中国经济学教育科研网讨论稿

收入不平等和城市低收入家庭的住房可及性

张川川*
中央财经大学经济学院

内容提要 经济理论表明收入不平等影响城市房价和低收入家庭的住房可及性。本文基于城市住户调查数据实证考察了我国城市收入不平等对低收入家庭住房可及性的影响。经验研究表明，城市内部收入不平等的上升会显著加重低收入家庭的住房成本负担，显著降低其人均住房面积和居住质量。在控制了家庭自身收入的影响后，收入不平等对低收入家庭住房的住房可及性仍然存在显著影响。进一步的研究发现，住房市场的产品差异化程度能够对收入不平等的负面影响起到缓冲作用，表现为单套住房面积的差异化程度越高，收入不平等对城市低收入家庭住房成本负担、住房消费量和居住质量的影响越小。

关键词 收入不平等 城市低收入家庭 住房可及性

中国经济学教育科研网讨论稿

Income Inequality and Access to Housing among Urban Low-income Families in China

Abstract: Economic theory suggests that income inequality predicts housing price and access to housing for low-income families. Using Chinese urban household survey data, this paper empirically examine impacts of income inequality on access to housing for urban low-income families. Empirical results show that, higher income inequality within cities is significantly associated with higher housing cost burden, smaller per capita living space, and lower housing quality among low-income families. After controlling own income effect, income inequality is still significantly associated with access to housing among low-income families. Further studies show that the negative impact of income inequality could be moderated by product differentiation in housing market, as the higher the degree of differentiation in housing area per suit, the smaller the effect of income inequality on housing cost burden, housing consumption and housing quality.

Key words: Income inequality; Urban low-income families; Access to housing

* 张川川，讲师，中央财经大学经济学院，海淀区学院南路 39 号；Email:ccz.zhang@gmail.com。作者感谢中财 121 人才工程青年博士发展基金的资助（批准号：QBJ1417）。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

收入不平等和城市低收入家庭的住房可及性

内容提要 经济理论表明收入不平等影响城市房价和低收入家庭的住房可及性。本文基于城市住户调查数据实证考察了我国城市收入不平等对低收入家庭住房可及性的影响。经验研究表明，城市内部收入不平等的上升会显著加重低收入家庭的住房成本负担，显著降低其人均住房面积和居住质量。在控制了家庭自身收入的影响后，收入不平等对低收入家庭住房的住房可及性仍然存在显著影响。进一步的研究发现，住房市场的产品差异化程度能够对收入不平等的负面影响起到缓冲作用，表现为单套住房面积的差异化程度越高，收入不平等对城市低收入家庭住房成本负担、住房消费量和居住质量的影响越小。

关键词 收入不平等 城市低收入家庭 住房可及性

一 引言

1999 年以来，我国城市住房分配货币化改革全面展开，房地产业发展迅速，城市住房价格开始快速上涨。2000-2012 年间，全国商品房平均销售价格增长了 1.74 倍，尤其是自 2004 年开始，房价上涨十分迅速（图 1）。城市住房价格的快速上涨超过了普通民众收入的增长，使得大量中低收入家庭面临买房难，出现了被媒体广泛报道的城市“蜗居”和“蚁族”等现象。然而，城市“蜗居”和“蚁族”现象的出现并没有阻挡我国城市房价上涨的脚步，直到 2014 年上半年，城市住房价格一直表现出强劲的上涨趋势。买房难和房价的持续上涨形成了鲜明对比。为何在普通民众买房难的情况下，房价还能节节攀升呢？为何在城市“蜗居”和“蚁族”现象频现的情况下，却有为数不少的城市家庭持有几套甚至十几套住房呢？[1]本文认为，不同收入群体收入相对变动带来的收入差距的扩大是导致我国城市住房价格上涨的一个重要原因，而由收入不平等导致的住房价格上涨推高了城市房价收入比，加重了城市低收入家庭的住房负担，导致城市低收入家庭住房条件恶化。

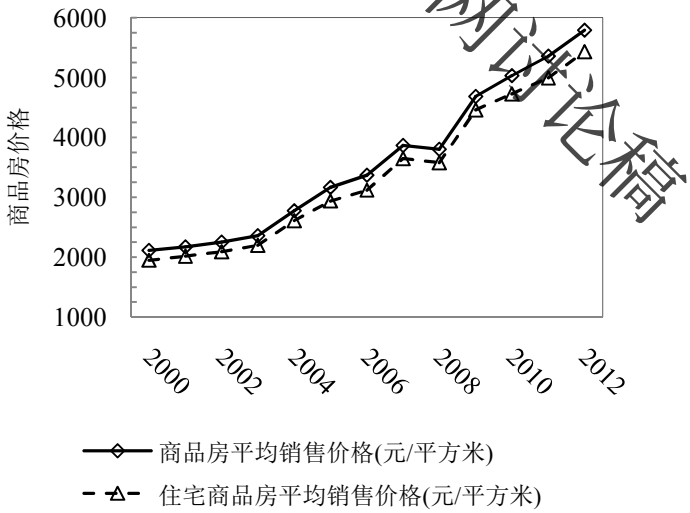

图 1 商品房平均销售价格：2000-2012

数据来源：中国统计年鉴，2013，国家统计局。

图 2 描述了基于城市住户调查数据计算的，2002-2009 年间，我国城市基尼系数和房价

[1] 西南财经大学最近发布的一项研究报告显示，2013 年我国城镇家庭多套房持有率大约为 18.6%。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

