

# 中国城市生活环境对城市化进程的影响研究\*

汤新云

(上海财经大学, 上海 200433)

**摘要:** 文章通过对中国城市生活环境和生活质量分析, 发现城市环境属性会通过劳动和住房市场资本化为工资和住房价格。城市环境对住房市场的作用更为明显, 住房价格对各城市环境因素也更为敏感。中国城市生活质量分布表现出大型化、中心化、沿海化的特征, 城市人口迁入也表现出类似的空间分布特征。未来随着家庭收入的增加, 城镇生活环境对家庭生活质量的将更加明显。

**关键词:** 城市环境特征; 隐含价格; 生活质量指数; 人口迁移

## 一、引言

2013年开年我国中东部多地遭受雾霾, 1月份74个重点监测城市近半数严重污染。延绵不散的雾霾, 让美丽的首都顷刻变成“雾都”, 也让民众蒙受到“呼吸之痛”。城市环境污染和生活质量也越来越成为社会各界关注的热点话题。事实上, 城市生活环境早已在潜移默化地影响家庭的行为, 而“用脚投票”就是家庭追求良好生活环境的直接行为。中国社科院《全球政治与安全》报告显示, 中国正在成为世界上最大移民输出国, 而追求优质的人居环境正是众多移民动机之一。国家人口计生委的观测数据显示2011年我国流动人口已接近2.3亿, 占全国总人口的17%。由此, 不禁要问这2.3亿流动人口中又有多少家庭迁移是出于生活环境的考虑。因此, 在我国城市化模式转型的大背景下, 评判中国城市生活环境差异及其对人口迁移的影响, 对推进新型城镇化战略具有重要意义。

城市生活环境是一个综合性概念, 既涉及气候、地形和生态等自然环境因素, 也包含文教卫生等人文环境因素。显然, 现实生活中不同城市具有不同的环境禀赋, 城市生活环境也表现出不同的特征。在市场竞争机制的作用下, 城市环境和设施价值会资本化为工资和住房价格, 即补偿差额。比如住房市场上的海景房、学区房等标签多与社区生活环境挂钩, 这些住房的价格中包含了社区环境的价值。这个溢价在经济学中通常称之为补偿差额, 它是劳动市场和住房市场

上的一种空间均衡机制, 目的在于保证不同区位家庭效用(或企业利润)均等。城市生活环境的价值不仅体现在住房价格上, 部分家庭和厂商迁移行为也是城市环境价值的表现。传统的人口迁移理论认为区域间收入差异是移民的决定性因素, 但经济生活中即使区域间不存在真实收入差异, 也会存在搬迁行为。Greenwood et al (1991) 通过比较实际收入与每个区域均衡收入的估计值, 他们发现几乎没有证据表明1971年至1988年期间在美国区域收入失衡, 但这段时间恰恰是美国南部和西部人口快速增长的时期。

鉴于上述认识, 本文认为中国城市生活质量及其对人口流动的影响, 应引起研究者和政策制定者的充分重视。由此, 我们才能更为准确地把握中国城市规模分布的演进趋势, 才能正确地制定有关城市环境、人口流动和新型城镇化的相关政策。本文的目标是评鉴中国劳动与住房市场上补偿差额, 估计城市生活环境的隐性疾病及以此为基础的城市生活质量指数, 并进一步分析城市生活环境对城市人口规模的影响。

## 二、理论模型: 城市生活环境的价值

要考察没有直观价格的城市生活环境的价值, 需要借助hedonic定价技术。而著名劳动经济学家Rosen创立的基于hedonic定价技术的空间均衡模型, 则是广为接受的基本分析框架(Rosen, 1979)。在Rosen模型中, 面对不同城市的不同环境属性, 消费者拥有相同的偏好, 生产商具有相同的生产技术。空间均衡意味着家庭在所有城市拥有相同的效用水平, 企业在在

