

基于地理位置的补贴式租赁住房的挤出效应：来自 LIHTC 项目的新证据

Michael D. Eriksen*

Stuart S. Rosenthal^{†‡}

翻译者：任涛

2020 年 3 月 7 日

摘要

自 1987 年成立以来，低收入住房税收减免项目（the Low Income Housing Tax Credit, LIHTC）已迅速发展成为美国有史以来规模最大的低收入住房补贴建设来源，占最近所有多户家庭出租房屋的三分之一。本文研究了这种日益重要的中低收入住房来源的挤出效应。为此，我们从 MSA，县和 10 英里半径圆这三个不同的地理层面分析了 LIHTC 建设的影响。这使我们能够采用越来越广泛的地域固定效应，以识别未被观察到的因素。此外，政治变量也被用作进一步促进识别的工具。

在我们所有的模型中，IV 估计产生的挤出效应要比 OLS 大得多，这证实了 LIHTC 开发对新建建筑成熟区域的内生吸引力。我们最可靠的 IV 估算表明，几乎 100% 的 LIHTC 建设被新建的无补贴租赁单位的数量的减少所抵消，尽管这一点估计值附近的置信区间不能让我们作出关键的评价。其他估算表明，LIHTC 的发展对自住房建设的影响要小得多，但这些估算并不非常精确。总体而言，尽管 LIHTC 的发展可能会很好地影响低收入公寓的位置，但我们的估计表明，该计划对新开发的出租房屋数量的影响似乎很小。

关键词：挤出效应，保障性住房，LIHTC

“I rise today to introduce the Affordable Housing Tax Credit Enhancement Act of 2005. ...the bill would double the current LIHTC [annual allocations], which would yield twice the number of affordable units annually. ...Today, the LIHTC program is widely regarded as the nation’s most successful housing production program resulting in the construction and rehabilitation of more than 1.3 million housing units for lower income households. ...”



Statements Submitted to Congressional Record: May 26, 2005 By Rep. William Jefferson (D-LA)

“我今天起草来介绍《2005 年经济适用房税收抵免补充法案》。……该法案将使目前的 LIHTC（年度拨款）翻一番，这将使每年的经济适用房数量增加一倍……今天，LIHTC 计划被公认为是美国最成功的住房保障计划，它为低收入家庭建造和翻新了 130 万套住房……”

众议员 William Jefferson (D-LA) 在 2005 年 5 月 26 日提交国会的发言录音。

*迈克尔·D·埃里克森，电话：+1 706 542 9774，传真：+1 706 542 4295，电子邮件：eriksen@terry.uga.edu。佐治亚大学特里商学院房地产系，美国乔治亚州雅典城，GA 30602。

[†]斯图亚特·S·罗森塔尔，通讯作者，电话：+1 315 443 3809，传真：+1 315 443 1081，电子邮件：ssrosent@maxwell.syr.edu。锡拉丘兹大学经济系和政策研究中心，美国纽约锡拉丘兹，13244-1020。

[‡] 英文原文链接， PDF 下载。作者非常感谢 John D., Catherine T. MacArthur 基金会，Ford 基金会以及住房和城市发展部为该项目提供的资金。本文从许多人的有价值的评论中受益。我们感谢两位匿名评审人，Dennis Epple（编辑），Denise DiPasquale，Gary Engelhardt，Jeffrey Kubik，Edgar Olsen，Erika Poethig，Steve Ross，Michael Stegman，Bruce Weinberg，Johnny Yinger，以及 2007 年 1 月 AREUEA 会议的参与者和俄亥俄州立大学提供的有益意见。当然，文责自负。

1 引言

提供给低收入群体的住房援助方式仍然有很多甚至是激烈的争论：政府应该通过需求端优惠政策（例如第 8 节优惠券），还是通过类似公共住房或住房税收抵免政策（LIHTC）补贴供给端建设成本？在此背景下，本文考察了快速增长的 LIHTC 计划，并强调了 LIHTC 建设在多大程度上挤压了无补贴租赁房屋的开发，一些进一步的背景将有助于正确看待 LIHTC 项目。

20 世纪 30 年代末至 80 年代中期，联邦政府通过“传统”公共住房计划建造了超过一百万套住房。重要的是，这些项目通常将入住群体限制在接近或低于贫困水平的家庭 (Olsen, 2003)¹。到 20 世纪 80 年代，至少在两个方面，人们的担忧开始削弱政府对公共住房进一步扩大的支持。首先是政府建设，拥有和运营公共住房项目。关于某些活动是否最好留给私营部门存在一些基本问题。第二个是公共住房项目造成了密集的贫困集聚，加剧了人们对犯罪，邻里关系恶化，以及对儿童成长的不利影响的担忧，例如可参见 Currie and Yelowitz (2000); Jencks and Mayer (1990)。出于这些原因，公共住房建设在 20 世纪 80 年代初结束了，20 世纪 90 年代开始拆除最差的一些项目²。

随着 1986 年的税收改革法案 (TRA86)，低收入住房税收抵免 (LIHTC) 项目应运而生，作为公共住房的替代方案，同时也抵消了改革对出租住房业主的其他税收优惠的减免 (U.S. Congress, 1987)³。LIHTC 项目的前提与公共住房明显不同，它是基于政府和营利性开发商之间的合作关系。根据 LIHTC 的规定，私人开发商可以从非土地建设成本中获得高额补贴，如果收入低于住房和城市发展部 (HUD) 规定标准的租户保留的公寓份额增加，补贴的力度也会随着增加⁴。此外，开发商同意在至少 15 年内，将目标公寓的租金设定在规定的上限之下，之后才允许收取市场租金。考虑到这些规定，LIHTC 在某些方面是一种有针对性的租金控制形式，入住资格规定限制了特定的人群。

LIHTC 很快就超越了之前所有基于位置的补贴租赁项目，成为美国历史上规模最大的此类项目。在表 1 中，值得注意的是，从 1987 年到 2006 年，LIHTC 项目大约建设了 160 万套住房，约占近期所有多户型出租住房的三分之一。图 1 进一步说明了这一点。这个数字显示了过去 60 年公共住房的建设和 LIHTC 的发展⁵。最近 LIHTC 发展的繁荣是显而易见的。同样显而易见的是，在表 2 中，请注意，尽管 LIHTC 计划的成本相对于住房券计划来说似乎不算高，但 LIHTC 计划的绝对成本却很高。2006 年，住房代金券项目耗资近 210 亿美元。相比之下，与 LIHTC 计划相关的联邦税收损失总计 49 亿美元。然而，由于从 2001 年开始分配的信贷增加了 40%，预计这一费用在未来几年将急剧增加⁶。

很明显，LIHTC 是一个昂贵的项目。同样明显的是，LIHTC 是一种有针对性的租金控制形式。不

¹ Olsen (2003) 指出，至少有 29 种不同的公共住房计划。这些项目中的家庭通常将其总收入的 30% 用于房租。

² 在某些情况下，例如根据 HOPE VI 项目，公共住房结构进行了改建，但在大多数情况下，通常是向住户发放住房券，并让他们自己去寻找住房 (Jacob, 2004)。

³ 根据美国税法第 42 条，LIHTC 计划由国税局管理。

⁴ 联邦政府通过一项为期 10 年的年度不可退还的联邦所得税减免，一美元对一美元地降低私人开发商的联邦所得税责任，补贴私人开发商 30% - 91% 的非土地建设成本 Eriksen (2009)。由于补贴的力度随着分配给低收入居民的项目单元份额的增加而增加，大多数开发商的应对措施是让所有单元都住满符合收入标准的租户。不遵守 LIHTC 的操作规则将导致开发商丧失未来的税收减免，并偿还 1/3 拨款和利息。

⁵ 用于创建图 1 的公共住房数据是从住房和城市发展部的分析师那里获得的，并得到了约翰·麦克阿瑟和凯瑟琳·麦克阿瑟以及阿布特协会的帮助。这些数据在两个方面不同于 <http://www.huduser.org> 的公开数据。首先，我们的数据包含每个“项目”从 1937 年到 2000 年投入使用的年份。这使我们能够代表每十年新建的公共住房。此外，我们的数据还包括 1990 年代拆除公共住房的信息。LIHTC 数据是从 <http://www.lihtc.huduser.org> 的平显获得的。

⁶ 即使最近有关扩大 LIHTC 项目的提议尚未出台，这些增长也会发生。有关各种形式的低收入者住房支助费用的详细资料载于住房和城乡建设局的一份报告 U.S. Congress (2005)。

表 1: 国家 LIHTC 汇总统计^a

| | 年度拨款总额 (\$) ^b | 补贴单位数量 ^c |
|------|--------------------------|---------------------|
| 1987 | 980,533,493 | 34,491 |
| 1988 | 3,140,987,971 | 81,408 |
| 1989 | 4,387,952,511 | 126,200 |
| 1990 | 2,888,647,156 | 74,029 |
| 1991 | 5,207,469,242 | 111,970 |
| 1992 | 4,255,013,370 | 91,300 |
| 1993 | 5,205,992,598 | 103,756 |
| 1994 | 5,915,192,114 | 117,099 |
| 1995 | 4,892,206,044 | 86,343 |
| 1996 | 4,277,723,133 | 77,003 |
| 1997 | 4,225,625,522 | 70,453 |
| 1998 | 3,999,808,231 | 67,822 |
| 1999 | 3,983,473,499 | 62,240 |
| 2000 | 3,895,882,268 | 59,601 |
| 2001 | 4,624,992,306 | 67,261 |
| 2002 | 5,162,994,677 | 69,310 |
| 2003 | 5,507,541,467 | 73,877 |
| 2004 | 5,680,347,051 | 75,600 |
| 2005 | 5,556,042,690 | 70,630 |
| 2006 | 6,668,538,964 | 74,278 |
| 总计 | 90,456,964,308 | 1,594,671 |

^a 数据由国家住房当局全国委员会汇编。

^b 计算时假设通货膨胀率为 3%，并且在分配后的 10 年内将申请已分配的税收抵免。

^c 不包括未补贴的市场价格单位，有时包括在 LIHTC 补贴的房产中。

太明显的是，LIHTC 的目标实际上是温和的，而不是低收入的租户。在考虑 LIHTC 计划的挤出效应时，这一点尤其重要，无论是在总体上还是在公共住房方面。尽管私营部门很少为接近或低于贫困线的家庭建造无补贴住房，但它经常建造中等收入的出租住房。这表明，虽然建造公共住房只是间接地与未受资助的私人开发项目竞争，但 LIHTC 项目与未受资助的建筑项目直接竞争。因为排挤是在政府与私营部门争夺市场份额时出现的，所以以中等收入家庭为目标增加了 LIHTC 项目取代无补贴开发的可能性。鉴于 LIHTC 计划的这一特点的重要性，我们在下面提供了四条证据，证实 LIHTC 倾向于以收入远高于传统公共住房的家庭为目标。

