伴随着收入的减少，这一结果无疑不符合常识。

市所能获得的潜在收入, 需要利用农民工特征以及各个城市的工资收入函数对潜在收入进行预测。然而, 由于农民工在选择迁移目的地时, 往往也会考虑潜在目的地的劳动力市场状况, 因此, 农民工在迁移和就业的双重选择性偏差会影响着收入方程的估计结果。这一双重选择性偏差通常会高估实际在城市  $j$  就业的农民工在城市  $j$  以外的其他城市所能获得的收入。本文这里采用 Bertoli et al. (2013) 的方法, 该方法是对 Dahl (2002) 的扩展, 能够在纠正双重选择性偏差的基础上, 对农民工在不同城市的预测收入进行计算<sup>①</sup>。具体而言, 与 Xing & Zhang (2017) 的做法类似, 我们将样本划分为低教育水平组 (小学或小学以下) 和高教育水平组 (初中或初中以上)、年轻组 (30 岁及 30 岁以下) 和年老组 (30 岁以上)。此外, 根据农民工的来源地将农民工分为东中西三组<sup>②</sup>。因此, 可以得到 12 个组块 (cell)<sup>③</sup>, 进而计算在每个组块中的农民工  $i$  居住在特定城市  $j$  并就业的概率  $p_{ij}$ , 并将其放入每一城市的月工资收入方程之中。参照 Xing & Zhang (2017), 城市  $j$  的月工资方程设定为 (19) 式<sup>④</sup>。

$$\ln y_{ij} = a + b_1 * male + b_2 * schooling + b_3 * age + b_4 * age^2 + c_1 * p_{ij} + c_2 * p_{ij}^2 + e_{ij} \quad (19)$$

由于篇幅所限, 无法列出每个城市的月工资收入方程的估计结果。本文依照 Bayer et al. (2009) 的方法, 报告了 30 个城市月工资收入方程估计系数的均值和标准差 (见表 2)。需要说明的是, 就业概率 ( $p_{ij}$ ) 及其平方在大多数城市的月工资收入方程中都是显著的, 这充分说明了控制双重自选择性偏差的必要性。从表 2 可以看到, 男性农民工的月工资收入要高于女性。随着文化程度或受教育年限的提高, 农民工的月工资收入呈现出增长的态势。此外, 农民工的年龄 - 收入之间存在着通常的倒 U 型关系。

① Bayer et al. (2009) 和 Xing & Zhang (2017) 只使用了 Dahl (2002) 的半参数方法纠正了单一的选择性偏差 (对城市的选择)。

② 由于年龄和教育也是月工资收入方程的自变量, 这意味着我们使用农民工的来源地对月工资方程进行识别, 其中的暗含假定是农民工的来源地并不会作用于农民工在迁移地的收入。这一假定或许过强, 但我们所控制的就业概率 ( $p_{ij}$ ) 及其平方是非线性的, 因此也能够实现对月工资收入方程的识别 (Bertoli et al., 2013)。

③ 例如, 居住在东部地区、具有初中或初中以上文化程度、年龄为 30 岁以上的农民工便是其中一个组块。

④ 我们也使用了受教育程度的虚拟变量而非受教育年限作为自变量进行了回归。

表 2 月工资收入方程估计结果

	系数均值	系数的标准差	系数均值	系数的标准差
男性	0.2987	0.0942	0.3057	0.0956
受教育年限	0.0450	0.0194		
初中			0.1561	0.1075
高中			0.3054	0.1542
大专或大专以上			0.5168	0.4333
年龄	0.0567	0.0248	0.0585	0.0253
年龄平方	-0.0008	0.0004	-0.0008	0.0004
就业概率	0.3868	0.3993	0.0666	0.5032
就业概率的平方	6.3214	3.6029	10.5685	5.2411
常数项	5.0001	0.5860	5.2082	0.5829