收入比的变化趋势，两者表现出了明显的正相关。我们知道，收入不平等的变化来自不同收入群体收入的相对变化，而在局部均衡的分析框架下，我们可以很容易的从理论上推导出不同群体相对收入变动对城市住房价格和低收入家庭住房负担的影响。我们用图 3 简单描述一个代表性住房市场。按照家庭收入水平我们可以简单的将作为住房需求方的家户划分为两个群体：高收入家庭和低收入家庭。图 3 中图 A 和图 B 分别用来描述高收入组家庭和低收入组家庭的住房需求，图 C 用于描述整个住房市场的住房供给和住房需求。设想相对于低收入组家庭，城市高收入组家庭的可支配收入有一个外生性的增长，图 A 中高收入组家庭对住房的需求会由最初的需求曲线 D 向右移动到反映了更高需求水平的需求曲线 D^1。相应的，C 图中整个住房市场的总需求曲线也将从曲线 D 移动到曲线 D^1，给定住房供给，这将导致更高的均衡住房价格。此时图 B 中的城市低收入组家庭，在给定收入不变的情况下，面临着更高的均衡住房价格，同时，均衡时低收入组家庭的住房消费量将会下降。[2]如果城市住房存在差异化，比如城市住房在面积或户型上存在差别，图 3 所示的分析结论可能会有所不同。例如，如果高收入家庭主要消费大户型住房，而低收入家庭仅消费小户型住房，高收入组家庭收入的增加有可能在增加对市场上大户型住房需求的同时，减少对小户型住房的需求，小户型住房的价格反而可能下降。不过，Matlack and Vigdor (2008) 提出了一个一般均衡模型，根据他们的模型，住房市场中即使不存在产品差异，高收入组家庭相对收入的增加也未必导致低收入组家庭住房负担增加，单纯从理论上我们无法得出确定性的推断，需要通过实证研究来检验。

中国经济学教育科研网讨论稿

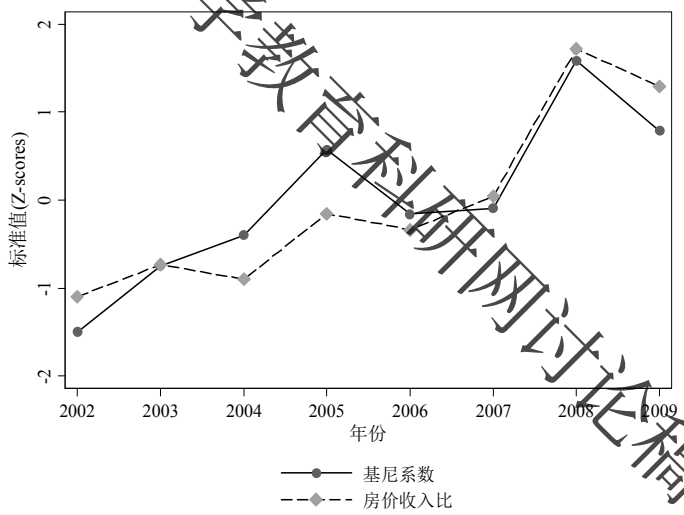

图 2 收入不平等和住房相对价格

数据来源:城市住户调查 2002-2009。

说明：纵轴为标准化之后的值，仅反映趋势。

一方面，由于理论结论的不确定性，从实证上估计收入不平等对城市低收入家庭住房可及性的影响变得十分必要。另一方面，包括住房成本、住房面积和住房质量在内的居住状况是居民生活福利的重要组成部分，而城市低收入家庭的住房困难问题一直是政府政策关注的

[2] 如果相对收入的变动源于低收入群体收入的下降，而非高收入群体收入的上升，图 2 所显示的价格效应就会是相反的，但是净效应仍然是低收入群体住房消费状况的恶化。附表中的图 A1 显示了 2002-2009 年间我国城市家庭可支配收入分布的变动，可以清晰的看出，这期间相对收入的变化主要源于高收入群体相对于低收入群体更快的收入增长。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

重点，本届政府更是将与低收入群体居住条件息息相关的城镇棚户区和老旧小区改造作为新时期城镇化建设的重中之重，提出要千方百计改善城市低收入群体的居住条件。因此，考察城市低收入群体居住条件的影响因素又具有重要的政策和现实意义。此外，估计收入不平等对城市低收入家庭住房可及性的影响，也有助于我们更加全面的理解收入不平等的社会经济后果。

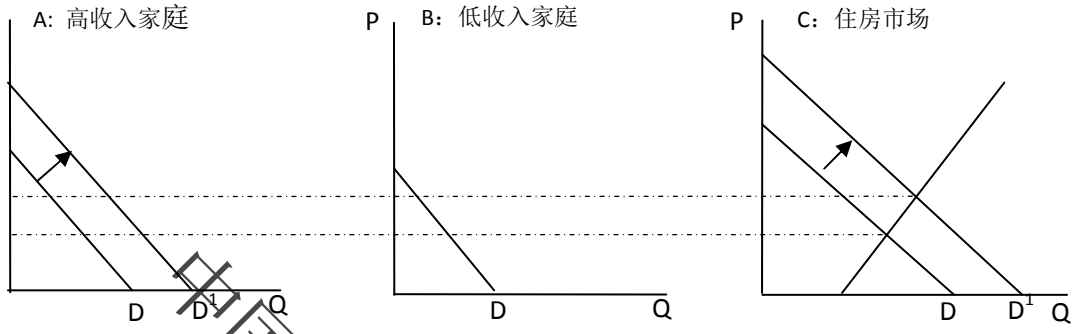

图 3 住房市场的局部均衡

本文旨在从经验上估计我国城市收入不平等对低收入家庭住房可及性的影响。使用来自国家统计局的城市住户调查数据，本文分别从住房成本负担、住房消费（数量）和居住质量三个角度实证检验了城市内部收入不平等对城市低收入家庭住房可及性的影响。实证结果表明，收入不平等和城市低收入家庭的住房成本负担存在显著正相关，同家庭人均住房面积和住房质量显著负相关。在控制了家庭自身收入的影响后，收入不平等同城市低收入家庭的住房可及性之间仍然显著相关。最后，在考虑住房市场产品异质性的情况下，本文研究发现，城市单套住房面积的差异化程度越高，收入不平等对城市低收入家庭住房可及性的负面影响就越小，住房市场的产品差异化对收入不平等的负面冲击起到了一定程度的缓冲作用。