作者简介: 汤新云(1979-), 男, 湖北浠水人, 上海财经大学财经研究所, 博士研究生, 助教, 研究方向: 能源经济与环境政策、城市经济学。

\* 基金项目: 国家社会科学基金“产业空间分布优化的城镇就业效应研究”(项目编号: 13BJL073), 主持人: 汪增洋; 安徽财经大学科研项目“城镇化进程下农民工教育网络整合的建设研究”(项目编号: ACKY1455), 主持人: 汤新云。

不同城市利润均等，市场上没有推动家庭和企业迁移的经济激励。模型的效用函数如下：

$$U = U(\text{Wage} - \text{Housing Costs}, \text{Amenities}) \quad (1)$$

家庭效用只与去除住房支出的净收入和城市社区环境有关，劳动者会选择居住城市以实现家庭效用的最大化。在等效用曲线下，净收入（工资减去住房成本）与城市生活环境属性两者之间是替代关系。这意味着一个城市的自然人文环境越好，那么可能城市家庭净收入可能就会越少。比如沿海城市劳动工资较高，但高房价会抵消高工资，最后的实际货币收入可能会低于内陆地区，但是舒适的城市环境弥补了家庭收入下降对效用的影响。家庭在城市间不断迁移，最后经济系统达到空间均衡状态。根据空间均衡的定义，对于任意城市  $k$ ，均衡状态下家庭在任意城市具有相同的效用水平  $U_0$ 。用间接效用函数来表示，可得如下的均衡方程：

$$U_0 = v_k(\text{Wage}, \text{Housing Price}, \text{Amenities}) \quad (2)$$

在式 2 中，对城市环境属性（Amenities）的偏导可得如下微分方程：

$$\frac{\partial v}{\partial \text{wage}} \frac{\partial \text{wage}}{\partial \text{Amenity}} + \frac{\partial v}{\partial \text{Housing Price}} \frac{\partial \text{Housing Price}}{\partial \text{Amenity}} + \frac{\partial v}{\partial \text{Amenity}} = 0 \quad (3)$$

对式 3，进行罗伊变换可得：

$$\frac{\partial v / \partial \text{Amenity}}{\partial v / \partial \text{wage}} = \text{Housing consumption} \times \left( \frac{\partial \text{Housing price}}{\partial \text{Amenity}} - \frac{\partial \text{wage}}{\partial \text{Amenity}} \right) \quad (4)$$

$\partial V / \partial \text{Amenity}$  表示城市环境属性的边际效用，它与收入的边际效用的比值也就是城市环境属性的相对价值。Roback (1982) 把这个相对价值定义为城市环境属性的隐性价。这个公式的含义就是城市环境属性的价值等于其对住房价格的效应减去其对收入的效应。对于任意城市  $k$  上式可以改写为：

$$f_k = h_k (dp_k / da_k) - (dw_k / da_k) \quad (5)$$

其中  $f_k$  表示环境属性  $a_k$  的完全隐性价， $h_k$  是一个家庭在  $k$  城市购买的住房数量， $(dp_k / da_k)$  是城市环境属性变化造成的住房价格差异， $(dw_k / da_k)$  是城市环境属性变化造成的城市工资差异。城市间的住房价格（或工资）差异，取决于城市生活环境对家庭效用和企业利润的效应的大小。由此，可以预期纯消费性区

位属性的完全隐性价必然为正。因为这样的区位属性几乎不会影响到企业行为，其价值主要体现在住房价格上。实际上，城市的生活环境可能既会作用于家庭，也会影响到企业。例如，环境污染因素就是家庭和企业面对的共同困扰。

为了更直观地评价城市的生活环境，对于任意城市  $k$ ，本文定义如下生活质量指数：

$$QOLI_k = \sum f_i a_{ki} \quad k = 1, \dots, N. \quad (6)$$

首先利用工资和住房偏差来估计每个区位环境属性的完全隐性价，然后加权求和可得城市  $k$  的生活质量指数  $QOLI_k$ 。因此， $QOLI_k$  是  $k$  城市的住房和劳动市场对城市生活环境做出的总补偿的估计值。

