

我国公共住房、失业与劳动力参与意愿 ——基于一个延伸的奥斯瓦尔德假说的经验证据

刘 斌, 幸强国

(西南财经大学 公共管理学院, 四川 成都 611130)

摘 要:作为对奥斯瓦尔德假说的一个延伸,文章利用2008年中国综合社会调查项目(CGSS)数据,使用biprobit模型验证了入住公共住房对城市劳动者失业和劳动力退出概率的影响。研究结果表明,入住公共住房对城市劳动者的失业概率并没有直接的影响;在考虑了其他住房类型的异质性以后,这一结论并没有发生变化。然而,文章对公共住房与劳动力退出概率的进一步研究发现,入住公共住房显著增加了劳动者失业后不再工作的可能性。不过,公共住房密集区健康状况良好的劳动者选择失业后退出劳动力市场的概率要明显小于健康状况不佳的劳动者;男性失业后退出劳动力市场的概率要小于女性劳动者。这意味着由于存在对劳动力参与的负面激励,公共住房可能会对(不同健康状况和不同性别的)劳动者的失业持续期产生(不同的)影响。

关键词:公共住房;失业;奥斯瓦尔德假说;劳动力参与

中图分类号:F062.6;F293.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)11-0034-14

一、引 言

住房是人类社会文明发展最基本的物质前提。在现代社会,住房问题不仅在诸多方面影响着个人生活,而且对整个经济社会的发展具有深远的意义。因此,当社会中相当一部分人的住房问题得不到解决时,不论是出于公平还是效率的考量,政府都需要对这一部分人的住房需求提供干预和帮助,这便是住房保障政策存在的理由(刘斌和姜博,2013)。改革开放至今,我国住房保障政策的重心经历了从改革开放前的“全民保障”到以中低收入家庭为重点的过渡过程,目前已基本形成了以廉租住房、经济适用房和公共租赁住房等为主要形式的住房保障政策体系。毋庸置疑,住房问题对城市化快速发展的中国具有重要的现实意义。随着住房改革的推进,有关我国住房保障政策的研究和探索不断涌现。然而,目前有关我国住房保障政策的大多数研究依然停留在对保障房准入和退出机制的讨论、对保障房资金来源的分析、住房政策的选择以及住房保障政策的效果评价等方面(姜万军和喻志军,2006;牛毅,2007;巴曙

收稿日期:2013-08-09

作者简介:刘 斌(1986—),男,甘肃庆阳人,西南财经大学公共管理学院博士研究生;

幸强国(1952—),男,四川德阳人,西南财经大学公共管理学院教授,博士生导师。

松和王志峰,2010;张齐武和徐燕雯,2010),少数有关住房保障政策经济影响的经验探索也主要集中在住房价格方面(王斌和高戈,2011;潘爱民和韩正龙,2012),着眼于住房政策潜在经济影响的研究较少,而对住房市场与劳动力市场相互关系的研究则几乎没有。事实上,针对住房市场与劳动力市场的相互关系,早在20世纪末就有国外学者提出了著名的奥斯瓦尔德假说(Oswald's hypothesis):住房自有率上升会导致更多失业。该假说成立的一个内在逻辑是:拥有住房会限制劳动者的流动性,从而限制劳动者获取更多工作机会的可能性,进而导致更多的失业。与自有住房相似,租住公共住房同样可能限制劳动者的流动性,那么,作为奥斯瓦尔德假说的一个延伸,公共住房会导致更多失业吗?公共住房、失业与劳动力参与意愿之间的关系又如何?本文采用中国的微观数据,对此问题进行一个探索性的经验研究。

二、文献回顾

作为影响人类经济社会生活的重要方面,住房与就业一直是经济学研究中最受关注的领域之一。自从奥斯瓦尔德(1996)提出住房自有率的上升会引起失业率增加这一所谓的奥斯瓦尔德假说以后,住房市场与劳动力市场的联系开始受到越来越多的关注,对奥斯瓦尔德假说的验证成为学界研究的热门话题。

奥斯瓦尔德(1996)最初发现住房自有率与失业率之间的关系时采用的是部分OECD国家(美国、英国、法国、意大利、瑞典等国家)20世纪60年代至90年代的宏观数据,他发现当住房自有率上升10%时,失业率增加2%。随后,Pehkonen(1999)、Partridge和Rickman(1997)、Nickell(1998)、Belot和Van Ours(2001)等同样利用OECD国家的宏观数据,得出了与Oswald(1996)相似的结论:住房自有率提高将导致失业率显著上升。然而,从21世纪初期开始,学者们开始注意到奥斯瓦尔德假说中可能存在的内生性问题,并利用联立方程模型重新进行验证。Garcia和Hernandez(2004)采用西班牙的宏观数据,利用三阶段最小二乘法(3SLS)对奥斯瓦尔德假说进行验证,却得出了与奥斯瓦尔德(1996)等完全相反的结论:住房自有率上升10%将使失业率下降2.2%。随后,Coulson和Fisher(2009)采用类似的方法,利用美国的数据得出了比Garcia和Hernandez(2004)更激进的结论:住房自有率上升10%将导致失业率下降11%!

