

城市空气质量与环境移民^{*}

——基于模糊断点模型的经验研究

席鹏辉 梁若冰

(厦门大学经济学院财政系 福建厦门 361005)

摘要：目前缺乏中国地区间环境移民的有效证据，这可能受样本数据和实证策略的限制。环境移民提高了宏观地区的住房需求，本文选择住房销售面积作为人口代理变量，并根据国家环保模范城市考核指标体系设计了模糊断点回归（FRD）。结果表明模范城市增加了住房销售面积，这也得到了常住和户籍人口的证据支持，同时户籍政策抑制了模范城市人口的增长；最后，“申请效应”和“就业效应”检验排除了环境移民效应来自其他途径的可能。政府在制定经济与环境政策时必须考虑到环境对人力资本流动的影响。

关键词：环境移民 住房销售面积 环保模范城市 模糊断点模型

一、前言

近年来我国各地区环境质量持续恶化，这不仅不利于人们身体健康，也可能促进人们对良好环境的追求：当本地环境没有出现好转时，公众可能被迫选择迁移，根据环境进行“以足投票”（vote with feet），这些人群被称为“环境移民”。2014年1月，中国与全球化智库（CCG）和中国社会科学院指出，“国内的环境问题加剧成为精英和富裕阶层移民的重要原因，他们对于国内空气、饮用水以及食品卫生安全等问题比较担忧”，该报告首次指出了我国环境移民问题，然而国际环境移民主要为收入水平较高的精英阶层，而我国各地区间环境移民现象是否具有一般性，并没有直接可靠的证据。

探析环境质量对公众迁移活动的影响，不仅有利于全面认清环境发展与经济活动的关系，也是社会决策者在制定环境治理和经济发展政策时不可忽略的重要内容。人口的自由流动和环境质量的正效用将促使理性人以足投票，然而现今的户籍管理制度加大了迁移过程中的“经济成本”（陆益龙，2008；刘传江等，2009）和“非经济成本”（汪汇等，2009；陈钊等，2012）；同时，在资源紧缺和经济发展机会有限的情况下，人们更愿意根据就业机会进行迁移决策，这些因素使理论研究者难以直接确定中国是否存在环境移民现象。遗憾的是，中国关于这一方面的实证证据也极少。这主要来自以下两方面的挑战：第一，缺

^{*} 本文为国家自然科学基金青年项目（71303196）、教育部人文社会科学一般项目（13YJA790061）、国家社科基金青年项目（15CGL014）和厦门大学经济学院财政系研究生科研创新项目的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的中肯评论和宝贵修改意见。

资料来源，新华网：http://news.xinhuanet.com/house/sh/2014-02-07/c_119231579.htm。

乏可靠的移民数据样本，且受限于户籍政策和统计方法，宏观人口和房价数据难以衡量移民情况；第二，实证回归结果容易受反向因果和遗漏变量内生性影响，如环境保护与社会经济等各因素密切相关，当某一不可观测变量同时影响环境质量与人口迁移活动时，直接回归结果将是有所偏的。如何识别环境质量与迁移活动的因果效应，是本文需要解决的主要问题。

为此，研究者们使用“享乐价格法”(hedonic price method)分析环境移民问题，其基本逻辑是社区环境移民的流入将显著增加社区住房需求，由于社区住房供给量难以变化，微观住房供需均衡和市场出清条件容易实现，因此需求的增加最终将提高房屋等必需不动产的价值。然而这一逻辑在宏观地区间难以成立，由于各地区土地城镇化能够为宏观市场较为稳定地提供住房供给量，从而市场出清条件较难满足，住房需求的增加可能无法体现在最终房价上，可以认为宏观地区人口迁移带来的并非房价上涨，而直接表现为住房销售的增加。为此，在移民样本数据缺失的情况下，我们使用了地区住房销售面积作为常住流动人口的代理变量。

本文利用了2005-2012年地级市样本数据，根据我国环境保护模范城市的评比准则设计了一个模糊断点回归(Fuzzy Regression Discontinuity, FRD)，以克服遗漏变量内生性问题。通过FRD回归结果发现：环保模范城市称号显著提高了地区住宅销售面积，该结果得到了常住和户籍人口的证据支持，这为中国的环境移民现象提供了可靠的实证依据。同时，本文还发现环境对户籍人口的作用受到户籍制度的抑制，环境移民效应在户籍政策较严地区并不显著。此外，环保模范城市的移民效应具有时间滞后性，且这一效应随时间逐渐衰弱。最后，本文检验了“申请效应”和“就业效应”，发现住房需求的增加并非地方政府在模范城市申请过程中人为促进造成，也不是模范城市带来更多就业机会而引起的。

本文安排如下，第二部分在梳理有关环境移民文献的基础上，介绍模糊断点设计的政策背景；第三部分是本文的实证策略，并介绍了相关的数据来源及描述性统计；第四部分是主要实证结果及稳健性检验；第五部分是备择效应检验；第六部分是本文结论及启示。

二、相关文献综述及背景介绍

本部分主要介绍环境移民问题研究的历史发展和本文研究策略的政策背景。环境移民研究起源于环境难民问题研究，随着人们对环境质量的逐渐重视，非极端的环境移民也引起了学者重视，最终形成并发展出较为完整的研究方法和体系，其中关键为内生性问题的解决，因此本部分也将介绍本实证策略的政策背景。

