

住房公积金制度、房价与住房福利

顾澄龙 周应恒 严斌剑*

摘 要 本文利用 2005—2011 年中国 55 个大中城市的面板数据实证分析了住房公积金制度对房价的影响,进而系统地分析了公积金制度的住房福利效应。实证结果表明住房公积金制度会显著促进房价上涨,当前如果取消住房公积金制度的话,将会使房价下降 13.5%。考虑到这样一个预期外的效应后,住房公积金制度对加入这一制度的城镇居民购房的贡献度仍有 25%,而对于未加入住房公积金制度的城镇居民,这一制度会使他们在购房时付出 13.5%的额外成本。

关键词 住房公积金制度, 房价, 住房福利

DOI 10.13821/j.cnki.ceq.2015.04.05

一、引 言

自 2003 年以来,我国的房价不断上涨。全国商品房的平均销售价格由 2003 年的 2 359 元/平方米涨到了 2013 年的 6 237 元/平方米¹,十年内的平均涨幅达到了 10.2%。过快的房价增长以及过高的房价无疑给百姓造成了巨大的负担,居民购房难的问题已成为学者和政府部门关注的焦点(况伟大和李涛,2012²)。住房公积金制度作为一项住房保障制度,究竟能否起到应有的作用以及对社会各个群体的住房保障会产生何种影响,也越来越为人们所关注。在这种背景下,全面研究住房公积金制度对城镇职工的住房福利的影响具有重要意义。

我国的住房公积金制度是在 20 世纪 90 年代初借鉴新加坡的经验引入的。这一制度在建立初期主要是为了筹集建房资金以加快职工住房建设,随着 1998 年住房福利分配制度的取消,住房公积金制度逐步演变为以支持住房消

* 南京农业大学经济管理学院。通信作者及地址:周应恒,江苏省南京市玄武区卫岗 1 号南京农业大学经济管理学院,210095;电话:13951802920;E-mail:zhouyh@njau.edu.cn。本研究得到“江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)”“江苏省高校哲学社会科学优秀创新团队”、国家自然科学基金重点项目(71333008)资助。感谢哥廷根大学于晓华教授、南京农业大学易福金副教授、南京农业大学胡越博士对本文的意见和建议。感谢匿名审稿人的修改建议。当然文责自负。

¹ 数据来源:《中国统计年鉴(2014)》。

² 况伟大、李涛,“土地出让方式、地价与房价”,《金融研究》,2012 年第 8 期,第 56—68 页。

费为主要功能。从政府对住房公积金制度的定位来看,这一制度主要是用来保障城镇职工的住房水平。从具体的实施层面来看,住房公积金制度是一项强制性的储蓄制度,职工每月按工资的一定比例进行缴存,此外单位也要为职工缴纳一定的住房公积金。职工和单位缴存的住房公积金都由住房公积金管理中心管理,当需要的时候,缴存者不仅可以直接使用住房公积金购房,还可以申请到利率较商业贷款利率更低的住房公积金贷款。³总的来说,住房公积金制度在提高职工住房消费能力、保障职工住房水平方面发挥了一定的作用。

不少学者研究了住房公积金制度的住房福利效应,研究的内容主要包括两部分:一部分文献测算了公积金制度在城镇职工消费住房时的贡献和这一制度本身的运行效率;另一部分文献则指出了公积金制度在保障住房水平时存在的不足,例如公积金制度对高收入群体的支持作用比对低收入群体的支持作用更大。然而,这些研究还存在以下两点不足:第一,已有文献没有详细考察住房公积金制度对房价产生的影响。由于房价与住房消费量的负向关系,房价能很好地反映住房福利,低房价更能保障人们的住房水平(陈彦斌和邱哲圣,2011⁴)。因此,研究住房公积金制度对房价的影响能够更加全面地评估我国公积金制度对居民住房福利的影响。已有一部分文献实证分析了住房公积金贷款对房价的影响,然而公积金贷款对房价的影响并不能完全代表公积金制度对房价的影响,因为公积金制度在缴存过程中还可能改变人们的预算约束线,从而对房价产生影响。另外,这部分研究没有给出住房公积金制度和房价关系的理论模型。第二,已有研究重点分析了住房公积金制度对覆盖群体住房福利的影响,然而截至2013年5月,我国尚有28%的城镇职工并没有在住房公积金制度的覆盖范围内。住房公积金制度通过影响房价,同样会对未纳入制度范围内的城镇职工的住房福利产生影响。针对以上不足,本文将构建住房公积金制度和房价关系的理论模型,并实证分析住房公积金制度对房价的影响,从而系统地指出住房公积金制度对制度内外不同群体的住房福利产生的影响。本文第二部分是国内外研究住房公积金制度以及相关住房保障项目的福利效应的文献综述,第三部分是住房公积金制度和房价关系的理论模型,第四部分是住房公积金制度影响房价的经验分析,最后是结论和政策含义。

二、文献综述

目前仅有少数几个国家实行了住房公积金制度,因此国外学者对这种制度的研究较少。然而关于住房福利,国外的研究是比较丰富和深入的,特别

³ 公积金贷款的利率要比普通的抵押贷款利率低2—3个百分点。

⁴ 陈彦斌、邱哲圣,“高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等”,《经济研究》,2011年第10期,第25—37页。