资料来源：根据国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据计算得到。

## (二) 条件 logit 模型与空气质量的支付意愿

在计算了预测的月工资收入之后，我们将其代入 (11) 式，并对离散选择模型进行估计。首先是条件 logit 模型的估计结果。表 3 报告了未加入以及加入迁移成本的条件 logit 模型估计结果。从第三部分计量模型设定可知，对数月收入的估计系数体现了收入对间接效用的影响。从表 3 可以看到，无论条件 logit 模型的设定如何变化，对数收入的系数都显著为正。当只加入对数月收入和城市固定效应作为自变量时，对数月收入的系数为 0.2183。如果把迁移距离的对数放入回归方程，对数月收入的系数增加到 0.4001，而如同理论预期的，迁移距离的对数对间接效用的作用显著为负。借助对遗漏变量误差的分析，可以推断对数月收入与迁移距离的对数之间存在着正向关系。除了直接用来源地和目的地之间的距离作为迁移成本的度量以外，也可以通过虚拟变量来反映农民工因迁移出特定区域而导致的心理成本。表 3 第 III 列的回归结果表明，相比省内迁移而言，跨省但在同一区域迁移给农民工带来了最大的负效用，跨区域迁移的负效用与在同一区域的跨省迁移相差不大<sup>①</sup>。第 IV 列则同时使用了迁移距离的对数以及迁移的虚拟变量，可以看到，度量迁移成本的这些指标都显著为负。在控制了迁移成本之后，对数月收入估计系数提高到 0.6186。从模型估计的拟合程度来看，第 IV 列的  $Pseudo R^2$  最高，因此，我们在下面的分析中选择使用第 IV 列的估计结果。

<sup>①</sup> 这一结果与 Bayer et al.(2009)类似。

表3 条件 logit 模型的估计结果

	参数	I	II	III	IV
对数月收入	$\alpha$	0.2183 *** (0.0518)	0.4001 *** (0.0981)	0.2717 *** (0.0796)	0.6186 *** (0.1041)
迁移距离的对数	$\pi_D$		-1.4900 *** (0.0089)		-0.8958 *** (0.0106)
跨省但在同一区域	$\pi_1$			-5.6536 *** (0.0259)	-2.6475 *** (0.0397)
跨区域	$\pi_2$			-5.5044 *** (0.0252)	-2.6747 *** (0.0430)
城市固定效应		是	是	是	是
Pseudo R <sup>2</sup>		0.2565	0.8032	0.7164	0.8204
城市数量		30	30	30	30
样本数量		50443	46583	50443	46583

注：III 和 IV 的模型中的省略组为省内迁移、北京；括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

资料来源：根据国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据计算得到。

表4 城市层面的估计结果

	I	II	III
可吸入颗粒物 (PM10)	-1.0771 ** (0.4562)	-0.9660 ** (0.4410)	-0.9049 * (0.4454)
城市人口规模	1.2281 *** (0.1657)	1.0684 *** (0.1806)	1.1726 *** (0.1973)
每一万人口大型工业企业的数量		0.3680 *** (0.1986)	0.4898 ** (0.2233)
人均铺设的道路面积			0.0459 (0.3685)
每一万人口小学的数量			0.4049 (0.3053)
常数项	-11.4237 *** (1.5831)	-10.6299 *** (1.5757)	-11.5569 *** (1.9936)
Adj. R <sup>2</sup>	0.6469	0.6761	0.6750
样本数量	30	30	30

注：自变量均为对数形式；括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

资料来源：根据国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据和《中国城市统计年鉴（2006）》数据计算得到。

从(13)式可知,在估计条件 logit 模型时,我们也加入了城市固定效应<sup>①</sup>。从估计结果看,绝大部分城市固定效应都是显著的,而且其系数也符合理论预期<sup>②</sup>。估计结果表明,城市固定效应(也可视为城市生活质量)排在前五位的省会城市分别为上海、广州、天津、北京、重庆。

