

农村劳动力市场发展 与 乡城移民¹

——基于中国家庭收入调查的数据分析

何晓波

(澳大利亚阿德莱德大学 经济学院)

内容摘要: 本文使用CHIP (2002) 的数据研究中国农村非农劳动力就业比例与农村劳动力向城市转移之间的对应关系。在控制了收入差距、移民个人特征、家庭和户主特征、村庄热证和县虚拟变量的情况下, 利用“农业税费改革”和“村庄管理政策导向”为“本地非农就业比例”的工具变量进行回归估计。在其他条件恒定时, 本地非农就业比例每上升1%, 家庭移民比例就会上升10%左右。这一结果表明, 鼓励非农经济发展、培育农村劳动力市场对促进乡城移民、提高移民素质有着积极的意义。

关键词: 农村 劳动力市场 乡城移民

中图分类号: F241.2 **文献标识码:** A

一、引言

Zhu (2002) 认为部分中国数据不适用于农村劳动力移民问题, 全国性质的普查高度综合了地区的差异性, 而地区性的调研不能说明中国农村移民的普遍问题。2002 年中国家庭收入调查(CHIP) 很大程度上解决了数据广度与深度难以兼得的问题, 既涵盖了中国大部分省份, 又在村级单位和家庭户调查问卷中设置了能反映当地特殊性的问题²。本文利用 CHIP (2002) 的农村家庭收入数据研究农村劳动力市场发展对“乡-城”移民(Rural-Urban Migration)³的影响。农村劳动力市场发展水平以本村的非农劳动力比例来衡量⁴。在考虑收入差距和控制移民个人特征、家庭与户主特征、村和县特征变量的情况下, 以“农村税费改革”与“村庄管理政策导向”作为“农村劳动力市场发展”的工具变量, 本文的工具变量回归模型(IV)显示: 在其他条件相同的情况下, 本村非农劳动力比例每增长1%, 农户劳动力移民比例增加10%左右。

理论上, 对中国乡城移民的动因有两种主流解释: 第一, 根据传统的“绝对收入差距”假设(Todaro, 1969; Harris et al., 1970; Hare, 1999), 即, 农村劳动力受到城市更高收入的“拉力”向城市移民; 第二, 依据“相对收入差距”假说(Stark, 1984; Stark et al., 1991; 蔡昉等, 2002), 即, 随着其他劳动者收入的提高, 农村劳动力本地收入相对下降, 从而选择移民城市获得更高的收入。此外, 研究者还通过两个新方向的探索, 试图跳出“收入差距”的框缚来研究中国大规模的乡城移民现象。

一种意见是引入“风险规避”理论, 即农村劳动力向其他地区的移民是为了降低收入和消费风险。这一看法的优点在于它的前提假设与中国农村地区缺乏正式社会保障机制的事实吻合。农村家

庭由于缺乏正规金融投资渠道，又无法获得稳定足额的医疗、养老和失业保险，所以在受到收入负向冲击之后难以平滑消费。为了化解风险，农户利用高储蓄率来预防未来的收入风险(Giles et al., 2007)。Giles et al. (2007)对中国农村消费与劳动力迁移的研究发现，家庭移民比例的上升可以降低农户的预防性储蓄。换言之，移民行为可以被视为农户为平滑消费而做的努力。Giles(2006)利用 44 个村庄的面板数据研究了农村劳动力市场开放程度与家庭收入与消费风险应对的关系。他认为政府向农民开放非农就业市场有利于降低农村家庭对农业生产冲击的敏感度，从而完成风险应对。由于目前关于“中国乡城移民是否由‘风险规避’动机引起”的研究还处于初级阶段，研究者无法确定该命题是否成立，但对其他发展中国家类似问题的研究提供了间接证据⁵。

另一种新的意见可以归结为“城乡分割”理论。陈钊等(2008)认为现存的城乡二元模型并不适合中国国情，由于 Todaro(1969)的模型假设农村劳动力可以自由流向城市，所以城乡收入的差距最终会因为劳动力的流动而均等化。但中国的事实正好相反，首先，农村劳动力并不能完全自由地流向城市(蔡昉等，2001)，其次，在大规模乡城移民出现后城乡收入差距没有被缩小反而进一步拉大。陈钊等(2008)指出，城市内生地制定倾向于城市发展的政策(如，限制农村劳动力向城市自由流动)导致了上述现象。

这两种新的研究动向，实质上，都指向了中国市场化的不完善。农村风险规避渠道的缺失是由于中国缺乏相应的农村社会保障体系和健全的金融市场，而城乡分割现象从某种程度上是劳动力市场发展不完全的体现。归结起来，除了收入差距外，社保制度、金融市场和劳动力市场的不健全可能是现阶段造成中国农村劳动力向城市迁移的潜在因素。

结合 Giles(2006)和 Giles et al.(2007)的研究结论：既然开放非农就业市场可以降低农村家庭的消费风险，而农村劳动力对外移民也可以起到同样的作用，那么是否可以认为非农劳动力市场的发展通过刺激乡城移民来降低农户的消费风险？

