户籍制度改革对流动人口收入的影响研究*

魏万青

提要：以往关于户籍制度对收入的影响的诸多研究基本上遵循的是工资差异分解模型的思路。然而，将外来人口和本地市民的工资收入差异进行分解，无法克服样本选择性与遗失关键变量偏误带来的偏误。本文基于中国家庭收入调查数据，采用新近发展的倾向得分匹配方法来控制样本选择偏误，并采用 Bootstrap 法进行统计推断，以克服小样本偏误，试图回答户籍限制对流动人口收入的影响。研究结果发现：(1)户籍制度对流动收入人口收入影响非常显著，克服选择性偏误之后的负向效应要高于普通回归结果与代理变量回归结果；（2）户籍限制对倾向得分较低的流动人口的收入效应是正向的，对倾向得分较高（能力较高）的流动人口产生影响为负；（3）并且这一不利影响随着市场化进程推进变得更显著。

关键词：户籍　流动人口　选择性偏误　倾向得分匹配法　HTE 模型

一、问题的提出

户籍制度是一项与资源配置和利益分配密切相关的制度，在当下中国现实中，户籍制度除了执行登记和管理人口的职能外，还与能够享受到的福利密切相关（王美艳、蔡昉，2008；陆益龙，2008）。户籍制度形塑了二元劳动力市场，对外来人口的就业机会、就业待遇以及就业保障的排斥与歧视导致外来劳动力通常从事最底层、最低级的工作，很难有机会进入较高层级的工作岗位（韦伟 、傅勇，2004；张智勇，2005；王美艳，2005；原新、韩靓，2009）。入职上的歧视致使许多高人力资本的外来人口“却获得了要求比自己人力资本更低的工作职位”，造成外来人口工资收入显著低于本地市民（田丰，2010）。时至今日，户籍制度受到了越来越多的批评。诸多学者认为，

* 感谢《社会学研究》匿名评审的宝贵意见让我受益匪浅，中山大学岭南学院连玉君老师将其最新论文 stata 程序无私奉献给作者，对此一并表示感谢。文责自负。

户籍制度与社会发展方向以及现代价值理念相背离，在政治上表现出对公民权利的身份歧视，妨碍了公民自由定居和迁徙的权利(Solinger，1999；Alexander & Chan，2004;王小章，2009）；在经济上违反了市场经济规律，阻碍了劳动力的流动与市场资源的优化配置从而降低经济增长的绩效（蔡昉，2000；蔡昉等，2001；蔡禾、王进，2007）；最终导致整个社会城乡差距与阶层分化加剧，妨碍了外来人口的社会融合以及社会的城市化进程(俞德鹏，2002；Wu & Treiman，2004；李强，2004；陈映芳，2005；吴晓刚，2007；陆益龙，2008)。社会各界关于改革户籍制度，实现自由迁徙的呼声也越来越高。2010 年，各地开始新一轮户籍改革的政策实践。广东开始试点“积分入户”政策，随后，该项政策在广东省全面施行。重庆市政府更是宣布力争两年完成 300 万、十年完成 1000 万的“农民”转“市民”计划。

然而，我们探讨户籍制度改革时，有一个基本问题尚需回答：如果没有户籍制度限制，那些“流动人口”在流入城市的待遇会有多大程度上的改善呢？其背后的政策意义是，如果改革户籍制度，实现劳动力资源的自由流动，对外来人口收入状况到底有多大程度的改善呢？以往的研究，要么缺少经验数据支持，要么方法上存在诸多问题。本文将基于中国家庭收入调查数据，采用新近发展的倾向得分匹配方法（Propensity Score Matching,PSM）来控制样本选择偏误，并采用 Bootstrap 法进行统计推断，以克服小样本偏误，试图回答该问题。全文结构安排如下：第二部分为相关文献回顾；第三部分是估计方法与分析策略；第四部分根据统计结果分析户籍对流动人口收入的影响，以及这种影响在流动人口内部和市场化过程中的不同。最后是结论与户籍社会管理的政策建议。

二、相关文献回顾

以往关于户籍对收入的诸多研究基本上是遵循布莱德(Blinder,1973)和奥萨卡(Oaxaca,1973)提出的工资差异分解模型的思路进行的。这些研究把外来人口和本地市民的工资收入差异分解为两部分：禀赋差异与歧视导致的差异（姚先国、赖普清，2004；谢嗣胜、姚先国,2006；王美艳，2005）。歧视导致的差异越大，意味着户籍改革给外来人口带来的收益越大。诸多研究指出，外来劳动力与城市劳动力工资差异主要来自于户籍歧视。邓曲恒（2007）认为，城

镇居民和流动人口收入差异的 60%应归结于歧视。姚先国、赖普清（2004）、韦伟 、傅勇（2004）、谢桂华（2007）、原新和韩靓（2009）的研究也不同程度支持了上述观点。而另一些研究者发现外来人口的收入水平显著低于本地市民，但是其绝大部分差异是由于两个之间的禀赋差异造成的。邢春冰（2008）利用 2005 年人口普查数据发现，虽然前外来人口的平均小时收入仅为本地居民的 64%。但是其中有90%左右是由劳动者的特征差异造成的，教育水平始终是造成两者收入差距的最主要原因。李培林、李炜（2007）的研究发现，外来人口的工资收入的制约因素主要是人力资本（受教育程度和劳动技能），因户籍身份导致的劳动报酬歧视并不明显。

然而，基于布莱德(Blinder,1973)和奥萨卡(Oaxaca,1973)工资差异分解的研究路向存在着一些难以克服的问题。其一是布莱德和奥萨卡工资差异分解的“指数基准”问题。现实中，找到各因素的非歧视工资回报系数非常困难，选取不同的基准指数，会得到不同的“歧视”结果（Jones, 1983； Jones & Kelley, 1984； Oaxaca & Ransom, 1999； Nielsen, 2000； Horrace & Oaxaca, 2001； Gardeazabal & Ugidos, 2004； Polavieja, 2005； Yun，2005；郭继强、陆利丽，2009）。其二是，工资差异分解将禀赋差异（主要是人力资本）之外的差异都归结于歧视，本身就值得商榷。诸多关于移民的研究显示，即使不存在歧视，也有诸多其他因素影响到外来人口与本地市民的收入差异。国际上以往诸多研究表明，移民与原住民相比较，却存在着各种不利因素。新移民（newcomer）即使是在其他素质方面不存在劣势的情况下在，如即使是教育水平一致，但是移民由于生长环境中的教育质量的问题，也有可能带来收入上的劣势（Lansing & Morgan，1967）。同时，由于当地缺少因为血缘等带来的支持网，人生地不熟，以及语言环境等适应需要时间，因此，在一定时间内，移民的收入上处于不利地位（Winkelmann，1999）。国内新近研究验证了这一观点。吴晓刚（2007）的研究指出，那些成长于农村，通过上学等途径突破户籍制度限制的永久移民，虽然是“极度正向选择”筛选出来的人，但是由于以及农村传统观念与城市现代生产生活方式的冲突等等,这些都可能对他们在某些领域中的事业生涯产生不利影响。而林易（2010）的研究也证明永久移民（其研究主要针对农村出来的男性，即“凤凰男”）由于社会资本缺乏等原因，来到所在城市之初，确实有优势，但进一步的发展时却处于劣势。由于这些永久移民——无论是吴晓刚所说的“极度正向选择”筛选出来的人，还是林易意义上的