有学者对上述研究中使用宏观数据提出了质疑,认为总量数据不能反映个体住房决策的异质性;Green和Hendershott(2001)指出,住房自有率数据只能反映住房所有者固有的个体特征,却无法反映个人住房占有的真实状态。因此,总量数据存在较大的选择性偏误。鉴于此,很多研究利用微观数据对奥斯瓦尔德假说进行了进一步验证。Coulson和Fisher(2002)利用probit模

型对美国 2000 年人口普查数据的研究表明,个人的住房自有状况与失业可能性负相关,即拥有住房的人往往更不容易失业。尽管没有考虑模型的内生性和不可观测变量问题影响了上述结论的说服力,但是 Coulson 和 Fisher (2009)引入精巧的工具变量控制模型的内生性以后并没有改变先前的结论:拥有住房的人往往更不容易失业。Flatau 等 (2003)同样利用工具变量法对奥斯瓦尔德假说进行了验证,其结论并没有太多不同:拥有住房的概率增加 1% 会引起失业的可能性下降 0.24%。

可见,不论是采用宏观数据还是微观数据,大多数研究倾向于拒绝奥斯瓦尔德假说。然而,对这一假说的研究并没有就此停止,有理由相信,奥斯瓦尔德假说仅仅是揭开了住房与劳动力市场密切联系的冰山一角,由此关于住房与劳动力市场关系的广泛研究依然在继续。目前,对奥斯瓦尔德假说的拓展研究主要沿着两个方向展开:一是学者们开始将注意力转移到住房自有状态对劳动力市场的其他相关要素的影响,如住房自有对劳动者失业期、就业持续期、劳动者工资的影响等(Munch 等,2006、2008;van Vuuren,2009;Brunet 和 Lesueur,2009);二是其他住房形式尤其是公共住房对劳动者失业的影响开始得到一些学者的关注。

目前涉及公共住房对劳动者失业影响的研究并不多,少数研究主要集中在公共住房对劳动者失业期和失业概率的影响两个方面。Flatau 等 (2003)利用澳大利亚微观数据研究发现,公共住房租住者的失业风险和失业持续期均高于私人住房租住者,但是在考虑并控制了住房选择和失业之间的内生性问题以后,这种差别却消失了。Battu 等 (2008)利用英国微观数据对公共住房流动性的研究证实了公共住房对失业的影响:失去工作的公共住房居住者更可能长期失业,而不太可能选择一份距离很远的工作。Dujardin 和 Goffette-Nagot (2009)选取法国里昂市和全国两个不同层面的微观样本,在利用 biprobit 模型控制了不可观测变量和内生解释变量问题后发现,尽管公共住房租住者的流动性明显小于私人住房租住者,但是并没有证据表明入住公共住房对劳动者失业的概率存在显著的影响。然而,Paavo (2011)利用同样方法对中国香港地区劳动者租住公共住房与失业概率关系的研究却表明,在充分考虑并控制模型内生性问题的情况下,劳动者租住公共住房依然对其失业概率存在显著的正向影响。可见,关于公共住房与失业关系的现有国外研究并没有得出一致的结论。

在验证公共住房对失业概率的影响时,一个重要的问题是,为什么公共住房会影响劳动者的失业状态?我们对现有研究归纳出三种潜在的影响机制:第一,空间错配:公共住房大多集中于远离劳动力市场的地区,这会造成公共住房租住者在缺乏更多工作信息和工作机会的同时承担更高的通勤成本,从而增加了劳动者失业的可能性(Ihlanfeldt,1997;Reingold,1999);第二,流动

性陷阱:由于公共住房申请程序缺乏流动性,得到公共住房的城市劳动者不太可能因为工作的原因放弃公共住房而流动到其他地区,与私人租房者相比,他们将承担更大的流动成本,因此,公房租住者的流动性要小于私人租房者(Hughes 和 McCormick,1987);第三,劳动力参与负面激励:由于公共住房的保障性质,很多国家只对租住者收取象征性的租金,同时,公共住房的申请也与其他社会保障相联系,^①对处于失业状态的公共住房租住者而言,为了继续享受公共住房的福利,他们可能继续保持失业状态甚至不再工作,公共住房福利对租住者产生了负面激励,使他们失业后主动退出劳动力市场的可能性增加(Murray,1980;Ong,1998;Bingley 和 Walker,2001)。

有关上述三种潜在影响机制的研究,空间错配机制和流动性陷阱机制只有少量实证研究,而劳动力参与负面激励机制仅停留在逻辑假设层面,并没有进行有效验证。同时,国内关于奥斯瓦尔德假说及其延伸的经验研究尚属空白。鉴于此,虽然由于数据的限制,本文无法对劳动者失业期进行直接考察,但是我们可以在验证劳动者入住公共住房与失业关系的同时,利用劳动力退出数据对已经处于失业状态的劳动者的劳动参与选择进行研究,并对其潜在的影响机制进行深入探索,给出基于延伸的奥斯瓦尔德假说的中国经验证据。

三、模型设定与数据选取

本文使用的数据来自2008年中国人民大学社会学系的《中国综合社会调查项目》(China general social survey,简称CGSS)。该调查是中国人民大学社会学系发起的一项全国范围内的、大型的抽样调查项目,主要目的是了解当前我国城镇居民的就业、工作和生活情况以及对当前一些社会问题的看法。该调查采用随机抽样方法,在每个被选中的居民户中按一定规则随机选取1人作为被访者。从2003年开始到2008年,该项目已经对分布在全国28个省、自治区、直辖市,125个县(区),500个街道、乡(镇),约1000个居民委员会、村民委员会中的4万多个家庭中的个人进行了入户问卷调查。

(一)模型设定。由于本文的被解释变量、内生解释变量和工具变量均为离散变量,传统处理方法和经典计量经济模型(如ivprobit)无法进行处理,而20世纪80年代开始发展起来的bivariate probit(简称biprobit)模型(Poirier,1980;Maddala,1983;Blundell 和 Smith,1994)有效地解决了这一形式的非线性概率模型估计问题。为了研究入住公共住房对城市劳动者失业可能性的影响,与Dujardin 和 Goffette-Nagot(2009)、Paavo(2011)所采用的研究框架一样,我们构建biprobit模型对这一问题进行探讨。