(一) 环境与迁移

由于气候和自然环境恶化对人们迁移决策的作用明显，环境难民研究较为普遍。如Reuveny等(2009)研究了环境退化对移民人口数量的影响，发现本地环境恶化将促进对发达国家的移民；Massey等(2010)发现环境移民影响程度受种族、性别以及年龄等变量的作用；Nawrotzki等(2013)发现降雨量减少提高了移民数量，但这只在干旱的墨西哥各州出现。随着人们对环境治理的逐步重视，研究者开始关注非自然灾害环境的环境移民效应。如Cameron(2006)分析了不同时期与有毒废物堆场不同距离地区的经济和人口变化，发现环境质量的改善增加了与污染源近距离地区的儿童、已婚父母数量以及该区域收

入水平等；Jordan 等（2007）发现美国冬天温暖或夏天干爽的地方人口增长较快，人们愿意迁移至气候较舒适地区；Deschenes 等（2007）发现受极冷天气影响最大的年龄人群发生迁移的可能性最高；Banzhaf 等（2008）发现有毒气体的减少会增加土地需求，也改变了社区的经济和人口结构；Marchiori 等（2011）发现气候的微小变化在长期内也会导致世界移民的大量增加。

由于移民人口数据难以获取，研究者们通过“享乐价格法”分析环境的迁移效应：在市场出清条件下，地区特性将被资本化在当地工资和财产价值中，因此房价可以代表环境质量的边际支付意愿（Marginal Willingness To Pay）。如 Chay 等（2005）发现 TSPs “非标准地区”实行环境管制后空气质量明显提高，且这些地区的房价上涨更快；Currie 等（2013）分析了有毒企业的开放和关闭对周边房价的影响，发现企业的开放将导致房价下降 1.5 个百分点，而关闭则使房价上升；Chattopadhyay（1999）根据芝加哥空气质量的提高对房价的影响，从而测算了人们对于空气污染减少的支付意愿，他发现颗粒悬浮物和硫化物对房价水平具有显著负效应，芝加哥空气质量提高的地区其房价有显著地提高。Cragg 等（1997）首次将享乐价格纳入离散选择效用模型，来估计人们对气候特征的需求，他们发现平均降雨量、二月平均温度及阳光的提高，和七月平均温度、潮湿度的下降都能增加人们效用，人们倾向于迁移至这些地区；Tra（2010）也利用离散选择均衡模型估计了洛杉矶空气质量的提高对个人效用的影响，他发现空气质量的提高能够提高人们的实际效用；Sinha 等（2013）通过居民迁移目的地的房价来估计气候特性的价值，发现人们不愿意停留和迁移至冬天过冷或夏天过热地区。

根据已有研究成果不难发现以下几点：第一，环境移民的研究对象一般为移民地区的人口数量或结构变化；第二，在环境移民样本数据难以获取的条件下，研究者开始研究环境对房价的影响，通过房价水平判断环境导致的迁移竞争程度；第三，研究环境对人口数量及结构影响时，可采用宏观或微观数据样本，而研究对房价影响时则采用微观数据样本，这是由于房价受供需平衡状态影响，而微观社区的房屋供给相对稳定，住房需求增加最终能够提高房价水平，但宏观地区土地供给具有较大弹性，需求的增加能够使地方政府通过城镇化而扩大土地和住房供应量，因此环境移民效应最终无法传递到房价水平上来。这也得到了 Kahn（2000）的证实，他发现洛杉矶的《清洁空气法案》使得臭氧水平下降的地区人口显著增多，但房价却没有显著提高，他认为城市郊区土地增加了住房供应以应对人口的增长。

这可能正是制约我国环境移民研究的重要原因：中国尚缺乏移民微观数据，而房价的宏观统计方法以及各地区不一的住房供给弹性决定了房价水平难以反映环境质量，此外，由于目前可获得的人口数据为户籍人口而非常住人口数据，而户籍人口主要反映了各地区的户籍政策而非移民情况。为此，寻找合适的人口流动代理变量是中国环境移民问题研究的关键：本文认为环境质量引起的环境移民将显著增加地区的住房需求，这实际上与享乐价格法的出发点相一致；然而宏观市场往往难以实现市场出清和一般均衡条件，这是因为地方政府能够扩大土地供应而增加住房供给水平，当宏观住房供给能够稳定增长时，那么环境移民不会带来住房需求的竞争，因此宏观地区的房价可能并不会上涨，但随着住房供

这得到了原国家统计局局长李德水的证实，他将这种根据时间和地区平均数统计的房价数据称为“技术性问题”，同时他认为开发商可能低报房价：<http://news.qq.com/a/20100306/000211.htm>。

给水平的增多，环境移民效应最终将体现在房屋销售水平上。这一情况得到了我国近年来土地供应趋势的支持：近年来的中国土地供应总量呈稳定增长趋势，持续稳定的土地供应以及近年来中国政府主导的快速城镇化路线，极有可能使环境移民带来的最直接效应是住宅销售面积的增多。

为此，本文选择地区住宅商品房销售面积作为各地区环境移民的代理变量。基本理论假设是：根据环境进行以足投票的环境移民将显著增加迁移目的地区住房需求，由于宏观地区能够稳定持续地增加住房供给，那么环境移民最终将体现在住宅销售面积变量上。在具体研究这类环境效应时，其实证结果很容易受到内生性的影响，即人口迁移结果可能并不由于环境质量，而是由于其他社会经济条件造成的。为减少遗漏变量的干扰，本文根据我国的环境保护模范城市的评比规则设计了一个模糊断点回归（FRD）。