本文其余部分的结构安排如下：第二节回顾相关文献；第三节为数据和变量描述；第四节报告实证分析结果；第五节为结论和政策含义。

二　相关文献评述

收入不平等和城市住房问题长期以来都是我国学术界和政府政策关注的焦点，在这两个研究领域都有大量的文献。[3]然而，将收入不平等和城市住房问题联系起来的研究并不多见。据本文所检索到的，仅有少数研究注意到收入不平等对我国城市住房价格的影响，并从实证上予以了检验。其中，胡晓（2010）基于时间序列数据的回归分析，认为收入差距是房地产价格上升的重要因素；陈健、高波（2012）基于省份面板数据的实证分析表明，省内收入差距同房价存在正向的互动关系。在新近的一项研究中，张川川等（2013）使用城市微观调查数据研究发现，收入不平等对我国城市房价收入比具有显著的正向影响，2002-2009 年城市收入不平等的上升是导致同时期房价收入比上升的重要因素。

尽管近来才有文献注意到收入不平等对我国城市房价的影响，但事实上，很早就有国外

[3] 例如，针对城市收入不平等问题的代表性研究有李实（2003），陈斌开等（2009），陈钊等（2010），陈纯槿、李实（2013）等；针对城市住房问题的较近的研究有徐建炜等（2012），陈斌开、杨汝岱（2013），况伟大（2014），陆铭等（2014）。

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

文献指出收入不平等影响住房价格。Rodda（1994）使用美国的人口普查数据，最早从实证上表明了收入不平等同房价存在显著正向关系。随后，Quigley et al.（2001）、Quigley and Raphael（2004）等人的研究进一步证实了收入不平等对住房价格有显著正向影响。Matlack and Vigdor（2008）分别在局部均衡和一般均衡两种模型设定下从理论上讨论了收入不平等对房价的影响。他们的理论分析显示，在局部均衡和同质产品假定下，高收入人群收入增长带来的收入不平等上升会导致均衡住房价格上涨，从而加重低收入群体的住房成本负担，但是在存在产品差异化的局部均衡框架下，以及一般均衡框架下，理论分析均无法得出确定性的结论。由于理论推断的不确定性，Matlack and Vigdor（2008）使用美国人口普查数据实证估计了收入不平等对低收入租房家庭住房负担的影响吗，发现收入不平等的上升伴随着住房拥挤度的增加。

上述研究显示，尽管有一些过往文献已经注意到并实证估计了收入不平等对城市住房价格的影响，但是仅有 Rodd(1994)和 Matlack and Vigdor（2008）考察了收入不平等对低收入家庭住房负担的影响，并且还只是针对美国的研究。城市低收入家庭的住房问题是当前我国城镇化建设、城市棚户区改造和住房保障政策实施的重要对象，解决低收入家庭住房困难一直是我国住房制度改革的重要内容，因此，实证检验我国收入不平等对低收入家庭住房可及性的影响具有重要的政策和现实意义。有鉴于此，本文将利用来自中国的数据研究收入不平等对城市低收入群体住房可及性的影响，根据本文的文献检索，这是首次运用发展中国家的数据检验收入不平等对城市低收入群体住房可及性影响的研究，也是为数不多的注意到收入不平等影响我国城市住房价格的研究。就文献而言，本文的研究对已有文献至少构成了两点主要的发展：首先，对估计收入不平等社会经济影响的文献形成了补充；其次，为理解城市房价上涨和低收入群体住房困难的原因提供了新的视角和经验证据。

三　数据和变量描述

本文使用的数据主要来自 2002-2009 年间城市住户调查（UHS）的年度调查数据。该调查是由国家统计局负责，以城市住户为调查对象，以全面掌握城市居民家庭社会经济情况为目的，在全国范围内开展的住户调查。我们所使用的样本是国家统计局 UHS 调查全部样本的一部分，样本覆盖了分布在全国 16 个省级行政区的 186 个城市，样本城市的分布情况参见图 A2。

本文关注的是城市的低收入家庭。如何界定低收入家庭并没有统一的标准，根据家庭可支配收入的分布情况，本文分别选取低收入端的 20%家庭和 30%家庭作为城市低收入家庭。选取 20%低收入家庭和 30%低收入家庭两个组同时进行分析可以检验实证结论的稳健性。本文基于家庭人均可支配收入计算城市内部的收入基尼系数，作为对城市层面收入不平等的度量，分别从住房成本负担，住房消费量和住房质量三个角度来衡量住房可及性。[4]

本文使用剩余收入和租金-收入比这两个指标衡量住房成本负担。国际上用于度量居民住房可支付能力的方法包括剩余收入法和住房支出收入比法，以及对这两种方法进行适当调整或组合产生的一些衍生方法，其中，住房支出收入比法包括租金支出收入比法、房价收入比法和还贷支出收入比法（陈杰、朱旭丰，2010；Stone，2006）。剩余收入法衡量在支付住房成本后，家庭是否有足够的剩余收入来满足非住房生活消费。住房支出收入比，顾名思义，是以家庭住房支出占家庭可支配收入的比例来度量住房成本负担。在具体计算上，本文用上一年度家庭可支配收入减去全年租金支出得到剩余收入，用全年租金支出除以家庭可支配收入得到租金收入比。对于租房家户，我们可以很直接的得到家庭的实际租金支出，对于自有

[4]我们也计算了泰尔熵指数和收入分位数比值等其他收入不平等指标，使用这些指标所得到的实证结论和使用基尼系数得到的结论完全一致，限于篇幅，我们没有在文章汇报。读者如有需要可来信索取。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

住房家庭，我们根据受访者自报的自有住房的市场租金价格计算机会成本意义上的住房成本支出。正如 Whitehead（1991）和 Hancock（1993）所指出的，度量住房负担能力的指标本质上都是对机会成本的描述。我们使用家庭人均住房面积来度量住房消费量。我们没有像 Matlack and Vigdor（2008）那样使用人均房间数目来度量住房消费量，是由于城市住户调查数据并没有住房总房间数的完备信息。[5]除了住房成本和住房消费量外，我们还关注城市低收入家庭的居住质量，居住质量是生活福利状况的一个重要方面，并且居民对住房需求的调整可能反映在数量上，也可能仅仅反映在质量上。根据 UHS 的数据信息，本文以住房是否有室内卫浴设施和是否有取暖设备定义两个哑变量（=1 表示没有）来度量住房质量。