首先要考虑的一点是，LIHTC 补贴住房的租金上限定得相对较高。准确地说，租金上限设定为家庭收入中位数，即生活津贴中位数) 的 18%，每年由住房和城市发展部规定⁷。尽管租金上限因城市而异，但它们与住房和城市发展部规定的公平市场租金想近 (Cummings and DiPasquale, 1999)，后者用于管理第 8 节凭证领取者支付的租金。这些租金通常在上年私人市场合同租金的 40% 至 50% 之间。对于许多低收入家庭来说，这种水平的租金是负担不起的。

第二点也是相关的一点是，LIHTC 补贴住房租户的收入限制也定在相对较高的水平。具体而言，住

⁷ 之所以提出 18% 的 AMI 收入门槛，是因为补贴单元的居住者的收入必须低于 AMI 的 60%，而向补贴单元的个人收取的租金不得超过该上限的 30%。

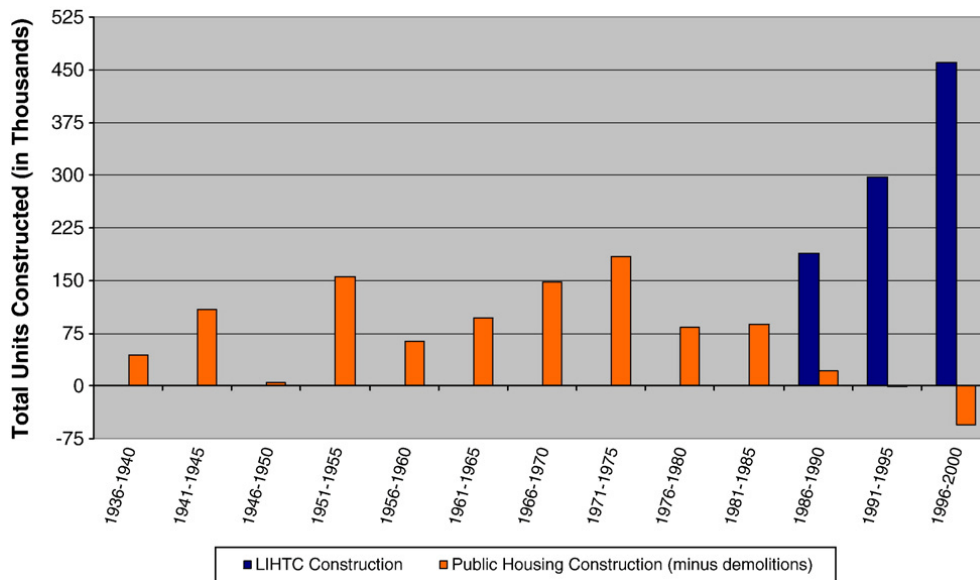


图 1: 基于地点的住房补贴建造和拆除

房和城市发展部将 LIHTC 补贴单位的收入资格定为最低收入水平的 60%。这一限额远远高于传统公共住房开发居住者的收入限额⁸。

第三点是关于 LIHTC 单位的建筑质量。针对高收入租户应该促使开发商提供更高质量的单元（因为住房是一种正常的商品）。Eriksen (2009) 使用 1999 年至 2005 年期间加州 LIHTC 发展的详细数据报告了与该结果一致的证据⁹。Eriksen (2009) 发现 LIHTC 项目的非土地建设成本中位数为每平方英尺 128 美元。Eriksen (2009) 进一步报告说，这比加州同期无补贴租赁住房开发的非土地成本中位数高出 21%。

很明显，LIHTC 的开发项目受到相对较高的租金上限、支配资格的高收入限制以及高质量的建筑的制约。综上所述，这些特征表明，LIHTC 租户的收入可能比公共住房租户的收入要高得多。Wallace (1995) 发现，只有 28% 的 LIHTC 居民的收入低于 50% 的 AMI (HUD 用来定义非常低收入的家庭的基准)，他认为，传统公共住房开发项目中 81% 的居民收入非常低。鉴于上述证据和方案特点，很明显，LIHTC 的目标是中等收入家庭，而不是低收入家庭。因此，LIHTC 也有可能与未受资助的开发项目直接竞争，这增加了 LIHTC 项目取代未受资助建设项目的可能性。

为了评估 LIHTC 发展的挤出效应，我们将 1990 年的普查区域数据与 1990 年至 2000 年间 LIHTC 发展的信息相结合。我们的基本策略是对 20 世纪 90 年代 LIHTC 发展中的私营部门住房建设进行跨部门回归，控制先前文献中阐述的住房开工的其他驱动因素（例如 Mayer and Somerville (2000)）。Murray (1999) 在分析美国住房总量的时间序列时强调的另一种方法是评估补贴住房建设对住房总量的影响。我们在论文的后面部分认为，我们对新发展的关注产生了密切相关的结果，这些结果在我们的数据具有很大的跨部门性质的情况下更加可靠。特别是，我们所有的模型都是以住房存量的滞后水平为条件的（以及其他将要描述的控制变量）。这使得我们的因变量反映了 1990 年至 2000 年期间住房存量的变化，而不管因变量是被指定为住房存量的变化还是 2000 年住房存量的水平¹⁰。两个相关的经验挑战仍然存在

⁸ 例如，在 2000 年的华盛顿州 DC 市生活津贴中，住房和城市发展部为一个三口之家规定的 LIHTC 收入限额为 43,500 加元（大约相当于该规模家庭家庭收入中位数的 60%）。LIHTC 项目业主在那一年可以向这样一个家庭收取的最高租金是每月 1088 美元。相比之下，2000 年华盛顿州 DC 市的所有出租单元（未补贴加补贴单元）的租金中位数为每月 840 美元。参见住房和城市发展部网站：<http://www.huduser.org>。

⁹ Eriksen (2009) 还强调，由于 LIHTC 补贴非土地建设成本，而不是土地本身，要素价格替代效应应进一步鼓励开发商提高建设质量。

¹⁰ 注意，以 $y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + b_2 x_t$ 为例，等式两边同时减去 y_{t-1} ，只影响滞后因变量的系数 x 不变。此外，Murray (1999) 试

表 2: 联邦政府低收入住房支出 (2005-2006) (单位: 百万美元)^a

| | 2005 | 2006 |
|-----------------------------|--------|--------|
| 国税局^b | | |
| 低收入住房税收抵免 | 4700 | 4900 |
| 优惠折旧免税额 | 3800 | 4200 |
| 国家发行的租赁住房免税融资 | 300 | 300 |
| 住房和城市发展部^c | | |
| 住房选择券 (HCV) | 20,064 | 20,917 |
| 公共住房 | 5017 | 5734 |
| 其他 HUD 项目 | 8734 | 4559 |
| 农业部^c | | |
| 农村住房管理 | 1369 | 1029 |
| 总计 | 43,984 | 41,639 |

^a LIHTC 成本反映了与 10 年税收抵免分配相关的税收损失。鉴于自 2001 年以来 LIHTC 拨款的增加, 这些费用预计将在未来几年大幅增加。随着越来越多的公共住房单元被拆除, 未来几年公共住房运营成本可能会下降。

^b 根据 U.S. Congress (2005) 估算的税收支出。

^c 美国政府预算, Office of Management and Budget (2006)。

在, 它们在我们识别挤出效应的努力中起着突出的作用。首先是选择分析 LIHTC 挤出效应的地理层次。第二是控制 LIHTC 发展可能是内生的可能性。我们在下面依次简要地考虑了每个问题, 在本文后面会有进一步的细节。

出于几个原因, 对 LIHTC 挤出效应的估计可能对分析 LIHTC 发展的地理水平敏感 (例如, 城市街区、县、MSA、州等)。首先, 从概念的角度来看, 被中低收入住房的潜在居民视为紧密替代品的社区属于一个共同的住房市场。因此, LIHTC 在一个街区的开发将会降低共同市场中所有街区的均衡房价。当补贴活动压低了市场价格, 迫使未补贴单元的开发商放弃供应职能时, 挤出就发生了 (详情将在本文后面提供)。这表明, 对 LIHTC 挤出效应的全面核算要求地理分析单位足够大, 以考虑到替代效应和相关的邻里价格效应。

然而, 从经验的角度来看, 增加分析单元的地理范围会减少可用于研究的位置的数量 (例如, 州比县少)。这导致数据的变化减少, 使得识别挤出效应变得困难。在接下来的实证研究中, 我们试图通过分别为三个不同的地理分析单元估计我们的模型来平衡这些抵消因素: MSA 加上特定的农村地区、县和围绕 2000 年人口普查区域的地理中心画出的 10 英里半径的圆。这些地理层次中的每一个都给我们留下了深刻的印象, 足以允许跨社区的实质性互动。每种方法的样本量和变异也不同, 并且每种方法都提供了不同的机会来控制特定位置的因素。例如, 我们在 MSA 级别的模型中包含州固定效果, 但在 10 英里圆圈模型中使用县固定效果。后者要严格得多, 在控制未观察到的因素方面走得更远, 否则这些因素可能会使我们对挤出的估计产生偏差。

控制未补贴住房开发的未观察到的驱动因素的需要与我们对 LIHTC 发展的衡量是否是内生的这个问题密切相关, 这是我们第二个主要的经验问题。一方面, 开发商认识到资本收益的潜力因地点而异, 这影响了 LIHTC 项目的预期回报。此外, 如前所述, 如果 LIHTC 投资者未能将项目单元的最低

图分析保障性住房建设对住房均衡存量的影响, Murray (1983) 则侧重于保障性住房开发对住房开工率的影响。

要求份额出租给收入低于住房和城市发展部规定限额的家庭，他们将受到严厉的经济处罚 (埃里克森, 2009 年)。招致此类处罚的风险对租赁住房需求的波动很敏感，并且可能因地点而异。由于这些原因和其他原因，开发商可能会寻求将 LIHTC 项目定位在被认为是未来增长和新住宅建设时机成熟的地区。这将导致对 LIHTC 发展对私人非补贴建筑影响的普通最小二乘估计偏向更积极的价值，低估了 LIHTC 项目的挤出效应。另一方面，也有可能州政府官员在州政府分配的 LIHTC 信贷中进行监督，迫使开发商将项目建在压力很大的社区，否则很难在这些社区进行开发。这可能导致 OLS 的偏见走向相反的方向。综上所述，这些考虑表明，未能控制 LIHTC 项目的可能内生位置可能会使 LIHTC 挤出效应的估计产生偏差，尽管偏差的方向是不确定的，**是先验的**。

为了控制 LIHTC 单位的内生布局，我们在两阶段最小二乘程序中使用由管理 LIHTC 信贷分配的政治过程驱动的工具来为 LIHTC 发展提供工具。联邦法律指示国税局根据各州在美国人口中所占的比例在各州之间分配 LIHTC 信用额度，全国范围内的信用额度总数由国会设定。按照给定的州人口比例，我们假设 1990 年代对每个州的信贷总分配也是外生的。然后，在给定的年份里，各州使用各自认为合适的任何程序在各州内部重新分配学分 (根据联邦整体计划的指导方针)。这些程序在不同的州和不同的时间有所不同，我们没有单个州/年分配程序的直接数据。相反，我们假设各州至少部分通过模仿联邦政府的政治过程来分配他们的信贷。具体而言，我们假设 1990 年至 2000 年间州内的信贷分配部分基于 1990 年某个特定地区 (如县) 的州人口份额。将 1990 年的当地人口份额乘以 LIHTC 信贷的国家分配，得出我们在给定地点的 LIHTC 单位数量的第一个工具。