是住房补贴对住房成本和住房福利产生的影响。因此这里可以借鉴这方面的研究成果。

关于住房补贴项目的福利效应，国外主要是通过研究住房补贴在保障住房水平时的效率高以及对各个群体是否公平来评价的。其中，针对住房补贴的效率，Usowski and Hollar (2008) 研究了对供给端进行补贴的低收入家庭住房税收优惠证 (LIHTC)，指出了这个项目存在的不确定性风险降低了它的效率。Lang (2012) 发现 LIHTC 项目下额外的金融刺激，例如旨在促进低租金地区的住房建设的 QCT 项目是缺乏效率的。Sinai and Waldfogel (2005) 和 Eriksen (2009) 认为需求端的住房支持项目相比于供给端的住房支持项目更有效。Monsod (2011) 调查发现仅仅对购房进行补贴并不能很好地满足低收入家庭的住房需求。Wang (2011) 研究发现中国的福利分房制度在给职工提供住房补贴时抑制了人们的住房需求，降低了他们的住房福利。而针对住房补贴的公平性，Wood *et al.* (2006) 认为一定数额的住房补贴可以降低购房的首付约束，但是这种补贴在潜在的第一套住房购买者中的分配是很不公平的。最贫穷的购买者即使有了补贴也买不了房，因此他们就无法得到这笔补贴。Beer *et al.* (2011) 和 Greulich and Quigley (2009) 指出并不是所有的住房补贴形式都是公平的。

除了住房补贴对人们住房福利的直接影响，国外学者对住房补贴所产生的副效应 (side effects) 也研究得很深入，特别是需求端住房补贴对住房成本所产生的影响。比较早的研究有 1975—1980 年在美国实施的住房补贴实验项目。⁵ 实验结果表明补贴对房租的影响很小。Rydell (1982) 认为即便在短期，住房的供给弹性也不是刚性的，因为住房市场中一定的空置率对住房市场的过度需求是有吸纳力的。相对来说，实行实验项目的两个城市的住房市场并不是很紧张，因此一定的供给弹性抑制了房租的上涨。此外 Cutts and Olsen (2002) 也认为住房补贴对供给的促进是解释上述实验结果的原因。

然而 Arnott (1989)，Arnott and Igarashi (2000) 认为住房市场的竞争并没有那么激烈，因为住房单元以及家庭对住房的需求都存在一定的异质性。此外，Laferrere and Blanc (2004) 认为在法国的住房市场上，房东比受补贴者拥有更多的信息，因此房东可以实行价格歧视策略来向受补贴者索取更高的租金。Laferrere and Blanc 还指出相对于竞争程度，住房市场的分割同样会导致长期供给弹性的降低。

当然从短期来看，住房的供给弹性应该更低，许多学者就是在短期视角下分析了住房补贴对租金的影响。Susin (2002) 研究发现在获得更多租房券

⁵ 住房补贴实验项目 (Experimental Housing Allowance Program) 是在两个中西部的小城市实施的，它将所有满足获得租房券补贴标准的居民都给予补贴。

补贴的大都市中,低收入家庭经历了更快的租金上涨。Susin 认为这主要是由低质量住房市场的供给弹性较低造成的。租房券提高了那些未接受补贴的低收入家庭的租房成本。Fack (2006) 结合法国的住房补贴改革⁶, 同样指出了住房补贴对租金水平的显著正影响。他认为这项住房补贴改革会促进需求, 不仅来自低收入家庭, 也来自那些想要利用这些补贴独立生活的学生, 然而这种需求的提升和中短期的住房供给弹性是不相匹配的, 导致了房租的上涨。因此, Fack 对这种住房补贴的效率提出了质疑。Gibbons and Manning (2006) 指出, 在英国, 住房补贴上限的降低减少了住房补贴的发放, 从而降低了房租水平。与此同时, 住房的消费量却没有受到大的影响。Kangasharju (2010) 指出在芬兰的自由住房市场中, 每增加 1 欧元的住房补贴会使房租上涨 60—70 欧分。

国内有不少学者对住房公积金制度的住房福利效应进行了研究, 研究的内容主要包括两部分: 一部分文献测算了住房公积金制度在城镇职工消费住房时的贡献和这一制度本身的运行效率。徐峰等 (2007)⁷ 通过测算和比较一些量化的指标, 评价了住房公积金在住房消费中的贡献度。宋金昭等 (2011)⁸ 分析了住房公积金市场的有效供求关系, 建立了住房公积金市场供求变化的监测模型。宋金昭 (2011)⁹ 以上海市为例, 从住房公积金制度运行系统投入产出的角度, 建立了 DEA 模型并测算了其运行效率。另一部分文献则指出了住房公积金制度在保障住房水平时存在的不足。肖作平和尹林辉 (2010)¹⁰ 认为应该根据当地的实际情况制定一个合理的住房公积金缴存比例。周京奎 (2011)¹¹ 实证检验了公积金约束对不同家庭类型住宅特征需求的影响, 认为我国的住房公积金制度对高收入群体的支持作用更大。除了以上两块主要内容, 杨刚和吴燕华 (2012)、杨黎明和余劲 (2013)¹² 还通过实证分析指出了住房公积金贷款对房价有正向推动作用。

基于以上研究, 本文发现国外学者对住房补贴所导致的住房成本变化的研究很深入, 还考虑到了住房补贴对未得到补贴群体的影响, 而住房公积金制度对房价是否有影响, 从而对制度内外群体的住房福利是否有影响, 还没

⁶ 1992—1994 年间, 法国的住房租金补贴使受益者扩展到了所有的低收入家庭。

⁷ 徐峰、胡昊、丛诚, “住房消费中住房公积金的贡献度——以典型城市为例的实证研究”, 《房地经济》, 2007 年第 4 期, 第 47—50 页。

⁸ 宋金昭、刘晓君、董红亮, “住房公积金市场供求均衡的监测模型研究”, 《西安建筑科技大学学报》, 2011 年第 3 期, 第 417—421 页。

⁹ 宋金昭, “基于 DEA 的住房公积金制度运行效率实证研究”, 《商业经济研究》, 2011 年第 27 期, 第 85—86 页。

¹⁰ 肖作平、尹林辉, “我国住房公积金缴存比例的影响因素研究——基于 34 个大中城市的经验证据”, 《经济研究》, 2010 年增刊, 第 129—142 页。