我们将城市固定效应作为因变量,对可吸入颗粒物以及其他一些城市层面上的指标进行回归。表4报告了相应的回归结果,可以看出,可吸入颗粒物的增加对城市固定效应(城市生活质量或满意度)有着显著的负向影响。城市人口规模和每一万人口大型工业企业的数量对城市固定效应有着显著的正向作用。然而,人均铺设的道路面积以及每一万人口小学的数量估计结果并不显著,这说明农民工并未从这些公共服务中获得较大的效用提升。基于表3和表4的相关估计结果,我们可以计算出农民工对空气质量支付意愿的弹性。如果使用表3第IV列和表4第III列的估计结果,我们可以计算出支付意愿的弹性为1.463,且其在1%的水平上统计显著<sup>③</sup>。这意味着农民工愿意为可吸入颗粒物10%的减少,而忍受幅度为14.6%的月收入的降低。我们也可以结合数据中月工资收入以及可吸入颗粒物的相关信息,计算出农民工对空气质量的边际支付意愿。数据中月工资收入和可吸入颗粒物的中位数分别为850元和109.5微克/立方米。从公式(6)可知,农民工对空气质量的边际支付意愿为11.37元。对比Bayer et al.(2009)的结果,我们可以发现,尽管中国居民对空气质量支付意愿的弹性要大于美国居民,但边际支付意愿要远低于美国人<sup>④</sup>。

表5 混合 logit 模型的估计结果

	参数	估计结果
对数月收入	$\ln\alpha$	
系数的均值		-0.4350 * (0.2307)
系数的标准差		0.0551 ** (0.0253)

① 北京为参照组,其城市固定效应被设定为0。

② 限于篇幅,我们没有报告城市固定效应的估计结果。

③ 标准误差可以使用 delta 方法计算得到(Xing & Zhang, 2017)。具体计算方法请参见Hole(2007)中的公式7。

④ 需要指出的是,Bayer et al.(2009)使用的是年收入,而本文使用的是月收入。但即便用年收入来度量,中国居民的支付意愿也仅为136.44元。

续表

	参数	估计结果
迁移距离的对数	$\pi_D$	-1.1389 *** (0.0441)
跨省但在同一区域	$\pi_1$	-2.4641 *** (0.1335)
跨区域	$\pi_2$	-2.2988 *** (0.1403)
城市固定效应	是	是

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。  
资料来源：根据国家统计局 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据计算得到。

### （三）混合 logit 模型与空气质量的支付意愿

为了考察人们是否会因对空气质量的偏好存在差异而有着不同的支付弹性，本文也估计了混合 logit 模型。在混合 logit 模型中，假设对数月收入的系数是随机的。为了保证对数月收入的系数始终为正，假设对数月收入的系数服从对数正态分布，也即  $\ln\alpha \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。表 5 的估计结果表明，迁移成本对间接效用的作用显著为负，这也是与条件 logit 模型的估计结果相一致。对数月收入的系数的均值和标准差分别为 -0.4350 和 0.0551。对数月收入的标准差统计上显著，这说明不同的进城农民工对收入有着不同的主观评价。但对数月收入的系数的均值为负，并不意味着对数月收入对间接效用的作用为负。由于对数月收入的系数服从对数正态分布，因此，我们可以根据  $\ln\alpha$  的均值和标准差计算出对数月收入的系数 ( $\alpha$ ) 的均值和标准差，两者分别为 0.6492 和 0.0444<sup>①</sup>。显然，对数月收入对间接效用的作用始终为正。