作为第二个工具，我们考虑到任人唯亲也可能影响国家对宝贵的 LIHTC 补贴的分配。因此，对于每个县，我们基于该县是否在 1989 年投票给现任州长，编码一个等于 1 的虚拟变量。将这一衡量标准乘以上述第一个工具，就有可能使倾向于投票支持获胜州长候选人的社区获得的州 LIHTC 信贷份额高于其在州人口中所占份额的平均值¹¹。

我们的主要结果表明，在县一级和 10 英里半径范围内，LIHTC 开发产生的挤出效应接近 100%，尽管这些估计的标准误差足够大，可以进行更适度的评估。我们还发现，LIHTC 开发的挤出效应主要发生在租赁市场，而不是业主自用部分。在某些方面，这种高程度的排挤并不奇怪。文献中的大量研究表明，住房需求是无弹性的，而新的住房供应是相当有弹性的，例如 Hanushek and Quigley (1980)¹²。本文后面概述的一个简单模型表明，在这种市场条件下，将出现高挤出率。因此，LIHTC 发展的倡导者需要超越仅仅扩大出租房屋的总量来证明该计划的合理性。在本文的结论部分，我们建议出租房屋的位置可能提供这样一个动机。本文后面概述的一个简单模型表明，在这样的市场条件下，高挤出率将会出现。因此，LIHTC 发展的倡导者需要超越仅仅扩大出租房屋的总量来证明该计划的合理性。在本文的结论部分，我们建议出租房屋的位置可能提供这样一个动机。

论文进行如下。下一节提供了与基于位置的补贴租赁住房相关的挤出的先前估计的进一步细节。第 3 节描述了一个指导我们分析的简单概念模型。第 4 节描述了我们的数据，并开发了用于回归分析的经验模型。第 5 节介绍结果，第 6 节总结。

¹¹ 本文稍后将提供关于这些仪器的更多详细信息。就目前而言，这足以表明这些工具与 LIHTC 的发展密切相关 (例如, (Murray, 2006; Stock and Yogo, 2005))，并且过度识别限制的测试支持这两种工具的有效性，尽管我们对这种测试持谨慎态度，因为它们具有已知的弱功率以及假阴性和假阳性的趋势。

¹² 在本文的后面，我们将回顾先前对住房需求和供给弹性的估计。

2 先前估计的地方补贴住房将会被挤出

只要政府提供的商品和服务也是通过私营部门提供的,就有可能被挤出市场。这一点已经在各种市场进行了检验,包括健康保险、广播和慈善捐赠 (Andreoni and Payne, 2003; Berry and Waldfogel, 1999; Cutler and Gruber, 1996)。几项研究也调查了因基于地方的补贴住房而产生的排挤现象,尽管大多数研究并不考虑 LIHTC 计划。其中的第一个由 Murray (1983, 1999), 他利用国家一级的 1935 年至 1980 年中期的时间序列数据。这些数据先于 LIHTC 计划,用于评估公共和其他早期形式的补贴租赁住房建设对未补贴住房建设 (Murray, 1983) 和住房均衡存量 (Murray, 1999) 的挤出效应。有证据表明,补贴租赁住房建设在不到 1 比 1 的基础上增加了住房总开工数或住房存量,这表明住房被挤出¹³。Murray (1999) 发现,针对极低收入家庭的补贴租赁住房项目只能产生少量的挤出效应。这与私人市场开发商为极低收入家庭建造少量无补贴住房的典型事实是一致的:要想挤出市场,私人市场必须首先愿意提供产品。相比之下, Murray (1999) 还估计,三分之一至 100% 的补贴“中等收入”的地方住房被挤出非补贴建筑抵消。这与在没有建筑补贴的情况下,私人市场建造中等收入住房的想法是一致的。

最近,在结构上更接近本文的是, Sinai and Waldfogel (2005) 研究了 1990 年基于地方的补贴租赁住房计划对人均居住住房单元的挤出效应。他们报告说,当使用汇总到人口普查地点级别的数据时, OLS 约有 70% 的人从基于地点的补贴租赁住房中挤出¹⁴。当数据汇总到特派任务生活津贴级别时,他们对挤出的点估计降至约 30%。就这两个地理层次而言, LIHTC 住房与其他形式的基于地方的补贴租赁住房归为一类。这一点很重要,因为西奈半岛和沃尔福格尔使用的数据 (从住房和城市发展部 1996 年补贴住房图片文件中获得) 包括大约 280 万个基于地方的补贴单元。其中,只有 332,085 个是 LIHTC 单元,其中大部分在 1990 年不存在,而 1990 年是与它们的因变量相关联的时期¹⁵。如同 Murray (1983, 1999) 一样, Sinai and Waldfogel (2005) 确定的挤出效应主要反映了先于 LIHTC 计划的计划的影响。

Malpezzi and Vandell (2002) 确实直接考虑了 LIHTC 发展的挤出效应。他们分析了 1987-2001 年国家级 LIHTC 拨款对 2000 年人均住房存量的影响 (基于 2000 年人口普查)。他们的点估计意味着完全挤出,尽管他们的样本仅限于 51 个州级观察 (包括华盛顿特区),控制 14 个需求和供给指标。结果,正如作者所认识到的,他们对 LIHTC 挤出的估计的标准误差比点估计大几倍。

最近, Baum-Snow and Marion (2009) 研究了人口普查区域的合格人口普查区域 (QCT) 的地位对 LIHTC 发展的影响。通过 LIHTC 计划, QCT 地区的 LIHTC 开发项目有资格获得 30% 的更高补贴,这使得这些地区对 LIHTC 开发项目特别有吸引力,所有其他项目都是平等的。Baum-Snow and Marion (2009) 提供的证据表明,开发商通过将开发从相邻地块转移到补贴更高的位置来应对一个地块的 QCT 地位。尽管 Baum-Snow and Marion (2009) 讨论了他们的工作对 LIHTC 的影响,但他们主要关注的是与质量控制中心相关的边境地区,以及开发商对这些地区更慷慨的补贴的反应。他们的发现强调了开发商倾向于用邻近社区的资金来替代竞争开发机会。这进一步加强了我们在引言中的论点,即挤出效应在相对广泛的地理范围内得到最清楚的识别。

¹³ 更准确地说, Murray (1999) 估计了 1935 年至 1987 年期间补贴和非补贴住房存量的均衡存量之间的协整关系。

¹⁴ Sinai and Waldfogel (2005) 试图利用 1940 年前人均建造的住房单元数量以及 1980 年人均占用的公共住房单元数量来进行补贴住房建设。然而,静脉注射模型的结果产生了完全不同的挤出估计值,这取决于所包括的仪器。部分由于这个原因,西奈半岛和沃尔福格尔倾向于强调他们对排挤的非 IV 估计。

¹⁵ 在 1996 年的图片文件中,以场所为基础的补贴单位包括公共场所 (1326224 个单位)、第 8 区中等改造 (105845 个单位)、第 8 区新建 (897160 个单位)、第 236 区 (447382 个单位) 和其他以场所为基础的补贴单位 (292237 个单位)。此外,1996 年的图片文件只报告了 1987 年至 1996 年期间分配给 LIHTC 的大约一半的单元 (Malpezzi and Vandell, 2002)。

3 理论模型

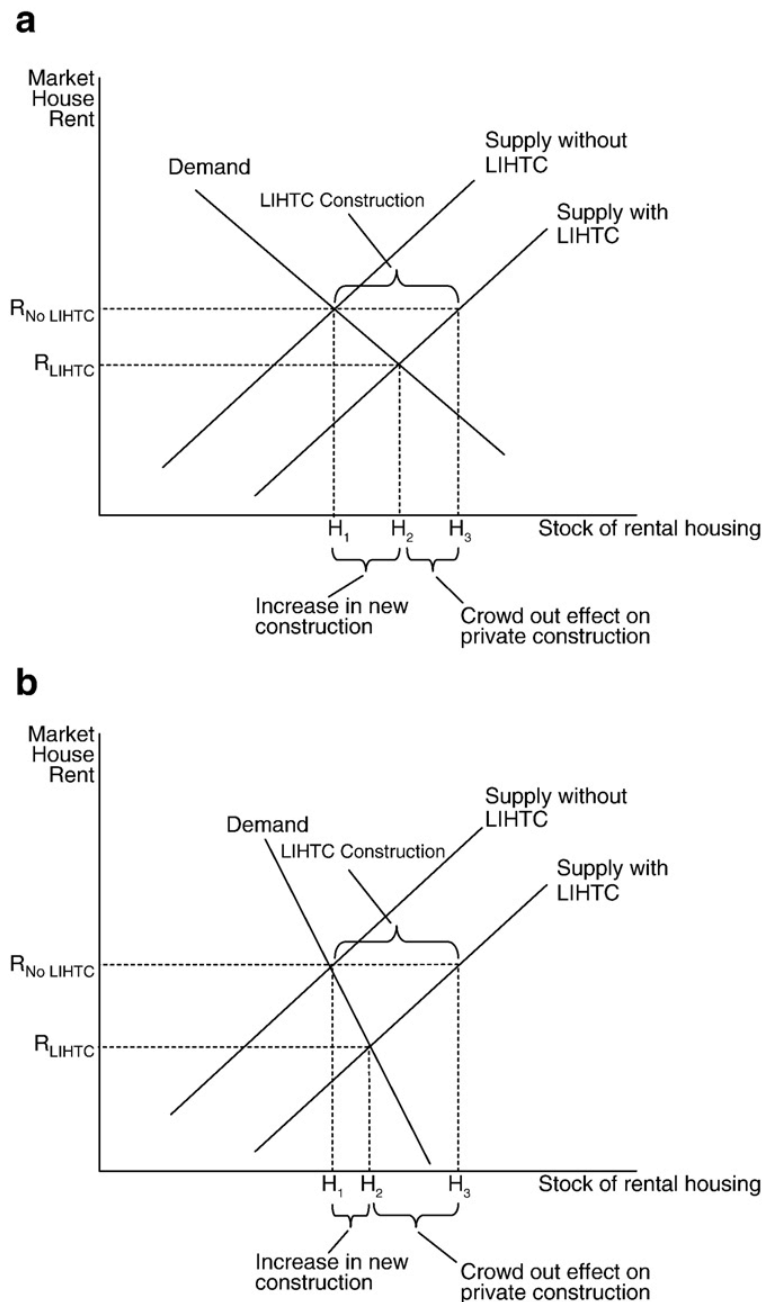


图 2: a: 有弹性需求的出租房被挤出, b: 因需求缺乏弹性而被挤出出租房

现在考虑图 2 a, 其描绘了在给定时间点的租赁房屋存量的市场。从 LIHTC 项目的一些细节中抽象出来, 该项目资助的建设项目达到了外来的州级拨款。这意味着出租房屋总供给的向外转移, 导致均衡租金下降, 房屋存量增加¹⁶。