为了验证劳动力市场发展是否会影响农村劳动力的移民选择，从定量角度估测这种影响的程度，本文通过计量经济学研究试图找到两者对应关系的直接证据。现阶段的探索是论证“农村非农劳动力市场的发展通过刺激乡城移民达到平滑农村消费”的准备工作，对于今后扩充基于“风险规避”理论对中国农村劳动力迁移问题的研究有着重大的意义。由于使用本地非农劳动力就业比例在计量模型中存在内生性问题，本文引入“农村税费改革”和“管理政策导向”作为工具变量。统计检验证明，上述两个工具变量是有效的，因此，本研究也为同类经验研究解决内生性变量提供了有益的参考。

全文结构安排如下：第二分部为数据介绍，第三部分为实证模型的设定和结果讨论，第四部分为总结与政策建议。

二、数据

本文研究的数据来源是 2002 年由中国社会科学院(CASS)经济研究所中国家庭收入项目组

(CHIP) 进行的全国农村家庭与村庄调查。该项目包括中国 22 个省（或直辖市、自治区）⁶的 961 个村庄（122 个县）中的 9200 个家庭。每个村庄随机选择 10 个左右的家庭作为调查对象。表 1 为主要变量的统计摘要。

表 1 主要变量的统计描述

变量	观测数	均值	标准差
被解释变量			
家庭移民比例（移民家庭）	8790	0.31179	0.1313706
重点解释变量			
村庄非农劳动力比例	8790	0.3374001	0.2230762
本地工资与移民工资差距（log）	8790	-6.588923	3.380179
家庭与本地人均纯收入差距（log）	8790	-0.0742103	0.571218
候选工具变量			
农村税费改革（已执行，是=1，否=0）	8790	0.747099	0.4346994
村长有经营个体工商业的经验（是=1，否=0）	8790	0.4196815	0.4935348
村长任职年数	8790	5.260865	5.094528
管理政策导向（年数*经验）	8790	2.231286	4.218256
村庄特征变量			
家庭户数	8790	481.256	296.1142
村到最近县城的距离（公里）	8790	23.87577	20.11595
村到最近镇政府的距离（公里）	8790	4.786689	5.174083
公路（村通公路，是=1，否=0）	8790	0.9613197	0.1928429
电话（村通电话，是=1，否=0）	8790	0.9550626	0.2071785
电力（村通电，是=1，否=0）	8790	0.9977247	0.0476487
郊区（属于城市郊区，是=1，否=0）	8790	0.0751991	0.2637273
少数民族地区（是=1，否=0）	8790	0.1119454	0.3153172
革命老区（是=1，否=0）	8790	0.2030717	0.4023083
家庭与户主特征变量			
受灾（当年受灾，是=1，否=0）	8790	0.3952218	0.4889261
家庭人口	8790	4.13777	1.278856
人均教育年限	8761	6.676221	1.895654
人均年龄	8790	34.37115	10.39721
男性比例	8790	0.5251239	0.1514652
劳动力比例	8790	0.6947152	0.2170689
人均耕地	8790	1.982171	2.151963
固定金融资产（log）	8790	6.226325	2.197214
户主年龄	8786	46.34771	10.26945
户主教育年限	8665	7.28644	2.479895
户主民族（少数民族，是=1，否=0）	8778	0.1102757	0.3132509
户主党员（是=1，否=0）	8764	0.1800548	0.384255
户主已婚（是=1，否=0）	8779	0.9617268	0.1918659
户主男性（是=1，否=0）	8786	0.9593672	0.1974493
移民特征变量			
移民年龄	8790	27.37476	8.7549202
移民教育年限	8789	8.314478	2.1678987
移民中男性比例	8789	0.871823	0.21962258

数据来源：CHIP（2002）

（一）被解释变量

家庭移民比例为家庭移民人数除以家庭人口。其中，对“移民”的界定方法为：调查当年，家庭成员中离家半年（180天）以上的劳动者（不包括在外求学的全职学生、跟随家庭迁移的学龄前儿童）。由于数据中的“离家人员”包括在村内就业的劳动力，故不将这部分家庭成员归入移民范畴。根据CHIP的数据，在有家人移民的农村家庭中，平均移民比例为31%⁷，对于一个三口之家而言，约有1人离开本村工作。

（二）重点解释变量

村庄非农劳动力比例用来衡量本地的劳动力市场发展状况，其计算如下： $(1 - \text{本地农业劳动力人数} / \text{本地总劳动力人数})$ 。CHIP的数据显示，2002年受调查地区的非农劳动力比例约为三分之一。

本地工资与移民工资差距⁸用来代表“绝对收入差距”。本地工资由村调查问卷中的本地每日工资计算⁹，移民者的年工资从个人收入调查问卷中收集¹⁰。对两者取对数，求出差值，“工资差距” = 家庭平均移民工资（log） - 村平均本地工资（log）¹¹。

家庭与本地人均纯收入差距¹²衡量“相对收入差距”。对1998年的家庭人均纯收入和本村人均纯收入分别取对数，计算两者的差值。为了避免解释变量和被解释变量出现双向因果关系（Causality），我们选取2002年之前的收入数据，防止家庭移民比例对“收入差距”产生影响¹³。