（二）环保模范城市

1997年1月中国环保部下发《关于开展创建国家环境保护模范城市活动的通知》，决定在全国各城市开展创建国家环境保护模范城市活动，创模工作得到各级政府的支持和响应。2002年11月19日环保部发布《关于调整〈国家环境保护模范城市考核指标〉及实施细则的通知》，该指标体系共包括社会经济、环境质量、环境建设、环境管理等4个一类考核指标，28个二类指标，只有达到各类指标标准，该城市才可能成为环保模范城市，该体系自2003年7月1日起开始施行。2006年3月27日，环保部调整环保模范城市考核指标体系，该指标体系自2007年1月1日起开始施行并适用至今。

环境质量是指标体系的重要组成部分，其中空气污染指数（API）达标天数是关键性指标，其标准分别是：2003年7月1日至2006年12月31日，（全年API<100的天数）>全年天数的80%；2007年1月1日之后，（全年API≥100的天数）/全年天数的85%。为简便，我们将“API<（ ）100的天数占全年天数的比重”称为“API年达标率”，也即API年达标率在2003-2006年间应该超过80%，在2007年之后应不低于85%。环保模范城市的考核指标体系为本文提供了模糊断点回归（FRD）的一个基本思路：一方面，API年达标率达到标准是评比模范城市的必要条件，某地区成为模范城市必须满足API年达标率标准，API年达标率的提高有助于增加地区成为模范城市的概率；另一方面，API年达标率并不是模范城市的充分条件，这是因为：第一，环保模范城市考核体系同时包括其他若干项指标，其他指标没达到要求也无法成为模范城市，第二，模范城市的评比是由地方政府自主申请，存在符合模范城市基本要求的地方并没有申请模范城市的情况；第三，模范城市的评比工作在一段时间停止过（2008-2009年），因此可能符合条件的地级市并没有成为环保模范市。

由于在社会活动中往往难以避免空气污染的影响，空气污染对社会公众活动影响最为直接和广泛，相对于其他指标，API达标率更有可能通过模范城市的指示作用影响环境移民决策。因此，API达标率能够作为环保模范城市的执行变量，最终影响环境移民效应。

模范城市考核指标体系在1997年已经制定，并经过调整，然而由于无法获得2002年之前的考核指标资料，且对本文实证策略、结果和结论不会产生任何影响，因此略去。

资料来源：http://wfs.mep.gov.cn/mfcs/cjmfcs/cmzgzc/200211/t20021115_83124.htm。

资料来源：http://wfs.mep.gov.cn/mfcs/cjmfcs/cmzgzc/200603/t20060327_75337.htm。

三、实证策略与数据说明

本文的基本假设是：环境移民的迁移决策受地区上一年度的环境质量状况影响，这是基于以下几点：第一，对环保模范城市的迁移反应可能需要一定时间，被解释变量的滞后一期符合基本常识；第二，当地区不是在年初被评为环保模范城市时，该年住宅销售面积可能由于年初数据未受影响而低于实际影响，使用当期数据进行回归可能低估移民效应。因此，我们使用下一年度住房销售面积作为被解释变量，这也有效地避免了反向因果问题。

(一) 模糊断点回归

本文根据我国环保模范城市的考核指标评比体系设计了 FRD，试图通过断点回归模型解决遗漏变量内生性问题。我们选择了 API 年达标率与标准的距离作为执行变量，是否达到标准值作为决策变量：在执行变量的一定带宽内，各城市样本的社会经济因素可认为是无差异的，各样本差异的唯一来源是决策变量的不同，因此 FRD 回归结果捕捉到的是模范城市带来的平均处理效应。回归方程如式 (1)(2)(3) 所示：

$$model_{it} = \gamma_1 * index_{it} + f(p_{it}) + X\beta + \delta_p + \lambda_t + \eta_{it} \quad (1)$$

$$\ln housale_{it} = \gamma_2 * \widehat{model}_{it} + f(p_{it}) + X\beta + \delta_p + \lambda_t + \eta_{2it} \quad (2)$$

$$\ln housale_{it} = \gamma_3 * index_{it} + f(p_{it}) + X\beta + \delta_p + \lambda_t + \eta_{3it} \quad (3)$$

其中， $model_{it}$ 为虚拟变量，当 i 市 t 年为环保模范城市时，取值为 1，否则为 0； $index_{it}$ 表示 i 城市 t 年的 API 年达标率是否达到考核标准，达到标准时(2007 年之前为 80%，2007 年及之后为 85%)为 1，反之为 0； $percent_{it}$ 表示 i 市在 t 年的 API 年达标率， $p_{it} = percent_{it} -$ 各年达标标准， $f(p_{it})$ 为执行变量的函数控制形式。由于本文的带宽和样本量不大，出于简便和实用，本文采用了线性函数； X 为各控制变量，选择人均 GDP、人均可支配收入、固定资产投资作为经济变量，以控制地方经济发展水平和投资规模可能对住宅销售的影响，选择财政收支比、千人病床数、公共交通拥有量、中学师生比等以控制地方公共服务提供对人口迁移的影响，最后加入行政区域和城市建设用地面积等控制地域和建设程度对住宅销售面积的影响； $housale_{it}$ 代表 i 市在 t 年的住宅商品房销售面积，为消除极端值影响，取对数处理；模型 (1)(2)(3) 分别采取固定效应模型，控制住时间和地区固定效应，捕捉住不同年份和不同省份的政策变化或其他因素可能产生的影响。