在图 2 a 中, 请注意, LIHTC 的开发压低了市场租金, 导致出租房屋的总存量增加少于 LIHTC 建筑的水平 ($H_2 - H_1 < H_3 - H_1$)。不同的是, $H_3 - H_2$ 代表了被 LIHTC 项目“挤出”的无补贴私人建

¹⁶ 图 2 a 和 b 表明, LIHTC 计划导致整个供应功能移出。这一简化抓住了 LIHTC 计划的主要影响。更准确的描述是, LIHTC 计划将供应曲线最下部的斜率展平, 直至分配给给定位置的 LIHTC 单位的最大数量。超过这一水平的建设, 供应函数变陡, 因为额外的投资是没有补贴的。这样的规范意味着开发商选择先投资 LIHTC 开发项目, 然后再进行无补贴建设。此外, 就 LIHTC 发展从非补贴部门吸引低成本要素投入而言, 非补贴部门的投入成本将高于没有 LIHTC 计划的情况。这将导致供应功能的未补贴部分向内旋转。关于这个问题的进一步讨论, 参见 Olsen (2007)。

筑。此外，图 2b 表示了随着需求函数变得更加无弹性，挤出变得更加明显。事实上，只有当住房需求完全弹性或者新建住房供应完全非弹性时， $H_3 - H_2$ 等于零，挤出效应才会发生。

为了正确理解这一点，Hanushek and Quigley (1980) 使用了 20 世纪 70 年代住房补贴实验的数据来估计出租房需求的弹性。匹兹堡和凤凰城的估计值分别 -0.36 和 -0.41 。对于自住单元，Rosen (1979) 估计自住者随机样本的价格弹性为 -0.99 ，而 Rosen (1979) 估计 FHA 购房者的价格弹性为 -0.5 ，这一群体的收入更接近于典型的租房者。这些估计证实，住房需求远非完全弹性。

在供给方面，Mayer and Somerville (2000) 估计，所有类型新建住房的供给弹性大约为 6。这与 DiPasquale and Wheaton (1992) 估计的新建多户出租住房的供给弹性为 6.8 十分接近。对新建住房供应弹性的其他估计较小，但通常远高于 1（例如 (DiPasquale and Wheaton, 1992; Rosen, 1979)）。虽然以前估计的供给弹性范围比需求方面的变化更大，但考虑到住房存量的扩张，供给似乎远非完全无弹性¹⁷。

总而言之，只有当住房需求完全弹性化或住房供给完全非弹性化时，挤出效应才会发生。然而，文献中的估计强烈表明这两种情况都不成立。除了记录在案的以中等收入家庭为目标的 LIHTC 计划的趋势，这表明在质量的基础上，LIHTC 发展的倡导者和反对者都应该预计到该计划的排挤。问题是，多少钱？

4 数据和实证模型

4.1 数据

我们使用十年一次的人口普查数据作为我们控制变量的根数据源。这些数据是从 1990 年和 2000 年的地理信息系统公司邻域变化数据库文件中获得的¹⁸。地理信息系统公司将这些年的数据重新编码到 2000 年人口普查区域边界。这些数据与截至 2000 年投入使用的 LIHTC 项目的信息相结合。LIHTC 的数据是通过互联网从住房和城市发展部获得的¹⁹。LIHTC 数据库的信息包括投入使用的年份和 2000 年人口普查范围。我们的数据包括 17,774 个 LIHTC 项目，包含 877,972 个单元。

根据这些数据，我们进行了前面提到的三组分析。在第一种情况下，所有的数据都被汇总到 MSA 级别，MSA 是一个足够大的地理单元，以至于在介绍中描述的方式跨社区的大多数交互都可能被考虑在内。对于分析的这一部分，我们从样本中删除非 MSA 区域。在第二种方法中，我们将数据聚集到县一级。虽然在地理上没有管理服务协定大，但有更多的县，这增加了数据的变化，有助于识别 LIHTC 排挤效应。此外，尽管我们在 MSA 层面的分析中包括了州固定效应，但对于县一级的回归，我们可以使用 MSA 和州特定的非 MSA 固定效应。

对于我们的最终方法，我们使用地理信息系统 (GIS) 软件将数据重组为半径 10 英里的统一圆形单位，每个圆围绕 2000 年人口普查的单个地理质心 i ($i = 1, \dots, n$)²⁰。为所有因变量和自变量以及构造我们的工具时使用的总体变量生成了基于圆的度量。这样可确保用于测量回归方程两侧的变量的地理位置相同。值得注意的是，典型的县所覆盖的区域少于半径 10 英里的圆圈。出于这个原因，部分原因是，我们认为 10 英里范围内的措施至少在与县进行跨社区互动方面做得很好。此外，由于圆圈是围绕

¹⁷ 从另一个角度来看，如果可开发土地充足，而实际建筑成本不变，那么新的住房供应应该是完全有弹性的（例如 (Rosenthal and Helsley, 1994)）。这与住房存量的收缩形成对比，因为住房的耐久性意味着供应是非弹性的（例如 (Glaeser and Gyourko, 2005)）。

¹⁸ 请参见 <http://www.geolytics.com>。

¹⁹ 请参见 <http://www.lihtc.huduser.org>。

²⁰ MapInfo 和 MapBasic 用于处理数据的地理特征。当在人口普查道质心周围画圆时，比例和度量被用来计算各种计数变量。

基础普查区的地理质心绘制的，因此许多不同的圆圈都位于给定县内。这使我们能够控制县级固定效应，并进一步加强识别。为了考虑圆的重叠性质并隐含重复因变量中的某些信息，我们在县一级对圆回归中的标准误差进行了聚类。表 3 提供了州级，县级和 10 英里圈数据的摘要统计数据。

表 3: 回归变量的样本均值

| | MSA | County | 10 mile circle |
|--|---------|--------|----------------|
| Private construction of rental housing 1990–2000 | 8582.9 | 944.0 | 9371.8 |
| LIHTC construction 1990–2000 | 1601.9 | 187.2 | 2158.6 |
| # of rental units constructed 1980–1989 | 15799.3 | 1704.8 | 19027.8 |
| # of rental units constructed 1970–1979 | 16786.5 | 1828.5 | 22174.7 |
| # of rental units constructed prior to 1970 | 42474.2 | 4798.4 | 96303.6 |
| # of owner-occupied units constructed 1980–1989 | 27004.7 | 3085.2 | 19160.1 |
| # of owner-occupied units constructed 1970–1979 | 29625.9 | 3363.2 | 21629.0 |
| # of owner-occupied units constructed prior to 1970 | 81365.0 | 9604.7 | 111190.7 |
| Vacant rental units in 1990 | 7089.0 | 816.1 | 10524.7 |
| Vacant owner-occupied units in 1990 | 2799.5 | 324.3 | 3059.7 |
| Change in population 1990 to 2000 (ΔPop) | 77639.0 | 8429.2 | 102821.9 |
| Change in Median Inc 1990 to 2000 (ΔInc) | 952.4 | 111.1 | 577.59 |
| Observations | 427 | 3052 | 49,794 |

4.2 房屋开工数据模型

前面概述的概念模型描述了 LIHTC 发展对住房总量的影响。在这种情况下，完全排挤意味着 LIHTC 的建设不会对当地经济中的住房总数产生影响。Sinai and Waldfoegel (2005) 利用了这种直觉，并指定了一个模型，该模型集中于给定时间点的已占用住房总量。我们采取不同但密切相关的方法。具体而言，我们以住房存量的滞后水平为条件，评估 LIHTC 发展对 1990 年至 2000 年间住房存量变化的影响。在这种情况下，完全挤出将意味着每一个 LIHTC 单位建成将减少一个单位的私人非补贴住房存量的变化。我们采用这种方法部分是因为它允许我们利用我们数据的横向优势。

我们的模型的规范是由以前关于住房开工的工作指导的，尤其是 Mayer and Somerville (2000) 所做的工作²¹，他们强调，新的住房建设是一个流动，因此，最好表示为住房价格和成本变化的函数，而不是这些因素水平的函数。他们还认识到，现有住房存量的恶化为新住房开发提供了进一步的动力。

Mayer and Somerville 利用美国季度总时间序列数据估计了他们的模型。 t 期和 t_1 期之间的住房开工数表示为质量调整后的房价变化、实际利率变化、建筑材料成本变化、待售住房市场滞后中值时间和现有住房存量滞后水平的函数²²。这些控制措施的解释大多是直接的。不断上涨的房价鼓励开发商增加供应，而不断上涨的利率和建筑成本增加了开发成本，并产生了相反的效果。未售房屋在市场上待售的时间越长，表明库存增加，这可能会阻止开发商建造新房子。住房的初始存量越大，越多的老房子可能会变得破旧或风格过时，因此更换的时机已经成熟。较高的初始库存水平也可能反映出推动住房需求和供应的其他未观察到的因素的影响。

²¹ 可以参见 Topel and Rosen (1988), DiPasquale and Wheaton (1992) 获得相关信息。

²² Mayer and Somerville (2000) 还考虑了一个 AR(1) 项和一个时间趋势，这有助于吸收未观察到的因素的影响。正如下面将变得显而易见的，我们也考虑到类似原因的系列相关性。

我们的目标是评估一个考虑到上述特征的模型，根据我们数据的性质和 LIHTC 计划的时间进行定制。在模型中加入 LIHTC 发展将允许我们评估该项目的挤出效应。首先，我们将 1990 年到 2000 年（我们数据的时间段）之间某个给定地点的住房开工数表示如下：

$$s_d^{rental,unsubsidized} = b_1 \Delta p_d^{Q-adjusted} + b_2 S_{d,1990} + b_3 \Delta rate + b_4 \Delta q_r^{Non-Landinputs} + b_5 S_{d,1990}^{rental,vacant} + \varepsilon_d \quad (4.1)$$

在公式 (4.1) 中，下标 d 表示所讨论的位置，而 r 是 d 所处的更广泛的地理区域。这种区别允许我们使用区域固定效应来控制一些变量，正如前面所提到的，稍后将会阐明。还记得吗，我们用三种不同的方式来编码地理。最初，我们让 d 表示一个给定的 MSA。在这种情况下，我们将县所在的州视为更广泛的区域，用 r 表示。对于跨越州边界的多州行政区，我们将多州行政区划分为与组成州中的那些部分相对应的部分，并将每个部分视为单独的观察。在我们的第二种方法中，我们让 d 表示给定的县。在这种情况下，我们将县所在的 MSA 视为更广泛的区域，前提是该县在 MSA 中。对于不在 MSAs 中的县， r 被编码为该县所在的州。在我们最后的方法中， d 被设置为半径为 10 英里的圆， r 被设置为圆的地理中心所在的县。

以这种方式定义 d 和 r 允许我们控制上面提到的房屋开工的潜在驱动因素。需要说明的是，因变量 $s_d^{rental,unsubsidized}$ 是指 1990 年至 2000 年间未补贴的出租房数量，而 $S_{d,1990}$ 是指 1990 年住房单元（租金加自有住房）的滞后总数。如前所述， $S_{d,1990}$ 控制了许多未观察到的因素，也确保了我们的因变量反映了不同时期住房存量的变化。同时， $S_{d,1990}^{rental,vacant}$ 是指 1990 年空置出租单位的数量，并考虑到当年可能出现的不平衡情况。这些术语都随着 d 的变化而变化，并且都可以很容易地使用前面描述的根普查区域数据对每一种地理处理进行测量。