“凤凰男”——都已经获得所在城市的户籍，现实研究中，如果将他们由于文化观念、成长环境等不可观测变量导致的收入上或职位获得上“不利”地位，归结于户籍歧视显然过于勉强。因此，在讨论户籍制度改革对外来人口收入的影响时，需要谨慎。外来人口与本地市民存在的差异不仅仅是可观测到的禀赋的差异与户籍政策导致的差异，还存在着成长环境、文化观念等不可观测的因素导致的差异，而且这些因素同时影响到个体收入。由此，将外来人口与本地市民进行比较，将其差异归结于户籍差异，会因为遗失关键变量导致有偏误（bias）的估计结果（Brand & Xie，2010）。

三、本文研究方法与分析策略

本文将探讨户籍制度改革对流动人口收入的影响，因变量是小时收入的对数。为了将不可观测因素影响降到最低，减少因遗失关键变量导致的估计偏误，我们在样本选择上选取了没有获得户籍的外来人口（即流动人口）与获得户籍的外来人口（即永久移民）相比较。我们有理由相信，两者处境在诸多方面类似：如，大部分来自农村，不在流入地城市成长，因此，两个群体成长环境比较类似，也同样面临着缺少因为血缘等带来的支持网等不利因素。

另一个需要注意的问题就是，在户籍管制下的永久移民，其突破户籍限制的方式主要是上学、入伍转业、招工招干，还有就是城市化过程中的“农转非”。前面三种情况，都意味着这些人是被相关政策“过滤”，万里挑一出来的精英。吴晓刚（2008）研究指出，这些人是“极度正向选择”筛选出来的人，是精英中的精英。这些永久移民因为他们的高学历与参军带来的政治资本、住房等收益上，却存在着明显的优势（Logan et al.，2009）。同时，在就业上他们能得到政府更多的优先考虑，更有机会进入优势部门，成为流入城市的精英（Fan，2002）。将这些人与流动人口比较，两个群体之间，非但禀赋差异显著，两个群体的“能力”也存在着差别。如果我们直接将两个群体通过 OLS 回归进行收入比较，还是存在偏误，一是因为残差项中可能包括了与获得户籍相关但是无法通过可观测变量（如性别、教育、年龄等）控制的“能力”因素；二是因为，即使未观测变量是可以由可观测变量解释，但二者关系是非线性的，也会导致残差项中存在白噪音。在统计方法上，采用代理变量方法和处理效应方法可以减少这方面的问题。代理变量方法就是采

用一个代理变量将不可观测因素（如能力）提取出来，剩下的残差就与因变量无关了（陈炜、刘阳阳，2010）。

因此，本研究分析的第一步是采取的是代理变量方法，探究不可观测的能力因素是否真的有影响。根据研究目的，本文采用的代理变量是获得流入地城市户籍的概率，我们将获得城市户籍的概率（即倾向性得分：propensity scores ，以下简写为 pscore）加入方程后进行估计，这是对倾向得分的线性匹配。“倾向得分”定义为“在给定样本特征 X 的情况下，个体突破户籍制度限制成为永久移民的条件概率”，即

$$p(X)=Pr[D=1|X]=E[D|X] \quad (1)$$

其中，D 是一个指标函数，若某个体成功突破户籍制度限制，获得了流入地城市的户口，则 D=1，否则 D=0。在实证分析中，倾向得分往往是不可观测的，通常需要采用 Logit 或 Probit 等概率模型进行估计。

对于个体 i 而言，假设其倾向得分 $p(Xi)$已知，则其户籍限制条件下的平均处理效果（average treatment effect on the treated，简称 ATT）为：

$$\begin{aligned} ATT &= E[Y_{1i}-Y_{0i}\,|\,D_i=1] \\ &= E\{E[Y_{1i}-Y_{0i}\,|\,D_i=1,p(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i}\,|\,D_i=1,p(X_i)-E[Y_{0i}\,|\,D_i=0,p(X_i)]\,|\,D_i=1\} \end{aligned} \quad (2)$$

其中，Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示同一个体在有户籍限制（即没有获得流入地城市户籍）和无户籍限制（即成功获得流入地城市户籍）的两种情况下的收入所得。

但现实中，Y_{1i} 和 Y_{0i}只能有一个被观察到，在评估户籍制度对收入的影响时，如果直接比较获得户籍的外来人口（永久移民）与没有获得流入地城市户籍的外来人口（流动人口）收入，就会导致选择性偏误。代理变量方法并不能克服样本选择性问题，克服样本选择性问题，一般采取倾向性匹配法，即尽量使流动人口组（即控制组）和永久移民组（即处理组）相匹配，估计 ATT。这种处理效应方法可以从两个方面减少偏误：首先，“处理效应不要求线性假设，即在 CIA（conditional independent assumption）条件成立但线性假设不成立时，OLS 是有偏的，但处理效应是无偏的”；其次，即使存在不可

观测变量，处理效应对于不同样本比较赋予的权重也是不同的，主要是针对类似样本（获得城市户籍的概率）进行，“而假设这种相似性可以拓展到不可观测变量也有一定的合理性（如类似能力）”（陈炜、刘阳阳，2010）。常用的匹配方法（Becker & Ichino,2002）包括最近邻匹配法(Nearest Neighbor Matching)、半径匹配法(Radius Matching)、分层匹配法（stratification matching），以及核匹配法(Kernel Matching)。本文分析的第二步就是根据各种常用匹配方法，估计户籍制度对流动人口的小时收入的影响。

由于个体获得流入地城市户籍也存在着不同的可能性，为考察个体获得户籍的倾向得分是否会影响其收入水平，为此，我们需要使用一个允许多种影响效应存在的多层线性模型(HLM)(Raudenbush & Bryk,2002)。因此在进一步分析中，本文将采用 HTE 模型（heterogeneity of treatment effect model）（Brand & Xie，2010; Jann et al., 2008），探讨户籍制度对不同倾向得分层（即不同“能力”群体）的影响。具体而言，本文参照吴晓刚（2008）、谢宇（Wu & Xie，2003）及其合作者（Jann et al., 2008）所采取的方法建立了一个两层的分析模型，方程如下：

