

外来移民对城市房价的影响： 一种基于本地居民流动性的分解¹

杨本建² 林云鹏³

摘 要 本文采用一种新的分解方法,将外来移民对城市房价的总效应分解为外来移民的直接需求效应和通过影响本地居民流动性从而影响城市房价的引致需求效应,并估计了这两种效应在解释城市房价上涨中所占的比例。运用2015年1%人口抽样调查微观数据以及中国房地产指数系统的百城住房价格数据,实证结果表明,外来移民占比增加1%,城市房价上涨0.59%,其中,移民的直接需求效应可以解释总效应的73.9%,剩余26.1%由外来移民的引致需求效应解释。本文结果意味着,外来移民不仅会通过直接的需求效应推动城市房价上涨,而且还会通过影响本地居民的流动性从而间接影响城市住房价格,忽略这一引致需求效应将会低估外来移民对城市房价的影响。

关键词 外来移民;城市住房价格;本地居民流动性;直接需求效应;引致需求效应

0 引言

在城市化的过程中,如何客观地认识外来移民给城市带来的成本不仅是一个重要的理论问题,而且也是当前优化人口空间分布格局,推动城市群发展亟待回答的政策问题。长期以来,中国理论界的一种观点认为,外来移民集中在

¹ 本文受到国家统计局、国家统计局-清华大学数据开发中心的数据支持。本研究所使用的2015年1%人口抽样调查数据来自国家统计局微观调查数据库。本文的结果不代表国家统计局或国家统计局-清华大学数据开发中心的意见或观点。本文是国家社科基金“城市群视角下技术创新的内生机理及其经济增长效应研究”(项目编号:6CJL010)、广东省自然科学基金“产业政策协同影响产业升级的理论与实证研究”以及暨南大学宁静致远项目“产业政策协同对产业升级的影响研究:微观机制、实证证据与政策设计”的阶段性研究成果。作者感谢审稿人提出的宝贵意见和建议,文责自负。

² 杨本建,暨南大学经济学院副教授,研究领域为区域与城市经济,E-mail:jinyanj@163.com。

³ 林云鹏,暨南大学经济学院硕士生,573415617@qq.com。

少数城市会显著提高城市化的成本,带来高房价、高污染、交通拥挤等“大城市病”(朱选功,2000;仇保兴,2003;秦待见,2008;肖金成,2009;辜胜阻等,2014)。虽然近年来发展城市群成为城市化的政策取向,但在一些大城市对外来人口落户仍然存在各种限制,防止出现“大城市病”的思想对中国城市化的政策选择仍然有着广泛影响。然而,尽管中国理论界和政府对于“大城市病”保持了高度警惕,但这种警惕多源于其他国家城市化的经验和教训,很少有文献深入考察中国城市中外来移民进入与生活成本之间的关系。外来移民在多大程度上解释了城市日益上升的生活成本?这种影响通过何种机制发生作用?对于这些重要问题,现有的文献都不能做出很好的回答。

本文考察当前政策体系下外来移民进入对城市住房价格的影响。作为城市生活成本最主要的构成部分,近年来快速上涨的中国城市住房价格引起了社会各界的关注。在理论上,由于外来移民对城市住房存在需求,移民进入对城市房价上涨的影响似乎是显而易见的,但这种移民的直接需求并不足以解释外来移民对城市住房价格的影响。除了直接需求以外,移民进入可能通过劳动力市场中的竞争或互补效应,从而减少(增加)本地移民迁移到其他城市的意愿,间接地增加(减少)本地居民的住房需求。这种引致需求带来的间接效应也是外来移民影响城市住房价格的重要渠道。基于这样的认识,本文将考察以下问题:外来移民对城市住房价格产生了多大影响?这种影响有多大比例可由外来移民的直接需求解释,又有多大比例由移民带来的引致需求解释?

为此,本文构建了一个简单的数理模型,说明供给给定条件下外来移民的直接需求效应和引致需求效应如何影响城市的住房价格。在此基础上,本文采用2015年1%的抽样调查数据,实证考察外来移民对城市住房价格的影响,并运用一种新的方法分解出移民的直接需求效应和引致需求效应对城市住房价格的解释力。实证结果表明,在控制了其他影响因素的条件下,外来移民推动了城市房价上涨,外来移民占城市人口比重增加1%,城市房价上涨约0.59%。对这一效应分解发现,外来移民进入增强了城市的吸引力,降低了本地居民的迁出意愿,其直接需求效应解释了总效应的73.9%,剩下的26.1%由移民进入带来的引致需求效应来解释。本文的研究结论发现,移民进入会通过影响本地居民的迁出意愿,从而对城市的住房价格产生影响。这在考察中国城市住房价格变动的文献中属于首次。

本文有可能从两方面对现有的文献作出贡献。首先,本文不仅为移民在多大程度上影响中国城市房价这一重要问题提供了实证证据,而且将外来移民对房价的总效应分解为直接需求效应和引致需求效应,进一步考察了外来移民影响城市住房价格的中间机制。虽然现有文献大多认为移民进入是影响中国城市房价的重要因素,但直接估计移民对城市房价效应的文献并不多见。目前仅

陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)运用2005年1%人口抽样调查数据考察了移民对城市房价的影响。这些文献与当前国际上的文献类似,关注的是移民对房价的总效应(Saiz,2007;Sharpe,2019),并没有深入考察移民进入带来的直接住房需求效应和间接效应,因而无法说明移民进入对城市住房价格影响的中间机制。本文在估计得到移民进入对城市住房价格的总效应的基础上,进一步将其分解为移民的直接需求效应和引致需求效应,发现移民的直接需求可以解释总效应的73.9%,剩下26.1%由外来移民的引致需求效应解释,深化了我们对移民与城市房价关系的认识。其次,在因果识别方面,本文以移民迁出地的特征以及迁出地与迁入地的空间距离构建的工具变量更好地满足了外生性的要求,从而能够更为有效地识别移民进入对城市住房价格变动的影响。陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)运用1974年1月份的平均气温作为迁入移民的工具变量,这实际上忽略了城市的自然条件(如气温、降雨量等)也是影响房价的重要因素^①。国际上这一领域的文献多采用份额转移法来构建工具变量(Saiz,2007;Sharpe,2019),这一工具变量基于移民过去的地理分布来预测当前的移民率,不足之处在于它忽略高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性,这种差异可能会直接影响城市的房价水平(Sharpe,2019)^②。我们参考Boustan et al.(2010)和Imbert et al.(2016)的做法,借鉴移民的推拉理论和国际贸易中引力模型的思想,从移民的推力-迁出地视角构建了迁入地的外生移民数,作为迁入移民占比的工具变量。由于我们使用的1974年1月份的平均气温和是否属于清代通商口岸都是迁出地的信息,因此对于迁入地是外生的。相对于现有的文献,本文构建的工具变量更好地满足了外生性的条件。

1 文献综述

在外来移民影响城市房价的研究中,现有文献集中于考察国际移民对发达国家城市房价影响,并没有得到一致的结论。以整个城市或区域为考察对象的文献大多支持外来移民与城市房价之间存在正向关系(Saiz,2003,2007;Ottaviano and Peri,2012)。Saiz(2007)使用美国的移民和房价及租金数据研究发现,占城市人口1%的外来移民涌入会导致该城市房价和租金平均上涨1%。Degen and Fischer(2017)运用瑞士行政区的数据研究发现,相当于当地人口1%

^① Saiz(2007)和Sharpe(2019)都认为迁入地的气温、降雨量等会直接影响房价,因此在他们的回归方程中城市的气温通常作为控制变量而加入。

^② Sharpe(2019)注意到了基于份额转移法构建的工具变量的局限性,因此同时控制了历史上城市住房价格的变化幅度,希望能够控制高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性对房价的影响。但是我们认为,即使加入这一变量,仍然不能完全消除历史上影响移民的地理因素对房价的直接影响,从而导致基于份额转移法构建的工具变量不满足外生性条件。

的外来移民进入会推动独栋住宅价格上涨2.7%。Gonzalez and Ortega(2013)使用西班牙省级层面2000—2010年的外来移民和房价数据研究发现,占当地城市人口1%的外来移民进入会推动本地次年房价上涨1%至1.6%,住房数量增长0.8%至1%。另外一些文献发现,外来移民对当地房价的影响是不确定的。Akbari and Aydede(2012)运用加拿大1996年、2001年和2006年的房价数据与外来移民回归发现,外来移民对城市房价的影响在统计上显著但数值很小,并指出这可能是由于外来移民导致本地居民迁出以及住房供应增加导致的。Saiz and Wachter(2011)运用美国大都市区的数据,发现移民密度高地区的临近区域住房价值增长较慢。Accetturo et al. (2014)运用意大利20个城市的数据,发现与其他区域相比,移民进入区房价上涨的速度会相对缓慢。Sá(2015)运用英国移民和住房的数据发现,外来移民对城市房价具有负向影响,并且进一步证实这种负向影响是由于当地居民迁出导致。

另一些文献考察了移民影响城市房价的中间机制,移民与本地居民在劳动力市场中的关系是关注的重点。Combes et al. (2015)发现,城市外来移民占比与当地人的工资水平存在显著的正向关系,并且对高技能的当地人效应更显著。Sanchis-Guarner(2017)运用西班牙的省级数据发现,外来移民与当地人口存在互补效应,来自国外的移民每增加100人,会吸引近35位国内移民迁移至同一省,从而增加当地的住房需求。除了估计外来移民对城市房价的总效应之外,现有的多数文献都指出,外来移民是“吸引”还是“挤出”本地居民,是移民影响城市房价的重要渠道。然而,只有少数文献为这一机制提供了实证证据。Sá(2015)发现,移民进入导致本地居民迁出该地区,而Sanchis-Guarner(2017)则发现,移民进入导致国内居民也迁入该地区。