式 (1) 为 FRD 的第一阶段回归， γ_1 表示城市 API 指标符合要求对环保模范城市评比成功的概率影响，当地区 API 年达标率低于标准时，不可能成为环保模范城市，当达到该标准时，可能但不一定成为模范城市，因此 $0 < \hat{\gamma}_1 < 1$ ；式 (2) 为 FRD 的第二阶段回归，其中， \widehat{model}_{it} 表示模范城市在第一阶段的估计值，若 $\hat{\gamma}_2$ 显著为正，表明环保模范城市称号促进住宅销售面积的增多，即公众根据环保模范城市称号进行以足投票；式 (3) 为 2SLS 回归的简约式。

(二) 数据说明

1. 环境质量变量

API 年达标率根据各城市 API 日数据计算得到，该数据来自环保部公布的《重点城市空气质量日报》：首先我们根据各城市每日 API 数据计算各年 API 达标天数，并除以该年 API 报告的所有天数。由于 2003 年 7 月 1 日实施了新考核办法，因此我们确定的 API 数

据样本时间为 2004-2011 年。2004 年该质量日报中有 47 个重点城市空气质量数据，2011 年扩展至 120 个重点城市。一些城市样本数据不仅在某些年份缺失，也有可能在一年的若干天数缺失，为得到较准确地 API 年达标率，并保证回归样本数量，我们计算了一年报告中不低于 300 天的空气质量的的城市样本，对于空气质量报告天数低于 300 天的城市样本，其 API 年达标率作缺失处理。

环保模范城市数据来自中国环保部网站《国家环境保护模范城市名单（截止 2012 年 4 月 20 日）》，该名单中包含各年申请成功的环保模范城市及数量，当一个城市成为环保模范城市时，当期及以后各期均视为环保模范城市。

2. 社会经济变量

根据实证策略的分析，经济类数据应滞后于环境数据一年。因此被解释变量及各类控制变量均为 2005-2012 年 120 个重点城市数据。本文数据主要来自 CEIC 数据库，户籍人口数据来自中国城市统计年鉴，常住人口数据来自 2010 年和 2000 年的人口普查数据；经济类变量均按照 2003 年的价格水平计算。由于四大直辖市与其他地市级行政级别不同，不具有可比性，排除这 4 个城市样本。

（三）描述性统计

表 1 为各变量的描述性统计，可以看出各变量的城市差异较大，同时 API 年达标率数据相较于其他指标缺失较多，但仍提供了足够的样本进行实证研究。

表 1 主要变量的描述性统计表

变量名（单位）	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
API 年达标率 percent（%）	649	90.238	8.773	54.670	100
是否环保模范城市 model	928	0.291	0.454	0	1
住宅销售面积取对数 lnhouseale（千平方米）	905	7.762	0.966	3.761	10.145
行政区域面积 area（平方公里）	923	12817.08	11370.38	1569	90659
城市建设用地 conland（平方公里）	915	156.145	140.247	13	895
千人病床数 bed（张/千人）	928	388.024	143.415	137.925	1269.414
财政收支比 finance（%）	927	62.189	22.543	4.644	123.27
中学师生比 edu（人/千人）	926	68.371	15.406	19.050	281.49
公共交通 tran（辆/百万人）	922	3.939	3.600	0.242	28.287
固定资产投资 invest（百万元）	926	81784.51	74831.48	3189.38	440232.4
人均可支配收入 income（元/人）	924	14111.72	4640.97	5429.07	30826.15
人均 GDP（元/人）	925	30443.23	18077.95	5001.85	107490.5

四、回归结果及检验

本部分根据 FRD 的回归方程，报告主要的回归结果，并进行相应的稳健性检验，以观察实证结果的稳健性和有效性。

（一）FRD 回归结果

表 2 为 FRD 回归结果中式（1）和（3）的回归结果，也即 API 年达标率是否达到模

范城市考核标准对成为环保模范城市的影响，以及达标对住宅销售面积的影响。

表 2 API 年达标率对环保模范城市及移民的影响

	model (1)	model (2)	model (3)	Inhousale (4)	Inhousale (5)	Inhousale (6)
Index	0.165*** (0.0632)	0.144** (0.0576)	0.143** (0.0574)	0.392** (0.159)	0.234*** (0.0807)	0.240*** (0.0787)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
经济发展规模	否	是	是	否	是	是
公共服务提供水平	否	是	是	否	是	是
地理和建设面积	否	否	是	否	否	是
R^2	0.461	0.582	0.587	0.366	0.790	0.798
样本量	649	640	632	628	620	612

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1% 水平上显著。

从表 2 可看出，在各类控制变量下，FRD 的第一阶段和简约式回归均在 5% 水平上显著，这表明 API 年达标率显著提高了模范城市评比成功的概率；同时，API 指标的达标能够促进地区住宅销售面积，这说明空气质量较高的地区确实能够吸引更多的环境移民。

表 3 第 (1)-(3) 栏给出了式 (2) 的回归结果；住宅销售面积可能较强地受到城市建设用地面积的影响，为了进一步验证回归结果确实不受城市建设用地面积的影响，表 3 第 (4)-(6) 栏报告了住宅销售面积与城市建设用地比重的对数值作为被解释变量的回归结果；为观察模范城市对住宅房价的影响，表 3 第 (7) 栏也报告了相应结果。