首先,令 y_i^* 为模型的潜变量, y_1^* 表示影响城市劳动者失业概率的潜变量, y_2^* 表示影响城市劳动者入住公共住房可能性的潜变量, y_1 和 y_2 分别代表城市劳动者是否失业和是否入住公共住房。潜变量和可观测变量的关系如式

(1)和式(2)所示:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{if } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

$$y_2 = \begin{cases} 1 & \text{if } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

本文建立如下的潜变量系统方程:

$$\begin{cases} y_1^* = \alpha y_2 + \beta_1 X + \mu_1 \\ y_2^* = \beta_2 X + \gamma Z + \mu_2 \end{cases} \quad (3)$$

为方便起见,我们将式(3)中第一个方程称为失业方程,第二个方程称为公共住房方程; X 代表包括常数项在内的所有外生变量向量; Z 代表本文用于解决内生性问题所选用的工具变量向量; α 代表入住公共住房对失业概率影响的系数估计值; μ_1 、 μ_2 代表两个方程的残差项,由于家庭入住公共住房的选择并非随机,影响劳动者入住公共住房决策的不可观测因素同样可能对其失业状况产生影响,因此,在式(3)的设定下,两个 probit 模型的残差项被假设为相关的,这里用 ρ_{12} 代表其相关系数。此时,内生性检验就等同于检验两个方程残差的显著性(Greene,1998)。似然函数如下所示:

$$P(y_{i1}, y_{i2}) = \Phi_2[q_{i1}(\beta_1 X_i + \alpha y_{i2}), q_{i2}(\beta_2 X_i + \gamma Z_i), q_{i1} q_{i2} \rho_{12}] \quad (4)$$

其中, $q_{ij} = 2y_{ij} - 1$, 当 $y_{ij} = 1$ 时, $q_{ij} = 1$; 当 $y_{ij} = 0$ 时, $q_{ij} = -1$ 。下标 i 代表不同的个体, $\Phi_2(\cdot)$ 表示二元正态累积分布函数。式(4)可以进一步转换为式(5)的对数似然函数形式,以便使用极大似然方法进行估计:

$$\ln L = \sum_i \ln P(y_{i1}, y_{i2}) \quad (5)$$

(二)数据说明。

1. 变量选取。(1)被解释变量和核心解释变量。为了研究城市劳动者入住公共住房对失业概率的影响,本文以反映城市劳动者是否处于失业状态(或失业后是否退出劳动力市场)的虚拟变量作为被解释变量,以表征研究个体的就业状况。该变量来源于 CGSS(2008)数据中关于被调查者工作状态的两个问题:“您目前的工作状况是?”,如果目前没有工作,“那您目前的状况是什么?”。我们剔除“目前正在上学、参军/服兵役、休长假、离休/退休、在家料理家务、残疾或身体状况不佳(丧失劳动能力)”以及其他情况的样本,用“从未工作过、正在找工作(待业)、失去工作后正在找工作”的样本表示正处于失业状态的劳动者(失业=1),用“目前从事非农工作”的样本表示未失业的劳动者(失业=0);用“下岗失业后不再工作”的样本表示因失业而退出劳动力市场的劳动者(劳动力退出=1),用“失业后正在找工作”的样本表示失业后未退出劳动力市场的劳动者(劳动力退出=0)。本文的核心解释变量为反映是否租住公共住房的虚拟变量。该变量来源于 CGSS(2008)数据中关于被调查者住房

状况的问题“您现在这座住房的所有权情况是?”,我们将回答“租住公房”的城市劳动者表示为正在租住公共住房(公共住房=1),其他情况(租住私房、自有私房、已购房、租住单位房、集体宿舍、借住亲朋等)表示为未租住公共住房(公共住房=0)。

(2)工具变量。如前文所述,入住公共住房的决策可能会受到其他不可观测因素的影响,而这些因素也可能同时影响城市劳动者失业的概率,导致模型产生内生性问题。例如,一个生性懒惰的人往往疏于寻找工作,同时更喜欢租住在低租金的公共住房里;由于收入大幅降低,失业者更有可能申请入住公共住房,而且失业者的公共住房申请更有可能获得批准。可见,由于不可观测因素导致的内生性问题会使模型的估计产生偏误,选择合适的工具变量就显得非常关键。现有关于住房与失业的相关研究中主要考虑两种工具变量:一种倾向于使用总量水平的变量,主要是调查者所在地区的住房自有率或公共住房份额。这类工具变量的可行性基于如下的假设:地区的住房自有率或公共住房密集程度会影响家庭选择拥有住房或租住公共住房的概率,而并不会影响个人的就业状况。例如, van Leuvensteijn 和 Koning (2004)、Munch 等 (2006、2008)关于住房自有对失业状况影响的研究都采用了地区住房自有率作为家庭住房自有状况的工具变量。类似地,在研究租住公共住房对失业的影响时, Dujardin 和 Goffette-Nagot (2009)发现,调查者所在地区的公共住房份额即公共住房数量占整个城市公共住房数量的比例同样可以作为个人租住公共住房变量的有效工具变量。