在回归分析中，本文控制户主的一系列特征，包括年龄，年龄的平方项，民族，户籍，教育水平，婚姻状态，工作状态等。除上述变量外，家庭可支配收入被用于控制家庭自身收入对住房可及性的影响。在引言中，我们指出，住房市场的产品差异化程度会对收入不平等和低收入家庭住房可及性之间的关系产生影响，为了从实证上对此进行检验，我们计算了城市内部单套住房面积的标准差，用于度量城市住房的产品差异化程度。

表 1 变量描述

	20% 低收入家庭		30% 低收入家庭	
变量	均值	标准差	均值	标准差
家户特征变量				
剩余收入	10995.940	4814.911	13198.540	5660.237
租金-收入比	0.178	0.157	0.162	0.147
人均住房面积	27.373	17.646	27.619	17.491
无室内卫浴设施	0.528	0.499	0.487	0.500
无室内取暖设备	0.337	0.473	0.322	0.467
家庭收入	13146.510	4768.146	15363.000	5814.900
户主特征变量				
年龄	49.164	12.023	49.077	12.037
男性	0.711	0.453	0.720	0.449
汉族	0.969	0.174	0.970	0.169
本地城镇户籍	0.970	0.171	0.972	0.165
已婚	0.864	0.343	0.885	0.319
小学及以下学历	0.134	0.341	0.121	0.326
初中学历	0.414	0.493	0.392	0.488
高中学历	0.259	0.438	0.262	0.440
中专学历	0.084	0.278	0.093	0.291
大专学历	0.085	0.279	0.102	0.303
本科或研究生学历	0.023	0.151	0.030	0.170
在业	0.662	0.473	0.672	0.469
城市层面变量				
基尼系数	0.308	0.043	0.305	0.043
住房面积标准差	33.996	15.850	33.916	15.833

[5] 城市住户调查数据在统计住房样式时，统计了住房为一居室、二居室、三居室或者四居室及以上，但是仅限于部分现代单元房结构的住房。

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。对于收入最低的 20%家庭而言，平均剩余收入在 11000 元左右，但是标准差很大，接近 5000 元，平均租金-收入比在 18%左右，人均住房面积为大约 27 平方米，有大约 53%的家庭住房没有完善的室内卫浴设施，大约 34%的家庭没有室内取暖设备，家庭可支配收入的样本均值为 13417 元。就所考察样本家庭的户主特征来看，平均年龄为 49 岁，71%为男性，大约 97%为汉族且拥有本地城镇户籍，86.4%在婚，学历以初中和高中为主，66.2%在调查时点处于就业状态。这部分家庭所在城市基尼系数的平均值为 0.308。对于收入最低的 30%家庭，其剩余收入和家庭可支配收入的样本均值比收入最低的 20%家庭高出大约 2200 元，人均住房面积高了大约 0.25 平方米，租金-收入比低了 1.6 个百分点，住房质量平均来看有所上升，在户主特征上没有显示出较大的差异。

四　实证分析

（一）收入不平等和低收入家庭的住房可及性

本小节依次估计收入不平等对城市低收入家庭住房成本负担、住房消费量和居住质量的影响。具体的，我们估计如下方程：

$$H_{ijt}=\alpha+\beta GINI_{jt}+\lambda X_{ijt}+c_j+y_t+u_{ijt} \quad (1)$$

其中 H_{ijt} 为我们感兴趣的结果变量，包括家庭剩余收入（对数），家庭人均住房面积（对数），家庭租金收入比，家庭住房是否有室内卫浴设施（0-1 变量），家庭住房是否有室内取暖设备（0-1 变量）。$GINI_{jt}$ 表示第 t 年城市 j 的基尼系数，X_{ijt} 为一组列向量，包括第 i 个家庭户主的年龄、年龄的平方项，民族，户籍，婚姻状况，学历水平和工作状态等。c_j 和 y_t 分别表示城市和年份固定效应，用于控制不随时间变化的城市特征或时间维度上的共同冲击，因此，对方程（1）的估计实际利用的是城市内部随时间变化的样本变异，对方程参数的估计是组内估计。进行统计推断时，考虑到城市内部各个家庭不可观测的异质性特征（在计量模型中表现为方程（1）的误差项）可能相关，本文在城市-年份水平上计算稳健集聚标准误。

表 2 报告了收入不平等对城市低收入家庭住房成本负担的影响。本文主要使用家庭剩余收入来度量家庭住房成本负担，同时汇报使用租金-收入比作为成本负担度量的结果，以便于进行比较和验证结论的稳健性。[6] 从表中估计结果来看，在控制详细的户主特征的情况下，家庭所在城市的基尼系数每增加 1 个标准差（0.043），城市中收入最低的 20%家庭的剩余收入将显著减少 3.8%，城市中收入最低的 30%家庭的剩余收入将显著减少 4.1%。从第 1 和第 2 列以及第 3 列和第 4 列估计结果的对比中，我们可以看出是否控制户主特征对估计结果几乎没有影响，表明参数估计非常稳健，即使我们遗漏全部的可观测家户特征变量也不会导致严重的估计偏误。使用租金-收入比度量住房成本所得到的结果和使用剩余收入作为度量指标的结果完全一致。在控制户主特征后，家庭所在城市的基尼系数每增加 1 个标准差，收入最低的 20%家庭的租金-收入比将显著上升 0.31 个百分点，收入最低的 30%家庭的租金-收入比将显著上升 0.21 个百分点，是否加入控制变量对参数估计仍然几乎没有影响。

作为控制变量的户主特征对家庭住房成本负担同样具有统计显著的影响。年龄和住房成本之间表现出非线性关系。综合考虑剩余收入和租金-收入比的结果，年龄在 30-40 岁之间的户主所在家庭的住房成本负担最高，这也符合我们的直觉，因为对这个年龄段的人口而言，住房是更为必须的消费品。户主性别和家庭住房成本之间没有太大的相关性。少数民族家庭

[6] Matlack and Vigdor（2008）认为租金-收入并不是一个好的度量住房成本的指标，剩余收入指标在许多方面都表现更优。Stone（2006）、陈杰、朱旭丰（2010）等也认为支出收入比指标没有考虑家户偏好，剩余收入是更好的度量低收入家庭住房成本的指标。出于进行比较分析和稳健性检验的目的，本文同时汇报租金-收入比的估计结果。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