表 3 模范城市对住宅销售面积的回归结果

	Inhousale (1)	Inhousale (2)	Inhousale (3)	Inhousalerate (4)	Inhousalerate (5)	Inhousalerate (6)	Inhouprice (7)
Model	2.194** (0.974)	1.538** (0.729)	1.594** (0.759)	1.946** (0.813)	1.940** (0.863)	1.618** (0.756)	-0.338 (0.224)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
经济发展规模	否	是	是	否	是	是	是
公共服务提供水平	否	是	是	否	是	是	是
地理和建设面积	否	否	是	否	否	是	是
R^2	0.0813	0.560	0.531	-0.709	-0.363	-0.00203	0.844
样本量	628	620	612	617	613	612	598

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1% 水平上显著；由于 (6) 式被解释变量为占建设面积比重，因此地区和建设面积的控制变量只包括行政辖区面积；(7) 栏以房价对数为被解释变量。

FRD 第二阶段回归结果表明环保模范城市的称号显著促进了住宅销售面积 表 3 第 (4)-(6) 栏结果进一步辅证了模范城市对住宅销售面积的显著影响。根据表 2 和表 3 的结果可认为,人们确实根据模范城市称号进行环境移民,使这些城市的住宅销售面积有了显著的提高。从表 3 第 (7) 栏回归结果可以看出,模范城市称号对房价无显著影响,这说明宏观土地供应的增长使得模范城市的移民效应难以反映在房价变化上,这进一步验证了宏观地区间往往难以存在市场出清和均衡条件。

(二) 稳健性检验

1. API 年达标率的不同处理

由于数据原因,本文对于空气质量报告天数低于 300 天的城市样本的 API 年达标率作缺失处理。选择的处理天数越大时,越能得到真实的达标率数据,然而丢失的样本越多;为了检验结论的有效,我们将该天数分别调整至 100 天、200 天、250 天和 350 天,观察不同的 API 年达标率的处理方法对实证结果的影响。结果如表 4 所示:

表 4 对 API 年达标率不同处理办法的断点结果

	model (1)	lnhousale (2)	model (3)	lnhousale (4)	model (5)	lnhousale (6)
index	0.147*** (0.0535)		0.143** (0.0574)		0.132** (0.0575)	
model		1.244** (0.622)		1.594** (0.759)		1.640** (0.823)
是否包含控制变量	是	是	是	是	是	是
是否包含时间和地区 固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.580	0.646	0.587	0.531	0.609	0.528
样本量	669	649	632	612	599	582

注:括号内为 H-W 稳健标准误差;*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1%水平上显著;第(1)(2)栏是剔除空气质量报告天数低于 200 天的结果,(3)(4)栏是剔除报告天数低于 250 天的结果,(5)(6)栏是剔除报告天数低于 300 天的结果。

从表 4 可以看出,当剔除报告天数越多时,样本逐渐变小,回归系数的 t 统计量也在逐渐变小,但各回归系数均在 5%水平上显著,且与主要结果差异不大,这说明处理年报告天数的不同办法并不影响本文结论。

2. 人口普查数据

2000 年和 2010 年的人口普查数据提供了地级市常住人口数据,我们利用该人口数据进行 FRD 回归,观察在 2000-2010 年间模范城市的人口增长是否更多。需要指出的是,由于被解释变量是人口增长量,为减少反向因果关系,应使用 2000 年或之前年份的控制变量数据,目前能够搜集到的 2000 年地级市数据包括行政区域面积、人均 GDP、人均病床

本文也对执行变量和控制变量进行了连续性检验,结果表明执行变量和控制变量不存在断点效应,不会影响本文的断点回归结果,为了简化篇幅,未列出。

数和中学师生比这 4 个变量，由于人均 GDP 和人均病床数均与人口存在较强的内生性，因此只加入行政区域面积和中学师生比分别控制地域面积和地方公共服务能力可能对人口迁移的影响，最后加入地区固定效应。同时，为比较环保模范城市称号对常住人口增长的影响，剔除了在 2000 年以前已经成为模范城市的样本。回归结果如表 5 前三栏所示，回归系数均在 10% 水平上显著，显著水平有所降低，这可能受回归样本较小影响。但可以认为模范城市确实有利于地区常住人口的增加。

表 5 常住人口及户籍人口的回归结果

	常住人口 变化 (1)	常住人口 变化 (2)	常住人口 变化 (3)	2010 常住 人口 (4)	2013 常住 人口 (5)	户籍人口 (6)	户籍人口 (7)
model	2052.6* (1201.5)	2425.7* (1463.7)	2175.5* (1243.6)			219.9* (120.5)	-20.97 (134.4)
Inhousale				0.796*** (0.000)	0.590*** (0.000)		
model*hukou						-298.5* (176.8)	
model+model*hukou						-78.60 (186.84)	
省份固定效应	是	是	是			是	是
地域面积	否	是	是			是	是
公共服务	否	否	是			是	是
经济水平	否	否	否			是	是
样本量	77	76	76	120	50	632	632

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1% 水平上显著。

此外，前文已阐述了住房销售面积作为环境移民代理变量的理论基础，为了进一步说明该变量的代表性，我们观察了与 2010 年人口普查中地级市常住人口与住房销售面积相关系数的显著性，结果如表 5 (4) 栏所示，可以看出，2010 年常住人口与住房销售面积表现为强烈的正相关，相关系数约为 0.8，且系数在 1% 水平上显著。同时，价值线数据中心列出了 2013 年中国 50 个城市的常住人口数据，我们也计算了 2013 年相关系数，结果如表 5 (5) 栏所示，其大小约为 0.6 且在 1% 水平上显著。可以认为，住房销售面积具有作为常住人口代理变量的统计依据，利用住房销售面积获得的实证结果是可信的。