¹¹ 周京奎, “公积金约束、家庭类型与住宅特征需求”, 《金融研究》, 2011 年第 7 期, 第 70—84 页。

¹² 杨刚、吴燕华, “公积金制度对上海住房市场发展的影响研究”, 《经济经纬》, 2012 年第 4 期, 第 85—89 页; 杨黎明、余劲, “我国住房公积金贷款对房价影响的动态研究——基于 2002—2011 年七个二线城市的面板数据”, 《南京农业大学学报(社会科学版)》, 2013 年第 5 期, 第 76—83 页。

有被深入研究。虽然有一部分文献实证分析了住房公积金贷款对房价的影响，然而公积金贷款对房价的影响不足以代表住房公积金制度对房价的影响。此外，这部分研究未给出住房公积金制度和房价关系的理论模型。鉴于以上不足，本文将构建住房公积金制度和房价关系的理论模型，并实证分析住房公积金制度对房价的影响，进而系统地指出住房公积金制度对制度内外不同群体的住房福利产生的影响。

三、理论模型

住房公积金制度作为一项强制性的储蓄制度，或多或少地会改变人们的消费选择。特别地，对于其中一部分有购房需求的群体，这一制度有可能会使他们的住房储蓄比在没有这一制度的时候配置得更多，更多的住房储蓄意味着更强的购房能力，进而对于整个社会而言，住房需求得到了提高。此外，从住房公积金制度的实施层面上看，这一制度主要包含贷款时的利率优惠以及缴存过程中单位与个人共同出资这两个特点。在贷款过程中，低利率的公积金贷款会提高人们的购房能力（Yeung and Howes, 2006）。而在缴存过程中，单位为职工缴存的住房公积金可进入成本税前列支，个人的住房公积金账户所得也可免缴个人所得税，因此可以看出政府对住房公积金是有一定税收优惠的。总的来说，不管是基于住房公积金的基本性质，还是基于住房公积金制度的实施层面，住房公积金制度能提高制度覆盖范围内城镇职工的购房需求的结论是毋庸置疑的。

住房公积金制度在需求端提高了消费者的购房能力，且它还是一项住房保障制度，这些特点和住房补贴项目的特征很相似，住房补贴项目也是在需求端提高了消费者的购房能力，且以保障城镇家庭的住房水平为目标。因此，本文借鉴了 Susin（2002）研究租房券影响房租的理论模型，构建了住房公积金制度影响房价的理论模型。

首先，我们假设每一个住房市场上都有一条弹性不变的供给曲线和一条弹性不变的需求曲线，可表示为：

$$\ln Q_j^D = X_j - \epsilon_j^D \ln P_j + \eta_j^D (\text{具有不变的需求弹性}), \quad (1)$$

$$\ln Q_j^S = Z_j + \epsilon_j^S \ln P_j + \eta_j^S (\text{具有不变的供给弹性}). \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中的下标 j 主要用来区分住房市场所在的城市； Q_j^D 和 Q_j^S 分别表明某一城市住房市场上的住房需求量和住房供给量； X_j 和 Z_j 分别表示影响住房需求的其他因素和影响住房供给的其他因素； ϵ_j^D 和 ϵ_j^S 分别表示需求弹性和供给弹性； P_j 是房价； η_j^D 和 η_j^S 分别表示需求方程和供给方程的残差项，这里假设它们与 X_j 和 Z_j 不相关。在下面的所有式中，为了简便起见，区分住房市场所在城市的下标 j 被省略了。

从长期来看, $Q_j^D = Q_j^S$, 因此, (1) 式和 (2) 式经过联立与化简就能得到 (3) 式:

$$\ln P^* = \frac{X - Z}{\epsilon^D + \epsilon^S} + \eta^P. \quad (3)$$

式中的残差项 η^P 可以由 η^D 、 η^S 、 ϵ^D 和 ϵ^S 表示, (3) 式是本文的基本模型。接下来就要在模型 (3) 的基础上引入住房公积金制度, 以得到本文所要估计的模型。

我们需要衡量住房公积金制度究竟提高了家庭多少的购房需求, 进而才能测定这一制度对房价的影响程度。为了得到可以代表住房公积金制度影响购房需求的合适指标, 我们首先考虑在没有住房公积金制度时家庭的住房需求曲线:

$$\ln q_i = x_i - \epsilon^D \ln P.$$

式中的下标 i 主要用来区分城镇中的不同家庭。在一个未实行住房公积金制度的市场中, 加总所有家庭的住房需求就能得到整个市场的住房需求:

$$Q^D = \sum_{i \in N} q_i.$$

式中的 N 表明了某一住房市场中的家庭总数。在一个实行住房公积金制度的市场中, 我们可以通过加总未实行住房公积金制度时家庭的住房需求和实行公积金制度后家庭提高的住房需求, 来获得整个市场的住房需求:

$$Q^D = \sum_{i \in N} q_i + \sum_{i \in N^F} (q_i^F - q_i^B) = Nq + N^F(q^F - q^B).$$

这里的 N^F 表示在住房公积金制度覆盖范围内的家庭数。我们假设在实行住房公积金制度后, 制度覆盖范围内某一家庭的住房需求为 q_i^F , 而在实行住房公积金制度前它的住房需求为 q_i^B 。这里省略下标的符号表示的是均值, 例如 q 表示的是 q_i 的均值。我们对上式取对数, 然后取它的一阶泰勒展开式:

$$\ln Q^D = \ln Nq \left(1 + \frac{N^F(q^F - q^B)}{Nq}\right) = \ln Nq + \frac{N^F}{N} \frac{(q^F - q^B)}{q}.$$