### 三、计量模型及变量说明

我们以中国 286 个地级以上城市为研究样本，以 2010 年截面数据为基础，来估计中国城市环境特征的隐含价格，及以此为基础的生活质量指数。本文采用 hedonic 定价技术来估算城市特定环境属性的隐含价格，并用相应的估计值来测算城市生活质量指数。具体我们将分别估计如下的工资和住房价格的 hedonic 方程：

$$\log w_{ij} = \beta_0 + \beta_2 X_{ij} + \beta_2 A_j + \beta_3 D_j + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$\log p_{hj} = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{hj} + \gamma_2 A_j + \gamma_3 D_j + u_{hj} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \mu_{ij} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (9)$$

$X_{ij}$  是居住在  $j$  城市的工人  $i$  的自身属性特征，包括性别、工作时间、职业构成等变量； $Z_{hj}$  是住房特征向量，包括住房面积、商品房构成等变量； $A_j$  表示城市的环境特征， $D_j$  是经济非均衡的区位控制变量； $\beta_2$  和  $\gamma_2$  分别是式 5 中的  $dw_k / da_k$  和  $dp_k / da_k$  的估计值。

城市环境特征主要包括气候、公共服务、环境污染等系列指标，国外大量实证研究也发现如上变量对劳动和住房市场的影响是显著的。当然，具体变量选取还是与国外类似研究有所差异。比如反应气温的指标，美国学者多选用全年日平均气温高于 10 摄氏度的天数，而本文鉴于数据条件选择平均气温来反应气温水平。还有国外学者在分析区域公共服务与人口迁移的命题时，常常会用到税率这一指标，但我国区域间的所得税率是统一的，几乎没有税率差异。因此，我们将主要选用教育、医疗、绿地面积等对住房和劳动市场产生直接影响的变量来反映公共服务对城市生活环境的作用。具体的变量选择见下表：

表 1 主要变量描述

变量名称	变量描述
住房价格	商品房均价 = 城市商品房销售总额除以商品房销售面积计得
住房平均面积	住宅类商品房销售面积 / 销售住宅套数
住宅地产占比	商品房销售面积中住宅销售面积占比
工资	市辖区职工平均工资

周工作时间	城市就业人员每周工作的平均时间
女性	各个城市就业人口中女性所占比例
劳动者平均年龄	用各城市就业人口分年龄数据加权求均值
受教育年限	用所在城市就业人员的平均受教育年限替代
城市环境特征	
年降雨量	1971 - 2000 年期间年平均降雨量
1 月平均气温	1971 - 2000 年期间 1 月份平均温度
7 月平均气温	1971 - 2000 年期间 7 月份平均温度
地形	1 到 20 赋值, 值越高表明区域内越平坦。
绿化	人均绿地面积
空气污染	工业废气排放量 = 工业二氧化硫排放量 + 工业烟尘排放量
水污染	工业废水排放量
高校数量	城市的高等学校数量
医生数量	城市医疗技术人员的总数量
通勤时间	城市通勤时间, 单位: 分钟
是否中心城市	是则为 1, 否则为 0 (直辖市、省会、五个非省会副省级城市)
是否沿海城市	是否沿海城市, 是则为 1, 否则为 0
就业变化	非农就业人员变化量
城市面积	市辖区建成区面积

#### 四、实证结果分析

##### (一) 劳动和住房市场的补偿差额与隐性价格

首先, 我们给出工资方程的估计结果 (见表 2), 同时汇报了变量的均值、标准差、最小值和最大值。总体上, 劳动者特征变量的参数估计值与经典工资函数的回归结果基本一致, 年龄、教育等变量都与工资呈正相关关系。从职业性质看, 商业服务和农产品加工等低技能劳动比例越高, 城市的平均工资水平就越低。然而, 性别估计值的符号不合理论预期, 女性劳动者数量越多, 城市平均工资可能越低, 中国城市发展的实际却表现出相反的境况。结合实际的就业数据, 我们发现工资较高的大城市就业机会相对丰富, 社会包容性良好, 女性就业比例较高, 而一些经济发展相对落后的中小城市, 较少的就业机会和传统男权文化使得女性在业水平较低。因此, 部分意义上女性就业比例反映了城市规模特征。另外, 教育回报率的估计