3. 户籍人口数据

户籍人口受到户籍政策的严格限制，因此难以提供环境移民的直接证据。但可采用式 (4)：在控制住户籍松紧的情况下，利用户籍松紧与模范城市交叉项来判断户籍程度较紧

数据来源：《中国城市统计年鉴》，加入这两个变量作为控制变量并不明显改变回归结果。

数据来源：http://finance.ce.cn/rolling/201405/04/t20140504_2754903.shtml。

环保模范城市的人口增加得较少。其中， $\hat{\gamma}_5 < 0$ 意味着相对于户籍管理较松的模范城市，户籍政策较紧的模范城市引起的户籍人口增长越少。

$$citypop_{it} = \gamma_4 * model_{it} + \gamma_5 * model_{it} * hukou_i + f(p_{it}) + X\beta + hukou_i + \eta_{4it} \quad (4)$$

然而，户籍政策的衡量是一个较大的难题。幸运的是，何英华（2004）利用了 2000 年人口普查抽样样本，通过个人迁移决策模型估计了中国 30 个省市自治区（西藏除外）户籍制度的松紧度，并进行了相应排名。本文根据他的基本结果作为户籍变量：当地级市所属省份排名在户籍较紧地区的前 50% 时，则 $hukou_i = 1$ ，反之，则为 0。式（4）结果如表 5（6）栏所示，同时（7）栏给出了户籍人口根据式（2）得到的实证结果，以观察模范城市对户籍人口的整体效应。

从第（6）栏可以看出，户籍制度对环境移民确实具有较强的抑制作用：尽管模范城市对户籍人口的影响在 10% 水平上显著为正，但模范城市与紧户籍虚拟变量的交叉项显著为负，且通过对模范城市与交叉项的求和检验可以看出，该系数并不显著，这表明户籍较紧的模范城市，户籍人口并不显著多于非模范城市，模范城市的环境移民现象强烈地受到户籍制度的抑制。从第（7）栏可以看出，户籍人口的 FRD 回归结果并不显著，这说明模范城市对户籍人口增加总体上没有显著影响。目前中国各地方的户籍制度与地方公共服务享用密切相关，较紧的户籍政策减少了人们的“迁移收益”，从而降低了对模范城市的迁移动机。

（三）时间趋势变化

在基准回归中，本文使用了 $t-1$ 年的地区环境质量状况作为解释变量，然而人口迁移可能不仅仅受前一年环境质量的影响，也可能存在来自之前年份环境质量的效应，有必要分析之前年份作为环保模范城市对环境移民的影响，这不仅有利于观察不同时间选择对本文结果的影响，也能够为移民效应的时间趋势变化提供证据。为此，我们分别报告了 $t-2$ 年以及 $t-3$ 年模范城市状况对住房销售面积的断点效应，实证结果如表 6（1）-（6）栏所示；同时，由于断点回归中只能包括一个决策变量，因此我们无法将各期解释变量放在同一回归方程中，为了简单判断基准回归结果是否受到前几期效应的影响，我们利用 OLS 将各期环境质量状况放在同一模型中进行回归，结果如表 6（7）栏所示。

表 6 环境移民效应的趋势变化

	Inhousale (1)	Inhousale (2)	Inhousale (3)	Inhousale (4)	Inhousale (5)	Inhousale (6)	Inhousale (7)
model 滞后一期							0.362* (0.189)
model 滞后二期	2.533** (1.050)	1.409* (0.783)	1.488* (0.852)				-0.203 (0.227)
model 滞后三期				2.323** (0.997)	1.083 (0.690)	1.198* (0.701)	-0.130 (0.124)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是

续表 6

	Inhousale (1)	Inhousale (2)	Inhousale (3)	Inhousale (4)	Inhousale (5)	Inhousale (6)	Inhousale (7)
经济发展	否	是	是	否	是	是	是
公共服务	否	是	是	否	是	是	是
地理条件	否	否	是	否	否	是	是
样本量	515	510	502	433	429	422	442

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1% 水平上显著。

从表 6 (1)-(6) 栏可以看出，环保模范城市滞后两期与滞后三期的 FRD 回归系数在 10% 水平上显著，这表明环境质量对于环境移民的影响存在滞后效应， $t-2$ 期及 $t-3$ 期的环境质量都将显著改变 t 期的住房销售面积；同时对比滞后各期的回归系数结果：滞后三期的回归系数为 1.198，滞后两期为 1.488，滞后一期为 1.594，可以发现随着滞后期数的增加回归系数逐渐减小，这表明环保模范城市效应随着时间存在衰弱趋势。此外，根据 (7) 栏的 OLS 回归结果可看出，尽管不同滞后期数的环境质量变量同时进行回归可能存在共线性问题，但一阶滞后的模范城市变量仍显著为正，这进一步验证本文的实证结果具有较强的稳健性，环保模范城市确实能够显著地影响一个地区的住宅销售面积。

五、备择假说检验

根据第四部分实证结果，环境质量状况确实能够影响环境移民决策，环境质量越优的地区越能够吸引环境移民。本部分主要探讨模范城市对住宅销售面积的影响是否来源于非“环境效应”，这包括“申请”效应和“就业”效应两类备择假说检验，以判断模范城市的环境移民效应是否确实由于优质环境的吸引。