与上述文献关注的国际移民不同的是,中国大规模移民发生在国内不同地区之间且以大城市或沿海城市为目的地。很多文献考察了区域间的移民在迁入地劳动力市场上的表现(李实,1997;刘学军和赵耀辉,2009;陈钊等,2009;Combes et al., 2015)。然而,到目前为止仅有少数文献直接研究移民对城市房价影响。陆铭等(2014)利用2000年人口普查数据以及2005年1%人口抽样调查数据研究发现,2000年移民占比每增加10%,2005年的房价就会增长8.33%。李嘉楠等(2017)在验证陆铭等人结论的基础上,进一步发现外来移民通过提高当地高技能劳动者的收入和促进迁入地工业企业的增长从而间接推高房价。虽然李嘉楠等(2017)考察了移民对城市房价影响的部分中间机制,但他们的研究与陆铭等(2014)类似,侧重于考察移民对城市住房价格的总效应。本文将在这些文献的基础上,估计移民的直接需求效应和引致需求效应对城市住房价格上涨的解释力。

2 一个简单的理论模型

为了更清楚地说明外来移民如何影响城市房价,本文在 Saiz (2007) 和 Sá (2015) 的基础上,构建一个简单的理论模型,旨在说明迁入城市的外来移民如何影响房价,因此不涉及对户籍制度等影响移民的因素进行分析。与 Saiz (2007) 不同的是,为了说明外来移民与本地居民在劳动力市场中的关系,本文构建的模型考虑了外来移民带来的收入效应。与 Sá (2015) 不同的是,本文构建的模型不考虑本地居民对外来移民的偏好,本地工人与外来移民可能是同质的也可能是异质的。

假定城市存在两种工人,本地工人 N 和外来移民 I ,本地工人与外来移民都可以在城市之间自由流动。假定本地工人 i 的效用函数为:

$$U_{i,c} = V_{i,c} + h^{\frac{1}{2}} x^{\frac{1}{2}} \quad (1)$$

其中, $V_{i,c}$ 表示城市 C 的便利性对于本地工人 i 的价值,式(1)右边第二项为住房消费 h 和其他商品消费 x 的柯布-道格拉斯效用函数。简单起见,假定住房与其他商品的替代弹性为 $\frac{1}{2}$ 。

由于我们主要分析移民与房价的关系,为了分析方便,假定本地工人除了工资收入外,没有其他收入来源,本地工人效用最大化有以下预算约束: $R \times h + x = W$, R 表示房租, W 表示本地工人的工资收入,其他商品为计价物。效用最大化下,本地工人的住房需求和其他商品的需求为:

$$h = \frac{1}{2} \frac{W}{R}, \quad x = \frac{1}{2} W \quad (2)$$

参考 Saiz (2007),假定工人对城市便利性的偏好是异质的,我们将本地工人对城市便利性的偏好排序 $i \in \{1, 2, \dots, N\}$,并假定每一个本地工人对城市便利性的偏好为 $V_{i,c} = A - a \times i$ 。这里 i 表示每一个工人, a 为一个外生给定的参数,因此,一个本地工人对城市便利性的偏好 $V_{i,c}$ 由一个常数 A 与个体的偏好差异 ($a \times i$) 决定。

本地工人的工资取决于外来移民的数量并与外来移民数量呈现一种线性函数关系: $W = \bar{W} - \rho I$, $\bar{W}$ 表示外来移民为 0 时城市工人的工资水平。由此可知,存在外来移民的条件下,城市本地工人的工资水平取决于 $\bar{W}$ 和外来移民与本地工人在劳动力市场中的关系^①。如果外来移民与本地工人在劳动力市场存在竞

^① 本地经济发展也会影响城市工人的工资水平。在我们的模型中,本地经济发展水平对本地工人工资的影响体现在 $\bar{W}$,同时由于工人是自由流动的,且工人流动的目的是追求高收入,因此一个城市的外来移民数也可以直接反映该地区的经济发展水平。

争关系,即二者在劳动力市场上存在替代效应,外来移民增加会导致本地工人工资水平下降,这时 ρ 大于 0; 如果外来移民与本地工人在劳动力市场上存在互补效应,外来移民增加会导致本地工人工资水平上升,这时 ρ 小于 0。

为了刻画本地工人的流动性或迁移意愿,我们假定存在一个外部的效用水平 $\bar{U}$, 如果本地工人 i 在城市 C 获得的效用 $U_{i,C} \geq \bar{U}$, 则他有意愿迁入城市 C 。将式(2)代入式(1)的效用函数中,我们得到本地工人进入城市 C 的均衡条件为: $A - aN + \frac{1}{2}WR^{-\frac{1}{2}} = \bar{U}$, 由此可以得到均衡时本地工人的数量为:

$$N = \frac{1}{a} \left(A - \bar{U} + \frac{1}{2}WR^{-\frac{1}{2}} \right) \quad (3)$$

我们假定移民对住房的偏好与城市 C 的本地工人对住房的偏好相同,移民是同质的且获得的工资水平为 $\bar{W}_I$, 则城市住房的总需求为: $H^D = \frac{1}{2} \frac{1}{R} (NW + I\bar{W}_I)$, 等式右边括号内为城市工人(包括移民和本地工人)的总收入,对等式两边取对数,则有:

$$\ln H^D = -\ln 2 - \ln R + \ln \text{Income} \quad (4)$$

其中, $\text{Income} = NW + I\bar{W}_I$ 。

外来移民和本地工人的住房成本取决于当地住房供给的弹性。在某些城市如果住房供给弹性较大,随着住房需求的增加,房价上升较慢。反之,在住房供给价格弹性较小的城市,随着住房需求的增加,房价上升会较快。参考 Saiz (2007) 我们设定住房供给为:

$$\ln H^S = \beta_0 + \beta_1 \ln p \quad (5)$$

式(5)中, β_1 为住房的供给价格弹性, p 为房价,等于按照利率折算的房屋租金现值,即 $p = \frac{R}{d}$, $\ln p = \ln R - \ln d$ 。

均衡条件下,住房供给等于住房需求,于是可以得到:

$$\frac{dp}{dI} = p \frac{1}{1 + \beta_1} \frac{1}{\text{Income}} \frac{d\text{Income}}{dI} \quad (6)$$

而收入又等于本地工人和外来移民的工资收入,则有:

$$\frac{d\text{Income}}{dI} = \bar{W}_I + \frac{dN}{dI} \bar{W} - \rho N \quad (7)$$

由式(7)可知,外来移民对城市总收入的影响取决于两部分:第一部分为外来移民的工资水平 $\bar{W}_I$, 外来移民的工资水平越高,城市的总收入也越高;第二部分为外来移民对本地居民的影响 $\frac{dN}{dI} \bar{W} - \rho N$, 而这部分又取决于两个方面。一是外

来移民对本地工人数的影响 $\frac{dN}{dI}$ 从而导致的本地工人工资的变化^①;第二部分为外来移民与本地工人在城市劳动力市场中的关系。如果外来移民与本地居民在劳动力市场中是一种替代关系,即 $\rho > 0$,那么外来移民进入对城市总收入的边际效应会下降或为负;如果外来移民与本地工人在劳动力市场中是一种互补关系,即 $\rho < 0$,则外来移民对城市总收入的边际效应为正,且较大。

根据式(3),外来移民对本地工人流动性或迁移意愿的影响为:

$$\frac{dN}{dI} = -\frac{1}{a} \left[\frac{1}{2} \rho (p \times d)^{-\frac{1}{2}} + \frac{1}{4} (p \times d)^{-\frac{3}{2}} d \frac{dp}{dI} \right] \quad (8)$$

首先,本地工人迁出所在城市的意愿取决于外来移民在城市劳动力市场中与本地工人之间的关系,如果是替代关系($\rho > 0$),外来移民增加会导致本地工人工资下降,从而提高本地工人的迁出意愿;如果是互补关系($\rho < 0$),外来移民增加会导致本地工人工资上升,从而降低本地工人的迁出意愿。此外,本地工人迁出城市的意愿还取决于外来移民 $\frac{dp}{dI}$ 对房价的直接影响,如果外来移民的直接需求对房价上升的边际影响很大,这会增加本地工人的生活成本,从而提高本地工人的迁出意愿。

综合式(6)、式(7)和式(8),则外来移民对城市房价的影响为:

$$\frac{dp}{dI} = -\frac{p \left[\frac{1}{a} \frac{1}{2} \rho (p \times d)^{-\frac{1}{2}} W + N\rho - \bar{W}_I \right]}{(1 + \beta_1) \text{Income} + \frac{1}{a} \frac{1}{4} W (p \times d)^{-\frac{1}{2}}} \quad (9)$$

从式(9)可知,外来移民对城市房价的影响较为复杂。除了外来移民对住房的直接需求效应 $\bar{W}_I$ 以外,同时也取决于外来移民带来的引致需求;如果本地工人与外来移民在城市劳动力市场中是一种替代关系($\rho > 0$),外来移民进入可能会导致本地工人会迁出城市,如果一个外来移民导致一个以上的本地工人迁出城市,则 $\frac{dp}{dI}$ 可能小于0,外来移民对城市房价产生负向影响;如果本地工人与外来移民在城市劳动力市场中是一种互补关系($\rho < 0$), $\frac{dp}{dI}$ 可能大于0,外来移民对城市的房价产生正向影响。

^① 如果一个外来移民进入导致一个本地居民迁出,即 $\frac{dN}{dI} = -1$,则外来移民仍然会影响城市的总收入,这是因为外来移民与本地工人的工资可能存在差异($\bar{W}$ 不等于 $\bar{W}_I$)。