另一种方法是使用个体水平的变量,主要采用孩子或其他家庭成员的特征作为家庭住房状况的工具变量。很多研究采用孩子的性别、年龄或数量特征作为家庭住房状况的工具变量。例如, Dujardin 和 Goffette-Nagot (2009)采用家庭前两个孩子是否具有不同性别、家庭是否有 4 个或 4 个以上的孩子作为工具变量; Paavo (2011)还引入了最大孩子的年龄是否超过 18 岁作为工具变量。类似的研究还有 Currie 和 Yelowitz (2000)、Goux 和 Maurin (2005)。采用孩子的特征作为工具变量的合理性在于,一般认为家庭住房状况会受到家庭孩子数量的影响,而家庭所生育孩子的数量会受到前两个孩子性别组合的影响,前两个孩子具有不同性别的家庭孩子数量会少于其他家庭 (Andersson 等, 2006),而并没有研究证明孩子的性别会影响家庭成员的就业状况。此外,还有研究采用父母的住房状况 (Munch 等, 2008)、家庭是否在同一行政区内搬迁 (Dujardin 和 Goffette-Nagot, 2009)等变量作为工具变量。

根据本文的数据特点,我们采用孩子数量是否等于或超过两个、同住的 18 岁以下人口数是否等于或超过两个、家庭所在地区是否为公共住房密集区这三个虚拟变量作为个体是否租住公共住房的工具变量。

由于我国目前为城市低收入者提供的公共住房面积较小,并不适宜人口

数较多的家庭居住,因此,有两个以上孩子或有两个以上 18 岁以下人口同住的家庭选择入住公共住房的可能性较小;而且,并没有明确的证据表明孩子的数量或同住的 18 岁以下人口数会对家庭成员的就业状况产生影响。与现有研究类似,我们在采用与孩子数量有关的个体水平变量作为工具变量的同时,引入总体水平的变量作为家庭入住公共住房决策的工具变量。我们用被调查家庭所居住的小区是否为公共住房密集区来代表该地区的公共住房密集程度,根据 CGSS(2008)调查数据,如果该小区中的被访家庭有一半以上都租住在公共住房里,就表明该小区是公共住房密集区(公共住房密集区=1)。这一工具变量的合理性源于如下假设:在公共住房供应密集区域,居民选择入住公共住房的概率较大;同时,Paavo(2011)的研究证明,公共住房的密集程度对个人的失业状况并没有显著影响。

(3)控制变量。本文选取的控制变量包括被调查者年龄及其平方项、当前或失业前最后一份工作的单位类型、受教育情况、自评健康状况、婚姻状况、性别和户口状况等,具体变量定义见表 1。

2. 数据描述(见表 2)。本文样本中,被调查者的平均年龄在 38 岁左右,其中男性被调查者约占 57%,处于失业状态的被调查者占 6%,租住公共住房的被调查者占 4%;有 75%的被调查者健康状况良好,有 79%的被调查者已结婚且有配偶,有 79%的被调查者拥有本地户口。有 16%的

表 1 主要变量定义

变 量	单位/项目数	变量定义及选取说明
失业	2	0—1 变量;表征城市劳动者失业状况的变量,失业=1,就业=0
公共住房	2	0—1 变量;表示是否租住公共住房的变量,租住公房=1,其他=0
年龄	岁	连续变量;表示城市劳动者的年龄,介于 18—65 岁之间
年龄平方	岁	连续变量;城市劳动者年龄的平方项
工作类型	6	多元虚拟变量;当期或者最后一份工作的单位类型,党政机关=1,企业=2,事业单位=3,社会团体=4,自雇\自办企业\无单位=5,其他=6
教育程度	4	多元虚拟变量;表征劳动者受教育情况的变量,小学及小学以下=0,初中=1,高中及各类职业教育=2,大学专科、本科及以上=3
健康状况	2	0—1 变量;被调查者自评健康变量,很健康、比较健康=1,其他=0
婚姻状况	2	0—1 变量;被调查者当前婚姻状况,已婚有配偶=1,其他=0
性别	2	0—1 变量;被调查者的性别,男性=1,女性=0
本地户口	2	0—1 变量;是否为调查所在地(县级区域)户口满 3 年,是=1,否=0
子女数≥2	2	0—1 变量;被调查者是否有两个或两个以上的子女,是=1,否=0
18 岁以下人口≥2	2	0—1 变量;是否与两个或两个以上 18 岁以下的亲人同住,是=1,否=0
公共住房密集区	2	0—1 变量;被调查者居住的小区是否为公共住房密集区,是=1,否=0
劳动力退出	2	0—1 变量;劳动者失业后是否退出劳动力市场,是=1,否=0

表 2 主要变量描述性统计

变 量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
失业	2 264	0.0596	0.2369	0	1
公共住房	2 264	0.0442	0.2135	0	1
年龄	2 264	37.74	10.01	18	65
年龄平方	2 264	1449.85	776.46	324	4 225
工作类型	2 377	3.1191	1.4131	1	6
受教育程度	2 264	1.7795	0.9772	0	3
健康状况	2 264	0.7518	0.4321	0	1
婚姻状况	2 264	0.7858	0.4104	0	1
性别	2 264	0.5711	0.4950	0	1
本地户口	2 264	0.7927	0.4055	0	1
子女数≥2	2 264	0.1608	0.3674	0	1

家庭子女数等于或超过两个，有 2% 左右的小区为公共住房密集区域，有 10% 以上的家庭有两个或两个以上 18 岁以下人口同住。

续表 2 主要变量描述性统计

变 量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
18 岁以下人口≥2	2 264	0.1007	0.3010	0	1
公共住房密集区	2 264	0.0194	0.1381	0	1
劳动力退出	254	0.4685	0.5000	0	1

四、实证结果分析

（一）公共住房与失业：工具变量检验。在对公共住房与失业的关系进行验证以前，有必要对本文选取的工具变量的合理性进行检验。本文选取被调查居住小区是否为公共住房密集区、18 岁以下同住人口等于或超过两个、子女数等于或超过两个作为家庭是否入住公共住房变量的工具变量。合理有效的工具变量应满足两个条件：第一，在控制其他解释变量的情况下，与内生解释变量偏相关；第二，与模型误差项不相关。由于采用线性概率模型不适合进行工具变量检验，为了验证本文所选用工具变量的合理性，我们利用 GMM 估计结果进行弱工具变量和过度识别检验，检验结果见表 3。结果显示，公共住房密集区、