第一层：$$LNINC_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} TREATED_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

第二层：$$\beta_{1j} = \gamma_{11} STRATUM\_RANK_j + \nu_{1j} \quad (4)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{01} STRATUM\_RANK_j + \nu_{0j} \quad (5)$$

在方程(3)中,LNINC 代表的是受访者 i 在倾向得分层次 j 上月收入对数;TREATED 是虚拟变量,表示第 i 个受访者在第 j 个倾向得分层次上是否能获得所在城市户籍，即相当于前面所说的 D=1；系数β表示的是在倾向得分层次 j 上实验组和控制组两者之间的平均收入差别,也就是在该层次上某个事件的发生对个体所产生的影响。在第 2 层模型中,方程(4)允许β随倾向得分层次的不同而变化,而某个倾向得分层次的排列位次即是相应的β的预测值。方程(5)进一步允许第 1 层模型方程(1)中的β也随倾向得分层次的不同而变化。ε_{ij}、ν_{0j}、ν_{1j}分别是个体层次和倾向得分层次上的误差项。该方法与 PSM 类似，但是比单纯的 PSM 要好，因为 HTE 模型假定每一个倾向性匹配得分的组（层）有不同的处理效益（Brand & Xie，2010）。

最后，我们将样本分为市场部门就业样本和体制内就业样本，试图探讨市场化程度的提高给户籍的收入效应带来的变化。

四、样本筛选与统计结果

(一)样本筛选与描述

本文数据来自于 2002 年的中国家庭收入调查（CHIP）[①]。根据研究目的，笔者选取的是流动人口样本和城市居民样本中的永久移民部分样本。永久移民主要是通过“您是什么时候获得本市户口的？”这一信息来判断，剔除了出生即为本市户口的个案和一些不符合逻辑的个案，如获得户口时年龄为负。外来人口样本选取时，排除了来自其他城市的外来人口，只保留来自农村的外来人口样本。将两个部分样本合并后，选取其中 16 岁-60 岁的目前有工作的劳动人口。用列删方法对相关变量缺失值进行处理后，最终进入统计分析的样本为 5512 个。其中外来人口样本为 3199，永久移民为 2313。具体情况见表 1。

表 1　　样本描述

变量	变量涵义	全部样本	流动人口	永久移民
		均值（标准差）	均值（标准差）	均值（标准差）
小时收入	月均收入除以月工作时间	4.250（4.931）	3.032（4.036）	5.936(5.525)
收入对数	小时收入取对数	1.126（.779）	.828（.686）	1.537(.709)
年龄	单位：年	37.005（9.024）	34.547（8.248）	40.406(8.949)
工作经验	单位：年	12.545（9.640）	7.140（5.100）	20.020（9.444）
经验平方	工作经验平方	250.28(348.39)	76.98(111.45)	489.95（416.08)
健康状况	健康状况	4.134（.747）	4.244（.669）	3.981(.820)
教育水平	单位年	9.441（3.497）	7.880（2.725）	11.600(3.292)
性别	男性=1，女性=0	.576（.494）	.568（.495）	.587（.492）
婚姻状况	已婚=1，未婚=0	.557（.497）	.911（.284）	.068（.252）
党员	党员=1，非党员=0	.181（.385）	.032（.175）	.387（.487）
工作部门	体制内=1,市场部门=0	.341（.474）	.070（.256）	.716（.451）
样本数		N=5512	3199	2313

注：类别变量均值可视为百分比。

[①] 数据来自 ICPS 网站“中国家庭收入调查 2002（CHIP）”，作者对相关机构表示感谢。详情请参见 ICPS 网站：http://www.icpsr.umich.edu/icpsrweb/ICPSR/

(二)代理变量回归结果

首先，我们采取普通多元线性回归模型考察流动人口和永久移民工资的决定因素。模型 1 的因变量是小时工资对数，我们加入了性别、婚姻状况、年龄、工作经验、经验平方、是否党员、健康状况、受教育年限等变量。回归结果显示，性别、工作经验、党员身份、受教育年限都对收入显著正效应。工作经验平方显著为负，表明工作经验对工资的效应呈倒 U 型。我们重点看户籍变量的影响，统计结果显示，在保持其他因素不变的情况下，处理组（即永久移民）比流动人口每小时收入要高 20.9%，说明户籍效应非常显著。

正如我们前面讨论所指出的，户籍管制下的永久移民是“极度正向选择”筛选出来的人，是精英中的精英，直接将其与流动人口比较，会因为残差项中可能包括了与获得户籍相关，但无法通过可观测变量（如性别、教育、年龄等）控制的“能力”因素，而导致估计存在偏误。代理变量方法就是采用一个代理变量将不可观测因素（如能力）提取出来，剩下的残差就与因变量无关了。为此，在模型 2 中，我们加入了代理变量 pscore，即获得流入地城市户籍的概率（logistic 回归结果见附录 1）。我们将获得城市户籍的概率（pscore）加入方程后进行估计，从模型 2 回归结果来看，一方面，“能力”因素确实对收入有显著的正效应，pscore 在 1%的水平上显著。另一方面，即使去除了“能力”代理变量的影响，户籍系数依然在 1%的水平上显著，在控制了其他情况相同的情况下，获得流入地户籍的永久移民小时工资预计要比流动人口高出 14.4%。从这个意义上来说，户籍限制本身对流动人口收入有负向影响，而不是完全通过能力间接反映。从政策意义上来说，改革户籍制度，废除户籍对流动人口的种种限制，能给流动人口收入带来显著增加。

表 2　　普通回归与代理变量回归结果

	模型1		模型2	
	系数	标准误	系数	标准误
性别（男=1）	.167***	.018	.184***	.019
婚姻（已婚=1）	.040	.033	.182***	.058
年龄（年）	-0.002	.001	-0.003**	.001
工作经验	.037***	.003	.032***	.004
工作经验平方	-0.0005***	.000	-0.0004***	.000

党员（是=1）	.189***	.027	.175***	.028
健康状况	.010	.012	.012	.012
教育（年）	.060***	.003	.054***	.004
户籍（处理组=1）	.209***	.037	.144***	.043
代理变量 pscore			.302***	.102
常数	.032	.081	-0.030	.084
N	5512		5512	
R^2	.325		.326	