3 外生移民的构建

3.1 构建思路

识别外来移民与城市住房价格之间因果关系的挑战主要来自两个方面:一是外来移民与房价之间互为因果。城市房价既可以体现城市的生活成本,同时也可以体现城市的工作机会和发展潜力,在发展潜力好,工作机会多的城市,房价也相对较高。张莉等(2017)发现,房价与移民之间存在倒U型关系,在房价不是很高的条件下,房价与移民存在正相关关系;二是在回归过程中,移民与房价可能同时受到第三个因素的影响,遗漏变量导致房价与扰动项相关(Saiz, 2007)。

现有的文献普遍使用转移份额(shift-share)的办法来构建移民的工具变量,识别移民与城市房价的因果关系(Saiz, 2007)。该方法基于移民过去的地理分布来预测当前的移民率,以这一方法预测的移民率作为现实移民率的工具变量(Bartel, 1989; Card, 2001; Ottaviano and Peri, 2006; Boustan, 2010)。这一工具变量的一个重要假设在于,当前移民的区位选择与历史上移民的区位选择高度相关,但历史移民的区位选择不会直接影响当前的房价。因为这一工具变量是历史移民区位选择和整个国家移民数的函数,因此它与其他直接影响城市房价的冲击不相关。换言之,这一工具变量认为现在的城市移民数与城市房价是相互影响的,但历史的移民数与当前城市的房价不相关。

这种构建工具变量方法的不足之处在于它忽略高比例移民城市与低比例移民城市历史差异的持续性,这种差异可能会直接影响城市的房价水平(Sharpe, 2019)。城市房价增长具有一定的“惯性”,即随着时间的推移房价持续增长(Gyourko et al., 2013)。这意味着,如果选用的历史时期与当前的时间间隔不够长,一些对房地产市场的冲击会随时间的推移而持续发生作用,移民与房价的正向关系可能是由历史上某些事件冲击的持续发生作用导致。在这种情况下基于转移份额方法构造的工具变量可能无效(Sharpe, 2019)。

为了克服份额转移法的这种缺陷,我们借助于推拉理论,从影响人口迁出某一地区的因素以及人口迁出地与迁入地的空间距离,构建一个迁入地外生的移民数作为现实移民数的工具变量。在Lee(1966)的推拉模型中,人口迁移的“推力”是指导致人们离开原居住地的因素;“拉力”是指吸引移民来到新目的地的因素。我们认为,虽然吸引外来移民进入目的城市 d 的因素(拉力)与房价可能是相互影响的,但导致移民迁出原所在城市 o 的因素(推力)是外生于目的城市 d 的房价的。因此,我们可以采用导致移民迁出城市 o 的因素以及迁出地

与迁入地之间的空间距离,预测每一个迁入城市的移民数。这一预测的移民数是用迁出地的信息以及迁出地与迁入地之间的空间距离构建的,因此与迁入城市的现实移民数是相关的,但与迁入城市的房价不相关,而且只能通过现实的移民数影响迁入城市的房价,可以作为移民迁入城市 d 的工具变量。

自然条件(如气温、降雨量等)通常被认为是影响移民迁出某一地区的重要因素,因为这些因素不仅直接影响了农业收成,还直接体现了一个地区的宜居性,从而构成了人口迁移的“推力”。陆铭等(2014)和李嘉楠等(2017)发现气温是影响中国区域之间移民的重要因素。Fishback et al. (2006)和 Boustan (2010)也发现,气温可以解释美国各州之间移民,宜居性是移民迁出原居住地及选择迁移目的地的重要因素。Imbert et al. (2016)认为降雨量少和国际粮食价格波动提高人们外迁的意愿。历史上的一些事件造成的外生冲击会导致移民发生,考虑到移民的持续性,这种历史上的冲击会影响当前移民的区位选择。在研究中国移民的文献中,在外国列强逼迫下清政府设立通商口岸被认为是一个外生的历史事件冲击,而客观上通商口岸城市较早地建立了现代商业制度,成为历史上中国区域经济中心,是历史上吸引移民主要区域(Combes et al., 2015)。这些历史上的区域经济中心在改革开放以后重新焕发活力,在这些城市移民迁入的数量远超过迁出的数量,也即是否为通商口岸城市影响移民的迁出,通商口岸城市迁出的人口要远小于迁入的人口。

因此,我们首先以1974年1月平均气温和是否为清代通商口岸城市两个变量来预测迁出移民数量;然后使用引力模型,用原居住城市 o 和迁入城市 d 之间的地理距离来预测离开 o 城市的移民迁移到目的地 d 城市的概率,从而构建一个迁入城市的外生移民数,作为现实移民的工具变量。

3.2 构建方法

我们借鉴 Boustan et al. (2010)和 Imbert et al. (2016)的做法,分两步来构建外生移民数量:首先,通过1974年1月平均气温和是否属于清政府通商口岸城市哑变量来预测原居住地的迁出移民数量。然后,我们将迁移人口基于地理距离进行目的地分配,从而得到各市外生的移民数量,以这个预测的外来移民数作为可观测移民率的工具变量。

3.2.1 预测原居住地的迁出移民数量

我们基于2015年1%人口抽样调查数据中的迁移时间和户籍所在地,在城市层面处理得到在 $t=2011, 2012, \dots, 2015$ 年每一年,迁出地 o 到迁入地 d 的移民总量 $M_{o,d,t}$ 。然后,我们将 t 年离开 o 地的移民总量除以仍留在 o 地的总人数 (R_o),得到 o 地在 t 年的迁出率:

$$M_{o,t} = \frac{\sum_d M_{o,d,t}}{R_o}$$

迁出地 o 的迁出率由当地条件(Z_o)决定:

$$M_{o,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_o + \nu_t + \varepsilon_{o,t} \tag{10}$$

Z_o 包含了各城市 1974 年 1 月平均气温和是否属于清代通商口岸哑变量。通过对式(10)回归,我们可以得到迁出地 o 预测的迁出率 $\tilde{m}_{o,t}$ 。结合 o 地的总人口数,我们可以预测 o 地 t 年的迁出人口总量:

$$\tilde{N}_{o,t} = \tilde{m}_{o,t} \times R_o$$

同理,我们将 t 年进入 o 城市的移民总量除以仍留在 o 城市的总人数(R_o),得到 o 地在 t 年的迁入率。我们以迁入率减去迁出率,得到净迁入率。

表 1 报告的是基于式(10)的回归结果。第(1)~(3)列的被解释变量分别为迁入率(in_ratio)、迁出率(out_ratio)以及净迁入率(net_ratio)。结果显示,1974 年 1 月份平均气温对人口的迁入率和迁出率的影响都显著为正,对人口的净迁入率的影响则不显著,这说明,1974 年 1 月份平均气温越高的城市,人口的迁入和迁出都很频繁;是否属于清代通商口岸对人口迁入率的影响显著为正,对迁出率的影响则显著为负,对人口净迁入率的影响显著为正,这说明如果一个城市在历史上属于区域中心城市,则它当前的人口迁出率更低,人口迁入率更高,是人口净迁入城市。结果表明,我们选取 1974 年 1 月份平均气温和是否属于清代通商口岸来预测人口的迁出率是可行的。

表 1 迁移状况回归结果

	(1)	(2)	(3)
	in_ratio	out_ratio	net_ratio
temp1974	0.0009*** (8.55)	0.0008*** (13.66)	0.0001 (0.72)
port	0.0142*** (4.73)	-0.0130*** (-7.77)	0.0272*** (7.37)
年份效应	Y	Y	Y
N	1430	1430	1430
R ²	0.071	0.135	0.039

注:temp1974 表示 1974 年 1 月份的平均气温,port 表示清代通商口岸城市,in_ratio 表示迁入率,out_ratio 表示迁出率,net_ratio 表示净迁移率。系数下方括号内为 t 值;* 表示 $p<10\%$; ** 表示 $p<5\%$; *** 表示 $p<1\%$ 。

3.2.2 构建外生的迁入人口数量

我们参考贸易理论中的引力模型,使用迁出地 o 到所有可能的迁入地 d 的直线距离来预测两地之间的迁移概率:

$$p_{o,d} = f(\text{dist}_{o,d}) + \mu_o + \varepsilon_{o,d} \tag{11}$$

在式(11)中, $p_{o,d}$ 代表 o 地迁移人口迁入 d 地的概率,用 o 地迁移到 d 地的人口数除以 d 地总人口数来表示, $\text{dist}_{o,d}$ 为 o 、 d 两地的直线距离。

然后,我们将来自每一个城市的移民总数和对应迁移概率的乘积加总,最终得到城市层面预测的外来移民总数。由于此预测的移民总数是以迁出地的因素来构建的,其对于迁入地来说是外生的,因此我们可以此预测的移民数作为现实移民的工具变量:

$$\tilde{N}_{d,t} = \sum_{o \neq d} \tilde{N}_{o,t} \times \bar{p}_{o,d}$$

表 2 报告的是两地迁移概率的回归结果。第(1)列中,我们只放入了距离的一次项。第(2)列中,我们考虑了距离对两地迁移概率的非线性影响,放入了距离的二次项。第(3)列中,我们放入了距离的倒数。结果显示,距离越远,两地迁移概率越小。我们以此得到的迁移概率构建了一个每一个城市外生的外来移民数。

表 2 两地迁移概率回归结果

	$P_{o,d}$		
	(1)	(2)	(3)
dist $d_{o,d}$ (1000km)	-0.0137 *** (-17.21)	-0.0300 *** (-14.57)	
squared dist $d_{o,d}^2$		0.0069 *** (8.56)	
inverse dist $1/d_{o,d}$			0.0023 *** (19.68)
迁出地固定效应	Y	Y	Y
N	11511	11511	11511
R^2	0.086	0.092	0.093

注:dist $d_{o,d}$ 表示城市 o 到城市 d 的直线距离,squared dist $d_{o,d}^2$ 表示两地距离的平方,(inverse dist $1/d_{o,d}$)表示两地距离的倒数,系数下方括号内为 t 值;*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