（三）各级特征变量

特征变量包括：村级，家庭和户主、移民个人三个层次。

由于中国农村的异质性（Heterogeneity）很强，即使在同一个镇（乡）里，不同村的地理、经济和社会文化方面都有着显著不同，因此控制村级特征变量尤为重要。CHIP的独立村庄（行政村）调查问卷给本文的研究提供了充分的数据，使得我们可以较好地分辨各个村庄之间的差异性。其中，家庭户数衡量村庄的规模，村到最近县城、到最近镇政府的距离衡量村庄的偏僻程度，是否通公路、电话、电等虚拟变量代表村的基础建设水平，郊区、少数民族地区和革命老区则反映着村庄的特殊属性¹⁴。

家庭和户主特征变量反映着家庭层面的特性。除了考虑基本的家庭和户主的年龄、教育等因素外，特别地，我们引入了“受灾”变量，因为有充分证据证明在发展中国家确实存在因前一年的灾害而引发后一年农村劳动力外流的情况（Paxson, 1992）。虽然CHIP的村庄调查也报告了村级受灾情况，但考虑到受灾程度在同村各家庭中并不一致¹⁵，本文最终选取家庭受灾数据来衡量自然灾害对移民的影响。

对个人移民的特征变量控制主要选取了年龄、教育与男性劳动力比例。从这三项的均值来看，CHIP调查样本中的移民群体基本符合文献对中国乡城移民的概括¹⁶：主要是年轻（27岁）的男性（87%），有着相对高的文化水平（教育年限8.3年¹⁷）。

（四）候选工具变量¹⁸

“农村税费改革”是虚拟变量，即在调查当年本村是否已经进行了农村税费改革。“村庄管理政策导向”是村长任职年数与虚拟变量村长是否有非农工作经验的乘积。在问卷中，非农工作经验

指的是从事个体工商业的经验。2002年在所有受访的样本村中,约有75%已经开始实行税费改革。村长的平均任职年数为5年左右,其中,42%的村长有从事个体工商业的经验。“村庄管理政策导向”的平均指数为2.23。

三、实证研究

(一) 实证策略

$$y_{ij} = M_j\omega + W_{ij}\tau + X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma + V_j\rho + D_j\sigma + \varepsilon \quad (1)$$

(1)式中, i 为家庭, j 为村庄¹⁹, y 代表家庭移民比例, M 代表农村劳动力市场发展程度(用本地非农劳动力就业比例衡量), W 代表绝对和相对收入差距(“工资差距”和“收入差距”), X 为家庭和户主特征变量, Z 为移民特征变量, V 为村庄特征变量, D 为199个县的虚拟变量²⁰, ε 为随机干扰项。

X 包括家庭常住人口、平均教育年限、平均年龄、平均年龄的平方、男性人口比例、劳动人口比例、人均耕地、家庭固定金融资产(log)、2002年是否受灾、户主年龄、户主年龄平方、户主教育年限、户主是否为党员、户主是否为少数民族、户主是否为男性等变量。

Z 中有移民的平均年龄、年龄的平方、教育年限、男性比例。

V 包括本村家庭户数、村庄到最近县城距离、村庄到最近镇政府距离、是否通公路、是否通电话、是否通电、是否属于城市的郊区、是否属于少数民族地区、是否属于革命老区。

本文主要对 ω 的值与显著性感兴趣,它可以衡量村庄的劳动力市场发展对移民选择的影响。我们预期它与移民呈正相关,因为较高的市场化程度可以提供农村劳动力更多的就业选择,从而改变农民的就业倾向。另一方面,村(或者县)级劳动力市场发展也给准备外出的劳动力提供“学习”和“培训”的机会,使他们更有可能在城市获得工作机会。同时,根据现存文献的研究, τ 应当是极为显著并与家庭移民比例正相关的,它表示家庭与本地和移民地的收入差距越大,劳动者移民的动机就越强烈。

在使用OLS对变量进行线性回归之前,先要确认 M 与 y 是否存在双向因果关系(Two-way Causality)。考虑一种极端的情况:假设某个村庄绝大多数家庭的移民比例为1,那么我们可以推测留守在村庄里的人口成分为老人、孩子等非劳动人口和一部分不适合移民的劳动者。理论上,虽然移民会改变当地劳动力的人口结构,但并不一定改变留守劳动力就业倾向的分布。本地的非农就业比例可能会变低,假如留守劳动力的农业生产倾向很明显。从这个角度说, y 可能对 M 有影响。但反过来,留守的劳动力从事非农生产的倾向也可能大于农业生产,他们不移民的原因与就业倾向无关,那么,家庭移民比例对本地非农就业的影响便很难被观测到。综上,并没有明显的证据显示家庭移民比例直接影响本村的非农劳动力就业比例。