根据贝叶斯法则，我们可以计算出每一位农民工的对数月收入的系数 (Train, 2009)。为了估计支付意愿，我们从混合 logit 模型中得到城市固定效应，并对可吸入颗粒物、城市人口规模、大型工业企业的密度等城市特征进行回归。根据估计结果，可吸入颗粒物的系数为 -1.3341。由于支付意愿的弹性为对数可吸入颗粒物的系数除以对数月收入的系数，但对数月收入的系数是因人而异的，因此，我们可以计算出每一个农民工的支付弹性 (Sinha et. al., 2018)。为直观起见，本文给出了农民工对空气质量支付意愿弹性的分布图 (图 2)。可以看到，尽管支付弹性在不同的农民工之间不尽相同，但差异在数值上极小，这说明农民工对空气质量的评价基本一致。此外，本文

① 计算公式详见 Train (2009) 第 150 页。



也考察了分性别、分年龄、分教育程度以及不同收入组别的支付弹性，但并没有发现不同组别之间对空气质量的支付弹性存在较大的差异。

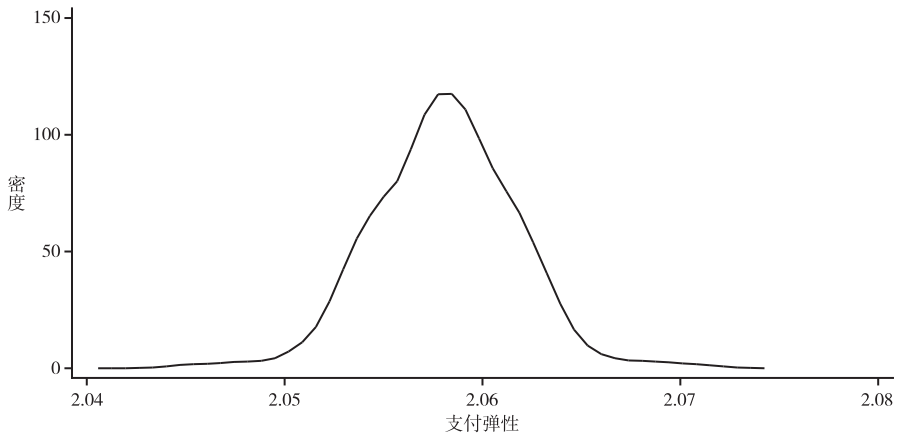


图2 空气质量支付意愿弹性的分布

资料来源：根据国家统计局2005年全国1%人口抽样调查数据和《中国城市统计年鉴（2006）》数据计算得到。

## 六 总结与讨论

本文在居住排序（residential sorting）模型的框架下，通过考察农民工在不同省会城市之间的居住选择，估计了农民工对空气质量的支付意愿。简而言之，本文的计量分析分为两阶段：在第一阶段，我们估计了农民工的收入对间接效用的影响，并得到城市固定效应（即城市的生活质量）的估计结果。在第二阶段，将城市固定效应对可吸入颗粒物以及城市人口规模等其他一些城市层面的变量进行回归，得到可吸入颗粒物对城市固定效应的作用，将第二阶段得到的可吸入颗粒物的系数除以第一阶段中得到的收入的估计系数，就可以估算出农民工对空气质量的支付弹性。本文的基本估计方法与 Xing & Zhang (2017) 相同。但与 Xing & Zhang (2017) 相比，本文在如下两个方面有所不同。首先，在估计农民工在不同城市的潜在收入时，本文纠正了因迁移和就业而导致的双重自选择性偏差。而 Xing & Zhang (2017) 只纠正了因迁移而引起的单一自选择性偏差。其次，Xing & Zhang (2017) 只使用条件 logit 模型估计了农民工对迁移目的地的选择。而本文除了使用条件 logit 模型，还使用了混合 logit 模型，因此，本文的估计允许农民工对空气质量的偏好存在差异，而农民工对空气质量的支付意愿