为了进一步丰富我们的规范，我们将 $S_{d,1990}$ 分解为在 20 世纪 80 年代、70 年代和 1970 年之前建造的房屋的独立组件，并且还包括针对房屋出租和业主自用库存的独立措施。因此，我们把公式 (4.1) 写成下面这样：

$$\begin{aligned} s_d^{rental,unsubsidized} = & b_1 \Delta p_d^{Q-adjusted} + b_{2,1}^{rent} S_{d,1990}^{rent,80to90} + b_{2,2}^{rent} S_{d,1990}^{rent,70to80} \\ & + b_{2,3}^{rent} S_{d,1990}^{rent,pre70} + b_{2,1}^{own} S_{d,1990}^{own,80to90} + b_{2,2}^{own} S_{d,1990}^{own,70to80} \\ & + b_{2,3}^{own} S_{d,1990}^{own,pre70} + b_3 \Delta rate + b_4 \Delta q_r^{Non-Landinputs} \\ & + b_5 S_{d,1990}^{rental,vacant} + \varepsilon_d \end{aligned} \quad (4.2)$$

公式 (4.2) 包括 1990 年出租和自住住房存量的年龄分布，比公式 (4.1) 中的规格有几个优点。在某种程度上，未观察到的当地住房动因是连续相关的，与 1980 年代开发的住房相关的术语往往会吸收这种影响（例如 $S_{d,1990}^{rent,80to90}$ ）。实际上，我们可以像 Mayer and Somerville (2000) 一样进行处理。与此同时，1990 年的旧住房存量（如 1970 年以前建造的住房， $S_{d,1990}^{rent,pre70}$ ）将遭受更大程度的恶化。这些股票更有可能被替换，它们的存在可能导致 20 世纪 90 年代更多的住房开工。租房和自住住房也很可能只是弱替代品，在这种情况下，我们预计与自住住房相比，滞后租房会产生更强的影响。

(4.2) 中的其余项。 $\Delta rate$ 表示实际利率的变化，是最容易考虑的。这个术语被认为在 20 世纪 90 年代在所有地方都很常见。当我们使用单个横截面进行估算时， $\Delta rate$ 在方程中 (4.2) 中变成常数。术语 $\Delta q_r^{Non-Landinputs}$ 非土地要素投入代表非土地要素投入价格的变化。重要的是，我们假设这个项在不同的区域是不同的，但是在给定的 r 内是恒定的。作为一个近似值，这似乎是合理的。给定这个假设，我们可以通过在模型中包含区域固定效应来消除 $\Delta q_r^{Non-Landinputs}$ 的影响。

剩下的只是 $p_d^{Q-adjusted}$ 调整后, d 中质量调整后的房价在 1990–2000 年的变化。如果在给定区域内房价增长相似, 则在模型中包括区域固定效应也将使该术语有所不同。然而, 出于两个原因, 这不是一个吸引人的假设。首先, 即使在定义的较广区域内, 需求冲击在各个位置之间也可能容易不同, 尤其是当 d 相对于 r 较小时 (例如, 当 d 设置为 MSA 且 r 处于其状态时)。其次, 由于空缺率的不同, 1990 年不同地点的短期失衡状态可能不同。这将进一步加剧地方一级房价在 1990 年代变化的程度的差异。我们通过代理如下调整 $p_d^{Q-adjusted}$ 解决了这个问题:

$$\Delta p_d^{Q-adjusted} \approx a_1 \Delta Pop_d + a_2 \Delta Med \ln c_d + a_3 \Delta Pop_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} + a_4 \Delta Med \ln c_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} + a_4 D_d + \delta_r \quad (4.3)$$

在公式 (??), 区域固定效应 δ_r , 捕捉了质量调整后的房价的区域变化。其余条款反映了个别地点平均效应的偏差。 ΔPop_d 指 1990 年至 2000 年间 d 区域人口的变化。同样, $\Delta Med \ln c_d$ 也反映了 d 区域家庭收入中位数的变化。这些术语推动了需求的变化, 应该会对当地价格的变化产生积极的影响。然而, 这种情况的发生程度很可能对 1990 年空置单位数量很敏感。当大量空置单位出现时, 填补空置单位至少可以部分缓解正面需求冲击, 这将缓解价格上涨压力。因此, 方程中的交互项。公式 (??) 应对价格产生负面影响。需求冲击也可能随着给定地点离市中心的距离而系统地变化。这是因为随着时间的推移, 城市倾向于从中心向外发展, 然后再发展, 例如 Brueckner and Rosenthal (2009)。考虑到这种模式, 在模型中, 术语 D_d 表示到市中心的距离, 在模型中, 地理单位以 10 英里半径的圆圈表示, 当我们使用 MSA 级或县级数据时, 表示密度 (住房单位数除以土地面积)²³。

将公式 (??) 代入公式 (4.2) 中, 对部分变量进行重新排序, 方便我们进行复习:

$$\begin{aligned} s_d^{rental,unsubsidized} = & b_1^{rent} S_{d,1990}^{rent,80to90} + b_2^{rent} S_{d,1990}^{rent,70to80} + b_3^{rent} S_{d,1990}^{rent,pre70} \\ & + b_3^{own} S_{d,1990}^{own,80to90} + b_4^{own} S_{d,1990}^{own,70to80} + b_5^{own} S_{d,1990}^{own,pre70} \\ & + b_6 S_{d,1990}^{rental,vacant} + b_7 \Delta Pop_d + b_8 \Delta Med Inc_d \\ & + b_9 \Delta Pop_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} + b_{10} \Delta Med Inc_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} \\ & + b_{11} D_d + \lambda_r + \varepsilon_d \end{aligned} \quad (4.4)$$

表达式 (4.4) 捕捉了与典型的住房开工模型相关的主要特征²⁴。将 1990 年至 2000 年间建造的 LIHTC 单元数量 (记为 s_d^{LIHTC}) 相加, 得出我们的估算公式:

$$\begin{aligned} s_d^{rental,unsubsidized} = & \theta s_d^{LIHTC} + b_1^{rent} S_{d,1990}^{rent,80to90} + b_2^{rent} S_{d,1990}^{rent,70to80} \\ & + b_3^{rent} S_{d,1990}^{rent,pre70} + b_3^{own} S_{d,1990}^{own,80to90} + b_4^{own} S_{d,1990}^{own,70to80} \\ & + b_5^{own} S_{d,1990}^{own,pre70} + b_6 S_{d,1990}^{rental,vacant} + b_7 \Delta Pop_d \\ & + b_8 \Delta Med hc_d + b_9 \Delta Pop_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} \\ & + b_{10} \Delta Med \ln c_d \cdot S_{d,1990}^{rental,vacant} + b_{11} D_d + \lambda_r + \varepsilon_d \end{aligned} \quad (4.5)$$

在这个表达式中, θ 是感兴趣的主要变量。如果其系数等于 0, 则表明 LIHTC 单元的建造对 1990 年至 2000 年期间建造的私人、无补贴出租住房单元的数量没有影响。相反, 如果 θ 等于 1, 这将意味

²³ 在循环回归中, 我们将分析限制在 MSAs 的人口普查区域, 并将城市中心定义为 2000 年人口密度最高的人口普查区域的地理重心。

²⁴ 请注意, λ_r 捕捉了所有地区特定影响的影响, 包括实际利率的变化、非土地要素价格投入的变化以及价格变动的共同组成部分的变化 (公式 (??) 中的 λ_r)。

着完全挤出，并表明 LIHTC 建设几乎没有增加租赁住房的总存量。

4.3 内生变量

方程式中的两组变量。公式 (4.4) 似乎特别倾向于内源性。第一个是关键控制变量，LIHTC 住宅开发。第二个是对 1990 年至 2000 年间 d 区人口和收入中位数变化的控制。我们首先考虑后面这些变量。

在特定地点建造新住房有可能吸引家庭，而建造出租住房可能特别吸引低收入家庭。出于这两个原因，一个地区的人口和收入中位数的变化可能是新住房开发的内生因素。为了解决这一问题，我们通过将 d 区 1990 年的人口（中位收入）水平乘以更广泛的地理区域的人口（中位收入）增长百分比来衡量 d 区的人口（中位收入）变化：对于 MSA 级和县级模型，我们乘以州级人口和中位收入的百分比变化，而对于 10 英里环形模型，我们乘以 MSA 级人口和中位收入的百分比变化。在每种情况下，我们都做了两个假设：(i) d 区 1990 年的人口和中位收入水平对 1990 年至 2000 年间的住房发展是外生的，以及 (ii) 更广泛区域水平的人口和中位收入的百分比变化对 d 区 1990 年代的新住房建设是外生的。第一个假设实际上与假设 1990 年的住房存量是外生的没有什么不同，这个假设已经隐含在住房开工模型中 (??)。第二个假设相当于认为一个小地理单元的发展不会显著影响更大地理区域的总体人口和收入增长率。

采用不同的策略来控制 LIHTC 单元的可能的内部布局。如导言中所述，我们通过两阶段最小二乘法使用 LIHTC 发展工具来估计我们的模型，这些工具是由管理 LIHTC 信贷分配的政治进程所驱动的。我们的第一个工具是通过将一个地区（如县）1990 年在该州人口中所占的份额乘以该州在 1990 年代对 LIHTC 信贷的分配而获得的。这模拟了联邦政府在各州之间的信贷分配，这取决于各州在全国人口中所占的比例。我们的第二个工具基于给定地区是否在 1989 年投票给现任州长，将第一个工具与 1–0 虚拟变量进行交互²⁵。对于 MSA 级别的回归，1–0 投票虚拟变量是针对给定 MSA 的每个州特定部分单独测量的；对于县级回归，基于县级投票模式对投票哑元进行编码；对于半径为 10 英里的圆形回归，我们还使用与圆形地理质心所在的县相对应的县一级投票结果。以这种方式编写我们的第二个工具，考虑到任人唯亲可能进一步影响宝贵的 LIHTC 补贴的国家分配的可能性。

4.4 重叠圆圈

最后一个经验问题是当 d 被设置为 10 英里半径的圆区域时，圆的重叠性质。因为圆形测量是围绕基本人口普查区域的地理质心绘制的，所以附近的圆形通常会重叠。这表明我们的因变量依赖于重叠的信息，而不是独立的。未能解决这个问题将导致模型标准误差向下偏移，但不会偏移系数估计值。为了解决这个问题，当在圆圈中测量我们的变量时，我们在县一级聚集标准误差。

5 实证分析结论

表 4 根据前面描述的 MSA、县和 10 英里环形地理，给出了三组挤出回归的 OLS 和 2SLS 估计值。在所有情况下，我们的因变量是 1990 年至 2000 年间建造的私人出租单元的数量。固定效应与前面描述的分析的基础地理水平不同，并在表格底部注明。还要注意的，对于县一级的回归，我们在完全由