在实际的OLS估计中,研究者发现非农劳动力就业比例存在明显的内生性,如何解决此问题将

是“工具变量”部分讨论的重点。

（二）工具变量

本地非农劳动力就业比例 (M) 在 OLS 模型中存在内生性问题，因为 (1) 式中存在遗漏变量同时影响 M 和 y 。

遗漏变量可能是在数据中无法观察到的“周边地区发展水平”。我们设想：周边地区的城市化进程（或者是地区功能的专业化）会增加对农村劳动力的需求从而提高家庭移民比例，同时，它也会带动本地非农就业比例的升高。

城市化进程的例子，如：A 村隶属于 B 市的 C 郊区，随着 B 市的发展 C 县撤县建区，A 村周围的广大农田逐步成为了商业区和居民区。这时，C 县（区）的城市化会引发 A 村劳动力向 C 县（区）新增的劳动岗位流动。同时，由于 C 县（区）的辐射作用，A 村会获得更多从事非农生产的便利，例如向 C 县（区）的居民区供应小商品、废弃物回收加工等。

地区功能专业化的例子，如：甲村在乙市附近，乙市原本只是一个小县城，但是由于旅游业的兴起逐步发展起来。甲村中的一部分劳动力被吸引到乙市从事旅游服务业，另一部留守在村里从事旅游纪念品的家庭作坊加工。甲村的非农就业和移民比例同时提高。

为了克服 M 存在的内生性问题，我们在模型中引入两个工具变量：农村税费改革 (R) 和村庄管理政策导向 (P)。本文利用 R 衡量税收改革带来的影响， P 代表村庄管理中刺激非农产业发展的政策导向性。根据选择工具变量的基本准则，我们可以检验 R 和 P 是否为适合的工具变量。

第一， R 和 P 是否与 M 相关而与随机干扰项无关？

“农村税费改革”作为国家政策与本地的非农劳动力就业比例应呈反向相关。我们预计税费改革之后农业生产的成本下降，本地农业劳动力在总劳动力中的比例会上升，相应地，非农就业比例则会下降。表 2 的结果显示， R 与 M 呈显著负相关。“村庄管理政策导向”体现本地扶植非农经济的政策倾向。如果一位村长有过经营个体工商业的经历，我们预期他在管理中更倾向支持非农经济发展。同时，如果他的任职年数很长，那么本村执行刺激非农经济发展政策的时间也会较长。这样，在外部环境给定的情况下， P 就可以很好地反映本地非农就业市场的政策导向。从表 2 中我们发现， P 与 M 显著正相关，如果一位有从事个体工商业经历的村长任职 10 年，在其他条件不变的前提下，本地非农就业比例会增加 1.2%。

R 和 P 与随机干扰项都是无关的。假设遗漏变量为“周边地区发展水平”，显然 P 对此不会产生影响。 R 作为国家性的政策，也与村庄周边地区的经济发展没有直接关联。2000 年最先执行试点农村税费改革的是安徽，2001 年江苏开始试点自费改革，2002 年全面铺开，16 个省（直辖市、自治区）先后执行试点计划，上海、浙江和广东三个沿海发达地区试点自费改革²¹。农村税费改革的顺序与村庄所在省（直辖市或自治区）的经济状况并没有必然联系，所以，我们可以确认 R 与村庄周边地区的经济发展无关，与随机干扰项无关。

表 2 工具变量第一阶段回归

被解释变量	IV (First Stage)
非农劳动力就业比例	
农村税费改革	-0.1256*** (0.020978)
村庄管理政策导向	0.0012*** (0.000384)
家庭与户主特征控制	是
移民特征控制	是
村庄特征控制	是
县虚拟变量控制	是
F 值	69.02
观测数	8640
拟合优度	0.8629

*, **, ***, 分别为 10%, 5%, 1% 显著性水平, 异方差稳健性标准误

第二, 是否存在“弱工具变量”问题?

根据实证经验, 第一阶段回归的 F 值在 10 以上可以避免“弱工具变量”问题。表 2 报告的 F 值为 69.02, 大大超过了 10 的临界值。此外, 通过其他统计检验, 也可以排除“弱识别”问题。原假设“外生性变量 (M) 系数为零且回归模型存在过度识别”, 统计检验结果都拒绝原假设²², 说明我们的工具变量选择在统计学上是符合要求的。

第三, 工具变量是否与其他解释变量均无关?

“农村税费改革”作为既定国家政策与家庭、移民和村庄特征变量均没有关系。它与“收入差距”和“工资差距”之间也没有关系, 因为国家选择试点地区时统筹考虑了将高收入和低收入地区, 并没有特别选择“先贫后富”或“先富后贫”的策略。

“村庄管理政策导向”与家庭和移民的特征变量、“收入差距”、“工资差距”显然是无关的²³。它与本村的特征变量是否有关, 值得讨论。首先, 我们可以排除它与本村的地理位置和自然属性等变量的关系。唯一会被质疑的是它与本村基础设施建设水平之间的关联性。这里要说明的是, 本村的基建水平可能是现任村长上任之前就“既成事实”的。由于缺乏足够的信息来判断某地具体是在哪一年通的公路(或通电话、通电), 我们不能简单排除“村庄管理政策导向”与当地基建水平的关系。