的住房成本负担显著更高。同样符合我们直觉的是，户主具有本地城镇户籍的家庭的住房成本负担显著更低，在婚户主所在家庭的住房成本负担更小，户主学历越高的家庭住房成本负担越小，处于就业状态的户主所在家庭的住房成本负担要显著更小。

表 2 收入不平等和低收入家庭住房成本

	剩余收入（对数）				租金-收入比			
	20%低收入家庭		30%低收入家庭		20%低收入家庭		30%低收入家庭	
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
基尼系数	-0.871***	-0.887***	-0.973***	-0.961***	0.071***	0.072***	0.049**	0.048**
	(0.151)	(0.151)	(0.129)	(0.129)	(0.026)	(0.026)	(0.020)	(0.020)
户主特征变量								
年龄		-0.003**		-0.004***		0.001**		0.001***
		(0.001)		(0.001)		(0.000)		(0.000)
年龄平方/100		0.006***		0.007***		-0.001***		-0.001***
		(0.001)		(0.001)		(0.000)		(0.000)
男性		0.004		-0.005		-0.005**		-0.003*
		(0.006)		(0.005)		(0.002)		(0.001)
汉族		-0.031***		-0.027***		0.009**		0.010***
		(0.012)		(0.010)		(0.004)		(0.003)
本地城镇户籍		0.044***		0.050***		-0.026***		-0.023***
		(0.016)		(0.014)		(0.005)		(0.004)
已婚		0.171***		0.220***		-0.022***		-0.028***
		(0.010)		(0.009)		(0.003)		(0.002)
初中学历		0.035***		0.044***		0.002		0.000
		(0.008)		(0.007)		(0.002)		(0.002)
高中学历		0.048***		0.072***		0.007***		0.003
		(0.009)		(0.008)		(0.003)		(0.002)
中专学历		0.092***		0.130***		0.003		-0.004
		(0.011)		(0.009)		(0.003)		(0.002)
大专学历		0.094***		0.147***		0.019***		0.009***
		(0.011)		(0.009)		(0.003)		(0.003)
本科或研究生学历		0.066***		0.146***		0.032***		0.016***
		(0.023)		(0.016)		(0.006)		(0.004)
在业		0.057***		0.055***		-0.008***		-0.007***
		(0.006)		(0.006)		(0.002)		(0.002)
观测值	39,338	39,338	60,548	60,548	34,723	34,723	51,542	51,542
R 平方	0.213	0.232	0.213	0.241	0.298	0.303	0.297	0.303

说明: 括号中为在城市-年份水平上集聚的稳健标准误。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。所有回归都控制了城市固定效应和年份固定效应。

表 3 报告了收入不平等对城市低收入家庭住房消费量的影响。估计结果显示，在控制住户主的特征后，城市基尼系数每上升 1 个标准差，城市中收入最低的 20%家庭的人均住房面积减少大约 1.9%，在 1%的水平上统计显著。对于低收入端 30%的低收入家庭，城市基尼

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

系数每上升 1 个标准差，其人均住房面积显著减少 1.93%。总体而言，这一效果并不大，对于样本平均的人均住房面积（27.3 平方米）而言，基尼系数增加 1 个标准差，人均住房面积减少大约 0.52 平方米，对于一个四口之家住房总面积仅仅减少 2.1 平方米。只有在收入不平等急剧恶化的情况下，城市低收入家庭的居住拥挤程度才可能出现明显的上升。在不控制户主特征的情况下，基尼系数和低收入家庭人均住房面积之间的关系略强，但变化不大，仍然显示出估计结果是稳健的。户主特征对家庭人均住房面积的影响也基本符合我们的预期，唯一的例外是就业状态，估计结果显示，在业户主所在家庭的人均居住面积显著更小。

表 3 收入不平等和低收入家庭住房消费

	人均住房面积（对数）			
	20%低收入家庭		30%低收入家庭	
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	-0.526***	-0.442***	-0.462***	-0.449***
	(0.094)	(0.084)	(0.077)	(0.071)
户主特征变量				
年龄		0.012***		0.011***
		(0.002)		(0.001)
年龄平方/100		-0.003*		-0.002
		(0.001)		(0.001)
男性		-0.043***		-0.037***
		(0.006)		(0.005)
汉族		0.009		0.003
		(0.013)		(0.011)
本地城镇户籍		-0.004		0.005
		(0.018)		(0.015)
已婚		-0.317***		-0.288***
		(0.009)		(0.009)
初中学历		0.087***		0.095***
		(0.008)		(0.007)
高中学历		0.154***		0.162***
		(0.009)		(0.007)
中专学历		0.216***		0.213***
		(0.010)		(0.008)
大专学历		0.299***		0.307***
		(0.010)		(0.009)
本科或研究生学历		0.411***		0.376***
		(0.015)		(0.012)
在业		-0.031***		-0.034***
		(0.006)		(0.006)
观测值	51,235	51,235	77,173	77,173
R 平方	0.127	0.240	0.127	0.227

说明：括号中为在城市-年份水平上集聚的稳健标准误。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。所有回归都控制了城市固定效应和年份固定效应。