值要小于其他文献中基于典型工资函数的估计值。

城市环境特征变量的参数估计值整体显著,  $F(12, 286) = 17.51$ 。理论模型已经清晰的告诉我们城市环境属性会在劳动和住房市场形成补偿差额。从表 2 看, 大多数城市环境特征变量的系数估计值在统计上足够显著, 而且符号与同理论预期的基本一致。从绝对值看, 气候环境对城市工资差异的影响并不是非常明显, 相比之下教育和医疗等公共服务在劳动市场上产生的补偿差额要更为显著。中心城市和沿海城市这两个虚拟变量的估计值比较大, 这表明我国城市工资具有典型的自中心向外围和自沿海向内陆递减的规律。另外, 非均衡变量就业变动的估计结果显著, 且就业增长与工资呈正相关关系, 这表明当城市内部经营亏损企业越多, 失业率越高的话, 那么工资相对较低。这表明在我们的 hedonic 工资模型中融入这种控制变量, 对准确估计补偿差额是正确而重要的。

表 2 hedonic 工资方程估计结果

	wage	t - 统计量	均值	标准差	最大值	最小值
劳动者特征						
女性	0.761	1.85	0.42	0.02	0.45	0.37
受教育年限	10.622	2.2	11.37	0.43	12.97	10.49
年龄	3.242	2.02	40.16	1.48	43.43	33.04
周工作时间	1.862	1.64	47.50	1.44	51.18	43.84
公务人员	0.038	2.27	0.03	0.01	0.07	0.00
专业技术	0.018	1.25	0.11	0.04	0.21	0.03

办事员	0.02	1.38	0.07	0.03	0.17	0.01
服务员	-0.073	-1.12	0.24	0.07	0.43	0.06
农产品	-0.047	-2.12	0.29	0.20	0.80	0.00
设备操作员	0.086	1.83	0.27	0.11	0.63	0.06
城市环境特征			0.03	0.01	0.07	0.00
年降雨量/100	0.056	2.24	9.783	4.939	24.43	0.86
1月平均气温	0.014	1.65	1.29	8.97	21.6	-26.2
7月平均气温	0.201	1.87	26.54	2.71	30.2	17.2
地形	-0.274	-1.59	38.51	5.558	20	1
绿化	0.026	2.85	41	53.82	620	4
空气污染/100	0.006	2.42	780.10	717.51	6748.79	0.00
水污染	0.013	2.05	79.10	98.87	804.68	0.23
高校数量	1.77	2.66	8.12	14.10	89.00	1.00
医生数量	4.39	3.03	4.28	6.21	6.25	0.32
通勤时间	4.741	-2.56	38.50	5.27	59.01	14.00
是否中心城市	12.82	2.05	0.12	0.33	1.00	0.00
是否海港城市	29.34	2.85	0.21	0.41	1.00	0.00
就业变动	3.011	1.89	0.032	0.03	-0.12	0.02
常数项	942.43	2.97				

$$R^2 = 0.573, \quad F(12, 286) = 17.51$$

接下来我们分析 hedonic 住房价格模型的估计结果。住房价格明显受到城市环境的影响，城市环境特征变量整体显著， $F(12, 286) = 19.63$ 。总体而言，良好的气候和公共服务，会提高城市的住房价格。中心城市和沿海城市两个虚拟变量的估计值显著为正，对城市间住房价格差异影响较大。但某些具体的环境属性参数估计值并不是非常理想，个别变量的 t 统计量较小，且系数的符号与理论预期的方向有所出入。比如水污染与住房价格具有正效应，这与单个城市