注：* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

（三）各种处理效应方法估计结果

正如吴晓刚（2008）研究所指出的一样，那些成长于农村，通过上学等途径突破户籍制度限制的永久移民，是“极度正向选择”筛选出来的人。那么当我们将流动人口与永久移民相比较，探讨户籍对收入的影响时，必须克服样本选择性偏误。为此，本文接下来将采取罗森鲍姆和鲁宾（Rosenbaum & Rubin，1983)提出的“倾向得分匹配”方法（PSM），克服样本选择性偏误，估计户籍限制对流动人口收入的影响。“倾向得分匹配”方法的基本思想在于，在评估某项政策的效果时，若能找到与处理组尽可能相似的控制组，那么样本选择偏误就可以被有效降低。然而，在寻找控制组过程中，仅通过一种特征（如教育水平）往往无法达到满意的匹配效果，为此，PSM 通过一些特殊的方法将多个特征浓缩成一个指标——倾向得分值（pscore 值），从而使多元匹配成为可能（Lianet al.,2011）。

1.样本匹配效果

为了说明使用 PSM 方法在实证上的重要性与合理性，我们给出了核匹配法(Kernel Matching)的匹配效果图（见图1），图1 中的a和b子图分别呈现了处理组（Treated）和控制组(Control)的倾向得分值在匹配前后的核密度函数。可以看出，在匹配前二者倾向得分值的概率分布存在明显差异，如果直接比较这两组样本之间的收入差异，所得到的统计推断结果必然是有偏的，而前期研究往往忽略了这一问题。相比之下，在完成匹配后，两组样本倾向得分值的概率分布在倾向得分值小于0.9部分已经非常接近，表明二者的各方面特征已非常接近，匹配效果较好。但从图1（b）也可以看出，永久移民（即图示中的treated组）大部分分布在倾向得分值大于0.9的区域，这部分匹配效果有待改善。采用半径匹配和核匹配得到的结果与此相似，不再

详述。

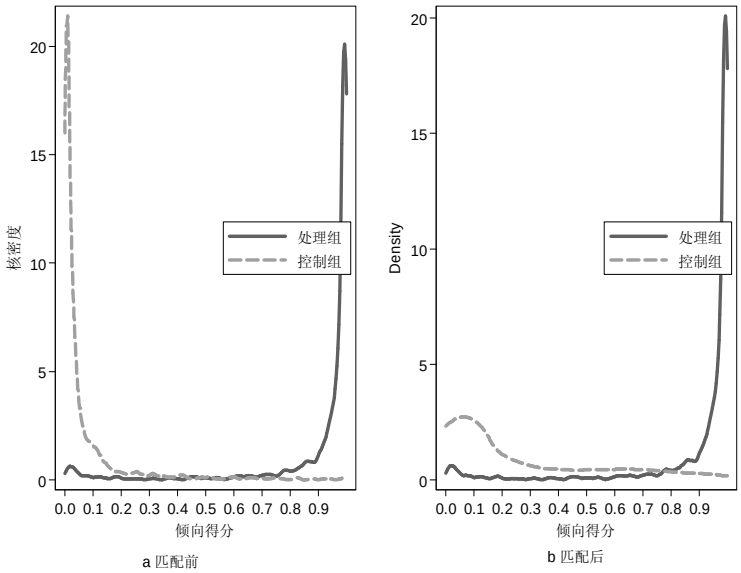

图 1　匹配前后“处理组”和“控制组”倾向得分概率分布对比

2.PSM 估计结果

我们使用了贝克尔等人(Becker　& Ichino,2002)编写的 stata 程序，计算了各种 PSM 方法的平均处理效应（ATT），结果如表 3 所示。从表中结果我们可以得出结论：即使我们控制了样本的选择性之后，户籍对流动人口收入影响依然非常显著。尽管控制组和处理组在各种特征上是存在差异（异质性），但是在我们通过 PSM 方法消减了样本选择性后，户籍对收入的影响依然非常明显，几乎每种方法都在 1%水平上显著。而从 ATT 值来看，都比前面的 OLS 回归或者代理变量要高，这也说明样本的选择性对估计结果有很大的影响。最近邻匹配法的基本思想是：以上文估计出的 PS 值为基础，前向或后向寻找与处理组样本的 PS 值最为接近的控制组样本，作为前者的匹配对象。半径匹配的基本思想是，预先设定一个常数 r，包含于控制组中的 PS 值与激励样本 i 的 PS 值之间的差异小于 r 的样本都将选定为匹配对象（Lian et al.,2011）。从表 3 中可以看出，半径匹配最后得出的 ATT 值为 0.689，在 1%水平上显著。以半径匹配方法得出的结论是，消除户籍制度影响，可以使流动人口每小时收入提高近 70%。

表 3　　各种匹配方法结果

PSM 方法	处理组（n）	控制组（n）	平均处理效应(ATT）	标准误	T 值
最近邻匹配法	2313	232	.398***	.118	3.375
核匹配法	2313	3199	.442***	.103	4.298
分层匹配法	2313	3199	.455***	.123	3.703
半径匹配法	279	560	.689***	.104	6.648

注：（1）* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01 ；（2）标准误采用自抽样法（Bootstrap）估计，重复抽样次数为 100；（3）这里回归都排除了工作单位类型（市场部门或体制内部门）情况；(4)stata 软件中，各 psm 方法依次可通过 attnd、attk、atts 、attr 命令实现。

（四）户籍制度影响的进一步讨论

1.户籍制度对不同倾向得分群体的影响

在户籍制度下，个体突破户籍限制流动途径也是不同的，如上学、入伍转业、招工招干，通过购房以及城市化过程中的“农转非”都可以获得流入地城市户籍。同时，户籍管制在不同形势下，管制程度也是不同的。为考察个体获得户籍的倾向得分是否会影响其收入水平，我们使用了允许多种影响效应存在的多层线性模型(HLM)(Raudenbush&Bryk,2002)。具体而言，本文参照吴晓刚（2008）、谢宇（Wu & Xie，2003）及其合作者（Jannet al.,2008）所采取的方法，建立了一个两层的分析模型。该方法与 PSM 类似，但是比单纯的 PSM 要好，因为 HTE 模型假定每一个倾向性匹配得分层次有不同的处理效益（Brand & Xie，2010）[①]。我们在前面分析中指出，在倾向得分大于 0.9 的区域，样本匹配效果有待改善。由于多层线性模型并不要求因果效应对所有人都是一样的，而是假设这种因果效应因人而异，因此，该方法（HET 模型）能够克服 PSM 因为样本匹配效果不好带来的问题。