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

表 4 收入不平等和低收入家庭住房质量

	无室内卫浴设施				无室内取暖设备			
	20%低收入家庭		30%低收入家庭		20%低收入家庭		30%低收入家庭	
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	0.117*	0.117*	0.162***	0.145***	0.112**	0.112**	0.228***	0.222***
	(0.069)	(0.068)	(0.057)	(0.056)	(0.052)	(0.052)	(0.043)	(0.043)
户主特征变量								
年龄		-0.004***		-0.006***		0.001		0.001
		(0.001)		(0.001)		(0.001)		(0.001)
年龄平方/100		0.004***		0.006***		-0.001		-0.002**
		(0.001)		(0.001)		(0.001)		(0.001)
男性		0.020***		0.021***		0.014***		0.012***
		(0.005)		(0.004)		(0.004)		(0.003)
汉族		-0.005		0.007		0.005		0.006
		(0.012)		(0.010)		(0.005)		(0.005)
本地城镇户籍		-0.057***		-0.065***		-0.030***		-0.032***
		(0.011)		(0.010)		(0.008)		(0.007)
已婚		-0.018***		-0.035***		-0.018***		-0.022***
		(0.007)		(0.006)		(0.005)		(0.004)
初中学历		-0.063***		-0.057***		-0.033***		-0.042***
		(0.006)		(0.006)		(0.005)		(0.004)
高中学历		-0.130***		-0.128***		-0.058***		-0.070***
		(0.007)		(0.006)		(0.005)		(0.004)
中专学历		-0.166***		-0.165***		-0.066***		-0.081***
		(0.009)		(0.007)		(0.007)		(0.005)
大专学历		-0.199***		-0.205***		-0.103***		-0.116***
		(0.009)		(0.007)		(0.007)		(0.005)
本科或研究生学历		-0.266***		-0.246***		-0.143***		-0.143***
		(0.014)		(0.010)		(0.010)		(0.008)
在业		-0.008		-0.006		0.005		0.008**
		(0.006)		(0.005)		(0.004)		(0.003)
观测值	51,917	51,917	77,933	77,933	51,917	51,917	77,933	77,933
R 平方	0.219	0.236	0.212	0.230	0.579	0.583	0.552	0.557

说明: 括号中为在城市-年份水平上集聚的稳健标准误。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。被解释变量为 0-1 变量，表中估计为线性概率模型估计。所有回归都控制了城市固定效应和年份固定效应。

表 4 报告了收入不平等对城市低收入家庭居住质量的影响。本文分别以家庭住房是否有室内卫浴设施和是否有室内取暖设备来衡量居住质量。取暖设备在气候温暖的地区并非生活所必需，可能不适于用于度量居住质量，不过本文所有回归均已经控制了城市固定效应，可以避免地区气候差异造成的影响。估计结果显示，收入不平等越严重的城市，低收入家庭的住房拥有室内卫浴设施和取暖设备的概率越低，是否控制户主特征对估计结果几乎没有影响。户主特征和住房质量之间同样存在显著的相关性。户主年龄和住房质量之间仍然有非线性的

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

关系。户主为男性的家庭住房质量更差，女性户主家庭在中国较为特殊，可能反映了家庭背后的一些不可观测的特征。户主具有本地城镇户籍或者在婚的家庭，其居住质量显著更高。学历水平和居住质量关系同样统计显著，教育水平越高，居住质量越好。

综合表 2、表 3 和表 4 的结果，可以发现我国城市收入不平等和低收入家庭的住房可及性存在显著的相关性。收入不平等较高的城市，当地低收入家庭的住房成本负担更大，居住更拥挤，居住质量也显著更差。无论是成本、数量还是质量，低收入家庭的住房状况都受到了收入差距的负面影响。上述实证结果支持了住房市场局部均衡下的理论分析，对居住成本的估计同 Matlack and Vigdor（2008）的结论也基本一致。不过，Matlack and Vigdor（2008）使用美国的数据没有发现收入不平等对低收入家庭的居住拥挤程度存在显著影响，此外，他们也没有考察收入不平等对居住质量的影响。

（二）收入不平等和低收入家庭的住房可及性：控制自身收入的影响

表 5 收入不平等和低收入家庭住房负担：控制家户自身收入的影响

	剩余收入（对数）	租金-收入比	人均住房面积（对数）	无室内卫浴设施	无室内取暖设备
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
20% 低收入家庭					
基尼系数	0.189	0.057**	-0.381***	-0.041	0.075*
	(0.135)	(0.025)	(0.085)	(0.068)	(0.042)
家庭可支配收入（对数）	1.243***	-0.139***	0.062***	-0.148***	-0.034***
	(0.011)	(0.003)	(0.009)	(0.007)	(0.005)
观测值	39,338	34,723	51,235	51,917	51,917
R 平方	0.689	0.361	0.241	0.242	0.584
30% 低收入家庭					
基尼系数	0.169	0.075***	-0.364***	-0.050	0.156***
	(0.115)	(0.019)	(0.072)	(0.056)	(0.043)
家庭可支配收入（对数）	1.216***	-0.126***	0.080***	-0.169***	-0.057***
	(0.009)	(0.002)	(0.007)	(0.005)	(0.004)
观测值	60,548	51,542	77,173	77,933	77,933
R 平方	0.751	0.367	0.229	0.240	0.558

说明: 括号中为在城市-年份水平上集聚的稳健标准误。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。最后两列被解释变量为 0-1 变量，采用线性概率模型估计。所有回归都控制了城市固定效应、年份固定效应以及表 2、3、4 中控制的家户特征变量。

在表 5 中，我们在解释变量中加入家庭可支配收入，分离出家庭自身收入和家庭以外其他家庭收入变动对住房可及性的影响。很显然，家庭自身收入同住房状况存在显著相关性，家庭可支配收入较高的家庭，剩余收入更高，租金-收入比较低，人均住房面积显著更大，居住条件也显著更好。家庭可支配收入和剩余收入之间的弹性大于 1，表明低收入家庭在住房消费上的收入弹性较低，考虑到住房的必需品性质，这并不奇怪。较低的住房需求收入弹性同样反映在家庭可支配收入和人均住房面积的关系上，家庭可支配收入增加 1%，人均住房面积仅增加大约 0.06%-0.08%。

相比家庭自身收入的影响，本文更感兴趣的是其他家庭收入变动对自身住房可及性的影

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

响。表 5 第 1 列的估计显示，在控制了家庭可支配收入之后，城市收入不平等程度和剩余收入不存在统计上显著的关系，但是基尼系数和租金-收入比仍然存在显著的正相关，表明在收入不平等越高的城市，低收入家庭的住房成本负担越重。城市收入基尼系数和人均住房面积的关系也仍然十分显著，城市收入不平等程度越高，低收入家庭的居住环境越拥挤。针对居住质量的估计没有显示一致的效果，在收入不平等程度较高的城市，低收入家庭住房拥有室内取暖设备的概率有显著的下降，但收入不平等程度同家庭是否拥有室内卫浴设施之间没有显著关系。