分析模型中水污染会降低住房价格的事实不符。鉴于本文考察的是城市间环境属性差异，污水排放量可能与区域水资源丰度和产业结构有关，污水排放量大可能意味着区域水环境承载力较高，这样的城市通常处于降水量较大或河湖多布的区域。由此，污水排放量比较大的城市，反而住房价格较高。就业变动的参数显著水平要高于劳动方程中，这意味着高失业率的现象往往伴随着住房价格下降，就业增长往往伴随着房地产繁荣。

表3 hedonic 住房价格方程的估计结果

	Housing Price	t - 统计量	均值	标准差	最大值	最小值
劳动者特征						
平均面积	2.43	1.71	79	8.5	73.5	106.7
住宅商品占比	12.03	1.56	0.930	0.035	0.837	0.975
城市环境特征						
年降雨量/100	4.052	2.06	9.783	4.939	24.43	0.86
1月平均气温	1.172	1.46	1.29	8.97	21.6	-26.2
7月平均气温	5.743	1.93	26.54	2.71	30.2	17.2
地形	-0.789	-1.46	38.51	5.558	20	1
绿化	0.532	2.44	41	53.82	620	4
空气污染/100	-0.093	-3.11	780.10	717.51	6748.79	0.00
水污染/100	0.043	2.19	79.10	98.87	804.68	0.23
高等教育	18.17	2.68	8.12	14.10	89.00	1.00

医生数量	27.18	3.61	4.28	6.21	6.25	0.32
通勤时间	20.32	2.05	38.50	5.27	59.01	14.00
是否中心城市	158.31	2.26	0.12	0.33	1.00	0.00
是否海港城市	316.75	4.83	0.21	0.41	1.00	0.00
就业变动	2.434	2.18	0.032	0.03	-0.12	0.02
常数项	1453.43	3.56				

$$R^2 = 0.463, \quad F(12, 286) = 19.63$$

注：住房价格是当年新房销售价，所以回归中反应住房特性的变量较少。

以表 2 和 3 中的工资和住房价格参数估计值为基准，参考公式 5 计算可得中国城市环境属性的完全隐性价格。我们用家庭的年支出人民币的多寡来表示城市环境属性完全隐含价格。具体计算过程如下：工资方程中估计的参数的负数先乘以 12，然后再乘以家庭劳动数量 1.71，<sup>①</sup> 这样工资的环境补偿差额就资本化为人民币的形式，它是单个家庭在劳动市场的年补偿额，也可以说是家庭为了获得这样的生活质量，牺牲

了多少的工资，或者家庭忍耐某城市的恶劣环境特征所受到的补偿。与此同时，我们继续计算中国住房市场上生活环境特征的资本化价格。同理这里也要把住房价格中的补偿差额转换为家庭年支出的形式，用表 3 中的估计系数乘以 0.293，<sup>②</sup> 再乘以 12，就得到了住房市场的补偿差额。然后我们用住房市场的补偿差额加上劳动市场补偿差额就是城市环境属性的完整隐含价格。（见表 4 OLS 基准）

表 4 中国城市环境特征的完全隐性价格

变量名	OLS 基准		FGLS		QLIT <sub>s</sub>
	Coef	t - s	Coef	t - s	
年降雨量	13.1	2.76	12.8	2.91	64.69
1 月平均气温	3.83	1.57	3.55	1.45	34.386
7 月平均气温	16.07	1.93	16.14	2.02	43.544
地形	2.85	1.46	2.45	1.58	15.831
绿化	1.34	2.65	1.53	2.44	71.957
空气污染	-0.45	-2.01	-0.39	-2.37	-322.957
水污染	-0.12	-1.79	-0.08	-2.06	-11.427
高等教育	27.57	2.36	30.44	2.81	388.671
医生数量	5.48	2.31	6.78	2.54	34.06
通勤时间	-25.84	-2.05	-24.34	-1.8	-136.235
是否中心城市	293.55	2.46	279.35	2.26	97.544
是否海港城市	511.64	2.97	521.96	3.03	208.682