我们假设 $(q^F - q^B)/q$ 是不变的, 并以 θ 来表示。 θ 可以理解并定义为某一住房市场中住房公积金制度对家庭购房的贡献度。例如, 假设某一家庭在实行住房公积金制度前后的住房需求分别为 90 平方米和 110 平方米, 而整个住房市场的平均住房需求为 100 平方米, 那么 $\theta = 0.2$, 也就是说公积金制度提高了这个家庭相当于市场平均水平 20% 的住房需求。对于 θ 不变假设的合理性, 本文在下面还会进行进一步的讨论。我们用 θ 替代 $(q^F - q^B)/q$, 并对上式进行适当转换, 可以得到 (4) 式:

$$\ln Q^D = \ln q + \ln N + \theta \frac{N^F}{N} = X - \epsilon^D \ln P + \ln N + \theta \frac{N^F}{N}. \quad (4)$$

这里的 $X = \ln[(1/N) \sum_{i \in N} e^{x_i}]$, 表示的是影响住房需求的其他因素取均值后的对数, 例如对数化后的人均收入水平。(4) 式得到了衡量住房公积金制度影响家庭住房需求的合适指标, 即住房公积金制度覆盖率 N^F/N 与住房公积金制度贡献度 θ 的乘积值。这样, 我们在加总微观家庭的住房需求以获得宏观住房需求的过程中, 自然地获得了所关注的测量指标。

最后, 我们将需求方程 (4) 和供给方程 (2) 联立, 得到了 (5) 式:

$$\ln P^* = \frac{1}{\epsilon^D + \epsilon^S} [X + \ln N + \theta F - Z]. \quad (5)$$

这里的 $F = N^F/N$ 。(5) 式就是本文所要进行估计的模型, 对 F 进行回归所获得的系数是 $\theta/\epsilon^D + \epsilon^S$ 。从这一系数的表达式可以看出, 当住房公积金制度对人们住房需求的贡献度越大, 以及当住房的需求和供给都缺乏弹性时, 住房公积金制度对房价的促进程度越大。

本文在建立上述模型的过程中, 最主要的假设就是认为 θ 不变, 也就是说不同住房市场中住房公积金制度对人们购房的贡献度是相同的。从理论上来说, 住房公积金制度是一项住房保障制度, 因此这个假设可能没有看起来那么强。具体地, 住房公积金贷款作为一种政策性贷款, 各个城市在制定相关政策的时候会考虑当地的房价水平, 建立与当地房价联动的机制以更好地发挥这一制度的保障性。此外, 肖作平和尹林辉 (2010) 通过实证分析发现住房公积金在缴存过程中的缴存比例与当地房价的正相关关系十分显著, 根据当地房价水平制定的缴存率同样保障了住房公积金制度对人们购房的贡献度水平。

尽管本文所要估计的模型 (5) 只是一个精简化的等式, 其中变量 F 的系数足以说明本文所关注的问题。它表明了当住房公积金覆盖率每增加一个百分点时, 房价的上涨程度。另外, 如果通过以往的研究可以得到住房的供给与需求弹性, 那么我们还可以计算出住房公积金制度对居民住房消费的贡献度。这个指标反映了当人们获得公积金制度的支持并考虑了房价变化之后的住房消费量的变动情况, 它可以更合理地反映公积金制度对加入这一制度的城镇居民的住房福利的影响。¹³

¹³ 以往研究主要是通过计算住房公积金占人们住房消费支出的比例以及公积金贷款占人们购房贷款的比例来测算贡献度的。这种计算方法没有考虑到住房公积金制度影响房价后所带来的收入效应和替代效应。

四、经验分析

(一) 数据

本文选取了中国 55 个大中城市 2005—2011 年的住房市场数据, 所选样本城市覆盖了中国的 18 个省份。其中, 住宅价格¹⁴ 和各市人均可支配收入来自《中国区域经济统计年鉴(2006—2012)》; 单位面积土地出让金来自《中国国土资源统计年鉴(2006—2012)》; 城市年末总人口、城市人口自然增长率以及城市从业人员数来自《中国城市统计年鉴(2006—2012)》; 抵押贷款利率来自中国人民银行五年期基准利率 (<http://www.pbc.gov.cn>); 各省 CPI 来自《中国统计年鉴(2006—2012)》; 是否实施限购令的数据来自当地政府的官方网站; 各市住房公积金制度覆盖率的数据来自当地住房公积金管理中心的官方网站。此外, 养老、医疗和失业保险制度覆盖率的数据由保险参保人数除以城市从业人员数获得, 其中保险参保人数的数据来自《各省统计年鉴(2006—2012)》和《各市国民经济和社会发展统计公报(2006—2012)》。我们以 2005 年为基期, 经各省 CPI 将模型中的价值型变量转化为实际变量。同时, 名义抵押贷款利率也经各省 CPI 被转化为实际抵押贷款利率。

(二) 经济计量模型

基于上述精简化的模型(5), 我们将一些其他影响住房需求和供给的因素具体化, 就能得到以下的住房价格模型。

$$\ln P_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Inc}_{jt} + \beta_2 \ln C_{jt} + \beta_3 F_{jt} + \beta_4 R_{jt} + \beta_5 \ln \text{pop}_{jt} \\ + \beta_6 \text{popg}_{jt} + \beta_7 \text{lim}_{jt} + \varepsilon_{jt}.$$

式中的 P_{jt} 表示城市 j 在第 t 年的房屋平均价格; Inc_{jt} 表示城市 j 在第 t 年的人均可支配收入; C_{jt} 表示城市 j 在第 t 年的单位面积土地出让金; F_{jt} 表示城市 j 在第 t 年的住房公积金制度覆盖率; R_{jt} 表示城市 j 在第 t 年的实际抵押贷款利率; pop_{jt} 和 popg_{jt} 分别表示城市 j 在第 t 年的年末总人口和人口自然增长率; lim_{jt} 为城市 j 在第 t 年是否实施限购令的虚拟变量。可以看出, 模型中加入的影响住房需求的其他具体因素包括: 人均可支配收入 Inc 、年末总人口 pop 、人口自然增长率 popg 和是否实施限购令 lim 。此外, 由于造成各地土地造价差异的主要原因是单位面积土地出让金的不同, 因此本文使用了单位面积土地出让金这一指标作为影响住房供给的具体因素。抵押贷款利率 R 对住房的供给和需求可能都会产生一定的影响。