综上所述, 尽管存在着某些微小的瑕疵, “农村税费改革”和“村庄管理政策导向”还是两个符合计量经济学规范要求的工具变量。

(三) 计量结果

在进行了“弱工具变量”和“过度识别”检验后, 我们可以确认表 3 报告的结果没有上述问题。一般地, 当 IV 模型出现过度识别时需使用 GMM 方法。本模型不存在过度识别问题, 但我们依然报告 GMM 结果作为参考。由于线性回归模型存在遗漏变量, OLS 的系数估计是有偏非一致的。我们重点讨论使用工具变量后得到的结果。

表 3 非农劳动力市场发展水平与移民比例的关系

被解释变量家庭移民比例	OLS	IV	GMM
非农劳动力就业比例	0.0043 (0.00497)	0.1118*** (0.03865)	0.0910** (0.0355)
本地与移民地工资差距 (log)	0.0050*** (0.00145)	0.0052*** (0.00083)	0.0051*** (0.00082)
家庭与本地收入差距 (log)	0.0048*** (0.00198)	0.0061*** (0.00154)	0.0057*** (0.00152)
常数项	0.0463 (0.0360)	0.0511 (0.03655)	0.0537 (0.0365)

被解释变量家庭移民比例	OLS	IV	GMM
家庭与户主特征控制	是	是	是
移民特征控制	是	是	是
村庄特征控制	是	是	是
县虚拟变量控制	是	是	是
F 值	101.12	98.12	98.14
“弱工具变量”检验 ²⁴		21.842	21.842
“过度识别”检验 ²⁵		1.851	1.851
观测数	8640	8640	8640
拟合优度	0.8017	0.8372	0.8402

*, **, ***, 分别为 10%, 5%, 1% 显著性水平, 异方差稳健性标准误

根据表 3 的结果, 我们可以得知:

第一, 家庭的本地相对收入、本地收入与移民地收入的差距确实是促使农村劳动力迁移的原因。其中, 绝对收入差距每增加 1%, 家庭移民比例上升 0.5% 左右; 相对收入差距每增加 1%, 家庭移民比例增长 0.6% 左右。CHIP (2002) 数据揭示了相对收入差距对移民的影响正在扩大。

第二, 本地非农劳动力市场的发展水平与家庭移民比例有显著的正向关系。过去, 受制于解释变量的内生性, 研究者无法使用简单的 OLS 模型得到无偏一致性的系数估计结果。但在使用了工具变量之后, 我们可以获得一致性的参数估计, 本地非农劳动力就业比例每上升 1%, 家庭移民比例约上升 10%。相比于收入差距的影响, 本地劳动力市场的发展影响力更大。

第三, 传统上将收入差距视作中国乡城移民主要动因的意见值得进一步探讨。过去因为没有合适的数据源²⁶, 我们难以检验其他因素对农村劳动力迁移的影响。本文的结果可以为新的探索提供有益的借鉴。

对于本地非农劳动力市场的发展为何能促进劳动力向城市转移, 有以下三种可能:

首先, 非农就业比例的提高促进了贫困地区劳动力的生活水平²⁷, 从而保证了初次移民的基本开支。Phan et al. (2010) 基于越南的研究证明在发展中国家存在移民的成本障碍, 即, 低收入群体虽然有寻求更高收入的迫切倾向, 但受制于无力承担初次移民的成本只能留守农村, 导致“富者更富, 贫者更贫”。在我国农村劳动力向城市转移的过程中也存在类似的问题, 除了收入不平等导致的移民困难之外, 还有制度性障碍的存在 (蔡昉等, 2001)。如果没有本地非农经济的发展和农村劳动力市场的成熟, 那么这些地区的农民在“城乡分割”的大背景下就会面临极高的移民成本。从这个意义上分析, 非农劳动力就业比例是地区经济结构和发展水平的标尺, 它的高低直接影响本地劳动力是否具备能承担移民风险的能力。

其次, 本地非农就业是农村劳动力向城市移民的一种“筛选机制”。一般地, 能够在城市找到工作并且承受城市失业风险及较高生活成本的劳动力, 比普通农村移民在教育程度和技术能力等方面要有优势。现存文献认为获得了城市户籍的永久性农村移民存在着明显的“正选择”, 他们有着较高的教育年限, 并且在城市获得了更高的工资和技能价格 (邢春冰, 2010)。更为关键的是, 邢

春冰（2010）利用 CHIP（2002）的数据证明了这部分移民如果留守农村，他们的收入水平也在中上部分。进而，我们可以认为参与本地非农生产的群体往往是本地劳动力中收入高，受教育程度高的群体，本地非农劳动力就业比例可以衡量这类潜在“成功移民”的比例。在非农经济发达的农村地区，非农劳动力市场无形中起到了“筛子”的作用。反过来说，在没有“筛子”的地区，可能由于当地教育水平较低，劳动力从事非农生产的经验匮乏，导致当地向城市迁移的移民竞争力不足。