表 3 工具变量检验

Probit 模型	(1)	(2)	(3)
公共住房密集区	0.5576 *** (0.000)	0.5503 *** (0.000)	0.5451 *** (0.000)
18 岁以下人口数≥2		-0.0274 *** (0.002)	
子女数≥2			-0.0192 ** (0.026)
Log-likelihood	-354.21	-352.37	-352.45
Pseudo R ²	0.135 5	0.140 0	0.139 8
Number of obs.	2 264	2 264	2 264
工具变量检验 (GMM 方法)			
H0: all instruments zero	56.286	31.285	29.422
First-stage F test (p-value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
H0: instruments orthogonal to error term		0.0214 (0.8836)	0.1368 (0.7115)
Overid Hansen J (p-value)			

注：probit 模型被解释变量为公共住房，同时控制了年龄、教育、工作类型等其他变量；***、** 和 * 分别表示估计值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著异于 0，括号内为取稳健标准差后的 P 值（下表同）；弱工具变量和过度识别检验中，采用以失业为被解释变量的 GMM 估计模型。

18 岁以下人口数≥2、子女数≥2 这三个变量均在 5% 的水平上显著，表明这三个变量与内生解释变量存在显著偏相关；同时，其系数的方向也与前文的理论预测一致：公共住房密集区域居民选择入住公共住房的可能性较大，而家庭子女数或同住的 18 岁以下人口越多，选择入住公共住房的可能性越小。对于弱工具变量检验，一般认为 F 检验值大于 10 就不用担心弱工具变量问题（Staiger 和 Stock, 1997）。本文的三种工具变量组合的 F 值均大于 10，显著拒绝了所有工具变量都为 0 的假设，工具变量合理性的第一个条件符合。在过度识别检验中，工具变量组合（1）为恰好识别，无法进行过度识别检验；引入两个工具变量以后，组合（2）和组合（3）的过度识别检验结果显示，无法拒绝工具变量与失业方程的误差项正交的原假设。显然，工具变量合理性的第二个条件也是满足的。可见，表 3 的结果表明，本文的工具变量选择是恰当的。

（二）公共住房与失业：biprobit 模型估计结果。我们利用恰当的工具变量建立 biprobit 模型来验证公共住房是否对失业概率存在显著影响，估计结

果见表 4。表 4 中列示了分别以公共住房密集区、子女数 ≥ 2 和公共住房密集区、18 岁以下人口数 ≥ 2 为工具变量的 biprobit 模型估计结果。从 biprobit 模型失业方程的估计结果可见,控制了模型的内生性后,在两种不同的工具变量组合下,公共住房的边际效应均不显著,入住公共住房对城市劳动者失业的可能性并没有显著的影响。其他解释变量的估计结果表明,身体健康的劳动者失业概率小于健康状况不佳的劳动者;已婚的劳动者失业概率小于单身或离异的劳动者;与在党政机关工作的人相比,在企业、事业单位、社会团体、自办企业等其他类型组织工作的劳动者失业可能性更大;拥有本地户口的劳动者失业概率大于非本地户口的劳动者。

表 4 公共住房与失业:biprobit 模型估计结果(边际效应)

工具变量	公共住房密集区、子女数 ≥ 2		公共住房密集区、18 岁以下人口 ≥ 2	
自变量/因变量	失业(边际效应)	公共住房(边际效应)	失业(边际效应)	公共住房(边际效应)
公共住房	0.0125(0.809)		0.0178 (0.721)	
健康状况	-0.0321 *** (0.001)	-0.0025(0.610)	-0.0322 *** (0.001)	-0.0030(0.582)
婚姻状况	-0.0404 *** (0.001)	-0.0130(0.114)	-0.0405 *** (0.001)	-0.0133(0.113)
年龄	0.0041(0.206)	0.0005(0.769)	0.0041(0.207)	0.0012(0.586)
年龄平方	-0.0001(0.115)	-8.1e-06 (0.713)	-0.0001(0.116)	-2.0e-05(0.471)
本地户口	0.0303 ** (0.016)	0.0013(0.977)	0.0303 ** (0.016)	0.0005(0.916)
男性	0.0055(0.572)	-0.0053(0.492)	0.0054(0.573)	-0.0048(0.541)
受教育程度				
初中	0.0298(0.101)	-0.0114(0.466)	0.0298(0.101)	-0.0103(0.518)
高中	0.0138(0.466)	-0.0069(0.658)	0.0137 (0.468)	-0.0056 (0.722)
$\geq$ 大学	-0.0280(0.161)	-0.0173(0.211)	-0.0282(0.162)	-0.0167 (0.232)
工作类型				
企业	0.4737 *** (0.000)	0.0082 * (0.065)	0.4682 *** (0.000)	0.0099 * (0.067)
事业单位	0.4302 *** (0.000)	0.0043(0.159)	0.4245 *** (0.000)	0.0065 (0.151)
社会团体	0.4512 *** (0.000)	0.0069 (0.389)	0.4457 *** (0.000)	0.0066(0.393)
自办企业	0.4332 *** (0.000)	0.0057(0.128)	0.4277 *** (0.000)	0.0064(0.144)
其他类型	0.3918 *** (0.000)	0.0128 (0.242)	0.3861 *** (0.000)	0.0138(0.250)
工具变量				
公共住房密集区		0.1510 *** (0.000)		0.1523 *** (0.000)
子女数 ≥ 2		-0.0192 (0.133)		
18 岁以下人口 ≥ 2				-0.0388 * (0.066)
First-stage F test	29.4224(0.0000)		31.2845(0.0000)	
Overid Hansen J	0.1368(0.7115)		0.0214(0.8836)	
Wald test (rho=0)	0.0027(0.9583)		-0.0398(0.2353)	
Log-likelihood	-813.9732		-813.2936	
Wald chi2(31)	1 199.17		1 916.38	
Number of obs.	2 258		2 258	