整体而言，即使控制了自身家庭收入的影响，城市收入不平等同低收入家庭的住房可及性之间仍然存在显著的负向关系，城市收入不平等的上升伴随着城市低收入家庭住房成本的增加，住房拥挤度的上升和住房质量的下降。值得注意的是，著名的“涓滴效应（trickle-down effect）”理论认为富裕群体收入的增加会自动惠及到低收入群体，带动低收入群体收入上涨（Aghion and Bolton, 1997）。然而，本文的实证研究表明，至少在住房消费上，富裕家庭收入的增加并不会惠及低收入家庭，反而会损害低收入家庭在居住方面的福利水平。

（三）收入不平等和低收入家庭的住房可及性：异质性市场

表 6 收入不平等和低收入家庭住房负担：住房市场异质性

	剩余收入（对数）	租金-收入比	人均住房面积（对数）	无室内卫浴设施	无室内取暖设备
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
20% 低收入家庭					
基尼系数	-0.290	0.203***	-0.424**	0.001	0.360***
	(0.279)	(0.056)	(0.212)	(0.156)	(0.115)
基尼系数 * 住房面积标准差	0.015**	-0.006***	0.000	-0.002	-0.007**
	(0.007)	(0.002)	(0.006)	(0.004)	(0.004)
住房面积标准差	-0.005**	0.003***	0.002	0.001	0.001
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
观测值	39,338	34,723	51,235	51,917	51,917
R 平方	0.689	0.362	0.241	0.242	0.584
30% 低收入家庭					
基尼系数	-0.234	0.140***	-0.462***	-0.164	0.377***
	(0.233)	(0.043)	(0.162)	(0.126)	(0.093)
基尼系数 * 住房面积标准差	0.012**	-0.007***	0.002	0.003	-0.006**
	(0.006)	(0.001)	(0.005)	(0.003)	(0.003)
住房面积标准差	-0.004**	0.002***	0.001	-0.000	0.000
	(0.002)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
观测值	60,548	51,542	77,173	77,933	77,933
R 平方	0.751	0.368	0.229	0.241	0.559

说明: 括号中为在城市-年份水平上集聚的稳健标准误。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。最后两列被解释变量为 0-1 变量，采用线性概率模型估计。所有回归都控制了城市固定效应、年份固定效应、家庭可支配收入（对数），以及表 2、3、4 中控制的家户特征变量。

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

本文引言部分已经指出，即使在局部均衡的分析框架下，收入不平等对低收入家庭住房负担的影响也因住房市场的产品差异化程度而存在理论上的不确定性。理论上，产品差异化程度越高，住房市场的分割程度也会越高，收入不平等对低收入家庭住房负担的影响就可能越小。本小节通过引入住房市场的产品差异化程度来从实证估计住房市场异质性可能产生的影响。具体的，本文计算城市内部单套住房面积的标准差，用于度量城市住房的差异化程度。事实上，控制或干预住房市场上大、中、小户型住房的相对供给数量，是政府用来解决城市中低收入家庭住房困难的重要政策调控手段之一。通过在回归中加入基尼系数和城市住房面积标准差的交叉项，我们可以从实证上考察住房市场异质性对收入不平等和低收入家庭住房可及性之间关系的影响。

表 6 汇报了估计结果。无论是相对于 20%低收入家庭还是 30%低收入家庭，基尼系数和住房面积标准差交叉项的系数都仅在第 1、2、5 列估计中显著，且符号均分别为正、负、负。这表明，在城市住房面积差异化程度较大时，收入不平等对城市低收入家庭住房成本和住房质量的影响显著减弱了，但是，收入不平等对低收入家庭人均住房面积的影响并没有受到城市住房差异化程度的显著影响。总体而言，城市住房市场上住房的差异化可以减缓收入不平等对低收入家庭住房可及性的负面影响。最后，通过基尼系数本身的参数估计，我们可以看到，在住房市场不存在任何产品差异化的情况下（住房面积标准差为 0），城市收入基尼系数同低收入家庭（以租金-收入比衡量）的住房成本负担仍存在显著正相关，同家庭人均住房面积和住房质量则显著负相关，这同我们从表 5 中得到的结论完全一致。

五、结论和政策含义

在过去的十年间，我国城市住房价格经历了持续的快速上涨，城市中低收入家庭的住房困难问题越来越突出。本文指出，导致城市中低收入家庭住房条件恶化的一个重要原因是城市收入不平等的上升。使用 2002-2009 年间的城市住户调查数据，本文实证估计了收入不平等对城市低收入家庭住房成本负担、住房消费量和住房质量的影响，发现城市收入不平等程度越高，低收入家庭的住房成本负担越重，居住环境越拥挤，住房质量越差。即使在控制家庭自身收入的影响之后，上述实证结论仍然存在。进一步的研究发现，城市住房市场上住房的差异化程度越高，收入不平等对低收入家庭住房可及性的负面影响越小。

本文的研究结论表明，“先富”起来的人在改善自身居住条件的同时，并不能够通过所谓的“涓滴效应”自动惠及到城市低收入家庭，相反，富裕阶层收入的较快增加所引起的收入不平等的上升会恶化低收入家庭的住房条件。因此，政府有必要通过政策干预性政策为城市低收入家庭提供住房保障。在长期，政府应该着力于解决收入不平等问题，这可以起到釜底抽薪的作用，既能够遏制城市房价的非理性上涨，又有助于解决城市中低收入家庭的住房困难；在短期，政府可以通过控制或干预不同户型住房的相对供给，增大住房市场产品差异化程度，来减小收入不平等对城市低收入家庭住房可及性的负面影响，也可以有针对性的为城市低收入家庭提供住房补贴。

参考文献:

陈斌开、杨汝岱（2013）：《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第 1 期。

陈斌开、杨依山、许伟（2009）：《中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因：1990-2005》，《经济研究》第 12 期。

陈纯槿、李实（2013）：《城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等：1989-2009》，《管理世界》第 1 期。

陈健、高波（2012）：《收入差距、房价与消费变动：基于面板数据联立方程模型的分析》，《上海经济研究》第 2 期。

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

陈杰、朱旭丰（2010）：《住房负担能力测度方法研究综述》，《城市问题》第 2 期。

陈钊、万光华、陆铭（2010）：《行业间不平等：日益重要的城镇收入差距成因》，《中国社会科学》第 3 期。

胡晓（2010）：《收入差距与中国房地产价格：理论与实证》，《财经科学》第 12 期。

况伟大（2014）：《中国住房抵押贷款拖欠风险研究》，《经济研究》第 1 期。

李实（2003）：《中国个人收入分配研究回顾与展望》，《经济学季刊》第 2 期。

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》，《世界经济》第 1 期。

徐建炜、徐奇渊、何帆（2012）：《房价上涨背后的人口结构因素：国际经验、理论于中国实证》，《世界经济》第 1 期。

张川川、贾珅、杨汝岱（2013）：《"鬼城"下的蜗居？收入不平等与房地产泡沫》，CENET 讨论稿系列，No. 2013002: http://www.cenet.org.cn/editor/userfiles/Other/2013-11/20131105101339368192 37.pdf.