也会因人而异。

本文使用国家统计局2005年全国1%人口抽样调查数据以及相关统计年鉴的城市层面的数据。基于条件logit模型的估计结果表明,农民工对空气质量的支付弹性为1.463,对空气质量的边际支付意愿为11.37元。与Bayer et al.(2009)的研究结果进行比较可以发现,尽管中国居民对空气质量支付意愿的弹性要大于美国居民,但边际支付意愿要远低于美国人。基于混合logit模型的估计结果则表明,不同农民工对空气质量的支付弹性存在统计上显著的差异,但差异在数值上的幅度很小。本文的结果表明,农民工对空气质量的评价和估值基本一致。因此,提供清新的空气这一公共物品有助于提高总体的社会福利水平。

由于数据的可得性,本文尚存在不足之处。首先,由于难以找到空气质量的工具变量,本文没有对空气质量的内生性进行处理。而正如Bayer et al.(2009)所讨论的,空气质量的内生性会导致空气质量的支付意愿出现估计偏差<sup>①</sup>。其次,由于本文的分析局限在省会城市的居住选择,因此城市层面的观测值非常少。这也限制了本文所使用的城市层面回归方程中自变量的数量。未被控制的城市特征可能会同时影响可吸入颗粒物与城市固定效应,进而导致可吸入颗粒物的估计偏差的出现。数据在时间和空间两个维度的丰富,可以缓解这一问题。如果非省会城市在2005年的空气质量指标可以得到,那么可以将城市的样本进行扩充以增加自由度,进而将更多的城市特征作为自变量纳入回归方程。此外,如果多个年份的可吸入颗粒物等城市特征的数据可以得到,那么我们可以使用面板数据中的固定效应模型,去掉不随时间而变动的城市特征对估计结果的影响(Bayer et al., 2009; Levinson, 2012)。

## 参考文献:

- 蔡春光、郑晓瑛(2007),《北京市空气污染健康损失的支付意愿研究》,《经济科学》第1期,第107-115页。
- 陈永伟、陈立中(2012),《为清洁空气定价:来自中国青岛的经验证据》,《世界经济》第4期,第140-160页。
- 李莹、白墨、张巍、杨开忠、王学军(2002),《改善北京市大气环境质量中居民支付

---

<sup>①</sup> Bayer et al.(2009)使用了一个城市周围地区的空气质量作为该城市空气质量的工具变量。

- 意愿的影响因素分析》，《中国人口·资源与环境》第6期，第123-126页。
- 彭希哲、田文华（2003），《上海市空气污染疾病经济损失的意愿支付研究》，《世界经济文汇》第2期，第32-44页。
- Barwick, Panle Jia, Shanjun Li, Deyu Rao & Nahim Zahur (2018). The Morbidity Cost of Air Pollution: Evidence from Consumer Spending in China. *NBER Working Paper*, No. 24688.
- Bayer, Patrick, Nathaniel Keohane & Christopher Timmins (2009). Migration and Hedonic Valuation: The Case of Air Quality. *Journal of Environmental Economics and Management*, 58 (1), 1-14.
- Bertoli, Simone, Jesús Fernández-Huertas Moraga & Francesc Ortega (2013). Crossing the Border: Self-Selection, Earnings and Individual Migration Decisions. *Journal of Development Economics*, 101, 75-91.
- Carson, Richard & Michael Hanemann (2005). Contingent Valuation. *Handbook of Environmental Economics*, 2, 821-936.
- Chay, Kenneth & Michael Greenstone (2003). The Impact of Air Pollution on Infant Mortality: Evidence from Geographic Variation in Pollution Shocks Induced by a Recession. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (3), 1121-1167.
- Chen, Shuai, Paulina Oliva & Peng Zhang (2017). The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China. *NBER Working Paper*, No. 24036.
- Currie, Janet & Matthew Neidell (2005). Air Pollution and Infant Health: What Can We Learn from California's Recent Experience? *Quarterly Journal of Economics*, 120 (3), 1003-1030.
- Dahl, Gordon (2002). Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica*, 70 (6), 2367-2420.
- Gertler, Paul & Paul Glewwe (1990). The Willingness to Pay for Education in Developing Countries: Evidence from Rural Peru. *Journal of Public Economics*, 42 (3), 251-275.
- Hole, Arne Risa (2007). A Comparison of Approaches to Estimating Confidence Intervals for Willingness to Pay Measures. *Health Economics*, 16 (8), 827-840.
- Klaiber, Allen & Daniel Phaneuf (2010). Valuing Open Space in a Residential Sorting Model of the Twin Cities. *Journal of Environmental Economics and Management*, 60

(2), 57 – 77.