为弄清楚突破户籍制度限制的流动究竟是否使个人收入有所增加，我们分三步来进行探讨。第一步是估计在倾向得分的每一个层次上进入市场部门对个人收入的影响效应。由于处理组(在某个特定的时间获得城市户籍，即永久移民)和控制组(依然是农村户籍，即流动人口)之间并不存在系统性的差异，两组人群在倾向得分的每一个层次上的收入差别，就可以被理解为在该层次上突破户籍限制对个人收

[①] 在 stata 程序中，该结果可以通过 hte 命令实现，因此又被称为 HTE 模型，详情参见 Jann et al.,2008。

入的因果效应。第二步是将第一步的结果进行合并，即取每一个层次上获得户籍对个人收入的因果效应的加权平均值，其前提是假设这种因果效应对所有人都是一样[①]。第三步则是假设这种因果效应因人而异，并用多层线性模型(HLM)(Raudenbush & Bryk,2002)来对它进行估计。这也是我们分析所关注的结果。表 4 给出了多层线性模型估计结果。

表 4 模型 3 的统计结果表明,在倾向得分最低的 4 个层次上,户籍对个人收入的因果效应不大且不具备统计显著性。但在倾向得分较高的层次上，户籍对个人收入的影响比较明显，突破户籍限制（取得流入地城市户籍）能增加个体收入。特别是在第 5 层、第 8-10 层，户籍制度影响无论是现实意义上（即系数）还是统计意义上（即统计显著度）都非常明显。说明那些获得户籍倾向得分高的外来人口，如果突破户籍限制其收入会有较高较明显的增加。

表 4　　多层次模型估计结果

倾向得	模型 3（总体）		模型 4(市场部门)		模型 5（体制内）	
分层	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
1	.174	.179	.022	.254	.358	.237
2	-0.019	.175	-0.449*	.271	.347	.274
3	.001	.147	-0.172	.243	.237	.184
4	.048	.126	-0.023	.182	-0.095	.222
5	.277*	.152	.263	.201	.382	.237
6	.082	.155	.013	.240	-0.147	.246
7	.084	.130	-0.145	.146	.505	.321
8	.207**	.097	.141	.206	.118	.374
9	.641**	.300	-0.054	.189	.713	.624
10	.402**	.179	.428**	.167	.318*	.188
总体趋势						
斜率	.034*	.018	.044*	.023	.005	.027
截距	-0.040	.112	-0.241	.157	.203	.157

注：* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

在前面表 3 中，我们假设户籍制度影响对各个层次都具有同质性，ATT 值比较高，且都在 1%水平上显著。但多层次模型统计结果

① 该方法估计的平均处理效应为 0.455，在 1%水平上显著，即表 3 中的分层匹配法的 ATT 值。

显示，因果效应具有同质性的假设看来并不成立。模型 3 结果表明，因果效应的大小视倾向得分的大小而定，二者之间呈现出显著的正相关关系，系数为 0.034，t 值=1.86，系数在 0.1 的水平上显著）。倾向得分层次每提高一级（如从第 8 层提高到第 9 层），因果效应（每小时收入）就会上升 3.4%。户籍对个人收入的因果效应如图 2 所示。

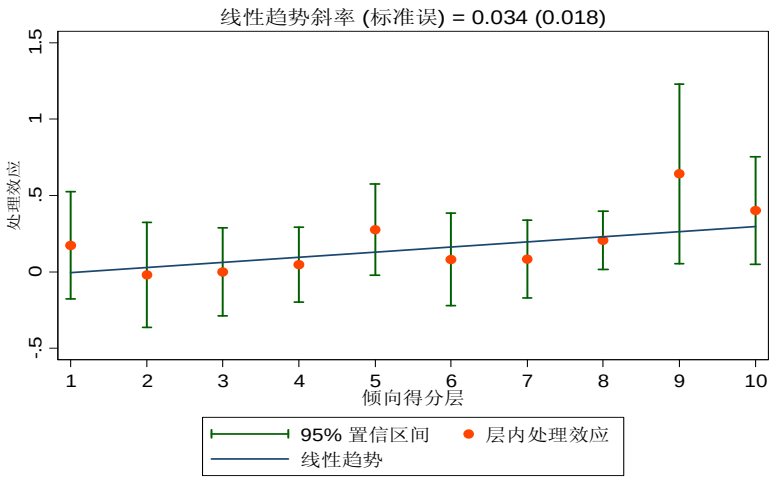

图 2　户籍对个人收入的因果效应

2.市场部门与体制内部门中的户籍影响

相对于体制内部门，市场部门意味着更高的市场化程度。为了探讨市场化程度的提高给户籍收入效应的影响，我们分别对体制内部门和市场部门进行估计。本研究将“私有企业”、“三资企业”、“个体经营”及其他自雇经营视为市场部门，将“国家和政府机关事业单位”、“国有企业”、“集体企业”视为体制内部门。总体而言，进入统计分析的 5512 个样本中，就业于体制内的占 34.1%，其中，2131 个永久移民中有 71.6%在体制内就业，3199 个外来人口在体制内就业的比例仅为 7%，9 成以上外来人口就业是在市场部门。表 4 中模型 4 和模型 5 分别报告了户籍限制对市场部门就业和体制内就业人群小时收入的影响。有意思的是，市场部门就业群体中，在倾向得分较低的 2-4 层次，户籍对个人收入的影响为负效应。特别是在倾向得分第 2 层，处理效应系数-0.449（t=-1.66），在 0.1 水平上显著。也就是说，在倾向得分相同的情况下，永久移民小时收入比流动人口要低近 45%，突

破户籍限制对收入的因果效应居然为负。一个可能的解释就是，该倾向得分层次的永久移民，无法进入收入较高的行业，但也不能接受报酬较高，但是工作环境较差，声望较低的工作。另一种可能是，某些工作流动性很强，但小时收入比较高，城市居民不愿意从事该类工作。而这对那些进城谋生的流动人口来说，这不是问题。这也符合来自农村外来人口工作基本状况：大部分外来人口从事是在工作环境差，工作强度大的工作。同时，这些高强度的工作流动性大，对体力要求高，但是相对而言小时收入不算太低，如建筑业。这也从另一个方面说明，户籍在限制农村人口向城市流动的同时也限制了城市人口的流动，妨碍他们通过流动找到更匹配的工作。

当然这样的流动性很强工作机会只有可能是在市场化部门，我们的统计结果也证实了这一点。低端劳动人口（倾向得分处于第 2 层的个体）其收入优势，在市场部门才存在，在体制内部门却并不存在。模型 5 的结果显示，对体制内就业的流动人口而言，他们收入依然要比永久移民低，虽然这在统计上并不显著，但户籍作用的方向与市场部门的相反。这说明第二种解释更为合理：户口限制了永久移民的流动性，从而妨碍他们找到更匹配的工作。