表 4 中还列出了基于 FGLS 估计方法得出的完全隐含价格。我们采用可行广义最小二乘法（FGLS）来估计完全隐含价格，主要是为了解决两个方程的误差项潜在的异方差性问题。尽管标准差检验并没有显示工资和住房方程中存在异方差的迹象，但在异方差形式未知的情势下，FGLS 估计实际上是对 OLS 估计的稳健性考察。FGLS 实际的估计结果与 OLS 估计结果高度相似。为了更好地理解隐含价格的含义，我们以第一列的

OLS 的估计值为基准，测算了当城市环境特征发生变化时对家庭产生什么样的影响。其中每当空气污染增加一个标准差，家庭年支出会减少 322 元；而高校数量每增加一个标准差，家庭支出负担会增加 388 元。中心和沿海两个区位虚拟变量也都表现出较高的生活舒适性特征，即家庭迁移到中心城市和沿海城市，将会增加家庭的总支出。与国外类似的研究做比较，我国城市环境特征对生活的影响还不是非常明显。就以

① 2010 年全国人口普查资料中我国家庭户均 2.71 人，我们为了便于计算假定家庭中除一个孩子或者老人外其余全是劳动者，所以户均劳动 1.71 人。

② 住房价格选择的都是新房价格，我们假设所有居民都购买房屋居住，住房支出主要表现为偿还银行贷款；假设所有人在买房的时候都使用公积金贷款，且贷款期限为 30 年，城市家庭住房的平均面积为 79 平方米。按照等额还贷的形式，计算可得转换系数 0.293，0.293 实际上就是住房面积乘以贴现率。

高等教育而言,我国城市高校数量每增加一个标准差,家庭为此多开支 388 元,占到月工资 2875 元的 13% 和家庭年收入的 0.7%。这个比例看起来并不是非常的大,小于美国的 3%,这意味着我国城市环境特性带给家庭的影响要小于美国。如果考虑到我们实际的估计采用的是新房销售数据,并假定家庭买房而不是租房,这个 0.7% 可能比实际的情况还要大一点。总体而言,基本与前文的预期相符合。我国目前所处的阶段城市环境特性尽管不断影响劳动和住房市场,但是限于各种劳动流动障碍和较低的收入低水平,城市环境属性对劳动与住房市场的效应并没有得到充分的体现。

## (二) 城市间的生活质量差异

在表 4 完全隐性价格的基础上,参考公式 6 我们可以加权计得中国 286 个城市的生活环境质量指数 QOLI。由于有的城市的生活质量指数为负数,我们将每一个指数估计值与 QOLI 的最小估计值相加,这样可以使得所有指数值为正。其中最小的值为 0,286 个城市生活质量指数最大值为 3182 元人民币,相当于年平均工资的 10%。Blomquist, Berger 和 Hoehn (2001) 基于美国 253 个县级样本的研究结果,其中最大的指数为 4453 美元。对照前文城市生活环境特征一个方差的变化,家庭年支出也只是增加了 388 元,仅为年收入的 0.7%,而美国的类似比例为 3%。这表明气候环境、公共服务和区位条件等因素,对城市生活有显著影响,但是这个效应并不是非常明显。

在计算所有城市的生活质量指数的基础上,我们对其进行排序。如果把我国 286 个地级以上城市的生活质量指数分布综合起来分析,我们可以发现,生活质量较高的城市主要有两类:一类是有经济政治区位优势的中心城市和沿海城市;另一类就是气候适宜、风景秀丽的城市。有的城市既是中心城市还有良好的气候条件和自然风景,比如武汉和广州。武汉和广州两个城市依山傍水,气候湿润、风景秀丽,加之两个城市悠久的历史 and 重要的战略地位,都使得两个城市的客观生活环境较好,对应的生活质量指数也较高。从国家层面看,东南沿海地区生活质量指数要相对高于西北部。从局部区域看,区域内部也是存在显著差异,比如广东省,生活质量指数最高的广州有 3090 元,而最低的梅州仅有 427 元,两个城市地理空间距离不远,不存在明显的气候差异,但是仍然有如此之大的差异。从排名先后看,排名前三位的城市分别是武汉、广州和上海,北京排名第 4,这几个城市全是人口超千万的超大型城市,前 20 名的城市多为省会城市和重要港口城市。而那些排名靠后的城市要么是处于气候相对恶劣的地区,要么是环境污染较重的城市。比如大同、榆林等城市的生活质量指数为负,这些城市产业结构偏重于高污染的煤化工产业,加之周边气候条件恶劣。如果没有正的收入增加,这些城市的人