4 实证方法、数据和变量

4.1 实证方法

4.1.1 估计移民对城市房价总效应回归方程

本文旨在考察外来移民对城市房价的影响。参考 Saiz(2007)和 Sanchis-Guarner(2017),我们设定如下实证模型:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_1 \left(\frac{\text{NIN}_{d,t-1}}{\text{pop}_{d,t-2}} \right) + \alpha Z_d + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (12)$$

在式(12)中,被解释变量 $\Delta \log(\text{price}_{d,t})$ 为 d 城市 t 年房价自然对数的变化。我们在此用房价的变化量作为被解释变量,可以消除一些特定因素的影响,这些因素可以解释城市的房价水平且可能与移民的定居模式相关。解释变量为 $\frac{\text{NIN}_{d,t-1}}{\text{pop}_{d,t-2}}$, 表示 d 市 $t-1$ 年的外来移民占比。 $\text{NIN}_{d,t-1}$ 表示 d 市 $t-1$ 年的外来移民, $\text{pop}_{d,t-2}$ 表示 d 市 $t-2$ 年的城市人口数。之所以用滞后一期的外来移民数除以滞后两期的城市总人口数以表示移民占比,是为了消除城市规模(人口)对城市房价的影响。 β_1 为我们关注的系数,表示城市外来移民占比增加 1%, 房价变动的百分比。

回归方程中加入了随时间变化的城市层面控制变量 $\Delta X_{d,t-1}$, 这些变量以差分的形式加入,包括滞后一期的人均 GDP 的差分 and 财政支出占 GDP 的差分。人均 GDP 的差分用以控制收入变化对房价变动的影响,在城市经济学的文献中,收入变化是影响城市房价变动的重要因素。财政支出占 GDP 的比重差分用以表示政府规模的变动情况,考察中国区域发展的文献发现,政府规模会影响城市的住房价格,这是因为商品房的销售税是城市财政收入的重要来源。当地方政府需要财政供养的人数增加时,它们倾向于通过影响住房供给和提高价格来获得财政收入。由于这两个变量都采用了差分形式且滞后一期,因此可以认为住房价格变动不会反过来影响上一期人均收入变动和政府规模变动。

虽然我们的被解释变量采用了差分形式,从而可以消除部分与房价水平相关的因素,但城市另一些特征会对房价变动产生影响,这些特征中包含了那些不随时间变化的城市个体效应。在式(12)中,我们添加了一些对房价或房价增长有影响的变量 $W_{d,t-1}$ 。这些变量包括:期初的城市人力资本对数、城市 1995—2005 年的 1 月份平均气温、1995—2005 年各城市 1 月份平均湿度、期初的人均生活用水量的对数、期初的人均道路面积的对数以及 2001—2006 年城市住房价格上涨速度等。在城市经济学的文献中,城市的平均气温和湿度是城市便利性的重要组成部分,对房价变动有重要影响,而且城市的房价变动是人迁移的结果,其反过来会影响城市的气温和湿度。由于城市的气温和湿度取决于纬度和地形,因此在时间上是比较稳定的。为了减少内生性问题,参考 Saiz (2007), 加入滞后的平均气温和湿度,我们加入 1995—2005 年的 1 月份平均气温和平均湿度,以控制城市的气温和湿度对城市住房价格的影响。同时,我们加入年份固定效应 λ_t , 以控制宏观冲击的影响, $\varepsilon_{d,t}$ 表示随机误差项。

在式(12)中,虽然我们通过加入期初人力资本对数、气温、湿度,以控制不

随时间变化的个体效应对住房价格的影响,也加入了表示城市便利性的一些变量,诸如期初的人均道路面积对数和期初的人均生活用水量等,但是由于在方程中我们没有控制城市的固定效应,还存在一些不可观测的不随时间变化的因素会影响住房价格。如果这些变量得不到控制且这些变量与解释变量相关,仍然可能产生遗漏变量带来的内生性问题。我们采用工具变量——前文构建的外生移民数,来处理这种遗漏变量带来的内生性问题。由于这一工具变量是根据迁出地的特征和迁出地与迁入地的距离构建的,与迁入地的经济特征和不随时间变化的特征无关,因此使用工具变量法可以得到 β_1 无偏、一致的估计。

式(12)中, β_1 表示外来移民对城市房价的总效应。从理论上讲, β_1 的符号和大小是不确定的。正如前文所述,如果外来移民进入降低了本地居民迁出的意愿,致使城市住房需求增加,这会推高城市房价;如果外来移民进入提高了本地居民的迁出意愿,导致本地居民迁出,外来移民进入是否推高房价取决于外来移民在多大程度上“挤出”了本地居民。

4.1.2 移民影响本地居民迁移意愿的回归方程

根据前文的分析,想要理解外来移民对城市房价影响背后的机制,我们有必要将外来移民对当地人口流动性的影响以及净人口增加对城市房价的影响全部考虑进来。

为此,我们首先考虑外来移民对当地人口流动性的影响,参考 Peri and Sparber (2011) 和 Sanchis-Guarner (2017) 设定如下回归方程:

$$\frac{\text{OUT}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}} = \beta_2 \left(\frac{\text{NIN}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}} \right) + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (13)$$

在式(13)中,被解释变量 $\frac{\text{OUT}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}}$ 为 d 城市 t 年迁出人口占比。解释变量为 $\frac{\text{NIN}_{d,t}}{\text{Pop}_{d,t-1}}$,表示 d 市 t 年外来移民占比。 β_2 反映外来移民对当地人口迁出意愿的影响,若 $\beta_2 > 0$,则外来移民与本地居民在劳动力市场上以替代效应为主,外来移民会提高本地居民的迁出意愿;若 $\beta_2 < 0$,则外来移民与当地人口在劳动力市场上增加互补关系,外来移民会降低本地居民的迁出意愿。

接下来,我们考虑净人口变动对城市房价的影响,具体回归方程如下:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_3 \left(\frac{\text{NET}_{d,t-1}}{\text{Pop}_{d,t-2}} \right) + \delta \Delta X_{d,t-1} + \gamma W_{d,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{d,t} \quad (14)$$

在式(14)中,被解释变量 $\Delta \log(\text{price}_{d,t})$ 为 d 城市 t 年房价对数的变化。解释变量为 $\frac{\text{NET}_{d,t-1}}{\text{Pop}_{d,t-2}}$,表示 d 城市 $t-1$ 年净人口流入占比,以外来移民占比减迁出

人口占比来度量。 β_3 体现了净人口流入对城市房价的影响。

4.1.3 分解外来移民对城市房价的总效应

参考 Sanchis-Guarner(2017)的方法,我们从数学上将外来移民对房价的总效应分解为净人口流入的直接需求效应和外来移民通过影响当地人口流动性从而影响城市房价的引致需求效应。首先,我们将式(12)、式(13)、式(14)简写为:移民总效应:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_1 \text{NIN}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^1 = \beta_1 \text{NIN}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^1 \quad (15)$$

移民对当地人流动性:

$$\text{NOUT}_{d,t-1} = \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^2 = \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^2 \quad (16)$$

移民净流入效应:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \cdots + \varepsilon_{d,t}^3 = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 \quad (17)$$

根据式(15),我们可以得到外来移民对城市房价影响的总效应系数:

$$\frac{\partial \Delta \log(\text{price}_{d,t})}{\partial \text{NIN}_{d,t-1}} = \beta_1 \quad (18)$$

净人口流入为该城市外来移民与迁出人口之差:

$$\text{NNET}_{d,t-1} = \text{NIN}_{d,t-1} - \text{NOUT}_{d,t-1} \quad (19)$$

将式(19)带入式(17)中,得到:

$$\Delta \log(\text{Price}_{d,t}) = \beta_3 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 = \beta_3 (\text{NIN}_{d,t-1} - \text{NOUT}_{d,t-1}) + \theta_{d,t}^3 \quad (20)$$

将式(20)、式(19)和式(16)结合起来,得到:

$$\Delta \log(\text{price}_{d,t}) = \beta_2 \text{NNET}_{d,t-1} + \theta_{d,t}^3 = \beta_3 (\text{NIN}_{d,t-1} - \beta_2 \text{NIN}_{d,t-1}) + \theta_{d,t}^3$$

两边对 $\text{NIN}_{d,t-1}$ 求偏导数,得到:

$$\frac{\partial \Delta \log(\text{price}_{d,t})}{\partial \text{NIN}_{d,t-1}} = \beta_3 - \beta_3 \beta_2 \quad (21)$$

联立式(18)和式(21),我们就可以得到分解后的外来移民对城市房价的总效应:

$$\beta_1 = \beta_3 - \beta_3 \beta_2 = \beta_3 (1 - \beta_2) \quad (22)$$

式(22)表明,外来移民对城市房价的总效应(β_1)可以分解为净人口流入对城市房价的直接需求效应(β_3)和外来移民流入带来引致需求效应($\beta_3 \beta_2$)。引致需求效应取决于外来移民对城市居民流动性的影响(β_2)以及净人口流入对城市房价的直接需求效应(β_3)。

从理论上来说,净人口流入肯定会推高城市房价(即 $\beta_3 > 0$),因此外来移民对房价总效应(β_1)的符号取决于 $1 - \beta_2$ 。若 $\beta_2 > 1$ (1 位外来移民的流入导致超过 1 位当地人口流出),则总效应(β_1)为负数;若 $0 < \beta_2 < 1$ (1 位外来移民的流入导致少于 1 位的当地人口流出),则总效应(β_1)为正数,但小于 β_3 。在这情况

下,如果忽略 β_2 ,会高估外来移民对城市房价的影响;若 $\beta_2 < 0$ (外来移民的流入导致当地人口流出减少),则总效应 β_1 为正数,并且大于 β_3 。在这种情况下,如果忽略 β_2 ,会低估移民对城市房价的影响。

4.2 数据和变量

4.2.1 数据来源

本文数据来源于以下几个渠道:

(1) 移民原始数据来自2015年1%人口抽样调查。1%人口抽样调查数据被常用来构建城市层面移民数据,但现有文献多使用2005年的1%人口抽样调查数据(如陆铭等,2014;李嘉楠等,2017)。使用2015年1%人口抽样调查数据来构建城市层面的移民数据,据笔者所知,本文还是第一次。本文所构建的是2011—2015年的移民数据。随着户籍限制放松以及城市间交通基础设施改善,这一阶段城市之间的移民数要高于2000—2005年,因此用2015年1%人口抽样调查数据构建的城市层面移民数更能体现当前城市之间的移民状况。此外,2008年以来,中国城市房价迎来了新一轮的快速上涨,2011—2015年的时段正好处于这一阶段。

数据具体处理过程如下:首先,根据2015年全国1%人口抽样调查表,我们将户籍地与居住地不在同一个城市的居民定义为移民。其次,根据抽样调查表中的问题8:“在本市居住时间”推算出2011—2015年每一个被调查的人迁移到本市的时间,从而得到2011—2015年每一年迁移到本城市的移民数。最后,我们根据现居住地(迁移目的地城市)分别加总得到每一个城市2011—2015年的调查移民数。同样,我们根据迁出地推算得到这一阶段每一年每一个城市迁出的人口数。在此基础上,我们假定2015年全国1%人口抽样调查对于每一个城市的抽样都是随机按照1%的比例进行的,因此通过将加总得到的调查移民数乘以100,就可以推算出每一个城市的移民总数。

(2) 房价原始数据来自中国房地产指数系统的百城房价统计。因为用2015年1%抽样调查数据计算的移民数据是地级市层面的,我们剔除了昆山、江阴、张家港、常熟四个县级市,最终得到了2011—2016年96个地级市的新房价格指数。

(3) 1995—2005年1月份平均气温和1995—2005年1月份平均湿度的数据来源于中国气象站点的采集数据库。我们将站点与地级市匹配,得到各个城市1995—2005年1月份平均气温和1995—2005年1月份平均湿度的数据。

(4) 城市人力资本的数据取自2010年中国人口普查数据。我们将每一个城市大专以上人口数除以城市总人口数,得到每一个城市人力资本的状况。

(5) 其他地级市数据来自《中国城市统计年鉴》与《中国城市建设统计年鉴》。

4.2.2 主要变量说明

(1) 城市移民占比。本文运用构建的移民数除以城市的总人口数表示城市的移民占比。本文对移民定义为: 户籍和现居住地不在同一个城市的居民, 包含外来移民与迁出人口; 居住在该市但不拥有该市户籍的居民定义为外来移民; 拥有该市户籍, 但居住在他市的居民定义为迁出人口。在构建城市移民数时, 本文剔除了在校生、职业或行业为农业以及不处于工作年龄(工作年龄为 15~64) 的样本。在推算时, 我们结合居民户籍所在地、现居住地信息与居民离开户口登记地的时间来进行。

(2) 城市房价。本文通过中国房地产指数系统百城价格数据获取城市的房价。之所以采用这一房价数据, 而不采用《区域经济统计年鉴》中商品房销售收入除以住房销售面积来得到的房价数据, 是因为《区域经济统计年鉴》统计的仅是新房的销售面积和价格, 计算得到的房价与城市实际的房价有较大差距。相比之下, 中国房地产指数系统的百城价格统计与现实的住房价格更加贴近, 更能反映真实的城市房价。

本文使用的控制变量的定义如表 3 所示。

表 3 变量的定义

变量分组	变量名称	定义	度量
被解释变量	$\Delta \log(\text{Price}_{d,t})$	城市房价增长	城市房价对数与其滞后一期值的差分
解释变量	In_ratio	外来人口占比	城市迁入人口除以滞后一期城市总人口
	Out_ratio	迁出人口占比	城市迁出人口除以滞后一期城市总人口
	Net_ratio	净人口流入占比	迁入人口占比减迁出人口占比
控制变量	dlnpgdp	人均 GDP 对数的变化	实际人均 GDP 对数与其滞后一期值的差分
	dpfexp	财政支出占比的变化	财政支出占比与其滞后一期值的差分
	humancapital	期初城市人力资本状况	2010 年各城市大专以上学历人数占总人数比重
	lnwater	期初人均生活用水量	2010 年全市人均生活用水量的对数
	lnroad	期初人均道路面积	2010 年市辖区人均道路面积的对数
	tem	气温	1995—2005 年各城市 1 月份平均气温
	humidity	湿度	1995—2005 年各城市 1 月份平均湿度
	hprice01_06	城市之前的房价上涨速度	2001—2006 年城市房价上涨速度均值

5 实证结果分析

5.1 基本回归结果

表 4 是基于式(12)的回归结果, 第(1)~(3)列报告的是 OLS 回归结果。

第(1)列是根据 Saiz(2007)的方程估计得到的结果。我们发现,外来移民对房价增长的影响系数为 0.2957,且通过了 5%的统计显著性检验。第(2)列是参考 Sharpe(2019)加入城市的初始住房价格变动状况——城市 2001—2006 年房价的平均增长率。结果显示,外来移民人数占比的系数为 0.3508,且通过了 1%的统计显著性检验。相比于第(1)列,加入城市初始房价上涨速度这一控制变量后,外来移民占比的系数变大了。第(3)列是在第(2)列加入城市初始状态的基础上进一步加入了区域固定效应与年份固定效应的交乘项。这里的区域是指东中西部地区^①。我们发现,与第(2)列相比,城市移民人数占比的系数略微变小。外来移民占本地居民总人口比重增加 1 个百分点,会导致城市房价上升约 0.34 个百分点。

表 4 外来移民对城市房价回归结果

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV	(5) IV	(6) IV
	二阶段					
$\ln_ratio_{d,t-1}$	0.2957 ** (2.40)	0.3508 *** (2.73)	0.3403 *** (2.75)	0.9821 *** (4.45)	0.9402 *** (4.41)	0.5908 ** (2.48)
$\lnpgdp_{d,t-1}$	-0.0162 (-0.29)	0.0441 (0.83)	0.0520 (0.94)	0.0248 (0.47)	0.0556 (1.10)	0.0209 (0.36)
$dpfexp_{d,t-1}$	-0.0013 (-0.04)	0.0031 (0.11)	-0.0014 (-0.05)	-0.0118 (-0.48)	-0.0060 (-0.24)	0.0275 (0.67)
$humancapital_{d,t-1}$	0.2799 *** (5.71)	0.2515 *** (4.77)	0.2500 *** (4.78)	0.2603 *** (4.91)	0.2391 *** (4.53)	0.2396 *** (4.15)
$\lnwater_{d,t-1}$	-0.0374 *** (-3.55)	-0.0289 *** (-2.82)	-0.0281 *** (-2.74)	-0.0454 *** (-3.99)	-0.0378 *** (-3.58)	-0.0293 *** (-2.65)
$\lnroad_{d,t-1}$	0.0085 (1.21)	0.0081 (1.22)	0.0091 (1.40)	0.0003 (0.04)	0.0015 (0.22)	0.0061 (0.82)
$humi_d$	-0.0006 *** (-2.67)	-0.0006 ** (-2.36)	-0.0006 ** (-2.24)	-0.0006 *** (-2.62)	-0.0005 ** (-2.01)	-0.0005 * (-1.94)
tem_d	0.0018 *** (3.48)	0.0017 *** (3.25)	0.0017 *** (3.29)	0.0009 (1.54)	0.0010 * (1.67)	0.0013 ** (2.26)
$hprice01_06_d$		-0.1849 *** (-4.02)	-0.1858 *** (-3.99)		-0.2040 *** (-4.19)	-0.1931 *** (-3.78)
$_cons$	0.1314 ** (2.40)	0.1045 ** (1.98)	0.0921 * (1.78)	0.2085 *** (3.69)	0.1717 *** (3.20)	0.1077 * (1.83)

① 我们也可以考虑将区域定义为省级层面,由于百城房价数据中的城市大部分为省会城市,因此省级层面的固定效应与年份固定效应的交乘项与解释变量高度共线,因此我们加入东、中、西部的哑变量与年份哑变量的交乘项,以捕捉那些区域层面随年份变化的因素。

续表						
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV	(5) IV	(6) IV
二阶段						
区域效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	N	Y	Y	N
区域×年份效应			Y			Y
一阶段						
iv_2015				0.0003 *** (120.70)	0.0003 *** (12.86)	0.0003 *** (12.92)
一阶段 F 值				161.22	165.30	166.89
N	470	470	470	470	470	470
R^2	0.279	0.313	0.330	—	—	—

注:被解释变量为城市房价自然对数的变化,解释变量为滞后一期外来移民占比。第(1)~(3)列为 OLS 回归结果,第(4)~(6)列为两阶段最小二乘法回归结果。外来移民占比的工具变量(iv_2015)为根据迁出地条件和地理距离预测的外来移民数。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

控制变量中,城市人力资本的系数显著为正,说明城市人力资本对房价上涨有正向影响,在人力资本越高的城市,房价也增长也越快。城市人均用水量对数系数显著为负,这可能反映人口密度越高的城市,人均用水量越小,但房价增长越快。1995—2005 年 1 月份平均湿度的系数显著为负,说明 1 月份湿度越大的城市,房价上涨更慢。1995—2005 年 1 月份平均气温的系数显著为正,说明 1 月份气温越高的城市,房价上涨越快。这一结果与 Saiz(2007)和 Sharpe(2019)相似。城市 2001—2006 年房价平均增长率的系数显著为负,说明初始房价上涨速度更快的城市,样本期内的上涨速度会放缓。这与 Sharpe(2019)的结果不同。