模型 4 总体趋势部分，总体斜率为 0.044，t 值为 1.88，在 0.1 的水平上，具有统计显著性。说明从总体趋势来说，户籍对收入的影响是正效应，对于在市场部门工作的流动人口，如果能取消户籍限制，他们的小时收入会提高 4.4%。对于体制内就业的群体来说，除倾向得分最高的第 10 层外，在其他层次上，永久移民和外来人口收入都不存在显著差异。虽然总体趋势上，户籍对收入的效应为正（系数为 0.005），但这在统计上并不显著。可能的解释是，数据调查年份，体制内部门效益并不高，在总体收入不高的情况下，收入差距也不明显，导致户籍对收入的因果效应也不明显。另一个可能的解释是，当时国有部门市场化不足，收入差距不大。图 3 给出了市场部门就业和体制内部门就业的户籍影响效应。

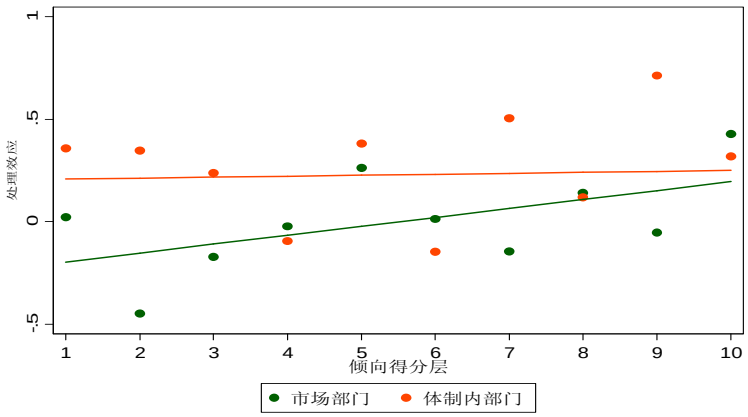

图 3　户籍效应在市场部门和体制内部门的影响

五、研究结论与相关讨论

自 20 世纪 80 年代中期开始，我国的户籍制度改革逐步成为民众、政府管理部门和学术界普遍关注的热点问题之一。当前，我国正处于城镇化进程的关键时期，近年来，两会政府工作报告，都明确提出要因地制宜，分步推进，把有稳定劳动关系并在城镇居住一定年限的农民工，逐步转为城镇居民。2010 年初，广东省在中山市试点积分入户政策，随后，该项政策在广东省全面施行。自 2010 年 8 月 15 日起，重庆市统筹城乡户籍制度改革在全市范围内正式施行，力争两年完成 300 万、十年完成 1000 万的“农民”转“市民”计划。新一轮户籍改革的政策实践，引起了社会各界的广泛关注。然而，推行户籍制度改革，促进外来人口市民化，最终还是要落实到提高外来人口待遇上来。当我们评估户籍改革的政策效果时，需要回答的诸多问题——户籍制度流动人口究竟会产生怎么样的影响？这种影响是对所有的流动人口是一样的吗？这种影响究竟是单向的还是双向的？但是这些问题在以往关于户籍制度研究中并没有得到很好的解决。

（一）本文在方法上的贡献

以往研究，往往将流动人口与城市居民相比较，将控制了人力资本等因素后的户籍虚拟变量视为户籍本身的影响，这种研究路向往往会使估计存在着偏误（Morgan & Winship, 2007 ； Brand & Xie, 2010）。一是由于忽略关键变量而导致偏误，二是样本选择性偏误。

即使不考虑“指标基准”问题，采用回归分解方法研究户籍制度对收入影响的一个可能的后果是，将不可观测变量导致的收入差距归结为户籍影响，从而影响研究的可靠性。代理变量方法采用一个代理变量将不可观测因素（如能力）提取出来，剩下的残差就与因变量无关了。虽然考虑到了既影响户籍获得又影响收入的不可观测因素影响，但是无法克服样本的选择性偏误。本研究采取了多种方法克服这两种偏误：一是样本选择上，尽量考虑子样本的“同质性”。进入分析的两个子样本，一个是城乡流动人口，一个是永久移民。从成长环境来说，两个子群体都出生农村。从发展前景来说，两个子群体都是“外来者”，面临着社会适应问题，都可能因为血缘、地缘而建立的社会网络支持不足影响到未来发展。我们有理由相信，用流动人口样本与永久移民样本比较，这在很大程度上消除了一些不可观测变量的影响。在方法上，我们不仅采用代理变量（Pscore）试图将不可观测因素（如能力）提取出来，以减少偏误，同时，我们采用倾向得分线性估计的拓展方法——罗森鲍姆和鲁宾（Rosenbaum & Rubin，1983)出的“倾向得分匹配”方法（PSM），克服样本的选择性。许多文献已经表明，在用可观察到的资料来推论因果关系方面，倾向得分匹配方法能够在很大程度上消除估计偏误 （如 Becker & Ichino，2002；Dehejia & Wahba，1999；Winship & Morgan，1999），并使群体比较更为灵活 (Brand & Halaby，2005；Harding，2003；Morgan，2001；Smith，1997；Xie & Wu,2005)。匹配后有可能会导致两个子样本比较存在样本不足的问题，为克服潜在的小样本偏误对结论的影响，本文除采用新近发展的“自抽样法（Bootstrap)”获得相关统计量的标准误，进而进行统计推断。研究结果发现，户籍制度对收入影响非常显著。

需要指出的是，即使采取多种方法克服样本的“异质性”问题，但从图 1 给出的匹配效果来看，在倾向得分最高一组的匹配效果不是很理想。虽然后面我们采取 HTE 模型试图克服这一问题，但考虑到数据年份与经济环境的变化，本研究结论只能说是初步性的。鉴于到数据收集年份，以及中国社会发展的日新月异，户籍制度也在不断的改革中，要研究户籍制度的影响，必须有更新的数据。如果再考虑到群体内部的差异等特征，这也需要在进一步研究中，需要信息更丰富的数据。