¹⁴ 住宅价格由商品房销售额除以商品房销售面积获得。

当然除了以上提到的影响住房需求和供给的因素外，还有一些因素有可能会影响房价。例如信贷投放量、土地的计划供给量和出让方式、人们的预期、商品房预售制度等。遗漏这些变量有可能会对结果产生影响，因此有必要对此进行一定的讨论。首先是信贷投放量、土地的计划供给量和出让方式这三个因素。本文认为它们与其他解释变量并不是一个层级上的影响因素，信贷投放量通过影响贷款的价格（利率）来影响住房的供需，而土地的计划供给量和出让方式则通过影响土地的价格（单位面积的土地出让金）来影响住房的供给。购买住房的需求方和提供住房的供给方接受的最直接的信号是这些价格信号。因此，本文在选取影响住房供需的因素时，考虑的是这些同一层级上的影响因素，进而也就没有将上述三个因素纳入计量模型中。其次，关于人们的预期。从理论上来说，预期因素的确会对房价产生一定的影响。然而预期因素的测度在学术界还存在一定的争议，如果把一些不易操作的变量轻易放入计量模型中反而可能会对结果造成不好的影响。此外，本文实证分析所使用的数据跨度为 2005—2011 年，这一阶段的房价表现为持续上涨的状态，如果我们相信某一城市的居民对当地房价的上涨预期是比较稳定的，那么本文使用的面板数据本身就有利于解决这类遗漏变量所带来的问题。最后，关于商品房预售制度，由于各城市历年的商品房预售比例数据无法获得，本文无法将商品房预售制度这一因素在模型中体现出来。遗漏一些和公积金制度覆盖率相关的变量会导致结果有偏。然而，没有明显的证据显示是否加入住房公积金制度与商品房预售制度是相关的。因此，未考虑商品房预售制度可能并不会对结果产生较大影响。

这里必须要指出的是关键变量——住房公积金制度覆盖率是如何计算获得的。我们在前面构建计量模型时指出，衡量住房公积金制度覆盖率的最优指标应该是加入住房公积金制度的家庭占城市所有家庭的比例。然而现实操作过程中，住房公积金管理中心计算的住房公积金制度覆盖率 = 住房公积金实际缴存人数 / 城市在岗职工人数，这就和我们希望得到的最优指标有一定的出入。由于加入住房公积金制度的家庭的数据无法找到，本文无法计算获得衡量住房公积金制度覆盖率的最优指标，而只能使用住房公积金管理中心计算的住房公积金制度覆盖率。使用这一覆盖率 F 代替最优指标存在“测量偏差”，故 F 是内生变量。我们会在下文讨论如何寻找合理的工具变量来解决这一内生性问题。表 1 是对各解释变量的简单描述统计。可以看到 2005—2011 年我国这 55 个大中城市的住房公积金制度覆盖率的平均水平为 0.75，且各个城市不同年份之间覆盖率的差异较大（0.08—0.98），这种差异对本文所要进行的估计是有利的。

表1 主要变量的简单统计描述

解释变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
房屋均价	元/平方米	2 969.91	1 497.39	945.89	9 927.47
人均可支配收入	元	14 345.19	4 866.52	6 257.00	33 432.48
单位面积土地出让金	万元/公顷	515.48	423.79	37.83	2 663.18
城市人口	万人	136.22	133.36	14.62	816.3
城市人口增长率	%	5.21	3.88	-2.67	24.68
公积金制度覆盖率	100%	0.75	0.43	0.08	0.98
养老保险制度覆盖率	100%	0.83	0.34	0.23	0.97
医疗保险制度覆盖率	100%	0.86	0.29	0.41	0.98
利率	%	6.61	0.63	5.94	7.61
限购		0.04	0.19	0	1

注：表中的价值型变量都已经转化为实际变量。

因本文所用数据为一个 $T=7$ 的面板数据，为避免伪回归，应该考虑进行平稳性检验。检验结果表明房价等变量存在单位根。对此传统的处理方法是进行一阶差分以获得平稳序列。但是，一阶差分后房价变量的经济含义由原来的住房价格变成了房价的增长率。由于本文需要了解公积金制度对人们住房福利的影响程度，因而我们仍希望使用原序列进行回归以获得房价的变动情况。对此，另一种处理方式是对多个单位根变量进行协整检验。然而因为时间序列较短，对多变量的协整检验很困难，因而这种处理单位根的方式在本文不是很适用（况伟大，2009¹⁵）。前面提到进行平稳性检验主要是为了避免伪回归，那是否有途径可以不进行平稳性检验同样也能避免伪回归呢？本文考虑减少面板数据的期数来检验是否存在严重的伪回归，例如选择2005年、2007年、2009年和2011年这4期的数据形成一个 $T=4$ 的面板。由于这种短期面板一般不存在伪回归问题，因而不需要进行平稳性检验，进而我们比较两个面板回归结果的差异，如果差异不大，就能说明基本不存在伪回归问题。

本文在经验分析时还需要特别注意的是内生性问题。前文已经提到由于存在“测量偏差”，覆盖率 F 是内生变量。另外，如果随着房价的升高，政府更有动机推广住房公积金制度，或者城市居民更愿意加入住房公积金制度的话，同样会导致覆盖率 F 和房价互为内生。这时假如我们直接将房价对覆盖率 F 进行回归会导致结果有偏。对此，本文将使用工具变量法来识别出住房公积金制度对房价的影响。通常，我国的用人单位给予劳动者的保障性待遇是捆绑在一起的，包括养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、失业保险和住房公积金（即“五险一金”）。由于这种“捆绑性”，可以初步判断以上几种社会保险制度的覆盖率与公积金制度覆盖率有较强的相关性。当然，由于强制性要求的差异以及推广时间的先后，“五险”制度和“一金”制度的覆