²⁵ 1985 年至 1988 年的州长选举结果是根据 1950 年至 1990 年由政治和社会研究大学间联合会 (ICPSR) 编制的美国大选数据系列得出的。

单一县组成的管理服务协议中删除了县；对于 10 英里圆回归，我们将样本限制为质心位于移动平均线的圆单位。27 在所有情况下，模型估计的标准误差都集中在固定效应所用的同一地理水平上。

表 4: 1990 年至 2000 年的私人出租建设（括号内是 t 的比率）

| | MSA | | County | | 10-mile circle | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | 2SLS | OLS | 2SLS | OLS | 2SLS |
| LIHTC construction 1990–2000 | 1.2168 (4.90) | −0.3474 (−0.51) | −0.0513 (−0.16) | −0.9811 (−1.78) | −0.1995 (−1.10) | −1.0692 (−2.31) |
| Rental stock in 1990 | | | | | | |
| Constructed 1980–1989 | 0.3757 (4.48) | 0.3898 (3.69) | 0.3018 (3.23) | 0.3285 (3.38) | 0.3912 (6.55) | 0.3499 (6.67) |
| Constructed 1970–1979 | −0.1834 (−3.14) | −0.0758 (−0.82) | 0.0053 (0.08) | 0.0549 (0.74) | 0.0016 (0.03) | 0.0197 (0.41) |
| Constructed prior to 1970 | 0.0136 (2.12) | 0.0118 (1.56) | 0.0016 (0.12) | −0.0032 (−0.21) | 0.0045 (0.83) | 0.0091 (1.62) |
| Owner-occupied stock in 1990 | | | | | | |
| Constructed 1980–1989 | −0.0257 (−0.44) | 0.0403 (0.50) | 0.0690 (1.16) | 0.0823 (1.44) | 0.1557 (4.83) | 0.1816 (4.88) |
| Constructed 1970–1979 | 0.0680 (1.56) | −0.0014 (−0.02) | −0.0838 (−1.46) | −0.1260 (−1.78) | −0.1050 (−2.97) | −0.1290 (−3.24) |
| Constructed prior to 1970 | −0.0259 (−2.93) | −0.0293 (−2.83) | −0.0288 (−2.11) | −0.0316 (−2.12) | −0.0143 (−2.76) | −0.0149 (−3.12) |
| Vacant rental units in 1990 (Vac) | −0.0395 (−0.37) | 0.0467 (0.33) | −0.1581 (−1.24) | −0.0067 (−0.04) | −0.0223 (−0.26) | 0.1184 (1.21) |
| Change in population 1990 to 2000 (Δ Pop) | 0.0435 (2.85) | 0.0422 (2.49) | 0.0804 (3.19) | 0.0803 (3.20) | 0.0219 (1.39) | 0.0267 (1.59) |
| Change in Median Inc 1990 to 2000 (Δ Inc) | 1.0788 (1.01) | 2.1464 (1.23) | 2.3844 (1.60) | 2.7056 (1.58) | 0.9275 (3.68) | 0.9976 (3.84) |
| Vac* Δ Pop | −1.81E−07 (−0.72) | −3.66E−07 (−1.24) | −5.82E−07 (−2.10) | −8.37E−07 (−2.66) | 8.25E−08 (0.79) | 2.84E−08 (0.26) |
| Vac* Δ Inc | −4.17E−06 (−0.33) | −1.32E−06 (−0.08) | 5.12E−06 (0.36) | 16.8E−06 (1.12) | −1.49E−05 (−3.65) | −1.53E−05 (−3.71) |
| Density (pop/sq mile) | 1.4371 (2.28) | 1.1882 (2.04) | −0.0172 (−0.24) | 0.0391 (0.44) | — | — |
| Distance (miles) to the CBD | — | — | — | — | −8.9016 (−0.68) | −10.1778 (−0.71) |
| Observations | 426 | 426 | 3052 | 3052 | 49,794 | 49,794 |
| Fixed effects | State | State | MSA/StRural | MSA/StRural | County | County |
| Cluster | State | State | MSA/StRural | MSA/StRural | County | County |
| First stage: StateAlloc*MSAPopShare | — | 0.9081 (5.19) | — | — | — | — |
| First stage: StateAlloc*MSAPopShare*MSAWin | — | −0.0019 (−0.02) | — | — | — | — |
| First stage: StateAlloc*CntyPopShare | — | — | — | 0.7219 (3.82) | — | — |
| First stage: StateAlloc*CntyPopShare*CntyWin | — | — | — | 0.5588 (4.26) | — | — |
| First stage: StateAlloc*CirclePopShare | — | — | — | — | — | 0.4570 (1.95) |
| First stage: StateAlloc*CirclePopShare*CntyWin | — | — | — | — | — | 0.3521 (1.84) |
| Kleibergen-Paap F-statistic | — | 18.28 | — | 18.76 | — | 11.24 |
| Sargan OverID P-value | — | 0.4902 | — | 0.6208 | — | 0.1283 |
| R-squared | 0.9334 | 0.9183 | 0.9038 | 0.8948 | 0.86 | 0.84 |
| Root MSE | 3420 | 3787 | 841 | 879 | 1973 | 2061 |

首先考虑表 4 中关于 LIHTC 开发以外的系数。跨列阅读，无论 LIHTC 是作为外生的（使用 OLS）还是内生的（使用 2SLS），这些变量的系数差异都很小。更令人震惊的是，租金和自有住房的滞后存量的系数对基本地理分析单位并不特别敏感。最极端的例子是 1980 年代建造的出租房屋，其在所有不同模型中的系数在 0.3 到 0.4 之间。这种模式表明，随着人们改变分析的地理单位，(i) 因变量和自变量的变化比例大致相等，并且 (ii) 滞后的住房存量与新建筑之间的关系在不同规模的地理单元中相似。

对滞后住房存量变量的更仔细的研究表明，在出租住房开工中存在一阶序列相关性的强模式。例如，考虑表 4 中从右数第二列到最后一列的 10 英里圆回归的估计值。在 1990 年的出租单元中，1980 年代建造的单元的系数为 0.39， t 比率为 6.55。对于 1970 年代建造的出租单元和 1970 年之前建造的出租单元，相应的系数接近于零，在统计上不重要。还要注意，对 1990 年自有住房存量的相应估计较小：例如，1980 年代建造的单元的系数仅为 0.16， t 比率为 4.83。这些模式表明，在 20 世纪 80 年代促成住房建设的未被观察到的趋势往往会持续到 90 年代。此外，正如所料，与现有自有住房存量相比，租赁住房建设对现有租赁住房存量更为敏感。这与住房市场在出租和自住部门之间严重分割的观点是一致的。这进一步表明，LIHTC 建设对非补贴开发的影响可能在房屋市场的租赁领域最为明显，而不是业

主自住领域，这一点我们将在稍后的讨论中再次讨论。

接下来观察到，人口和中位数收入的变化都与 1990 年代对出租房屋的建设产生了积极影响。对于 10 英里 OLS 模型，在人口情况下，系数为 0.0219， t 值为 1.39；对于中位数收入的变化，系数为 0.93， t 值为 3.68。此外，虽然人口变量与租金空缺之间的相互作用显然微不足道（ t 值为 0.79），但收入变量的相互作用为负且显著， t 值为 -3.65。这些结果表明，至少在收入方面，增长增加了租赁房屋的建设，但幅度不大，以至于 1990 年空置租赁单元的数量增加了²⁶。这与先验相符：收入和人口推动需求上升并增加建筑，但如果有空置的单位则减少。

现在考虑一下 1990 年代 LIHTC 开发对无补贴建筑的影响²⁷。我们从 OLS 的估计开始。对于 MSA、县和 10 英里圆回归，LIHTC 发展系数为正 1.2(t 比率为 4.90)、0.05(t 比率为 0.16) 和 0.199(t 比率为 1.10)。从表面上看，OLS 的估计未能提供 LIHTC 排挤效应的证据。然而，值得注意的是，随着模型中包含的地理水平和潜在固定效应变得更加精确，LIHTC 发展的 OLS 系数变得更加负面：对于具有州级固定效应的 MSA 级回归，为正 1.2；对于具有 MSA/州-农村固定效应的县级回归，为 0.05；对于具有县级固定效应的 10 英里循环回归，为 0.199。这表明，未能充分控制当地未观察到的建筑驱动因素会使 LIHTC 系数偏向一个更正数。这与 LIHTC 和未受资助的开发项目都被吸引到具有未被观察到的有利可图属性的地区的想法是一致的。

将 OLS 与 LIHTC 系数的 2 个最小二乘估计值进行比较，强化了这一观点。对于每一个地理层次，2SLS 对 LIHTC 系数的估计都要负得多：MSA 级回归为 0.35(t 比率为 0.51)，县级回归为 0.98(t 比率为 1.78)，10 英里圆回归为 1.07(t 比率为 2.31)。相对于 OLS，这些估计证实了 OLS 模型的向上（更积极的）偏差。这进一步表明，开发商倾向于将 LIHTC 项目定位于已经在进行无补贴开发的增长区域。虽然这种模式不是挤出发生的必要条件，但它肯定与预期一致。

最后，重要的是要注意估计的挤出效应的大小。为此，我们强调 10 英里圆圈模型，我们认为这是基于上述原因（例如更精确的地理固定效果）的最可靠的规范。对于这种模式，我们的点估计表明，LIHTC 的发展完全被新租赁住房单元的无补贴发展的相应减少所抵消，尽管置信区间足够宽，以允许更适度的影响。在阐述之前，请进一步说明。

5.1 分析优势与有效性

表 4 的底部报告了仪器的诊断统计数据以及第一阶段仪器系数。附录中表 ?? 报告了完整的第一阶段回归。鉴于我们对 10 英里圆回归的偏好，我们强调对该规格的诊断。尽管基于不同基础地理分析单元的模型在诊断方面存在一些差异，但大多数情况下模式是相似的。

对于 10 英里圆回归，请注意所包含的工具的第一阶段系数是正的，并且个别显著， t 比率分别为 1.95 和 1.84。正系数如预期的那样：投票支持获胜州长候选人的人口更多的地区和县将获得更多的 LIHTC 学分和相关建设拨款。仪器系数的统计显著性也表明模型至少被识别。重要的是，作为一对，这两种工具与内生变量密切相关，如 Kleibergen-Paap F-统计值 11.24 所示。该值高于通常用于评估弱仪器偏差是否是一个严重问题的“10”，例如 Stock and Yogo (2005)。总的来说，我们得出结论，我们的工具似乎有

²⁶ 1990 年代人口和收入中位数变化的系数，以及它们与 1990 年空缺率的相互作用，确实与地理分析水平有所不同。然而，广泛的模式是稳健的。

²⁷ 非 LIHTC 变量上的剩余系数在很大程度上是不重要的，因此没有强调。例如，请注意，尽管在 OLS 模型中，空置率具有进一步的直接负面影响（系数为 0.158， t 比率为 1.24），但在将 LIHTC 住房视为内生住房时，该系数几乎等于零。此外，表 4 中的任何模型都没有证据表明密度有明显的影响。