最后，本地非农劳动力市场的发展改变了劳动力的就业倾向分布。如果村庄的农业劳动力比例极高，那么即使本地劳动力完全可以适应城市工作的要求，当地的移民比例也不会太高。另外一方面，如果本地的农业劳动力需求强劲，则无法向市场提供大量非农劳动力。相反，如果一个村庄的非农就业市场达到一定规模，它便可能持续不断地吸引新生代劳动力加入，从而改变地区整体的就业倾向。一旦本地就业倾向从农业专向非农，当地的劳动力供给方向就会偏向非农部门，这也是支持农村劳动力向城市输出的基本保障。

（四）稳健性检验

我们采取两种办法来验证 IV 结果的稳健性。第一，随机去除 20%的样本（检验 I）；第二，放松对村庄特征变量的控制（检验 II），在村庄特征变量中去除有关基础建设的虚拟变量（通公路、通电话、通电）。

表 4 稳健性检验

被解释变量家庭移民比例	检验（I）	检验（II）
非农劳动力就业比例	0.1178*** (0.0439)	0.1124*** (0.03886)
本地与移民地工资差距（log）	0.0044*** (0.0009)	0.0052*** (0.00083)
家庭与本地收入差距（log）	0.0063*** (0.0018)	0.0061*** (0.00155)
常数项	0.0358 (0.0471)	0.08726 (0.01955)
家庭与户主特征控制	是	是
移民特征控制	是	是
村庄特征控制（严格）	是	
村庄特征控制（放松）		是

被解释变量家庭移民比例	检验 (I)	检验 (II)
县虚拟变量控制	是	是
F 值	80.07	99.98
“弱工具变量”检验	16.917	21.66
“过度识别”检验	0.743	1.85
观测数	6944	8640
拟合优度	0.8357	0.837

*, **, ***, 分别为 10%, 5%, 1% 显著性水平, 异方差稳健性标准误

表 4 显示本文实证研究结果是稳健的, 在随机改变样本数量和减少控制变量的情况下, 主要解释变量的系数显著性水平没有波动。

四、结论

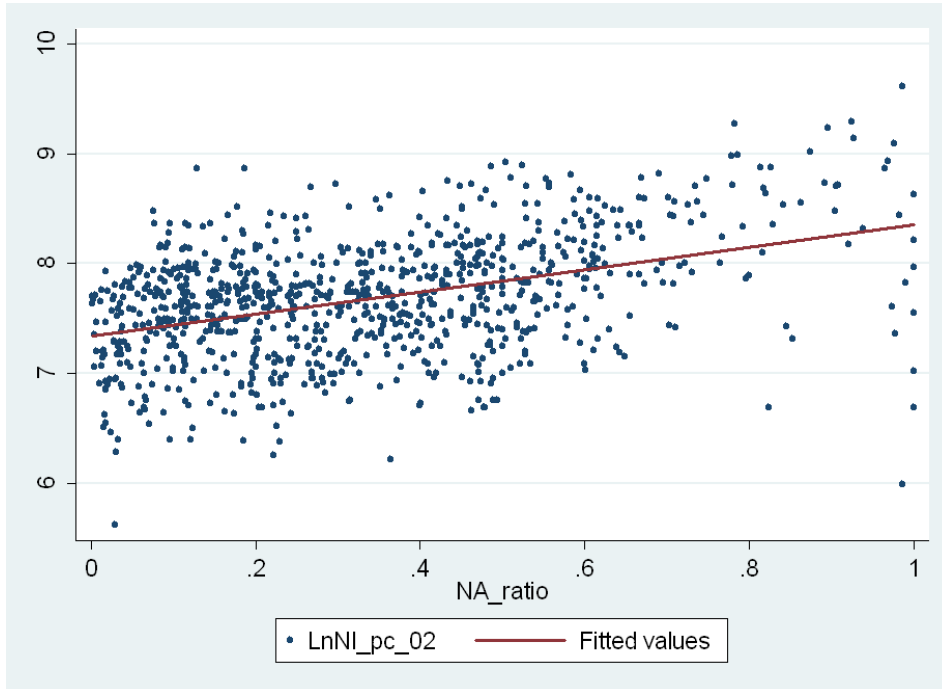
第一, 收入差距依然是导致中国农村劳动力迁移的因素, 但是基于传统 Harris-Todaro 模型的分析已经不适合解释中国的现实情况。由于我国目前的城乡分割现象客观存在, 所以并没有出现如 Harris-Todaro 模型所预期的城乡收入因移民的作用而达到均等状态 (陈钊等, 2008)。从这个角度出发, 研究者应该将目光更多地投向“制度性”对乡城劳动力转移的影响以及城乡收入差距扩大化等问题。本文的实证结果显示, 相对收入差距正在越来越多地影响农村家庭的移民的决策。

第二, 在研究城市对农村劳动力“拉力”的同时, 应该更重视农村自身发展所造成的“推力”, 本地非农就业比例的提高是“推力”的具体表现。本地劳动力市场的成熟可以通过三种途径推动农村劳动力向城市转移: 首先, 通过增加农村人均纯收入使得更多家庭能够承担初次移民的成本; 其次, 它充当着“筛子”的角色, 客观上提高了农村劳动力向非农部门转移的竞争力; 最后, 它改变了本地的就业倾向分布, 促使新生代劳动群体持续向非农部门转移。