¹⁵ 况伟大，“住房特征、物业税与房价”，《经济研究》，2009年第4期，第151—160页。

盖率并不完全等同。与此同时，这几种社会保险制度的覆盖率除了对住房公积金制度覆盖率有影响外，不会单独地对房价产生影响，故满足外生性。鉴于数据的可得性，本文选取了养老、医疗和失业保险制度覆盖率来检验它们是否满足工具变量的条件。经过多次检验，本文发现养老和医疗保险制度覆盖率同时满足了工具变量的相关性检验（最小特征值统计量 93.14 大于对应的临界值 19.93）和外生性检验（Score $\chi^2(1)=0.994, p=0.319$ ）。当然使用工具变量法的前提是存在内生解释变量，Hausman 检验结果（ $\chi^2(6)=13.75, \text{prob}>\chi^2=0.03$ ）表明，覆盖率 F 是内生变量。此外，单位面积的土地出让金、城市人口增长率以及是否限购同样很可能是内生变量。高房价有可能引致更高的地价、限制当地人口的增长、抑制人口流入以及更有可能促使当地政府实施限购政策，这样就可能会高估地价对房价的正影响、低估城市人口增长率对房价的正影响、低估城市人口对房价的正影响以及低估限购政策对房价的负影响。

虽然前文已经列出了一些影响房价的因素，但由于每个城市的情况不同，仍可能存在一些不随时间而变的遗漏变量。对于是否存在这种个体效应，我们先使用固定效应模型（FE）进行回归。结果表明，固定效应模型的 F 检验（ $F(54, 205)=13.52, \text{Prob}>F=0.0000$ ）强烈拒绝“不存在个体效应”的原假设，即 FE 明显优于混合回归。当然，个体效应仍可能以随机效应（RE）的形式存在。进而究竟是使用固定效应还是随机效应模型，还需要进行 Hausman 检验。检验结果（ $\chi^2(7)=424.73, \text{Prob}>\chi^2=0.0000$ ）表明强烈拒绝原假设，即应该使用固定效应模型，而非随机效应模型。作为参照，我们将使用两种模型回归得到的结果都列在了表 3 中。

（三）经验检验结果

表 2 和表 3 显示了住房公积金制度对房价的影响。首先我们可以看到住房公积金制度确实显著地促进了房价上涨。使用不同模型将住房公积金制度覆盖率对房价进行回归的结果都表明，随着住房公积金制度覆盖率的提高，房价有明显提高。特别要指出的是，不管是使用一阶差分模型进行回归，还是将原来的面板缩短为一个 $T=4$ 的短期面板后进行回归，住房公积金制度对房价的影响都比较显著，这就说明本文的结论具有一定的稳健性。此外，对于住房公积金制度对房价的促进程度究竟有多大，我们先看一下使用了面板工具变量法的固定效应模型的结果。住房公积金制度覆盖率前面的系数为 0.188（ t 值为 2.57），这说明了如果住房公积金制度全面推行的话，它对房价的促进程度为 18.8%。然而截至 2013 年 5 月，我国城镇职工的住房公积金制度覆盖率为 72%。这就表明当前如果取消住房公积金制度的话将会使房价下降 13.5%（ $=0.188 \times 0.72$ ）。相对地，使用随机效应模型得到的公积金制度覆盖率前面的系数为 0.125，比使用固定效应模型估计得到的值要小 0.063。

表2 FE_IV 第一阶段回归结果、IPS 单位根检验和 FD

FE_IV 第一阶段回归结果		IPS 单位根检验		FD		
被解释变量: F_{jt}		水平值方程	一阶差分方程	被解释变量: d_hp		
LnInc _{jt}	-0.021 (0.056)	Inc _{jt}	15.631	-4.256***	d_inc _{jt}	0.104*** (0.032)
LnC _{jt}	-0.028 (0.018)	C _{jt}	2.422	-5.110***	d_C _{jt}	0.350*** (0.080)
Lnpop _{jt}	-0.251*** (0.062)	pop _{jt}	2.581	-2.231**	d_pop _{jt}	0.414 (0.615)
popg _{jt}	0.004 (0.003)	popg _{jt}	-2.397***	-3.981***	d_opg _{jt}	-3.261 (6.170)
R _{jt}	0.021** (0.009)	R _{jt}	-3.555***	-2.261***	d_R _{jt}	-26.880 (21.722)
lim _{jt}	0.008 (0.032)	F _{jt}	0.263	-2.800***	d_F _{jt}	505.686** (244.324)
F (medical insurance)	0.010* (0.007)	hp _{jt}	15.457	-3.333***		
F (endowment insurance)	0.201*** (0.016)					
常数项	1.723*** (0.512)					166.588*** (46.358)
R ²	0.55、0.51、 0.46 (组内、 组间、全部)					0.12、0.30、 0.16 (组内、 组间、全部)
观测值	267					247

注: (1) ***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内的是标准误差; (2) 考虑到原始数据取完对数再进行一阶差分后所获得的数据变异程度较小,这里采用一阶差分模型回归时直接使用了原始数据,而并未对其取对数。

表3 2005—2011年中国55个大中城市房价回归结果

	被解释变量: LnP _{jt}					
	T=7				T=4	
	FE_IV	RE_IV	FE_robust	RE_robust	FE_IV	RE_IV
LnInc _{jt}	1.102*** (0.059)	1.021*** (0.052)	1.121*** (0.055)	1.010*** (0.009)	1.098*** (0.085)	0.946*** (0.068)
LnC _{jt}	0.045** (0.02)	0.083*** (0.020)	0.043** (0.019)	0.068*** (0.024)	0.043 (0.036)	0.129*** (0.030)
Lnpop _{jt}	0.021 (0.069)	0.120*** (0.033)	0.023 (0.065)	0.109*** (0.037)	0.024 (0.088)	0.110*** (0.037)
popg _{jt}	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.006)	-0.003 (0.005)
F _{jt}	0.188*** (0.073)	0.125** (0.062)	0.210** (0.132)	0.164** (0.084)	0.203* (0.116)	0.087* (0.079)
R _{jt}	-0.022** (0.010)	-0.019* (0.010)	-0.023** (0.009)	-0.030** (0.014)	0.013 (0.018)	0.012 (0.019)
lim _{jt}	0.032 (0.035)	0.066* (0.036)	0.030 (0.034)	0.060* (0.031)	0.015 (0.052)	0.086* (0.052)