预期的迹象，而且我们的估计不太可能受到弱工具偏差的影响²⁸。

原则上，也可以测试第四列中的过度识别限制是否可以被拒绝。这种证据可能表明模型的错误描述，包括工具可能是内源性的。对于 10 英里圆回归，萨甘测试的结果表明 P 值为 0.1283，这不能拒绝模型和仪器被正确指定的空值。然而，我们警告说，众所周知，萨甘测试对型号规格很敏感，而且能力很弱。当工具与内生变量相关的机制相似时，尤其如此，因为两种工具都利用人口份额 (Cameron and Trivedi, 2006; Murray, 2006)。

假设所有的工具都是有效的，那么使用工具子集的估计应该产生渐近相似的估计。表 5 探讨了这个问题。第 1 列和第 4 列重复表 4 中提供的 OLS 和 2SLS 估计，以方便比较，而第 2 列仅使用人口共享作为工具提供 2SLS 估计，而第 3 列仅使用任人唯亲变量作为工具。

表 5: 1990 年至 2000 年期间，在 10 英里环形水平上，使用不同的工具组合（圆括号中的 *t* 比率）进行竞争租赁建设。

| | OLS | IV with population share | IV with "cronyism" | IV with population share and "cronyism" |
|--|--------------------|--------------------------|--------------------|---|
| LIHTC construction 1990–2000 ^a | −0.1995 (−1.10) | −0.6714 (−1.20) | −1.4710 (−3.02) | −1.0692 (−2.31) |
| Observations | 49,794 | 49,794 | 49,794 | 49,794 |
| Fixed effects and clusters | County | County | County | County |
| <i>First stage instruments and diagnostics</i> | | | | |
| StateAlloc*CirclePopShare | – | 0.7542 (4.52) | – | 0.4569 (1.95) |
| StateAlloc*CirclePopShare*CntyWin | – | – | 0.5850 (4.52) | 0.3582 (1.84) |
| Kleibergen-Paap F-statistic | – | 20.78 | 20.57 | 11.24 |
| Sargan OverID P-value | – | – | – | 0.1283 |
| R-squared | 0.86 | 0.85 | 0.83 | 0.84 |
| Root MSE | 1973 | 1999 | 2157 | 2061 |

^a 其他控制变量如表 4 所示，但没有报告以节省空间。

对于表 5 的中间两列，请注意，当使用人口份额作为工具时，LIHTC 系数等于 −0.67 (*t* 比率为 1.20)，而当裙带关系变量为 −1.47 (*t* 比率为 3.02) 而是用作乐器。当两个工具都包含在第一阶段中时，LIHTC 系数等于 −1.07，如先前报告的那样。此外，很明显，当在中间两列中单独使用这两种工具时，每种工具都具有非常显著的正系数，因此与内生变量密切相关（请注意，Kleibergen-Paap F 统计量远高于 10）。更一般而言，尽管各个模型的 LIHTC 系数估算值显然存在差异，但所有三个 2SLS 模型都指向同一方向：证据继续表明，LIHTC 的发展在很大程度上被无补贴的私人租赁建筑的置换所抵消。

5.2 业主自用建筑

在前面的讨论中，我们注意到，表 4 中的证据表明，与自有住房的现有存量相比，未补贴的租赁住房建设与给定地区现有租赁单元的构成关系更为密切。这表明但没有证实 LIHTC 的发展将对市场的租赁方面产生更大的替代效应。我们在表 6 中考虑了这个问题。

表 6 给出了 LIHTC 对三组 OLS 和二次最小二乘 10 英里圆回归的挤出估计。第一个是表 4 中对私人租赁建筑的估计，再次重复。第二次使用 20 世纪 90 年代建造的自住住房作为因变量。第三种方法是将 20 世纪 90 年代私人租赁加自住建筑的总和作为因变量。对于后两种模型，回归中的空置率分别基于业主自住和租金加业主自住的空置率。该模型的所有其他特征与之前一样，其他模型系数在表 6 中被抑制，以便将注意力集中在 LIHTC 系数上。附录的表 8 中列出了这些附加模型的完整估计值。

在表 6 中，请注意，对于每组回归，OLS 得出的正估计数远远多于 2LS：对于自有住房和租赁加自有住房模型，OLS 系数分别为正 0.49(*t* 比率为 1.90) 和正 0.34(*t* 比率为 0.84)。这些模型的相应 2SLS 估计

²⁸ 对于允许标准误差为异方差的情况，弱仪器测试的临界值还有待开发，如聚类标准误差，可参见 Stock and Yogo (2005)。然而，表 4 底部的证据表明，弱仪器偏差不是问题。

表 6: 对于不同的细分市场 (圆括号中的 t 比率), 在 10 英里圆的水平上挤出效应。

| | Rental | | Owner-occupied | | Rental + owner-occupied | |
|--|----------------------|----------------------|------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|
| | OLS | 2SLS | OLS | 2SLS | OLS | 2SLS |
| LIHTC construction 1990–2000 ^a | – 0.1995 (– 1.10) | – 1.0692 (– 2.31) | 0.4922 (1.90) | – 0.6877 (– 0.80) | 0.3426 (0.84) | – 1.406 (– 1.52) |
| Observations | 49,794 | 49,794 | 49,794 | 49,794 | 49,794 | 49,794 |
| Fixed effects and clusters | County | County | County | County | County | County |
| <i>First stage instruments and diagnostics</i> | | | | | | |
| StateAlloc*CirclePopShare | – | 0.4569 (1.95) | – | 0.7287 (3.24) | – | 0.4226 (1.77) |
| StateAlloc*CirclePopShare*CntyWin | – | 0.3582 (1.84) | – | 0.2291 (1.41) | – | 0.4686 (2.31) |
| Kleibergen-Paap F-statistic | – | 11.24 | – | 9.773 | – | 10.79 |
| Sargan OverID P-value | – | 0.1283 | – | 0.0412 | – | 0.0866 |
| R-squared | 0.86 | 0.84 | 0.69 | 0.68 | 0.7605 | 0.7474 |
| Root MSE | 1973 | 2061 | 3962 | 4056 | 5221 | 5362 |

^a 其他控制变量如表 4 所示。完整的回归结果见附录表 8。

值分别为 0.6877 和 1.4。证据再次表明, 控制 LIHTC 发展的未观察到的驱动因素的重要性, 否则将使 LIHTC 系数偏向一个更积极的值。

还应注意, 与租赁行业相比, 业主自用行业的 2SLS LIHTC 系数更小、更不精确: 业主自用行业为 0.68, 标准误差为 0.86(t 比 0.8), 而租赁行业为 1.07, 标准误差为 0.46(t 比 2.31)。当合并两个扇区时, LIHTC 点估计的幅度较大 (1.406), 但相应的标准误差也很大 (0.93), 导致 t 值为 1.52。总的来说, 这些结果提供了有限的证据表明, LIHTC 的发展可能取代建设业主自用的单位。相反, 与表 4 中的模式相一致, 这里的证据表明, LIHTC 建设的挤出效应可能主要是通过无补贴的租赁住房建设的转移而产生的。

6 结论

最近低收入住房税收抵免 (LIHTC) 计划的急剧增长, 使一个老问题获得了新的重要性。政府应该通过租户或安置项目提供低收入住房支持吗? 在这种背景下, LIHTC 项目自 1987 年启动以来迅速发展, 现在是美国历史上最大的补贴租赁住房建设项目。该项目为符合条件的项目补贴了 30% 至 91% 的建设成本, 近年来已占到所有多户租赁住房建设的三分之一。此外, 国会最近的提案试图将该项目规模扩大一倍。然而, 人们对这个日益重要和昂贵的项目的效果知之甚少。本文试图填补这一空白。

我们最重要的发现是, 由于 LIHTC 计划, 私人租赁住房建设的转移是巨大的。我们最可靠的点估计表明, 几乎所有 LIHTC 的发展都被挤出未补贴的租赁住房建设抵消了, 尽管这一估计的置信区间允许更适度的影响。进一步的分析未能提供令人信服的证据证明 LIHTC 的发展影响了自住单元的建设。这似乎证实了 LIHTC 转移效应主要出现在住房市场的租赁部门。

这些发现表明, LIHTC 计划的支持者需要超越简单地扩大出租房屋的总体存量来证明该计划的持续性。一种可能性是, LIHTC 的发展可能会影响到中低租金住房机会的所在地。例如, 图 3 a 中的汇总措施表明, 截至 2000 年, 77% 的公共住房单元位于低三分之一收入地区, 其余大部分位于中三分之一收入社区。与此形成鲜明对比的是, 图 3 b 显示, 截至 2000 年, 16% 的 LIHTC 单位位于其生活津贴收入分布的上三分之一的人口普查区域, 而另外 28% 位于中等收入社区 (其余 56% 位于低三分之一收入社区)。LIHTC 住房向中三分之一和高三分之一收入社区的延伸, 与过去的公共住房项目截然不同。这也增加了 LIHTC 发展可能帮助低收入和中等收入家庭获得更高质量的当地学校和其他当地公共服务的可能性。我们把这个作为进一步研究的领域。