(三)公共住房与劳动力退出:公共住房对劳动力参与意愿的负面激励。由对公共住房与失业概率的估计结果可见,没有证据表明入住公共住房会增加城市劳动者失业的可能性。然而,正如部分现有文献所指出的,公共住房可能会对劳动者的失业持续期产生影响。限于本文的数据结构,我们无法直接对劳动者失业期的长短进行考察,但是可以利用劳动力退出数据对已经处于失业状态的劳动者的劳动参与选择进行研究。我们以失业后是否退出劳动力

市场为被解释变量,以是否入住公共住房为内生解释变量,并选用与上文完全一致的工具变量和控制变量,验证公共住房是否增加了劳动者失业后退出劳动力市场的概率。表 5 的估计结果表明,不论是采用 biprobit 模型还是采用 GMM 模型,入住公共住房均对劳动者失业后不再工作的概率产生了显著的正向影响,入住公共住房的劳动者失业后选择退出劳动力市场的可能性要大于其他类型的劳动者,可见,公共住房对失业劳动者存在负面的劳动参与激励。对于其他解释变量,健康状况良好的劳动者选择失业后退出劳动力市场的概率要明显小于健康状况不佳的劳动者;男性失业后退出劳动力市场的概率要小于女性劳动者;其他控制变量对劳动力退出的影响基本不显著。

表 5 劳动力退出 biprobit 和 GMM 估计结果

工具变量	公共住房密集区、子女数≥2 (biprobit)		公共住房密集区、子女数≥2 (GMM)	
自变量/因变量	劳动力退出(边际效应)	公共住房(边际效应)	劳动力退出	公共住房
公共住房	0.5493*** (0.000)		0.5219** (0.029)	
年龄	0.0026(0.796)	0.0057(0.450)	0.0012(0.939)	0.0046(0.598)
年龄平方	0.0002(0.360)	−0.0001(0.660)	0.0003* (0.099)	−3.9e−05(0.727)
受教育程度	0.0257(0.552)	−0.0300** (0.020)	0.0221 (0.551)	−0.0369* (0.066)
工作类型	−0.0306(0.223)	0.0206*** (0.010)	−0.0254(0.276)	0.0236(0.113)
健康状况	−0.1176** (0.018)	0.0254(0.292)	−0.1292** (0.026)	0.0280 (0.414)
婚姻状况	0.0086(0.857)	0.0115(0.616)	−0.0016(0.984)	0.0533(0.259)
本地户口	−0.0760(0.453)	0.0517* (0.096)	−0.0517(0.571)	0.0329(0.446)
男性	−0.0907** (0.042)	−0.0238(0.219)	−0.1054* (0.057)	−0.0178 (0.565)
工具变量				
公共住房密集区		0.1208*** (0.000)		0.4855*** (0.000)
子女数≥2		−0.1010***		(0.000)−0.0741* (0.053)
First-stage F test	10.6965(0.0000)		10.6965(0.0000)	
Overid Hansen-J	0.2997(0.5841)		0.2997(0.5841)	
Wald chi2			245.66	
Number of obs.	253		253	
Log-likelihood = −182.67837			R² = 0.2395	

注:前两列估计方法为 biprobit,后两列估计方法为 GMM。

五、稳健性检验

(一)公共住房与失业:考虑其他住房类型的异质性。本文在验证入住公共住房是否会对劳动者失业概率产生影响时,采用了是否入住公共住房作为核心解释变量,入住公共住房取 1,其他住房类型取 0。这一处理并没有考虑其他住房类型的异质性,因为自有住房和租住私房对劳动者失业的影响可能有所不同。因此,为了检验前文结论的稳健性,我们分别以自有住房和租住私房为参照(入住公共住房=1,自有住房=0;入住公共住房=1,租住私房=0),对表 4 中的模型重新进行回归,结果见表 6。从考虑了住房类型异质性的 biprobit 模型回归结果可以看到,公共住房的边际效应均不能拒绝其等于 0 的假设。这表明,分别以自有住房和租住私房为参照的回归结果并没有改变前文的结论,入住公共住房对劳动者失业概率并没有直接的影响。表 6 中其他解释变量的边际效应与表 4 的结果基本一致,选择的工具变量也通过了弱工