(续表)

	被解释变量: $\text{Ln}P_{jt}$					
	$T=7$				$T=4$	
	FE_IV	RE_IV	FE_robust	RE_robust	FE_IV	RE_IV
常数项	-2.951*** (0.524)	-2.833*** (0.457)	-3.017*** (0.489)	-2.660** (0.442)	-3.164*** (0.694)	-2.525*** (0.587)
R^2	0.82、0.67、0.82、0.77、0.83、0.71、0.83、0.71、0.84、0.66、0.83、0.80、0.73 (组内、组间、全部) 0.80 (组内、组间、全部) 0.75 (组内、组间、全部) 0.75 (组内、组间、全部) 0.74 (组内、组间、全部) 0.83 (组内、组间、全部)					
观测值	267	267	267	267	153	153

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,括号内的是标准误差。

由供需均衡得到的房价模型表明住房公积金制度覆盖率 F 前面的系数为 $\theta/\epsilon^D + \epsilon^S$, 这里的 θ 就是住房公积金制度对城镇居民购房的贡献度, ϵ^D 和 ϵ^S 分别表示住房的需求弹性和供给弹性。本文已经测得 $\theta/\epsilon^D + \epsilon^S = 0.188$, 如果可以知道住房的需求弹性 ϵ^D 和供给弹性 ϵ^S , 那么我们就能够计算得到 θ 的值。邹至庄和牛霖琳 (2010)¹⁶ 对 1987 年以后中国城镇住房市场上的需求弹性和供给弹性进行了估计, 他们测得的长期需求价格弹性约为 0.5, 住房存量的长期供给价格弹性约为 0.83。按照邹至庄和牛霖琳估计的供需价格弹性, 可以计算得到住房公积金制度对城镇居民购房的贡献度 θ 约为 0.25 ($= (0.5 + 0.83) \times 0.188$)。它反映了当人们获得住房公积金制度的支持并考虑了房价变化之后的住房消费量的变动情况。可以看到, 即便考虑了房价变动, 住房公积金制度对加入这一制度的城镇居民的支持作用仍旧比较大, 他们的住房福利有了较大提升。此外, 对于未加入住房公积金制度的城镇居民, 他们在购房时必须付出 13.5% 的额外成本, 说明住房公积金制度降低了他们的住房福利。

五、结论和政策含义

基于住房公积金制度的特点, 本文构建了公积金制度影响房价的理论模型。模型表明, 当住房公积金制度对人们住房需求的贡献度越大, 以及当住房市场上的需求弹性和供给弹性越小时, 住房公积金制度对房价的促进程度越大。本文利用 2005—2011 年中国 55 个大中城市的面板数据实证分析了住房公积金制度对房价的影响, 进而系统地指出了这一制度对人们住房福利的影响。实证结果表明住房公积金制度会显著地促进房价上涨。当前如果取消住房公积金制度的话, 将会使房价下降 13.5%。考虑到这么一个预期外的效应以后, 住房公积金制度对加入这一制度的城镇居民购房的实际贡献度仍有 25%, 表明住房公积金制度提高了他们的住房福利; 而对于未加入住房公积金制度的城镇居民来说, 这一制度会使他们在购房时付出 13.5% 的额外成本,

¹⁶ 邹至庄、牛霖琳, “中国城镇居民住房的需求与供给”, 《金融研究》, 2010 年第 1 期, 第 1—11 页。

表明住房公积金制度降低了他们的住房福利。

本文的政策含义：应该考虑进一步加大保障房建设。从上面的结论来看，针对需求端提供支持的住房公积金制度在保障人们的住房水平时有可能会损害未加入这一制度的群体（这部分群体也往往是中低收入家庭）的住房福利。而对住房供给端进行支持，例如加大保障房建设，更有可能保障城镇中低收入家庭的住房水平。

需要说明的是，本文在理论模型构建和实证分析中都还存在需要进一步完善的地方。例如，我们的理论模型假设不同城市住房市场中住房公积金制度对人们购房的贡献度是相同的，我们已经讨论过这一假设的合理性，然而在一些特大城市中，城市的特殊地位会导致当地的房价特别高（Ellickson, 1981），在这些城市中住房公积金制度的保障性很难发挥出来，如果假设在这类城市中公积金制度对人们购房的贡献度与其他城市相同的话，就不合适了。因此，本文会将这类样本剔除，而这种剔除就会使我们的城市样本缺乏一定的代表性。