口将持续流出。

## (三) 城市生活质量与人口导入

市场已经无处不在,但在我国经济体系中仍然存留有部分非市场的因素,如户籍制度及其附属权利。这些看不见的玻璃幕墙,不仅阻碍了劳动力的自由流动,也阻碍了城市环境属性价值的实现。随着体制改革的进一步深化,这些要素流动障碍正在逐步消解,人口迁徙的自由度持续提高,人口迁移规模和频率不断上升。在空间均衡的框架下,劳动者会选择城市实现家庭效用的最大化,城市环境属性是影响家庭抉择的重要变量。我们考察了中国城市生活环境质量差异,那这种差异到底会对中国城市人口增长产生什么样的效应呢?

我们采用地级以上城市市辖区的迁入人口数量来反映城市人口导入规模,考察中国城市总体生活质量与人口导入之间的关系。我们首先以“六普”县级数据为基础,用市辖区常住人口中的本市外迁入人口占比来反映城市人口导入水平,并分析我国 286 个地级以上城市市辖区市外迁入人口质量,初步观察我国城市迁入人口的空间特征。计算后数据显示城市人口迁入与中国城市生活质量分布表现出相似的空间特征,那就是大型化、中心化、沿海化。从大区域看,城市人口迁入行为更多受到收入的影响,长三角和珠三角以及鄂尔多斯等资源型城市的收入优势,使得这些区域外来人口占比大幅提高。由此,我们可以初步判定真实收入的经济差异(生产率差异)仍然是人口迁移的主导因素。人们为了追求更好的生活环境而发生的人口迁移,主要表现为向中心城市和沿海城市迁移。

我们以城市迁入比例做为因变量,进一步实证检验人口迁入与城市生活环境的关系(见表 5)。理论上,生活舒适性变量有利于人口增长,不宜居的城市环境变量则会导致人口迁出。实证结果中各项环境特征变量的估计参数统计上总体显著,但是个别变量的符号方向不合理论预期。比如反映空气污染程度的废气排放量,预期同人口增长是负向关系,实证结果却为正。这与前文工资方程实证结果类似,高污染排放对应着更好的工资补偿。与发达国家相比,我国仍处于低收入发展阶段,收入与城市环境之间替代弹性较大,真实净收入的增长对家庭效用提升更为有效。因此,家庭会为了更好的净收入,而忍耐相对较差的城市环境。一些污染较重的工业城市和高度拥挤的大城市,尽管城市生活环境相对较差,但是更高的净收入仍然可以保证家庭效用的增长。进一步分析各类环境因素,教育、医疗等公共环境因素,比气候环境因素对人口增长的影响更大。气候环境中,湿润温暖的气候,对劳动者而言更具有吸引力。美国 70 年代以来西南和东南区域人口增加,很大程度上是得益于这两个区域温暖湿润的气候。改革开放以后,我国人口向

东南沿海的集中，部分意义上也属于这种环境偏好移民。最后，我们用2000年的工资作为滞后变量分析区域初始收入对人口导入的影响，显然收入与人口迁入高度相关，而且是最重要的影响因素。

表5 中国城市人口迁入的决定

变量	Coef	t - s
2000年职工平均工资	0.7505	6.78
年降雨量	0.0117	1.24
1月份平均温度	0.0006	1.35
7月份平均温度	0.0062	2.07
地形	0.0037	2.15
人均绿地面积	0.0004	2.83
空气污染	0.0286	1.6
水污染	-0.0022	-1.09
高等学校数量	0.0016	2.52
人均医师数量	0.3636	5.69
通勤时间	0.0018	1.59
是否中心城市	0.1402	4.07
是否沿海城市	0.0973	4.35
2000年人口数量	-0.5599	-9.59
常数项	-2.7063	-6.35