Aghion, P. and Bolton, P. "A Theory of Trickle-Down Growth and Development." *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(2): 151-172.

Hancock, K.E. "Can Pay? Won't Pay? Or Economic Principles of Affordability." *Urban Studies*, 1993, 30(1): 127-145.

Matlack, J. and Vigdor, J. "Do Rising Tides Lift All Prices? Income Inequality and Housing Affordability." *Journal of Housing Economics*, 2008, Vol. 17, 212-224.

Quigley, J. and Raphael, S. "Is Housing Affordable? Why Isn't It More Affordable?" *Journal of Economic Perspectives*, 2004, 18(1): 191-214.

Quigley, J.; Raphael, S. and Smolensky, E. "Homeless in America, Homeless in California." *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(1): 37-51.

Rodda, David, 1994, "Rich Man, Poor Renter: A Study of the Relation Between the Income Distribution and Low-cost Rental Housing", UMI Dissertation Service, Ann Arbor, MI.

Stone, M. "A Housing Affordability Standard for the UK." *Housing Studies*, 2006, 21(4), 453-476.

Whitehead, C. "From Need to Affordability: An Analysis of UK Housing Objectives." *Urban Studies*, 1991, 28(6): 871-887.

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。

附录：

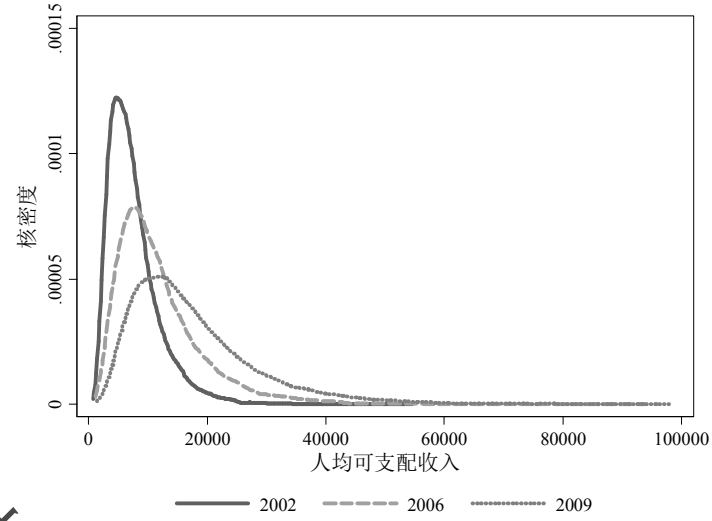

图 A1 城市家庭人均可支配收入分布的核密度估计

数据来源：城市住户调查：2002, 3006, 2009。

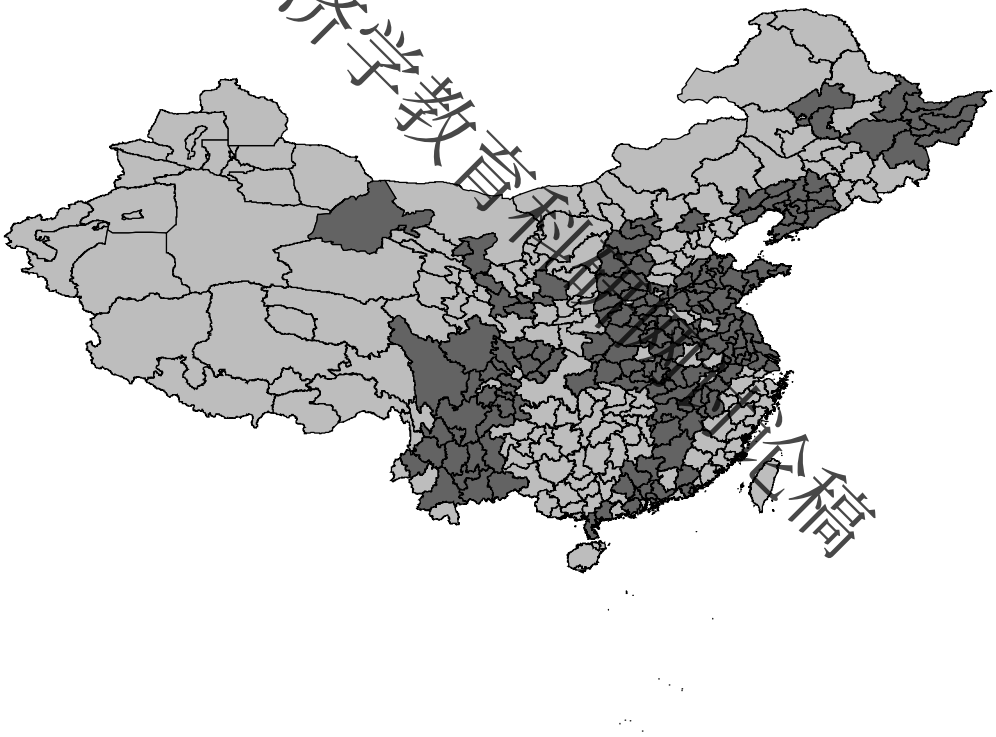

图 A2 城市住户调查样本城市分布

说明：深色区域为样本城市。

中国经济学教育科研网讨论稿

版权声明：未经作者本人允许，请勿全文刊发或转载本文。