具变量检验和过度识别检验。

表 6 公共住房与失业:考虑其他住房类型的异质性

自变量/因变量	自有住房		租住私房	
	失业(边际效应)	公共住房(边际效应)	失业(边际效应)	公共住房(边际效应)
公共住房	0.0184(0.694)		-0.0302 (0.613)	
健康状况	-0.0321 *** (0.008)	-0.0025(0.610)	-0.0222(0.146)	0.0249(0.468)
婚姻状况	-0.0404 *** (0.001)	-0.0130(0.114)	-0.0189(0.280)	0.0231(0.498)
年龄	0.0055(0.153)	0.0016(0.560)	0.0012(0.834)	-0.0023(0.769)
年龄平方	-8.8e-05 * (0.073)	-2.5e-05(0.455)	-1.2e-05(0.896)	4.1e-05(0.666)
本地户口	0.0127(0.622)	0.0013 (0.977)	0.0182 * (0.071)	0.0910 *** (0.000)
男性	1.6e-05(0.991)	-0.0020(0.831)	0.0225(0.117)	-0.0355(0.163)
受教育程度				
初中	0.0280(0.212)	-0.0257(0.175)	0.0128(0.486)	0.0050(0.771)
高中	-0.0004(0.940)	-0.0181(0.304)	0.0200(0.263)	0.0172(0.488)
≥大学	-0.0477 ** (0.043)	-0.0405 ** (0.025)	-0.0132(0.717)	0.0372 (0.412)
工作类型				
企业	0.5241 *** (0.000)	0.0072 * (0.057)	0.3622 *** (0.000)	0.0355 ** (0.029)
事业单位	0.4865 *** (0.000)	0.0023(0.143)	0.3156 *** (0.001)	0.0283 * (0.075)
社会团体	0.5156 *** (0.000)	0.0108(0.341)	-0.0113(0.998)	0.0972 (0.309)
自办企业	0.4797 *** (0.000)	0.0082 * (0.080)	0.3340 *** (0.000)	0.0473(0.107)
其他类型	0.4459 *** (0.000)	1.0e-05(0.409)	0.3408 *** (0.000)	0.0190(0.141)
工具变量				
公共住房密集区		0.2036 *** (0.000)		0.2911 *** (0.000)
子女数≥2		-0.0201(0.235)		-0.0688 ** (0.034)
First-stage F test	38.96(0.0000)		41.28(0.0000)	
Overid Hansen-J	0.2689(0.6041)		0.0063(0.9366)	
Wald test(rho=0)	0.1195(0.7296)		0.4646(0.4955)	
Log-likelihood	-668.78		-365.55	
Wald chi2	188.65		106.16	
Number of obs.	1 700		721	

注:本表使用的工具变量为公共住房密集区和子女数≥2,使用其他工具变量组合的回归结果没有报告。

(二)失业和劳动力退出对公共住房的可能影响。由于本文采用的联立probit模型需要满足一致性条件(Maddala,1983;Blundell和Smith,1994),这要求在本文的失业方程中包含内生解释变量公共住房的情况下,公共住房方程不能同时引入失业变量作为解释变量。为了在满足一致性条件的情况下控制失业对公共住房变量的可能影响,前文中我们已将失业方程中除公共住房变量以外的所有变量同时引入公共住房方程,以对影响失业的所有可观测变量进行控制;由于biprobit模型允许两个方程的误差项存在相关性,不可观测变量对失业的影响也得到了有效的控制(Dujardin和Goffette-Nagot,2009)。

为了验证在控制所有影响失业的可观测变量的情况下,失业变化是否还会对劳动者入住公共住房的决策产生显著影响,我们以公共住房为被解释变量,以失业变量为内生解释变量,以劳动者的婚姻状况和健康状况为工具变量,同时控制上文的所有其他变量,利用biprobit模型对失业与公共住房的关系进行估计。如表7所示,工具变量通过了弱工具变量检验和过度识别检验,符合工具变量合

理性的两个条件；失业变量在两种工具变量组合下均不能拒绝其边际效应为 0 的假设，可见，在控制了所有可能影响失业的可观测变量后，失业对公共住房的影响被有效消除了。这说明，前文中由于一致性条件的约束而将失业变量排除在公共住房方程之外，并不会对本文的研究结论产生显著影响。

与失业类似，表 5 中对公共住房影响劳动力退出概率的 biprobit 模型估计同样可能受到反向相关关系的影响。我们以公共住房为被解释变量，以劳动力退出为内生解释变量，以劳动者健康状况和年龄为工具变量，同时控制其他变量。biprobit 模型估计结果见表 7 后两列。结果表明，劳动力退出变量在两种工具变量组合下均不能拒绝其边际效应为 0 的假设，这再次说明由于一致性条件的约束而将劳动力退出变量排除在公共住房方程之外，并不会对表 5 的研究结论产生显著影响。

表 7 失业和劳动力退出
对公共住房的可能影响

内生解释变量	失业(边际效应)		劳动力退出(边际效应)	
工具变量	婚姻状况	婚姻状况、健康状况	健康状况	健康状况、年龄
失业	-0.0104 (0.908)	0.0190 (0.825)		
劳动力退出			-0.0173 (0.620)	-0.0025 (0.932)
工具变量				
婚姻状况	-0.0517*** (0.000)	-0.0531*** (0.000)		
健康状况		-0.0304*** (0.003)	-0.1576*** (0.003)	-0.1050** (0.033)
年龄				0.0187*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
First-stage F test	12.7077 (0.0004)	10.241 (0.0000)	8.3228 (0.0043)	26.5406 (0.0000)
Overid Hansen-J		0.0028 (0.9579)		0.3678 (0.5442)
Wald chi2	170.45	179.13	70.56	91.72
Number of obs.	2 258	2 258	253	253
Log-likelihood	-824.70	-820.50	-204.6295	-186.2955

注：本表中的被解释变量为公共住房；为节约篇幅，其他控制变量未列出。

六、结论与研究展望

本文利用 2008 年中国综合社会调查项目(CGSS)数据对公共住房与失业的关系进行了验证。我们利用 biprobit 模型对公共住房与失业概率关系的研究发现，入住公共住房并没有直接影响城市劳动者失业概率；在考虑了其他住房类型的异质性以后，这一结论并没有发生变化。然而，我们对公共住房与劳动力退出概率进行进一步研究发现，入住公共住房显著增加了劳动者失业后不再工作的可能性，不过，公共住房密集区健康状况良好的劳动者选择失业后退出劳动力市场的概率要明显小于健康状况不佳的劳动者，男性失业后退出劳动力市场的概率要小于女性劳动者。这意味着由于存在对劳动力参与的负面激励，公共住房可能会对(不同健康状况和不同性别的)劳动者的失业持续期产生(不同的)影响。