5.2 工具变量回归结果

如前文所述,在 OLS 估计中,我们控制了一些可以观测的城市异质性特征,诸如湿度、气温、初始的人力资本、初始的房价增长率等,但因为没有控制一些不可观测的城市固定效应,如果这些不可观测的固定效应与解释变量相关,这会导致我们 OLS 的估计系数是有偏的。为了进一步处理这种内生性问题,我们将以前文构建的预测移民数作为现实移民占比的工具变量,通过两阶段最小二乘法来估计移民占比的系数。在前文构建工具变量的思路中已经说明,我们预测的移民数是通过迁出地的特征以及迁出地与迁入地的空间距离构建的,因此与迁入地影响住房价格变动的因素均不相关。在这种情况下,我们认为使用的工具变量满足外生性假设,只能通过现实的移民占比影响迁入地住房价格

变动。

表4中第(4)~(6)列报告的是两阶段最小二乘法的估计结果。在第一阶段的回归中,预测的移民数与现实移民占比正相关,且通过了1%的统计显著性检验,一阶段的F值超过180,通过了弱工具检验,说明预测的移民数可以用作现实移民占比的工具变量。在第二阶段回归结果中,外来移民占比的系数显著为正,与OLS回归结果相比,系数都变大,表明内生性偏误使得OLS估计得到的系数下偏,从而低估了外来移民占比对城市房价上涨的影响。结果显示,在严格控制其他因素的条件下,外来移民占比增加1%,城市房价上升约为0.59%左右,小于Saiz(2007)的估计结果。在现有的文献中,绝大部分都是遵照Saiz(2007)的方程来估计移民对住房价格变化的影响,这些文献大多都得到移民占比增加1%,住房价格上升1%左右的结果。但Sharpe(2019)认为一些因素会对城市住房价格产生持续的影响,这些因素与地理位置、历史因素等相关。Saiz(2007)的估计忽略这些因素对城市房价变化的影响,从而高估了移民对城市房价上涨的影响。他通过加入一些城市初始状态的变量,发现移民对住房价格影响的边际效应在0.5左右。我们的结果与Sharpe(2019)的结果非常接近。

5.3 稳健性分析

5.3.1 仅考虑跨省迁移的外来移民

前文得到的外来移民对房价上涨的正效应可能更多是省内城市之间的移民带来的。这是因为总体上看当前的户籍制度对省与省之间移民的限制比省内城市之间的移民更加严格。相对而言,省内的外来移民更容易在未来获得迁入地的户籍,从而他们更愿意购置房产。在这种条件下,省内城市间的移民可能对城市住房有更大的需求,从而更能影响城市房价的变动。

为了检验上述推论是否成立,本文剔除了省内迁移的移民,单独考虑省际移民对房价上涨的效应。我们按照来源地,筛选出跨省迁移的迁移人口,以此计算出跨省迁移的移民占比(in_ratiop)。回归结果如表5所示,第(1)~(3)列是OLS回归结果,第(4)~(6)列是两阶段最小二乘法回归结果。在OLS回归结果中,跨省迁移移民占比的系数显著为正,而且略大于表4中的OLS的回归结果。在两阶段二乘法回归结果中,跨省迁移移民占比的系数显著为正,与表4中的工具变量回归结果非常接近。这说明,即使我们剔除省内移民的样本,移民占比对城市房价上涨的正向影响并没有发生变化。城市房价的变化多是省内移民导致的推论并不成立。

表 5 跨省迁移外来移民对城市房价回归结果

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS	(6) 2SLS
二阶段						
in_ratio _{d,t-1}	0.4133 *** (2.93)	0.4604 *** (3.07)	0.4578 *** (3.13)	1.0049 *** (4.57)	0.9614 *** (4.52)	0.6069 ** (2.52)
hprice01_06 _d		-0.1894 *** (-4.13)	-0.1905 *** (-4.10)		-0.2067 *** (-4.35)	-0.1949 *** (-3.87)
一阶段						
iv_2015				0.0003 *** (13.66)	0.0003 *** (13.81)	0.0003 *** (13.84)
一阶段 F 值				186.67	190.63	191.47
其他控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y	Y	N
区域×年份效应	N	N	Y	N	N	Y
N	470	470	470	470	470	470
R ²	0.287	0.320	0.338			

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量为滞后一期跨省迁移的外来移民占比。第(1)~(3)列为最小二乘法回归结果，第(4)~(6)列为两阶段最小二乘法回归结果。跨省迁移外来移民占比的工具变量(iv_2015)为根据迁出地条件和地理距离预测的外来移民数。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误；* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

5.3.2 更换工具变量

我们借鉴 Saiz(2007)和 Sharpe(2019)设计工具变量的思路，采用份额变化的方法重新设计了本文的工具变量。具体设计方法为：

$$\widehat{\text{Immigrant}}_{kt} = \theta_{kt}^* \times I_{ct} \tag{23}$$

式(23)中， $\widehat{\text{Immigrant}}_{kt}$ 表示 t 时期 K 城市预测的外来移民数， θ_{kt}^* 表示城市 K 在初始状态 t^* 时期的外来移民数占全国移民总数的比例， I_{ct} 表示 t 时期全国的移民数量。

我们用这一方法预测得到的移民数除以城市人口数，得到一个基于份额变化方法预测的外来移民占比，作为现实预测外来移民占比的工具变量。具体而言，我们以 2005 年 1% 人口抽样调查数据，计算出 2000 年各个城市的移民数量占全国总体移民数量的比例，作为初始移民比例，用这一比例构建了预测的移民数和移民占比。

两阶段最小二乘法回归结果如表 8 中的第(1)列所示。一阶段的回归结果表明，我们基于份额变化方法构建的工具变量与现实的城市外来移民占比高度相关。一阶段 F 值为 121.51，拒绝了弱工具的原假设。二阶段回归结果表明，外来移民占比(in_ratio)的系数显著为正，外来移民占比增加 1%，城市房价上涨

加快 0.93%,与 Saiz(2007)的结果非常接近。这说明,即使我们更换工具变量,外来移民占比与城市房价上涨之间的正向因果关系仍然得到支持。

此外,我们根据本文构建外生移民的原理,基于 2005 年 1%的人口抽样调查数据构建了每一个城市预测的外来移民数,用这一预测得到的外生移民数比作为 2011—2015 年的城市实际移民占比的工具变量。两阶段最小二乘法回归结果如表 6 中的第(2)列所示,一阶段的回归结果表明,基于 2005 年 1%人口抽样调查数据预测的外来移民数与现实的移民占比相关,一阶段 F 值为 44.7,拒绝了弱工具的假设;二阶段的回归结果表明,外来移民占比(in_ratio)的系数显著为正,外来移民占比增加 1%,城市房价增长加快 1.96%,高于表 4 中的回归结果。外来移民占比对城市房价上涨的正向因果效应仍然得到支持。

表 6 更换 IV 和分样本回归结果

	二阶段			
	份额变化法 IV	2005 年数据 IV	东部 IV	非东部 IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
in_ratio _{d,t-1}	0.9305 *** (2.88)	1.9639 *** (3.44)	0.5729 * (1.93)	0.9848 (0.99)
一阶段				
iv_share	0.2999 *** (11.02)			
iv_2005		0.0002 *** (6.69)		
iv_2015			0.0002 *** (6.69)	0.0001 ** (2.77)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值	121.51	44.70	123.05	7.65
N	470	467	295	175

注:被解释变量为城市房价自然对数的变化,解释变量为滞后一期外来移民占比。第(1)列的工具变量为基于 2005 年数据用 Saiz(2007)的份额变化法推算的移民占比,第(2)列的工具变量为用 2005 年 1%人口抽样调查数据构建的预测移民数。第(4)列和第(5)列的工具变量为本文所构建的外生移民占比。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

5.3.3 考虑区域异质性

我们进一步考察不同区域外来移民与城市房价之间的因果关系,将样本划分为了东部与非东部两个区域,分别进行回归。表 6 中,第(4)列为东部样本的两阶段最小二乘法回归结果,第(5)列为非东部样本两阶段最小二乘法回归结果。我们发现,在东部的样本中,外来移民占比的系数显著为正,外来移民占比

增加 1%, 城市房价上涨加快 0.57%, 与总体样本回归结果非常接近。这一结果与中国近年来城市房价上涨的区域特征相符。近年来, 房价上涨最快的是东部沿海地区的一些城市, 而这些城市也是外来移民主要的目的地。这一结果也部分回应了当前东部城市房价上涨是一种金融现象还是城镇化的结果的争议。本文的结果表明, 城镇化在东部城市房价上涨过程中扮演了重要角色, 将东部城市房价上涨单纯归因于货币超发或投机行为, 并不能很好地说明东部城市房价上涨的原因。在非东部的样本中, 外来移民占比系数为正, 但不显著, 说明外来移民并不会对这些城市房价的变化产生影响。这或许是因为非东部的城市中外来移民较少, 从而不会对城市房价变化产生影响。

5.3.4 移民对城市住房价格影响的动态效应

我们进一步考察移民进入对城市住房价格变动影响的时滞。在中国当前的城市化政策下, 很多城市外来移民需要经过比较长的时间, 需要缴纳社保达到相应的年限才能获取购房的资格。因此, 可以认为移民进入对城市住房价格变动的影响存在时滞。为此, 我们将移民占比这一变量分别滞后一年、两年、三年、四年和五年, 考察这些滞后的移民占比对城市住房价格的影响。