本文从实证数据出发论证了本地劳动力市场的发展能够促进乡城移民的这一事实, 但作者依然对移民的根本动机抱有极大的兴趣——在收入差距之外, 是否还有着规避风险的因素? 如何在风险规避的假设下, 区别城市劳动力市场和本地非农就业市场对平滑家庭消费的作用, 将会是未来继续研究的方向。对这一问题的深入探索将有助于研究者更好的理解劳动力市场机制本身对家庭风险防范的作用, 从而在“城乡分割”的制度现实下剖析中国乡城劳动力迁移现象的实质。

附录

附录-1 非农劳动力就业比例与本地人均纯收入



数据说明：横轴为 915²⁸个村的非农就业比例，纵轴为 2002 年当地的人均纯收入 (log)。

参考文献

- [1]蔡昉、都阳、王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护 [J]. 经济研究, 2001, (12).
- [2]蔡昉、都阳. 迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说 [J]. 中国人口科学, 2002, (4).
- [3]陈钊、陆铭. 从分割到融合: 城乡经济增长与社会和谐的政治经济学 [J]. 经济研究, 2008, (1).
- [4]国务院办公厅. 国务院办公厅关于做好2002年扩大农村税费改革试点工作的通知 [R]. 2002-3-27.
- [5]陆铭、张爽、佐藤宏. 市场化进程中社会资本还能够充当保险机制吗? ——中国农村家庭灾后消费的经验研究 [J]. 世界经济文汇, 2010, (1).
- [6]邢春冰. 迁移、自选择与收入分配——来自中国城乡的证据 [J]. 经济学季刊, 2010, (2).
- [7]尹恒、徐琰超、朱虹. 1995-2002年中国农村税费公平性评估 [J]. 世界经济文汇, 2009, (2).
- [8]赵忠. 中国的城乡移民——我们知道什么, 我们还应该知道什么? [J]. 经济学季刊. 2004, (3).
- [9]Bowlus, A., and Sicular, T., Moving toward markets? Labor Allocation in Rural China [J], *Journal of Development Economics*, 2003, 71:561-583.
- [10]De Brauw, A., Huang, J., Rozelle, S., Zhang, L., and Zhang, Y., The Evolution of China's Rural Labor Markets During the Reforms [J], *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30: 329-353.
- [11]Giles, J., Is Life More Risky in the Open? Household Risk-coping and the Opening of China's Labor Markets [J], *Journal of Development Economics*, 2006, 81:25-60.
- [12]Giles, J., Yoo, K., Precautionary Behavior, Migrant Networks, and Household Consumption Decisions: An Empirical Analysis Using Household Panel Data From Rural China [J], *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89: 534-551.
- [13]Hare, D., "Push" versus "Pull" Factors in Migration Outflow and Returns: Determinants of Migration Status and Spell Duration among China's Rural Population [J], *Journal of Development Studies*, 1999, 35: 45-72.
- [14]Harris, J. & Todaro, M., Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis [J], *American Economic Review*, 1970, 60: 126-142.
- [15]Paxson, C.H., Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory Income in Thailand [J], *American Economic Review*, 1992, 82: 15-33.
- [16]Phan, D., Coxhead, I., Inter-Provincial Migration and Inequality during Vietnam's Transition [J], *Journal of Development Economics*, 2010, 91: 100-112.
- [17]Rosenzweig, M.R., and Stark, O., Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India [J], *Journal of Political Economy*, 1989, 97: 905-926.
- [18]Stark, O., Rural-to-urban Migration in LDCs: A Relative Deprivation Approach [J], *Economic Development and Culture Change*, 1984, 32: 475-486.
- [19]Stark, O., and Taylor, J.E., Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation [J], *The Economic Journal*, 1991, 101: 1163-1178.

- [20]Todaro, M., A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries [J], American Economic Review, 1969, 59: 138-148.
- [21]Zhao, Y., Leaving the Countryside: Rural-to-Urban Migration Decisions in China [J], American Economic Review, 1999, 89: 281-286.
- [22]Zhu, N., The impact of Income Gaps on Migration in China [J], China Economic Review, 2002, 13: 213-230.

The Development of Labor Market Development and Rural-Urban Migration: Evidence from CHIP data

Xiaobo He

Abstract: This paper uses the data from China Household Income Project (CHIP, 2002) to study the relationship between the ratio of rural non-agricultural labor and rural-urban migration. Given the condition that all control variables, namely, income gap, migrant's characteristics, household and household head characteristics, village socioeconomics and country dummy, are included; the econometric model in this paper utilizes "agricultural tax reform" and "policy of village management" to be the instrumental variables of "local non-agricultural labor ratio"(LNALR). Results show that, when LNALR grows 1%, the average ratio of household migration rate will increase approximately 10%, given all other conditions are fixed. This means that the policies, which encourage the development of non-agricultural economy and rural labor market, can increase the amount of rural migrants, especially well-trained skill laborers, in urban China.