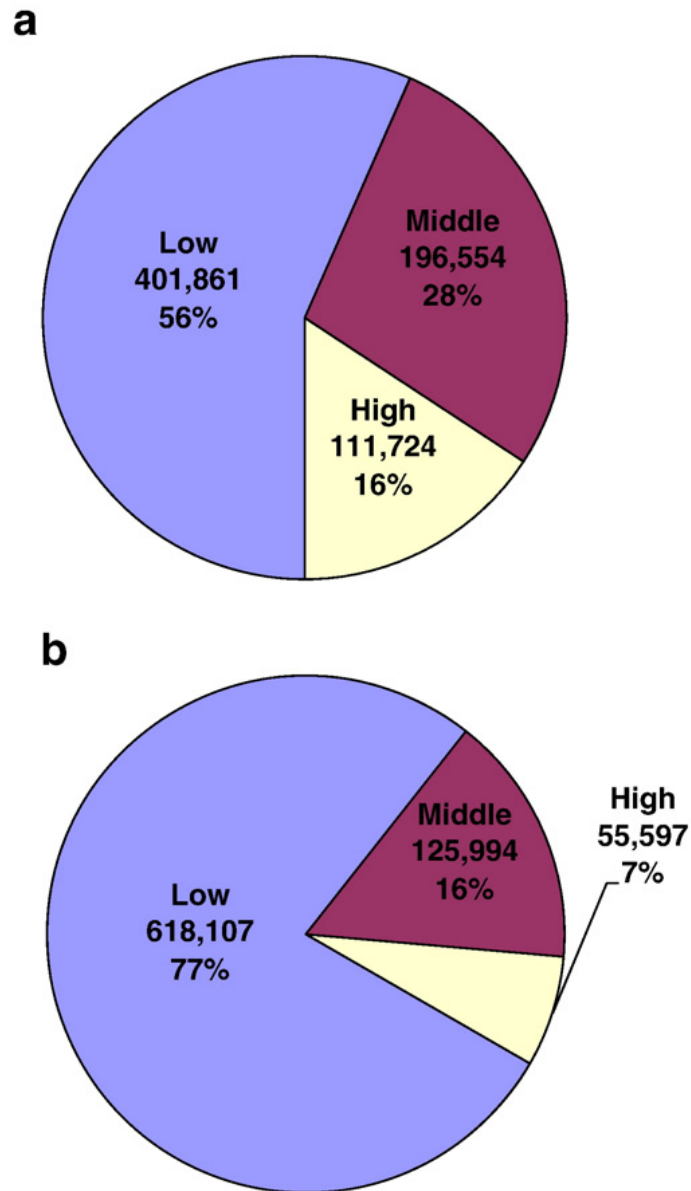


图 3: a: 低收入住房税收抵免单位所在地按 2000 年居民收入状况划分, b: 按 2000 年居民收入状况分列的传统公共住房单元的位置

参考文献

- J. Andreoni and A.A. Payne. Do Government Grants to Private Charities Crowd Out Giving or Fund-Raising? *American Economic Review*, 93(3):792–812, 2003.
- N. Baum-Snow and J. Marion. The Effects of Low Income Housing Tax Credit Developments On Neighborhoods. *Journal of Public Economics*, 93(5-6):654–666, 2009.
- S.T. Berry and J. Waldfogel. Public radio in the United States: Does it correct market failure or cannibalize commercial stations? *Journal of Public Economics*, 71(2):189–211, 1999.
- J.K. Brueckner and S.S. Rosenthal. Gentrification and Neighborhood Housing Cycles: Will America's Future Downtowns Be Rich? *Review of Economics and Statistics*, 91(4):725–743, 2009.
- A Colin Cameron and Pravin K Trivedi. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2006.
- J. Cummings and D. DiPasquale. The Low-Income Housing Tax Credit: The First Ten Years. *Housing Policy Debate*, 10(2), 1999.
- J. Currie and A. Yelowitz. Are Public Housing Projects Good for Kids? *Journal of Public Economics*, 75(1):99–124, 2000.
- D.M. Cutler and J. Gruber. Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance? *Quarterly Journal of Economics*, 111(2):391–430, 1996.

表 7: LIHTC 建设的第一阶段估计 (圆括号中 t 比率的绝对值)。

| | MSA-level geography | County-level geography | 10-mile circle geography |
|---|---------------------|------------------------|--------------------------|
| StateAlloc*XPopShare ^a | 0.9081 (5.19) | 0.7219 (3.82) | 0.4569 (1.95) |
| StateAlloc*XPopShare*XWin ^a | −0.0019 (0.02) | 0.5588 (4.26) | 0.3521 (1.84) |
| Rental stock in 1990 | | | |
| Constructed 1980–1989 | 0.0164 (0.59) | 0.0252 (1.00) | −0.0614 (4.06) |
| Constructed 1970–1979 | 0.0302 (1.15) | 0.0452 (2.43) | 0.0235 (1.14) |
| Constructed prior to 1970 | −0.0001 (0.03) | −0.0059 (1.42) | 0.0027 (0.88) |
| Owner-occupied stock in 1990 | | | |
| Constructed 1980–1989 | 0.0275 (1.82) | −0.0001 (0.01) | 0.0297 (2.62) |
| Constructed 1970–1979 | −0.0405 (3.93) | −0.0485 (3.25) | −0.0304 (2.13) |
| Constructed prior to 1970 | −0.0077 (3.42) | −0.0104 (2.85) | −0.0064 (2.51) |
| Vacant rental units in 1990 (Vac) | 0.0688 (1.35) | 0.1389 (3.17) | 0.1544 (5.12) |
| Change in population 1990 to 2000 (Δ Pop) | −0.0004 (1.24) | −0.0046 (1.52) | 0.0022 (0.87) |
| Change in Median Inc 1990 to 2000 (Δ Inc) | 0.4927 (1.66) | 0.0997 (0.32) | 0.0501 (0.52) |
| Vac* Δ Pop | −1.29E−06 (2.09) | −1.69E−07 (3.10) | −1.95E−08 (0.47) |
| Vac* Δ Inc | 4.19E−06 (1.13) | 1.06E−05 (2.45) | −1.84E−08 (0.01) |
| Density (Pop/Sq mile) | −0.0971 (0.55) | 0.0579 (2.76) | −1.5563 (0.47) |
| Observations | 426 | 3052 | 49,794 |
| Fixed effects | State | MSA/StRural | County |
| Cluster | State | MSA/StRural | County |
| Shea partial R-squared | 0.1975 | 0.2236 | 0.0785 |
| Kleibergen-Paap F-Statistic | 18.28 | 18.76 | 11.24 |
| Sargan OverID P-Value | 0.4902 | 0.6208 | 0.1283 |

^a LIHTC 建设的第一阶段估计 (圆括号中 t 比率的绝对值)。

- D. DiPasquale and W.C. Wheaton. The Cost of Capital, Tax Reform, and the Future of the Rental Housing Market. *Journal of Urban Economics*, 31(3):337–359, 1992.
- M.D. Eriksen. The market price of Low-Income Housing Tax Credits. *Journal of Urban Economics*, 66(2):141–149, 2009.
- E.L. Glaeser and J. Gyourko. Urban Decline and Durable Housing. *Journal of Political Economy*, 113(2):345–375, 2005.
- E.A. Hanushek and J.M. Quigley. What is the Price Elasticity of Housing Demand? *Review of Economics and Statistics*, 62(3), 1980.
- B.A. Jacob. Public Housing, Housing Vouchers, and Student Achievement: Evidence from Public Housing Demolitions in Chicago. *American Economic Review*, 94(1):233–258, 2004.
- C. Jencks and S.E. Mayer. The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood. *Inner-City Poverty in the United States*, pages 111–186, 1990.
- S. Malpezzi and K. Vandell. Does the low-income housing tax credit increase the supply housing? *Journal of Housing Economics*, 11(4):360–380, 2002.
- C.J. Mayer and C.T. Somerville. Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply. *Journal of Urban Economics*, 48(1):85–109, 2000.
- M.P. Murray. Subsidized and Unsubsidized Housing Starts: 1961–1977. *Review of Economics and Statistics*, 65(4):590–597, 1983.
- M.P. Murray. Subsidized and Unsubsidized Housing Stocks 1935 to 1987: Crowding out and Cointegration. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1):107–124, 1999.
- M.P. Murray. Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments. *Journal of Economic Perspectives*, 20(4):111–132, 2006.
- Office of Management and Budget. Budget of the United States Government: Fiscal Year 2006, 2006. <http://www.gpoaccess.gov/usbudget/fy06/index.html>.
- E. Olsen. A Review of a Primer on U.S. Housing Markets and Housing Policies. *Reg. Sci. Urban Econ.*, 37:618–624, 2007.
- E.O. Olsen. Housing Programs for Low-Income Households. *Means-Tested Transfer Programs in the United States*, pages 365–442, 2003.
- H.S. Rosen. Housing Decisions and the U.S. Income Tax. An Econometric Analysis. *Journal of Public Economics*, 11(1):1–23, 1979.

表 8: 1990 年至 2000 年替代细分市场的住房建设 (括号内为 t 比率)。

| | Owner-occupied | | Private rental + owner-occupied | |
|--|---------------------|---------------------|---------------------------------|---------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV |
| LIHTC construction 1990–2000 | 0.4922 (1.90) | −0.6877 (0.80) | 0.3426 (0.84) | −1.4062 (1.52) |
| Rental stock in 1990 | | | | |
| Constructed 1980–1989 | 0.0098 (0.21) | −0.0289 (0.68) | 0.4192 (5.09) | 0.3561 (4.64) |
| Constructed 1970–1979 | −0.1291 (1.70) | −0.0863 (1.06) | −0.1503 (1.21) | −0.0950 (0.78) |
| Constructed prior to 1970 | 0.0316 (2.79) | 0.0436 (4.01) | 0.0352 (2.48) | 0.0454 (3.59) |
| Owner-occupied stock in 1990 | | | | |
| Constructed 1980–1989 | 0.9839 (9.04) | 0.9914 (8.76) | 1.0906 (8.45) | 1.1297 (8.47) |
| Constructed 1970–1979 | −0.0662 (0.82) | −0.1112 (1.27) | −0.1762 (1.62) | −0.2376 (1.98) |
| Constructed prior to 1970 | −0.0260 (3.23) | −0.0301 (3.54) | −0.0473 (3.87) | −0.0515 (4.38) |
| Vacant owner-occupied units in 1990 (Vac) | −0.7785 (3.01) | −0.3329 (0.85) | − | − |
| Vacant owner-occupied plus rental in 1990 (Vac) | − | − | 0.0148 (0.21) | 0.1033 (1.36) |
| Change in population 1990 to 2000 (Δ Pop) | 0.0159 (0.53) | 0.0301 (0.87) | 0.0392 (0.86) | 0.0530 (1.11) |
| Change in Median Inc 1990 to 2000 (Δ Inc) | 0.4542 (1.24) | 0.9469 (1.70) | 1.3475 (2.01) | 1.4701 (1.87) |
| Vac * Δ Pop | −8.31E−07 (1.10) | −1.56E−06 (1.70) | −1.40E−07 (0.95) | −2.03E−07 (1.41) |
| Vac * Δ Inc | −2.58E−05 (1.25) | −5.08E−05 (1.68) | −1.08E−05 (1.89) | −1.06E−05 (1.57) |
| Distance (miles) to the CBD | −36.0609 (1.30) | −35.7539 (1.21) | −44.8622 (1.16) | −51.0482 (1.26) |
| Observations | 49,794 | 49,794 | 49,794 | 49,794 |
| Fixed effects and clusters | County | County | County | County |
| First stage: StateAlloc * CirclePopShare | − | 0.7287 (3.24) | − | 0.4226 (1.77) |
| First stage: StateAlloc * CirclePopShare * CntyWin | − | 0.2291 (1.41) | − | 0.4686 (2.31) |
| Kleibergen-Paap F-Statistic | − | 9.773 | − | 10.79 |
| Sargan OverID P-Value | − | 0.0412 | − | 0.0866 |
| R-squared | 0.6913 | 0.6765 | 0.7605 | 0.7474 |
| Root MSE | 3962.07 | 4055.56 | 5221.67 | 5362.08 |

S.S. Rosenthal and R.W. Helsley. Redevelopment and the Urban Land Price Gradient. *Journal of Urban Economics*, 35(2):182–200, 1994.

T. Sinai and J. Waldfogel. Do Low-Income Housing Subsidies Increase the Occupied Housing Stock? *Journal of Public Economics*, 89 (11–12):2137–2164, 2005.

J.H. Stock and M. Yogo. *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*. 2005.

R. Topel and S. Rosen. Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy*, 96(4):718–740, 1988.

U.S. Congress. Joint Committee on Taxation. General Explanation of the Tax Reform Act of 1986. 100th Congress, 1st Session, 152, 1987.

U.S. Congress. Joint Committee on Taxation. Committee Prints. 109th Congress, Estimates of Federal Tax Expenditures for Fiscal Years 2005–2009, JCS-1-05, 2005.

J.E. Wallace. Financing Affordable Housing in the United States. *Housing Policy Debate*, 6(4):785–814, 1995.