作为对奥斯瓦尔德假说的一个拓展，本文验证了公共住房与失业的关系，并针对公共住房对劳动力参与的负面激励进行了探讨。然而，本文的研究至少需要在以下两个方面进一步深入：第一，本文研究发现，公共住房对失业劳动者的劳动参与意愿存在显著的负面激励，从而指出公共住房可能会对劳动者的失业持续期产生影响。然而，公共住房究竟能够在多大程度上影响劳动者失业期，这还需要进一步深入分析。第二，遵循于类似的机制，其他类型的住房政策同样

可能对城市劳动者的失业状况产生影响,如租金控制对租住者失业的影响:一方面,租金控制阻碍了住房市场的流动性,进而减少了劳动力市场的流动性;另一方面,为了维持现有的租金控制收益,失业的租金受益者更可能就近选择就业机会而不是去当地以外的劳动力市场。Svarer 等(2005)利用丹麦数据的研究表明,租住在受租金高度控制的住宅中的求职者在当地劳动力市场以外找工作的概率降低。然而,有关这一方面的经验研究并不多见,关于住房政策与劳动力市场的相互影响,依然需要更多学者的关注。

注释:

①如我国很多城市的廉租房申请条件要求申请者同时享受一定时期以上的城市最低生活保障金,这意味着廉租房的租住者可能同时享有其他低收入生活保障福利。

主要参考文献:

- [1]巴曙松,王志峰.资金来源、制度变革与国际经验借鉴:源自公共廉租房[J].改革,2010,(3):80—85.
- [2]刘斌,姜博.住房保障政策的国外文献及引申[J].改革,2013,(1):58—65.
- [3]潘爱民,韩正龙.经济适用房、土地价格与住宅价格——基于我国 29 个省级面板数据的实证研究[J].财贸经济,2012,(2):106—113.
- [4]王斌,高戈.中国住房保障对房价动态冲击效应——基于 SVAR 的实证分析[J].中央财经大学学报,2011,(8):54—59.
- [5]张齐武,徐燕雯.经济适用房还是公共租赁房?——对住房保障政策改革的反思[J].公共管理学报,2010,(4):86—92.
- [6]Andersson G, Hank K, Ronsen M, et al. Gendering family composition: Sex preferences for children and childbearing behavior in the Nordic Countries[J]. Demography, 2006, 43(2):255—267.
- [7]Battu H, Ma A, Phimister E. Housing tenure, job mobility and unemployment in the UK[J]. The Economic Journal, 2008, 118 (527):311—328.
- [8]Brunet C, Lesueur J. Do homeowners stay unemployed longer? Evidence based on French data[A]. van Ewijk C, van Leuvensteijn M, Homeownership and the labour market in Europe[C]. Dxford: Oxford University Press, 2009.
- [9]Coulson E, Fisher L. Tenure choice and labour market outcomes[J]. Housing Studies, 2002, 17 (1):35—49.
- [10]Coulson E, Fisher L. Housing tenure and labor market impacts: The search goes on [J]., Journal of Urban Economics, 2009, 65 (3):252—264.
- [11]Dujardin C, Goffette-Nagot F. Does public housing occupancy increase unemployment? [J]. Journal of Economic Geography, 2009, 9(6):823—851.
- [12]Monkkonen P. Public housing and unemployment: Skills and spatial mismatch in post-industrial Hong Kong[R]. IURD Working Paper, 2011.
- [13]Munch J R, Rosholm M, Svarer M. Are homeowners really more unemployed? [J]. The Economic Journal, 2006, 116 (514):991—1013.

- [14]Munch J R,Rosholm M,Svarer M. Homeownership,job duration and wages [J]. Journal of Urban Economics,2008,63 (1):130—145.
- [15]Svarer M,Rosholm M,Munch J R. Rent control and unemployment duration [J].Journal of Public Economics,2005,89(11):2165—2182.
- [16]van Leuvensteijn M,Koning P. The effect of home-ownership on labor mobility in the Netherlands [J]. Journal of Urban Economics,2004,55(3):580—596.
- [17]van Vuuren A, Van Leuvenstein M. The impact of homeownership on unemployment in the Netherlands[A].van Ewijk C,van Leuvensteijn M.Homeownership and the labour market in Europe[C].Oxford:Oxford University Press,2009.

Public Housing, Unemployment and Labor Willingness to Work in China: Evidence Based on Extended Oswald Hypothesis

LIU Bin, XING Qiang-guo

*(School of Public Administration, Southwestern University
of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)*

Abstract: As an extension of Oswald hypothesis, this paper employs a bi-probit model to verify the effects of renting public housing on unemployment and labor exit probability of urban workers by using CGSS data of 2008. The empirical results show that, renting public housing has no direct effects on the unemployment probability of urban labor, which has no change after taking the heterogeneity of other housing types into account. However, further research on public housing and labor exist probability indicates that renting public housing significantly increases the probability of no longer participating in jobs of unemployed labor. But in areas with intensive public housing, the probability of no longer participating in jobs of unemployed labor with good health is obviously smaller than the one of no longer participating in jobs of unemployed labor with poor health; the probability of no longer participating in jobs of unemployed male labor is smaller than the one of no longer participating in jobs of unemployed female labor. It means that, due to the negative incentive of labor participation, public housing may have different effects on the unemployment duration of labor with different health and sex.

Key words: public housing; unemployment; Oswald hypothesis; labor participation
(责任编辑 许 柏)