结果如表 7 所示, 在第 (1) ~ (5) 列中, 所有的移民占比系数都为正, 且都通过了统计显著性检验, 说明滞后的移民数会对当期的城市住房价格上涨有显著的正效应, 移民进入对住房价格影响不仅是即时的, 而且还是长期的。进一步考察系数的大小我们发现, 除了滞后四年的移民占比系数相对偏小以外, 随着滞后年份的增加, 移民占比的系数呈变大的趋势, 说明随着移民在城市生活的年份增加, 他们对城市住房价格上升的影响也不断变大。进入城市 5 年的移民占比增加 1%, 城市住房价格上升 2.23%, 是进入 1 年移民占比影响 (0.59%) 的 3.8 倍, 移民对城市住房价格的长期影响更大。这一结果说明在获得购房资格需要时间的条件下, 移民进入对城市住房价格的影响存在时滞。这一结果也可能反映的是移民迁移过程中的分类效应 (sorting effect), 即经过 5 年的时间, 那些打算在该城市长期发展和定居的移民会留在该城市, 而那些不打算在该城市定居移民会选择回乡或去其他城市, 而这些选择留下来的移民的购房需求更大。

表 7 移民对城市住房价格影响的动态效应

	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS
	二阶段				
in_ratio _{d,t-1}	0.5908 ** (2.48)				
in_ratio _{d,t-2}		1.5632 *** (6.15)			

续表					
	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS	(5) 2SLS
二阶段					
in_ratio _{d,t-3}			1.8126 ^{***} (5.52)		
in_ratio _{d,t-4}				1.0877 ^{***} (2.78)	
in_ratio _{d,t-5}					2.2885 ^{***} (4.86)
_cons	0.1077 [*] (1.83)	0.1335 ^{**} (2.03)	0.0641 (0.90)	-0.0538 (-0.51)	-0.0932 (-0.63)
一阶段					
iv_2015	0.0003 ^{***} (12.92)	0.0003 ^{***} (11.87)	0.0003 ^{***} (8.87)	0.0003 ^{***} (6.71)	0.0004 ^{***} (4.78)
一阶段 F 值	166.89	140.94	78.73	45.02	22.87
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	N	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y	Y
N	470	376	282	188	94

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量 in_ratio_{d,t-1} 为滞后一期外来移民占比、in_ratio_{d,t-2} 为滞后两期的移民占比、in_ratio_{d,t-3} 为滞后三期的移民占比、in_ratio_{d,t-4} 为滞后四期的移民占比、in_ratio_{d,t-5} 为滞后五期的移民占比。工具变量为本文所构建的外生移民占比。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误，* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

6 分解外来移民对城市房价的影响

对于大部分城市而言，既有外来的移民进入，同时也有本地的居民迁出，只有当外来移民不会影响本地居民迁移时，外来移民对城市房价的影响系数 β_2 才能准确反映外来移民对城市住房的需求效应。然而，现实中外来移民可能影响本地居民的迁出意愿。除文化、习俗等冲突之外，外来移民与本地居民在劳动力市场中的关系也是重要的原因。若外来移民与当地居民在劳动力市场上是竞争关系，则外来移民进入会导致本地劳动力市场竞争程度加大，部分本地居民会选择迁出本城市。这无疑会对本城市房价产生影响。为此，本文进一步考虑外来移民对当地人口流动性的影响，从而识别移民进入除了直接增加住房需求之外，是否通过影响本地居民的流动性进而对城市住房价格产生影响。为此，我们首先考察外来移民与本地居民迁出本城市意愿的关系，其次进一步考察净人口迁移占比对城市房价的影响，最后我们根据前文提供的方法分解出外来移民对房价的直接需求效应和引致需求效应。

6.1 外来移民对当地人口流动性的影响

我们以城市的迁出率作为被解释变量,以城市的外来移民占比作为解释变量,考察外来移民对城市户籍人口迁出的影响。表 8 报告的是基于式(13)的回归结果,第(1)列报告的是 OLS 回归结果。城市外来移民占比的系数显著为负,说明外来移民比例增加会降低本地居民迁出的意愿,外来移民与本地居民在劳动力市场中更多呈现一种互补效应。第(2)~(4)列报告的是两阶段最小二乘法回归结果。外来移民占比对当地人口迁出率的影响都显著为负,与 OLS 回归结果相比,系数(绝对值)变大了,说明 OLS 的回归结果低估了外来移民对本地居民迁移意愿的影响。这可能与经济活动的集聚有关,由于经济活动集聚在少数城市,外来移民进入会通过共享、匹配、学习等机制增强城市的集聚效应,从而增加本地找到工作的概率和工资水平,因此外来移民进入会降低本地居民迁出的意愿。

表 8 外来移民对当地居民迁移意愿的回归结果

	二阶段			
	OLS	2015 年数据 IV	2005 年数据 IV	份额变化 IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
in_ratio _{d,t}	-0.2512 *** (-10.91)	-0.3539 *** (-9.92)	-0.4240 *** (-7.35)	-0.3061 *** (-9.56)
一阶段				
iv_2015		0.0003 *** (12.92)		
iv_2005			0.0002 *** (6.69)	
iv_share				0.2999 *** (11.02)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域效应	Y	Y	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值		166.89	44.70	121.51
N	470	470	467	470
R ²	0.293	—	—	—

注:被解释变量为迁出人口占比,解释变量为外来移民占比。第(1)列报告的是 OLS 回归结果,第(2)~(4)列报告两阶段最小二乘法回归结果。第(2)列的工具变量为本文所构建的外生移民占比。第(3)列的工具变量为用 2005 年 1%抽样调查数据,采用本文提出方法构建的工具变量。第(4)列的工具变量为基于 Saiz(2007)的份额变化法构建的工具变量。系数下方括号内为 t 值,标准误为稳健标准误,*表示 $p<10\%$; **表示 $p<5\%$; ***表示 $p<1\%$ 。

6.2 净人口流入对城市房价的回归结果

为了进一步分解外来移民对城市房价的总效应,我们进一步考察外来移民对城市房价的直接需求效应——净人口流入对城市房价的影响。我们用每一个城市迁入人口占比减去迁出人口占比,得到这个城市的净流入人口占比。前文的回归结果表明,外来移民进入会降低本地居民的迁出意愿,外来移民与本地居民在劳动力市场上呈现一种互补关系,也即在迁入人口占比较高的城市,本地户籍人口迁出占比更小,这些城市净流入人口占比更大。外来移民对城市房价上涨的影响可以分解为两部分:一是外来移民直接的需求效应,即外来移民进入增加对城市住房需求;二是引致需求效应,即外来移民降低了本地居民的迁出意愿,从而导致对城市住房需求的增加。因此,我们预期估计得到的直接需求效应(β_3)会小于表 4 估计的总效应(β_1)。

表 9 报告的是基于式(14)的回归结果,第(1)列报告的是 OLS 回归结果,第(2)~(4)列报告的是两阶段最小二乘法的回归结果。结果显示,无论是 OLS 还是两阶段最小二乘法回归结果,净人口流入对城市房价上涨的影响都显著为正,但净人口占比的工具变量回归系数显著大于 OLS 的回归系数。与表 4 中的外来移民占比的系数相比,净人口流入的系数为 0.4364,相对更小,外来移民对城市房价上涨的直接需求效应为 0.44 左右,外来移民占比增加 1%,其直接需求效应使城市房价上升加快约 0.44%。这与表 7 发现外来移民与当地居民存在较强互补效应的结果是一致的。正是这种互补效应的存在,外来移民对城市房价上涨的直接需求效应将会小于总效应。

表 9 净人口流入对城市房价回归结果

	二阶段			
	(1) OLS	(2) 2015 年数据 IV	(3) 2005 年数据 IV	(4) 份额变化 IV
net_ratio _{d,t}	0.2075 ** (2.01)	0.4364 ** (2.53)	1.3791 *** (3.57)	0.7124 *** (2.93)
一阶段				
iv_2015		0.0004 *** (14.39)		
iv_2005			0.0003 *** (7.77)	
iv_share				0.3916 *** (11.44)
控制变量	Y	Y	Y	Y

续表

	二阶段			
	(1) OLS	(2) 2015 年数据 IV	(3) 2005 年数据 IV	(4) 份额变化 IV
年份效应	Y	Y	Y	Y
年份×区域效应	Y	Y	Y	Y
一阶段 F 值	—	207.09	60.37	130.91
N	470	470	467	470
R^2	0.18	—	—	—

注：被解释变量为城市房价自然对数的变化，解释变量为净人口流入占比。第(1)列报告的是 OLS 回归结果，第(2)~(4)列报告两阶段最小二乘法回归结果。第(2)列的工具变量为本文所构建的外生移民数。第(3)列的工具变量为基于 2005 年 1% 抽样调查数据，采用本文提出方法构建的外生移民数。第(4)列的工具变量为基于 Saiz(2007)的份额变化法构建的工具变量。系数下方括号内为 t 值，标准误为稳健标准误，* 表示 $p<10\%$ ；** 表示 $p<5\%$ ；*** 表示 $p<1\%$ 。

6.3 分解移民对房价的影响

根据前文提供的方法以及表 4、表 8 和表 9 的回归结果，我们将外来移民对城市房价上涨的总效应进行分解。结果如表 10 所示，本文得到外来移民对城市房价上涨的总效应为 0.5623，即外来移民比例增加 1%，城市房价上涨速度加快 0.56%。这一总效应可以分解为，外来移民的直接需求效应——净人口流入占比增加 1%，城市房价上涨速度加快 0.44%；外来移民的引致需求效应，通过影响城市人口迁出意愿从而对城市房价上涨产生影响。外来移民占比增加 1%，这种引致需求效应对城市房价上涨的影响为 0.15%。在外来移民与城市房价上涨的关系中，外来移民的直接需求效应解释了 73.9%，外来移民的引致需求效应解释了 26.1%。

表 10 总效应的分解

	总效应($\beta_1=\beta_3-\beta_3\beta_2$)	互补效应(β_2)	直接效应(β_3)	间接效应($-\beta_3\beta_2$)
系数	0.5908	-0.3539	0.4364	0.1544
占比	100%	—	73.9%	26.1%