- Knittel, Christopher, Douglas Miller & Nicholas Sanders (2016). Caution, Drivers! Children Present: Traffic, Pollution, and Infant Health. *Review of Economics and Statistics*, 98 (2), 350 – 366.
- Levinson, Arik (2012). Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality. *Journal of Public Economics*, 96 (9 – 10), 869 – 880.
- Moretti, Enrico & Matthew Neidell (2011). Pollution, Health, and Avoidance Behavior: Evidence from the Ports of Los Angeles. *Journal of Human Resources*, 46 (1), 154 – 175.
- Qin, Yu & Hongjia Zhu (2018). Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China. *Journal of Population Economics*, 31 (1), 235 – 266.
- Rosen, Sherwin (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82 (1), 34 – 55.
- Rosen, Sherwin (1986). The Theory of Equalizing Difference. In Orley Ashenfelter & Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics, Vol. 1*. Amsterdam: Elsevier Science, pp. 641 – 692.
- Schlenker, Wolfram & Reed Walker (2016). Airports, Air Pollution, and Contemporaneous Health. *Review of Economic Studies*, 83 (2), 768 – 809
- Sinha, Paramita, Martha Caulkins & Maureen Cropper (2018). Household Location Decisions and the Value of Climate. *Journal of Environmental Economics and Management*, forthcoming.
- Strauss, John & Duncan Thomas (1995). Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions. In Jere Behrman and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics, Vol. 3A*. Amsterdam: North Holland Press, pp. 1883 – 2023.
- Train, Kenneth (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Xing, Chunbing & Junfu Zhang (2017). The Preference for Larger Cities in China: Evidence from Rural-urban Migrants. *China Economic Review*, 43, 72 – 90.
- Zhang, Junfu & Zhong Zhao (2013). Measuring the Income-Distance Tradeoff for Rural-Urban Migrants in China. *IZA Discussion Paper*, No. 7160.
- Zhang, Xin, Xiaobo Zhang & Xi Chen (2017). Happiness in the Air: How Does a Dirty

Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being? *Journal of Environmental Economics and Management*, 85, 81 –94.

## **Willingness to Pay for Air Quality: An Econometric Approach Based on Migrant Decision-making**

Deng Quheng<sup>1</sup> & Xing Chunbing<sup>2</sup>

(Research Center for Economic Transition and Development,  
Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences<sup>1</sup>;  
Business School, Beijing Normal University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Air pollution leads to health problems and makes enormous economic losses. Estimating willingness to pay for better air quality can reflect the economic value of clean air as well as the magnitude of economic losses arising from air pollution. As air quality is one kind of non-market goods, however, willingness to pay for it has to be inferred from analyzing stated or revealed preference of economic agents. Under the framework of residential sorting, this paper examines migration decisions of rural-urban migrants in China and estimates their willingness to pay for clean air, by applying discrete choice models on the 1 percent population sampling data conducted by National Bureau of Statistics of China as well as city-level characteristics from related statistical yearbooks. Results of a conditional logit model suggest the estimated elasticity with respect to air pollution is 1.463 and marginal willingness to pay is 11.37 yuan. Results based on a mixed logit model indicate the elasticity with respect to air pollution indeed varies across migrants but the variation is rather small in magnitude.

**Keywords:** willingness to pay, air quality, discrete choice model, migration

**JEL Classification:** Q51, Q53, C25, O15

(责任编辑：一帆)