（二）户籍制度改革对谁更有利？

户籍制度改革究竟对谁有利？我们研究发现，这种影响是多向

度的。通过多层次模型，我们比较了不同层次倾向得分组的户籍处理效应，发现户籍影响对不同倾向得分群体的影响也是不同的。同时，考虑我国体制内部门与市场部门具体情况，我们进一步分析了不同所有制部门中户籍对收入的影响。有意思的发现是，对那些在市场部门就业的倾向得分低的流动人口，如果他们获得流入地城市户籍其小时收入反而会降低。我们认为，可能的解释是，该倾向得分层次的永久移民，虽然不能进入好的行业就业，但也不能接受工作环境较差，声望较低的工作，即使这一工作收入回报还不错。另一种可能是某些工作，如建筑业类工作，具有很强的流动性且劳动强度大，城市人即使愿意从事这类工作，户籍限制也限制了他们的流动性，使他们失去了通过流动寻找更匹配工作的可能性。而对那些进城谋生的流动人口来说，这不是问题。这一方面说明，我们更进一步的研究还需要更细致地探究群体内部的差异，要考虑到就业部门等特征。另一方面说明，户籍影响是多向度的。事实上，正如我们前面所指出，对那些低端劳动人口来说（处于倾向得分较低层次的个体），他们从事的往往是工作环境较差、工作强度大，城市人不愿意从事的工作，如建筑等行业，户籍改革对他们影响不是很大，因为这些群体本身就流动性强，在城市务工，只是为了更好的赚钱回家。户籍制度限制的是流动性，这种限制是双向的，即限制了农村人口向城市迁移，也限制了城市人口的流动性。从这个意义上来说，户籍限制对于倾向性得分较低的城市居民来说也是不利的，户口限制流动性，也限制了他们流向那些流动性很高的、但收入回报也高的工作。

我们的研究结果还显示，对于那些处于倾向得分较高层次的外来人员来说，他们能突破户籍制度限制，变成永久移民，带来的收入效应是非常显著的。这进一步说明了户籍制度改革的必要性。正如前面分析所指出，倾向得分是一个代理变量，而代理变量（Pscore）的一个作用就是“试图将不可观测因素（如能力）提取出来”（陈炜、刘阳阳，2010）。倾向得分越高，意味着“能力”越高。户籍对那些处于倾向得分高的个体不利，说明户籍限制的往往是高素质的人才。因此，如果改革户籍制度，消除户籍限制，对高素质群体更为有利。对那些高端流动人口来说，他们并非靠体力谋生，来到城市是为了更好的发展机遇，对取得流入地城市户籍也越强烈。而户籍制度限制了他们发展机会，最后导致这些群体成为城市的“漂浮”一族。这对城市的发展也是不利的，一个城市的发展

与活力，正是来自优秀人才的贡献。

（三）户籍的影响会在市场化进程中逐步减弱吗？

随着中国社会不断发展，城市的市场化程度也在不断提高。市场程度提高会导致户籍制度对收入的效应发生怎样的变化呢？户籍的影响会在市场化进程中逐步减弱吗？通过对比体制内与市场部门的统计结果（即表4模型4和模型5），我们发现，从总体趋势来说，市场部门组斜率显著为正，系数为0.044，而体制内组斜率仅为0.005，且不显著。说明市场部门中，户籍限制的负向效应更明显。总体上来说，市场化进程并不能削弱户籍限制对流动人口收入的负向效应。同时，统计结果也显示，市场组中，处于倾向得分高层的流动人口相对于永久移民的收入差距更显著，系数更大。而在市场化水平不足的体制内部门来说，处于倾向得分高层的流动人口相对于永久移民的收入差距相对较小（系数较小），而且除第10层之外都不显著。这说明户籍的影响不会随着市场化程度加深而减弱，相反，对于高端人才（倾向得分高）来说，市场化进程反而会使户籍的负向效应更强。这也在一定程度上解释，为什么随着中国经济发展越来越快，市场化程度越来越高，反而出现了“逃离北广上”的现象。

可以说，随着市场化进程的推进，户籍的弊端越来越明显，一是限制了流动人口中的高端人才融入城市社会，对这些人收入的不利影响变得越来越明显，也限制了城市对优秀人才的吸纳。二是限制了城市居民中低端人才的流动，妨碍了他们通过流动获得更为匹配的工作从而改善生活处境的可能性。

当前，我国正处于城镇化进程的关键时期，把符合条件的农业人口逐步转化为城镇居民势在必行。但自 1958 年实施《户口登记条例》以来，户籍制度已经存在了半个世纪。长期以来形成的与户籍制度相配套的一系列社会制度的调整这在短期内难以完成。冒进的大规模城市化非但难以实现相应的目标，还可能适得其反，影响社会稳定。户籍制度改革，必须稳妥地、逐步推进。我们的研究显示，目前受户籍制度影响最大的群体是那些素质较高的外来人口，这也是融入城市社会愿望最强烈的群体，优先使这部分人在城市中落户，为他们发展清扫户籍障碍，不但符合这部分流动人口的利益，还能促进城市社会的发展，提升城市竞争力。同时，户籍改革对于城市底端劳动者来说，也是有利的。户籍不仅限制了农村人口向城市流动，也限制了城市居

民的流动性，限制了他们寻找更匹配工作的可能性。户籍改革解放了劳动力的流动性，也意味着给城市居民中一些群体通过工作流动寻求更匹配的工作的可能性。从这个意义上来说，户籍改革的影响是多向度的，解放的不仅仅是户籍对农村人口向城市的流动，同时还有城市人口的流动性，对整个社会来说，这是有利的。