Keywords: Rural, Labor Market, Rural-Urban Migration

收稿日期: 2010-05-29;

作者简介: 何晓波, 澳大利亚阿德莱德大学经济学院。

¹ 感谢我的同事林发勤和林江对本文数据处理给予的帮助和对工具变量选择等问题提出的宝贵意见。当然, 文责自负。

² 具体数据说明见本文第二部分。

³ 本文不严格区分“乡城移民”和“农村劳动力外迁”、“农村劳动力流动”等概念, 在不作说明的情况下, 它们都表示: 农村劳动力因对城市实际收入的较高期望选择离开农村居住地去城市寻找就业机会。此处的城市可以是县城, 并不仅指大城市。

⁴ 陆铭等(2010)以本地非农劳动力就业比例作为衡量市场化的一个变量。本文对“劳动力市场发展”的变量选择受到了他们的启发。

⁵ Rosenzweig *et al.* (1989)对南印度农村婚姻数据的研究证明, 与婚姻有关的移民活动对于降低家庭消费波动有积极意义。他们还发现在谷物收入波动性给定的条件下, 面临高收入风险的家庭更加倾向于长距离的“移民-婚姻”协定(Migration-Marriage Arrangement)。从这个角度出发, 规避风险可能是农村劳动力外迁的动因之一。

⁶ 北京, 河北, 山西, 辽宁, 吉林, 江苏, 浙江, 安徽, 江西, 山东, 河南, 广东, 广西, 重庆, 四川, 贵州, 云南, 陕西, 甘肃和新疆(陆铭等, 2010)。本文选取CHIP(2002)中

的村庄（行政村）数据、家庭收入数据和个人收入数据。CHIP 调查的样本框架和抽样方法见 Gustafsson et al. (2008)。

⁷ 考虑其他没有成员移民的家庭，总移民比例为 8%左右。

⁸ 后文简略为“工资差距”。

⁹ 本地年工资=日工资*250 个工作日

¹⁰ 数据中只有 2002 年的移民和本地工资，无法找到先于调查年份的数据。

¹¹ 由于计量模型以家庭为基本单位，而部分家庭没有移民收入，故“工资差距”的平均值为负数。

¹² 后文简略为“收入差距”。

¹³ 数据中有 1990、1998、2002 年的村级收入以及 1998-2002 年的家庭收入。早于调查年份且可互相匹配的只有 1998 年。

¹⁴ 一般而言，隶属于城市郊区的村庄各方面的发展水平要优于普通村庄。而少数民族地区和革命老区由于地理和历史的因素比其他类型的村庄相对发展滞后。

¹⁵ 陆铭等（2010）使用同样的数据，他们指出“数据显示自然灾害并非完全是共同的冲击。一个家庭是否遭遇灾害和他（她）的村庄是否遭遇灾害的相关性只有 0.2。”

¹⁶ Zhao (1999) 基于 1995 年的调查数据报告：移民的平均年龄 27 岁，男性比例 73%，教育年限 7.6 年。De Brauw et al. (2002) 指出 2000 年青壮农村劳动力从事农业生产的比例比起 1981 年和 1990 年大幅下降。

¹⁷ 移民的教育年限高于家庭平均的 6.7 年和户主平均的 7.2 年。

¹⁸ 具体的工具变量选择理由和讨论在第三部分（第二节）展开。

¹⁹ 后文省略脚标 i 和 j 。

²⁰ CHIP 实际有 122 个县，去除部分没有收入数据的县（集中在新疆维吾尔自治区），回归模型只使用其中的 199 个县。

²¹ 这 16 个省（直辖市、自治区）是：河北、内蒙古、黑龙江、吉林、江西、山东、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏（《国务院办公厅关于做好 2002 年扩大农村税费改革试点工作的通知》）。尹恒等（2009）指出，税费改革县一般是农业税费负担较高的地区。但我们认为负担重未必代表经济落后，总体而言“农村税费改革”与周边地区的经济水平无直接关联。

²² Anderson-Rubin Wald 检验， $F=5.56$ （ P 值=0.0039），卡方=11.32（ P 值=0.0035）；Stock-Wright LM S 统计检验，卡方=10.8（ P 值=0.0044）。在 1%统计显著性水平下，都拒绝原假设。

²³ “村庄管理政策导向”只能反映本村发展的历史情况，并不能直接影响本村各个家庭的收入。

²⁴ Weak IV 检验：Kleibergen-Paap rk Wald F 测试，关键值 19.93。因此，本回归没有弱工具变量问题。

²⁵ Overidentification 检验：Hansen J 检验，卡方 P 值为 0.1737。因此，不能拒绝原假设“所有工具变量都是外生的”。

²⁶ 如（赵忠，2004）所总结的：普查数据综合了地区差异，地区调查数据不具普遍意义。

²⁷ 参见附录-1“非农劳动力就业比例与本地人均纯收入”。从图中我们可以看到非农就业比例高的村庄，人均纯收入也比较高。

²⁸ 961 个样本村有 46 个没有报告本地劳动力就业分布或 2002 年人均纯收入。