R2 = 0.72    F = 44.3

数据来源：2010中国县市人口普查资料

### 五、主要结论与讨论

城市环境属性会通过劳动和住房市场的补偿平衡，资本化为工资和住房价格，这个补偿可能是折价也可能是溢价。中国城市间劳动工资的差异，既受生产率差异影响，也与城市间环境特征差异有关，但城市环境对住房市场的作用更大，住房价格对各城市环境因素也更为敏感。相比之下，工资市场限于各种劳动力流动障碍，市场均衡机制并没有充分奏效，城市环境属性价值并没有在劳动市场得到充分展现。总体而言，对于那些拥有更好气候、更好公共服务，更宜人风景的城市，其住房成本较高；而对于那些空气污染，教育、医疗服务水平较低城市住房价格相对较低。基于劳动和住房市场均衡机制的城市环境属性隐含价格，清晰展示了中国城市环境特征的市场价值。当家庭为了获享宜人的自然环境和良好公共服务而搬迁时，家庭需要支付一定的价格，即家庭去除住房支出以后的净收入可能会下降。大城市比小城市居民的住房更加拥挤，本身就是为了生活质量而做出的一种牺牲。

中国城市生活质量排序呈现出大型化、中心化、沿海化的特征，气候温暖湿润、城市景观优美、公共服务良好的城市具有更高的生活质量。城市人口迁入也表现出类似的空间分布特征，人口向区域中心城市

集聚，向沿海城市集聚。但我国家庭收入仍处于中低收入水平，家庭效用对净收入要更加敏感，或者说物质需求比生活环境追求的收入弹性更小。现阶段，推动中国城市人口迁移的主要因素是城市间生产率差异和真实收入差异。鉴于美国60年代以后城市人口郊区化和人口南迁的历史现实，我们预计随着我国家庭收入的增加和区域人口迁徙自由度的上升，未来中国家庭将更加注重城市的生活环境，城市生活环境对城市人口导入将愈加重要。但从我国城市化水平看，未来相当长的时间内这种收入主导的城市化仍然是我国人口迁徙的主要模式。国家新型城镇化战略的实施，区域经济发展环境的变化，高铁等现代交通技术应用，则可能引起人口迁移的局部性变化。中南部和華北部分城市的发展会进一步增加这些城市的人口导入能力，缓解人口向东南部城市导入的趋势。新型城镇化可能会促使部分大城市人口告别拥挤，回流和迁徙到生活环境优美的中小城镇。因此，新型城镇化战略应通过制定城镇发展战略和调整各地城镇收入水平，缓解人口向大城市集中的趋势，同时提高城镇生活质量吸引部分大城市人口回流，以实现中国城镇化和经济增长方式的双转型。

### 参考文献：

- [1] 蔡昉. 中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战[J]. 中国社会科学 2007 (3): 1-9.
- [2] 陆铭. 玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化[J]. 南方经济 2011, (6): 23-37.
- [3] 王桂新等. 中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素[J]. 中国人口科学 2012 (5): 2-9.
- [4] 邹湘江. 基于“六普”数据的我国人口流动与分布分析[J]. 人口与经济 2011 (6): 23-33.
- [5] 郑思齐. 居民对城市生活质量的偏好: 从住房成本变动和收敛角度的研究[J]. 世界经济文汇, 2011, (4): 35-51.
- [6] ROBACK, J.. Wages, Rents, and the Quality of Life. [J] Journal of Political Economy, 1982 (90): 1257-1278.
- [7] ROBACK, J.. Wages, Rents, and Amenities: Differences Among Workers and Regions. [J] Economic Inquiry, 1988, (26): 23-41.
- [8] ROSEN, S.. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. [J] Journal of Political Economy 82, 1974, (January/February): 34-55.

(编辑校对: 崔文林)