参考文献：

蔡昉，2000，《中国城市限制外地民工就业的政治经济学分析》，《中国人口科学》第 4 期。

蔡昉、都阳、王美艳，2001，《户籍制度与劳动力市场保护》，《经济研究》第 12 期。

蔡禾、王进，2007，《“农民工”永久迁移意愿研究》，《社会学研究》第 6 期。

陈炜、刘阳阳，2010，《劳动合同对于进城务工人员收入影响的有效性分析》，《经济学(季刊)》第 2 期。

陈映芳，2005，《“农民工”:制度安排与身份认同》，《社会学研究》第 3 期。

邓曲恒，2007，《城镇居民与流动人口的收入差异——基于 Oaxaca-Blinder 和 Quantile 方法的分解》，《中国人口科学》第 2 期。

郭继强、陆利丽，2009，《工资差异均值分解的一种新改进》，《经济学(季刊)》第 4 期。

李培林、李炜，2007，《农民工在中国转型中的经济地位和社会态度》，《社会学研究》第 3 期。

李强，2004，《农民工与中国社会分层》，北京:社会科学文献出版社。

林易，2010，《“凤凰男”能飞多高—中国农转非男性的晋升之路》，《社会》第 1 期。

陆益龙，2008，《户口还起作用吗 ———户籍制度与社会分层和流动》,《中国社会科学》第 1 期。

田丰，2010，《城市工人与农民工的收入差距研究》,《社会学研究》第 2 期。

王美艳，2005，《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》，《中国社会科学》第 5 期。

王美艳、蔡昉，2008，《户籍制度改革的历程与展望》,《广东社会科学》第 6 期。

王小章，2009，《从“生存”到“承认”:公民权视野下的农民工问题》，《社会学研究》第 1 期。

韦伟、傅勇，2004，《城乡收入差距与人口流动模型》，《中国人民大学学报》第 6 期。

吴开亚、张力,《发展主义政府与城市落户门槛:关于户籍制度改革的反思》，《社会学研究》，2010 年第 6 期。

吴晓刚，2007，《中国的户籍制度与代际职业流动》，《社会学研究》第 6 期。

——，2008，《1993-2000 年中国城市的自愿与非自愿就业流动与收入不平等》，《社会学研究》第 6 期。

谢桂华，2007，《农民工与城市劳动力市场》，《社会学研究》第 5 期。

谢嗣胜、姚先国，2006，《农民工工资歧视的计量分析》，《中国农村经济》第 4 期。

邢春冰，2008，《农民工与城镇职工的收入差距》，《管理世界》第 5 期。

姚先国、赖普清，2004，《中国劳资关系的城乡户籍差异》，《经济研究》第 7 期。

俞德鹏，2002，《城乡社会:从隔离走向开放———中国户籍制度与户籍法研究》，济南:山东人民出版社。

原新、韩靓，2009，《多重分割视角下外来人口就业与收入歧视分析》，《人口研究》第 1 期。

张智勇，2005，《户籍制度:农民工就业歧视形成之根源》，《农村经济》第 4 期。

Alexander, Peter&Anita Chan 2004, "Does China Have an Apartheid Pass System?" *Journal of Ethnic and Migration Studies* 30.

Becker, S. & A. Ichino, "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores",T he Stata Journal , 2002, 2(4) , 358 -377.

Blinder, A. 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* 8(4).

Brand, Jennie E. & Charles Halaby 2005, "Regression and Matching Estimates of the Effects of Elite College Attendance on Educational and Career Achievement." *Social Science Research* 35.

Brand, Jennie E. & Yu Xie 2010, "Who Benefits Most from College? : Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education." *American Sociological Review* 75.

Dehejia, H. Rajeev & Sadek Wahba 1999, "Causal Effects in Non-experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs." *Journal of American StatisticalAssociation* 94.

—— 2002, "Propensity Score Matching Methods for Non-experimental Causal Studies." *Review of Economics and Statistics* 84(1).

Fan, C. Cindy 2002, "The Elite, the Natives, and the Outsiders: Migration and Labor Market Segmentation in Urban China." *Annals of the Association of American Geographers* 92(1).

Gardeazabal, J. & A. Ugidos 2004, "More on Identification in Detailed Wage Decompositions." *Review of Economics and Statistics* 86.

Harding, D. 2003, "Counterfactual Model of Neighborhood Effects: The Effect of Neighborhood Poverty on High School Dropout and Teenage Pregnancy." *American Journal of Sociology*109(3).

Horrace, W. C. & R. L. Oaxaca 2001, "Inter-industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem." *Industrial and Labor Relations Review* 54.

Jann, Ben, Jennie E. Brand & Yu Xie. 2008. -hte– Stata module to perform heterogeneous treatment effect analysis, available from (http://ideas.repec.org/).

Jones, F. L. 1983, "On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method." *Journal of Human Resources* 18.

Jones, F. L. & J. Kelley 1984, "Decomposing Differences between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination." *Sociological Methods and Research* 12.

Lansing, John B. & James N. Morgan 1967, The Journal of Human Resources, Vol. 2, No. 4 (Autumn, 1967), pp. 449-460

Lian, Y. J., Z. Su & Y. D. Gu 2011, "Evaluating the Effects of Equity Incentives Using PSM: Evidence from China." *Frontiers of Business Research in China* (vol.2), forthcoming.

Logan, John R., Yiping Fang & ZhanXin Zhang 2009, " Access to Housing in Urban China." International Journal of Urban and Regional Research Volume 33, Issue 4, pages 914–935.

Morgan, Stephen L. 2001, "Counterfactuals, Causal Effect Heterogeneity, and the Catholic School Effect on Learning." *Sociology of Education* 74.

Morgan, Stephen & Christopher Winship 2007, Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Neumann, S. & R. Oaxaca 2004, "Wage Decompositions with Selectivity-corrected Wage Equation: A Methodological Note." *Journal of Economic Inequality* 2(1).

Neumark, D. 1988, "Employers Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources* 23(3).

Nielsen, H. S. 2000, "Wage Discrimination in Zambia: An Extension of the Oaxaca–Blinder Decomposition." *Applied Economics Letters* 7.

Oaxaca, R. 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14(3).

Oaxaca, R. L. & M. R. Ransom 1999, "Identification in Detailed Wage Decompositions." *Review of Economics and Statistics* 81.

Polavieja, J. G. 2005, "Task Specificity and the Gender Wage Gap: Theoretical Considerations and Empirical Analysis of the Spanish Survey on Wage Structure." *European Sociological Review* 21.

Raudenbush, Steve W. & Anthony S. Bryk 2002, *Hierarchical Linear Models* (2nd edition). Thousand Oaks: Sage Publication.

Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin 1983, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70(1).

Smith, Herbert L. 1997, "Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effect in Observational Studies." *Sociological Methodology* 27.

Solinger, Dorothy J. 1999, Contesting Citizenship in Urban China: Peasant Migrants, the State, and the Logic of the Market. Berkeley，CA: University of California Press.

Winkelmann Rainer 1999, "Immigration: The New Zealand Experience." IZA Discussion Paper 61 (http://ssrn.com/abstract=192328).

Winship, Christopher & Stephen L. Morgan 1999, "The Estimation of Causal Effects from Observational Data." Annual Review of Sociology25.

Wu, Xiaogang & Donald J. Treiman 2004, "The Household Registration System and Social Stratification in China: 1955－1996." *Demography* 41.

Wu, Xiaogang & Yu Xie 2003, "Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China." *American Sociological Review* 68.

Xie, Yu & Wu Xiaogang 2005,"Market Premium, Social Process, and Statisticism."American Sociological Review70.

Yun, M.-S. 2005, "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions." *Economic Inquiry* 43.

附录：获得户籍的 logistic 回归结果（N=5512）

	系数	发生比	标准差
男性	-1.104***	.331	.135
已婚	-4.126***	.016	.139
年龄	.034***	1.035	.009
工作经验	.262***	1.300	.028
工作经验平方	-0.003***	.997	.001
党员	1.357***	3.885	.242
健康状况	-0.104	.902	.089
教育水平（年）	.384***	1.468	.024
常数	-4.809***		.574
Log likelihood		-880.371	
R^2		.765	

注：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

作者单位：中山大学社会学与人类学院、
广西大学公共管理学院

责任编辑：杨　可

文章来源：《社会学研究》2012 年第 1 期

中国社会学网 www.sociology.cass.cn