本文的结果表明，外来移民与本地居民在迁移方向上是一致的，外来移民更多的城市本地居民迁出的意愿更低，外来移民的直接需求和通过影响本地居民迁出意愿从而产生的引致需求效应共同影响了城市住房价格。除外来移民的直接需求之外，这种引致需求也是外来移民影响城市住房价格的重要机制。本文第一次运用中国的数据分离出外来移民对中国城市住房价格影响的这些机制，深化了对外来移民影响中国城市房价的认识。

7 结论和政策含义

长期以来,对“大城市病”的警惕一直影响着中国城市化的政策选择。然而,这些担忧更多的是基于其他发展中国家的经验和教训,很少有文献考察中国城市化过程中移民进入对城市成本的影响。

本文考察了外来移民对城市住房价格的影响,将外来移民对城市住房价格的影响机制分为两部分:一是外来移民对住房的直接需求;二是外来移民进入影响本地居民迁出本城市的意愿,从而影响城市的住房需求。如果外来移民在城市劳动力市场上与本地居民呈现竞争关系,则外来移民增加会提高本地居民的迁出意愿,从而会减少城市住房需求;如果二者呈现互补关系,则外来移民增加会降低本地居民的迁出意愿,从而增加城市住房需求。为此,本文在理论上通过一个简单的模型说明了两种效应对城市房价的影响。在实证方面,本文采用一种分解方法,将外来移民对城市房价的总效应分解为外来移民的直接需求效应和引致需求效应,并测算了这两种效应在解释外来移民与城市房价关系中所占比例。为避免内生性偏误,本文基于推拉理论和引力模型,构建外生的迁入人口数量,作为外来移民占比的工具变量。研究发现,外来移民占城市总人口的比例增加1%,城市房价上涨0.59%,其中,外来移民的直接需求效应可以解释73.9%,剩余26.1%由外来移民通过影响本地居民流动从而影响城市房价的引致需求效应来解释。进一步研究发现,这种正效应大多是跨省移民导致且只在东部城市得到支持。

本文的结果表明,外来移民会通过影响本地居民的流动性从而影响城市房价,这是外来移民影响城市房价的重要机制。如果我们只估计外来移民影响城市房价总效应并将之解释为移民需求效应,这可能误解外来移民推高城市房价背后的机制,不利于客观分析外来移民对城市生活成本的影响。本文通过对外来移民推高城市房价总效应进行分解,不仅阐明了外来移民影响房价背后的机制,而且评估了两种效应的大小,这对于判断未来城市房价的走势以及外来移民对城市成本的影响从而制定相应的城市化政策具有重要的参考价值。

参考文献

- 陈钊, 陆铭, 佐藤宏. 2009. 谁进入了高收入行业? ——关系、户籍与生产率的作用[J]. 经济研究, 44(10): 121-132.
- Chen Z, Lu M, Sato H. 2009. Who entered high-wage industries? The role of social network, Hukou and labor productivities[J]. *Economic Research Journal*, 44(10): 121-132. (in Chinese)

- 李胜阻,郑超,曹誉波. 2014. 大力发展中小城市推进均衡城镇化的战略思考[J]. 人口研究, 38(4): 19-26.
- Gu S Z, Zheng C, Cao Y B. 2014. Strategic thinking on developing small and medium-sized cities to balance urbanization[J]. *Population Research*, 38(4): 19-26. (in Chinese)
- 李嘉楠,游伟翔,孙浦阳. 2017. 外来人口是否促进了城市房价上涨?——基于中国城市数据的实证研究[J]. 南开经济研究, (1): 58-76.
- Li J N, You W X, Sun P Y. 2017. Do migrants boost city's housing price? An empirical study based on China's city data[J]. *Nankai Economic Studies*, (1): 58-76. (in Chinese)
- 李实. 1997. 中国经济转轨中劳动力流动模型[J]. 经济研究, (1): 23-30, 80.
- Li S. 1997. Labor mobility model in the process of China's economic transition[J]. *Economic Research Journal*, (1): 23-30, 80. (in Chinese)
- 刘学军,赵耀辉. 2009. 劳动力流动对城市劳动力市场的影响[J]. 经济学(季刊), 8(2): 693-710.
- Liu X J, Zhao Y H. 2009. The impact of labor migration on urban labor markets in China[J]. *China Economic Quarterly*, 8(2): 693-710. (in Chinese)
- 陆铭,欧海军,陈斌开. 2014. 理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究[J]. 世界经济, (1): 30-54.
- Lu M, Ou H H, Chen B K. 2014. Rationality or bubble: An empirical study on urbanization, immigration and housing prices[J]. *Journal of World Economy*, (1): 30-54. (in Chinese)
- 秦待见. 2008. 走中国特色城镇化道路要充分发挥小城镇的作用[J]. 中国特色社会主义研究, (3): 96-99.
- Qin D J. 2008. Taking the path of urbanization with Chinese characteristics to give full play to the role of small towns[J]. *Studies on the Socialism with Chinese Characteristics*, (1): 96-99. (in Chinese)
- 仇保兴. 2003. 我国城镇化高速发展期面临的若干挑战[J]. 城市发展研究, 10(6): 1-15.
- Qiu B X. 2003. Challenges faced by China in its rapid urbanization process in the near future[J]. *Urban Studies*, 10(6): 1-15. (in Chinese)
- 肖金成. 2009. 中国特色城镇化道路与农民工问题[J]. 发展研究, (5): 18-21.
- Xiao J C. 2009. The roadmap of urbanization with China's characteristics and problems of migrants farmers[J]. *Development Research*, (5): 18-21. (in Chinese)
- 张莉,何晶,马润泓. 2017. 房价如何影响劳动力流动? [J]. 经济研究, 52(8): 155-170.
- Zhang L, He J, Ma R H. 2017. How housing price affects labor migration? [J]. *Economic Research Journal*, 52(8): 155-170. (in Chinese)

- 朱选功. 2000. 城市化与小城镇建设的利弊分析[J]. 理论导刊, (4): 29-32.
- Zhu X G. 2000. Urbanization and analysis of the advantage and disadvantage of the construction of small cities and towns[J]. *Journal of Socialist Theory Guide*, (4): 29-32. (in Chinese)
- Accetturo A, Manaresi F, Mocetti S, et al. 2014. Don't stand so close to me: The urban impact of immigration[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 45: 45-56.
- Akbari A H, Aydede Y. 2012. Effects of immigration on house prices in Canada[J]. *Applied Economics*, 44(13): 1645-1658.
- Bartel A P. 1989. Where do the new U. S. immigrants live? [J]. *Journal of Labor Economics*, 7(4): 371-391.
- Boustan L P, Fishback P V, Kantor S. 2010. The effect of internal migration on local labor markets: American cities during the great depression[J]. *Journal of Labor Economics*, 28(4): 719-746.
- Boustan L P. 2010. Was postwar suburbanization "white flight"? Evidence from the black migration[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 125(1): 417-443.
- Card D. 2001. Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration[J]. *Journal of Labor Economics*, 19(1): 22-64.
- Combes P P, Démurger S, Li S. 2015. Migration externalities in Chinese cities[J]. *European Economic Review*, 76: 152-167.
- Degen K, Fischer A M. 2017. Immigration and Swiss house prices[J]. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 153(1): 15-36.
- Fishback P V, Horrace W C, Kantor S. 2006. The impact of new deal expenditures on mobility during the great depression[J]. *Explorations in Economic History*, 43(2): 179-222.
- Gonzalez L, Ortega F. 2013. Immigration and housing booms: Evidence from Spain[J]. *Journal of Regional Science*, 53(1): 37-59.
- Gyourko J, Mayer C, Sinai T. 2013. Superstar cities[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 5(4): 167-199.
- Imbert C, Seror M, Zhang Y F, et al. 2016. Internal migration and firm growth: Evidence from China[R]. NBER Working Paper.
- Lee E S. 1966. A theory of migration[J]. *Demography*, 3(1): 47-57.
- Ottaviano G I P, Peri G. 2006. The economic value of cultural diversity: Evidence from US cities[J]. *Journal of Economic Geography*, 6(1): 9-44.
- Ottaviano G I P, Peri G. 2012. Rethinking the effect of immigration on wages[J]. *Journal of the European Economic Association*, 10(1): 152-197.
- Peri G, Sparber C. 2011. Assessing inherent model bias: An application to native displacement in response to immigration[J]. *Journal of Urban Economics*, 69(1): 82-91.

- Sá F. 2015. Immigration and house prices in the UK[J]. *The Economic Journal*, 125 (587): 1393-1424.
- Saiz A. 2003. Room in the kitchen for the melting pot: Immigration and rental prices [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3): 502-521.
- Saiz A. 2007. Immigration and housing rents in American cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 61(2): 345-371.
- Saiz A, Wachter S. 2011. Immigration and the neighborhood[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2): 169-188.
- Sanchis-Guarner R. 2017. Decomposing the impact of immigration on house prices[R]. IEB Working Paper.
- Sharpe J. 2019. Re-evaluating the impact of immigration on the U. S. rental housing market[J]. *Journal of Urban Economics*, 111: 14-34.

The Effect of Immigrants on Cities Housing Prices: A Decomposition Based on the Emigration of Local Residents

Benjian Yang Yunpeng Lin

(School of Economics, Jinan University)

Abstract This paper uses a method to decompose the total effect of immigrants on cities housing prices into the direct demand effect and the derived demand effect which caused by local residents migration, and estimates the size of these two effects in explaining cities housing prices growth. Using 1% Population Survey of 2015 and 100 cities housing price data in China's real estate index system, our empirical results show that the proportion of immigrants increases 1%, the urban housing price rises 0.59%, and the direct demand effect of immigrants can explain 73.9% of this total effect, the remaining 26.1% is explained by indirect effect of immigrants. Our results imply that immigrants promote cities housing prices not only by the direct demand effect, but also by indirect affect which influence the mobility of local residents, ignoring this indirect effect will underestimate the effect of immigrants on urban housing prices.

JEL Classification J61, R21, O12