申请效应指的是各地级市在申请环保模范城市时，为了便于环境管理和达到各种考核指标，可能出现地方政府人为促进城市化而发生人口迁移活动，这可能使得环保模范城市住宅销售面积的增加，我们将这种申请模范城市带来的迁移活动增加效应称为“申请效应”。实际上，地方政府为评比模范城市的准备活动只可能在当年或上一年度发生，因此申请效应是在模范城市评比当年或者上一年度发生，而本文使用的是下一年度的数据，这一定程度上说明了本文的环境效应不是由申请效应造成的。为进一步消除该效应的影响，本文使用了本年度模范城市对本年度和上一年的住宅销售面积进行回归，如果确实存在“申请效应”，那么获得模范城市称号将有利于本年和上一年度住宅销售面积的增多。

为此，我们分别利用 2006-2013 年和 2005-2012 年的环境质量对 2005-2012 年住宅销售面积进行 FRD 验证上一期和当期的申请效应。由于一个城市在 t 年成为环保模范城市时，我们认定其在 t 年及之后的所有年份都是模范城市，而在分析 t 年的模范城市对 $t-1$ 年或 t 年的环境移民效应时，可能捕捉到了 $t-2$ 年或者 $t-1$ 年模范城市的环境移民效应。据此我们采用 Collier 等 (2004) 的处理方法，只选择在样本期间内第一年成为模范城市，即删除在当期之前已经成为模范城市的样本，剩下的样本中只包括非模范城市样本和该年第一次成为模范城市的样本。其断点回归结果如表 7 所示：

在对中国环保部的工作人员电话采访时，他们提出这种可能，地方政府在申请环保模范城市的过程中可能人为地促进城镇化以符合模范城市要求。

表 7 模范城市的申请效应

	Inhousale (1)	Inhousale (2)	Inhousale (3)	Inhousale (4)	Inhousale (5)	Inhousale (6)
model	-5.738 (6.982)	-4.877 (4.298)	-5.305 (4.868)	8.890 (8.530)	5.973 (5.494)	13.09 (15.56)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
经济发展	否	是	是	否	是	是
公共服务	否	是	是	否	是	是
地理条件	否	否	是	否	否	是
样本量	474	469	464	467	463	458

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1%水平上显著；(1)(2)(3) 栏是对应当期的结果，(4)(5)(6) 栏是对应上一期的结果。

从表 7 可以看出，模范城市的评比无论对上一期还是当期的住房销售面积的影响并不显著，这表明并不存在“申请效应”，申请效应的验伪也证明了各城市在模范城市评比之前具有相同趋势，住宅销售面积的显著增加确实是在模范城市评比之后才发生的。

另一方面，环境对移民的吸引可能并不是因为环境质量，而是因为环境较好地区拥有更多的经济就业机会 (Naude, 2008; Veronis et al, 2014)。如环保模范城市称号促进了地区产业经济发展，大大增加了就业机会，使外地人口净流入。一般来说，环保模范城市的环境质量较好，这可能促进本市旅游产业的发展，旅游业的发展能够创造足够多的就业机会，因此模范城市带来的净移民效应可能源自模范城市的“就业效应”。为验证该假说，我们对各地级市有关旅游和社会就业变量进行 FRD 回归，这包括旅游人口、旅游收入占 GDP 比重、就业总量、第三产业就业人口以及各地级市从事饮食住宿人员占比等指标。若存在模范城市的“就业效应”，那么相关指标将显著高于非模范城市，回归结果如表 8 所示：

表 8 模范城市的就业效应

	旅游人数 (1)	旅游收入占当 年 GDP 比重 (2)	从业 人数 (3)	第三产业就 业人数 (4)	第三产业就 业人数比重 (5)	从事住宿、 饮食人数 (6)	从事住宿、饮食业人 员占总从业人数比重 (7)
model	3726.9 (17962.8)	-3.833 (4.607)	15.56 (47.36)	8.263 (25.88)	-6.250 (8.409)	-0.480 (1.825)	-0.845 (1.105)
时间固 定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固 定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	633	627	644	646	644	646	644

注：括号内为 H-W 稳健标准误差；*、**、***表示 t 统计量在 10%、5%、1%水平上显著；旅游人数和旅游收入数据来源于 CEIC，其他指标数据来源于《中国城市统计年鉴》。

从表 8 看出,模范城市并不意味着本市旅游业得到发展,对就业总量和第三产业就业人数及比重也没有显著的影响,同时被认为最受旅游业影响的饮食住宿人员比重及总量也不受模范城市的影响,模范城市的就业效应是不存在的,环境移民效应并不是由就业效应引起的。

总体来看,本文的环境移民效应能够排除申请效应和就业效应这两个途径,可以认为优质环境确实对人们产生了较强的正效应,而引起的环境移民现象,中国当前确实存在根据环境移民现象。

六、结论及启示

本文利用模糊断点回归(FRD)分析了环保模范城市称号对环境移民的影响,并使用了宏观地级市住宅销售面积作为人口迁移的代理变量进行了实证分析,结果表明相对于非模范城市,模范城市的住房销售面积较大。这不仅为蒂布特的“以足投票”理论提供了直接实证证据,更表明中国地区间已经存在环境移民现象。这一结论也得到了人口证据支持:2000-2010年常住人口与各年户籍人口回归结果表明环保模范城市确实有利于人口的增加,但模范城市的环境效应被户籍制度所限制:户籍制度较紧的模范城市户籍人口并没有显著高于非模范城市。此外,环境质量的移民效应具有一定的时间滞后性,且这一滞后效应随着时间而呈衰减趋势。最后,验伪检验排除了模范城市的“申请”效应和“就业”效应,模范城市对住房销售面积的影响确实是由高质量环境吸引的环境移民所引起的。