参考文献

- [1] Arnott, R., and M. Igarashi, "Rent Control, Mismatch Costs and Search Efficiency", *Regional Science and Urban Economics*, 2000, 30(3), 249—288.
- [2] Arnott, R., "Housing Vacancies, Thin Markets and Idiosyncratic Tastes", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1989, 2, 5—30.
- [3] Beer, A., E. Baker, G. Wood, and P. Raftery, "Housing Policy, Housing Assistance and the Wellbeing Dividend: Developing an Evidence Base for Post-GFC Economies", *Housing Studies*, 2011, 26, 1171—1192.
- [4] Chen, Y., and Z. Qiu, "How Does Housing Price Affect Household Saving Rate and Wealth Inequality?", *Economic Research Journal*, 2011, 10, 25—37. (in Chinese)
- [5] Cutts, A. C., and E. O. Olsen, "Are Section 8 Housing Subsidies Too High?", *Journal of Housing Economics*, 2002, 11, 214—243.
- [6] Ellickson, B., "An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets", *Journal of Urban Economics*, 1981, 9, 56—79.
- [7] Eriksen, M. D., "The Market Price of Low-income Housing Tax Credits", *Journal of Urban Economics*, 2009, 66, 141—149.
- [8] Fack, G., "Are Housing Benefit an Effective Way to Redistribute Income? Evidence from a Natural Experiment in France", *Labour Economics*, 2006, 13, 747—771.
- [9] Gibbons, S., and A. Manning, "The Incidence of UK Housing Benefit: Evidence from the 1990s Reforms", *Journal of Public Economics*, 2006, 90, 799—822.
- [10] Greulich, E., and J. M. Quigley, "Housing Subsidies and Tax Expenditures: The Case of Mortgage Credit Certificates", *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39, 647—657.
- [11] Kangasharju, A., "Housing Allowance and the Rent of Low-income Households", *The Scandinavian Journal of Economics*, 2010, 112(3), 595—617.
- [12] Kuang, W., "Housing Characteristics, Property Tax and House Prices", *Economic Research Journal*, 2009, 4, 151—160. (in Chinese)

- [13] Kuang, W. , and T. Li, “Land Sale Patterns, Land Price and Real Estate Price”, *Journal of Financial Research*, 2012, 8, 56—68.
- [14] Laferrere, A. , and D. L. Blanc, “How do Housing Allowances Affect Rents? An Empirical Analysis of the French Case”, *Journal of Housing Economics*, 2004, 13, 36—67.
- [15] Lang, B. J. , “Location Incentives in the Low-income Housing Tax Credit: Are Qualified Census Tracts Necessary?”, *Journal of Housing Economics*, 2012, 21, 142—150.
- [16] Monsod, T. C. , “Addressing the Urban Housing Problem: Does Subsidizing Homeownership Best Meet the Housing Needs of Urban Squatter Households?”, *Asian Economic Papers*, 2011, 10, 124—151.
- [17] Rydell, C. P. , “Price Elasticities of Housing Supply”, *Rand Corporation*, 1982, Number R-2846-HUD.
- [18] Sinai, T. , and J. Waldfogel, “Do Low-income Housing Subsidies Increase the Occupied Housing Stock?”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89, 2137—2164.
- [19] Song, J. , “An Empirical Study on Work Efficiency of Housing Provident Fund System Based on DEA Approach”, *Journal of Commercial Economics*, 2011, 27, 85—86. (in Chinese)
- [20] Song, J. , X. Liu, and H. Dong, “Monitoring Model on the Supply & Demand Balance of Housing Provident Fund Market”, *Journal of Xi’an University of Architecture & Technology (Natural Science Edition)*, 2011, 3, 417—421. (in Chinese)
- [21] Susin, S. , “Rent Vouchers and the Price of Low-income Housing”, *Journal of Public Economics*, 2002, 83, 109—152.
- [22] Usowski, K. , and M. Hollar, “Social Policy and the U. S. Tax Code: The Curious Case of the Low-income Housing Tax Credit”, *National Tax Journal*, 2008, 3, 519—529.
- [23] Wang, S. , “State Misallocation and Housing Prices: Theory and Evidence from China”, *American Economic Review*, 2011, 101, 2081—2107.
- [24] Wood, G. , R. Watson, and P. Flatau, “Microsimulation Modelling of Tenure Choice and Grants to Promote Home Ownership”, *The Australian Economic Review*, 2006, 39, 14—34.
- [25] Xiao, Z. , and L. Yin, “Determinants of Housing Accumulation Fund Capture Puts Scale in China: Empirical Evidence from 34 Large and Medium Cities”, *Economic Research Journal*, 2010(supplement), 129—142. (in Chinese)
- [26] Xu, F. , H. Hu, and C. Cong, “The Contribution Degree of Housing Provident Fund to Housing Consumption—Empirical Research Based on Some Typical Cities”, *Construction Economy*, 2007, 4, 47—50. (in Chinese)
- [27] Yang, G. , and Y. Wu, “A Research on the Impacts of Housing Provident Fund System to Shanghai Housing Market Development”, *Economic Survey*, 2012, 4, 85—89. (in Chinese)
- [28] Yang, L. , and J. Yu, “The Dynamic Influence of China’s Housing Provident Fund Loans on the Housing Price: Based on the Panel Data of Seven Second-tier Cities from 2002 to 2011”, *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2013, 5, 76—83. (in Chinese)
- [29] Yeung, S. C. , and R. Howes, “The Role of The Housing Provident Fund in Financing Affordable Housing Development in China”, *Habitat International*, 2006, 30, 343—356.
- [30] Zhou, J. , “Housing Provident Fund Constraint, Family Types and Housing Characteristics Demand”, *Journal of Financial Research*, 2011, 7, 70—84.
- [31] Zou, Z. , and L. Niu, “Demand and Supply for Residential Housing in Urban China”, *Journal of Financial Research*, 2010, 1, 1—11.

Housing Provident Fund System, House Price and Housing Welfare

CHENGLONG GU YINGHENG ZHOU* BINJIAN YAN
(*Nanjing Agricultural University*)

Abstract Using the panel data of 55 cities during 2005—2011, this article carries out an empirical study to analyze the impact of housing provident fund system (HPFS) on house price and people's housing welfare systematically. The empirical results show that HPFS has positive effect on house price significantly. If HPFS were canceled, house price would decrease by 13.5%. Taking into account of such an unexpected effect, HPFS has 25% contribution to house consumption for residents involved in the system. However HPFS leads to a 13.5% extra cost for residents who are not involved in the system.

Key Words Housing Provident Fund System, House Price, Housing Welfare

JEL Classification H23, I38, R31

* Corresponding Author: Yingheng Zhou, College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Weigang 1#, Xuanwu District, Nanjing, Jiangsu, 210095, China; Tel: 86-13951802920; E-mail: zhoyh@njau.edu.cn