可以认为,中国地区间的移民行为不再仅仅决定于地区经济发展水平及社会就业,各地区良好的环境也显著地吸引环境移民,这能够为经济发展提供可持续的人力资本,增加了优质环境的地区外部效益。因此地方政府应当重新审视和定位经济增长与环境保护间的关系,当经济发展到一定水平时,可考虑适当增加环保投入以提高地区环境质量,这可能吸引足够的环境移民以保证本地经济的持续性发展。同时,减少户籍限制或降低公共服务与户籍的挂钩也是环境移民的重要保障。

相反地,本文也给当前地方政府一个重要警示:地方污染程度的持续加重将促进环境移民的流出,这不利于本地人力资本的积累,对地区经济的长远发展极其不利,地方政府有必要提供足够的环保投入,以缓解本地环境质量的恶化。应指出的是,本文考察了正常环境质量引起的环境移民问题,在环境为边际效用递减情况下,地区更为恶劣的环境必定带来更大规模的环境移民。当政府延续以往以经济发展为首要目标而忽视环境治理问题时,可以预期未来的环境移民现象将更加严重。总的来说,中国已经出现根据环境的以足投票现象,在未来生活工作中人们倾向于流入环境优质地区,当政府政策过分倾斜于经济发展时,必须将人力资本的流失考虑到经济发展成本中。

参考文献:

1. 陈钊、徐彤、刘晓峰:《户籍身份、示范效应与居民幸福感:来自上海和深圳社区的证据》[J],《世界经济》2012年第4期。
2. 何英华:《户籍制度松紧程度的一个衡量》[J],《经济学(季刊)》2004年第10期。
3. 刘传江、程建林:《双重‘户籍墙’对农民工市民化的影响》[J],《经济学家》2009年第10期。
4. 陆益龙:《户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动》[J],《中国社会科学》2008年第1期。

5. 汪汇、陈钊、陆铭：《户籍、社会分割与信任：来自上海的经验研究》[J]，《世界经济》2009年第10期。
6. Banzhaf, H.S. and R.P.Walsh, 2008, “Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout’s Mechanism”[J], *American Economic Review*, Vol.98(3), PP843–863.
7. Cameron, T.A. and I.T.Mcconnaha, 2006, “Evidence of Environmental Migration”[J], *Land Economics*, Vol.82 (2), PP273-290.
8. Chattopadhyay, S.,1999, “Estimating the Demand for Air Quality: New Evidence Based on the Chicago Housing Market”[J], *Land Economics*, Vol.75(1), PP22-38.
9. Chay, K. Y. and M. Greenstone, 2005, “Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market?” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 113(2), PP376-424.
10. Cragg, M. and M. Kahn, 1997, “New Estimates of Climate Demand: Evidence from Location Choice”[J], *Journal of Urban Economics*, Vol.42, PP261-284.
11. Collier ,P. and A. Hoefler, 2004, “Greed and Grievance in Civil War”[J], *Oxford Economic Papers*, Vol.56(4), PP563-595.
12. Currie, J. ,L. Davis, M. Greenstone and R. Walker, 2013, “Do Housing Prices Reflect Environmental Health Risks? Evidence from More than 1600 Toxic Plant Openings and Closings” [J], NBER working paper.
13. Deschenes, O. and M. Greenstone, 2011, “Climate Change, Mortality, and Adaptation: Evidence from Annual Fluctuations in Weather in the US”[J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.3, PP152-185.
14. Jordan, R., 2007, “Moving to Nice Weather”[J], *Regional Science & Urban Economics*, Vol.37(3), PP375-398.
15. Kahn, M. E., 2000, “Smog Reduction’s Impact on California County Growth”[J], *Journal of Regional Science*, Vol.40(3), PP565-582.
16. Marchiori, L. and I. Schumacher, 2011, “When Nature Rebels: International Migration, Climate Change, and Inequality” [J], *Journal of Population Economic*, Vol.24 (2), PP569-600.
17. Massey, D. S., W.G. Axinn, and D.J.Ghimire, 2010, “Environmental Change and Out-migration: Evidence from Nepal”[J],*Population Environment*, Vol.32, PP109-136.
18. Naude, W., 2008, “Conflict, Disaster, and No Jobs: Reasons for International Migration from Sub-Saharan Africa”[J], WIDER Research Paper.
19. Nawrotzki, R.J.,F. Riosmena, and L. M. Hunter, 2013, “Do Rainfall Deficits Predict U.S.-Bound Migration from Rural Mexico? Evidence from the Mexican Census”[J], *Population Research Policy Review*, Vol.32(1), PP129-158.
20. Reuveny, R. and W.H. Moore, 2009, “Does Environmental Degradation Influence Migration? Emigration to Developed Countries in the Late 1980s and 1990s”[J], *Social Science Quarterly*, Vol.90(3), PP461-479.
21. Tra, C.I., 2010, “A Discrete Choice Equilibrium Approach to Valuing Large Environmental Changes”[J], *Journal of Public Economics*, Vol.94, PP183-196.
22. Veronis, L. and R. Mcleman, 2014, “Environmental Influences on African Migration to Canada: Focus Group Findings from Ottawa-Gatineau” [J], *Population Environment*, Vol.36, PP234-251.

(M)