

◆ 潘静 陈广汉¹
Jing Pang Guang-han Chen

中国农村劳动力流动的影响因素

——家庭决策与社会互动

Affecting Factors of China's Rural Labor Mobility ——Family Decision-making and Social Interaction

摘要：在工业化和城镇化过程中，中国农村劳动力流动面临户籍等制度的约束，表现出诸如“离土不离乡”、“抱团”等独特现象。“家庭决策”和“社会互动”是解释这些独特现象的一个重要视角。本文基于中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据，实证探讨了家庭决策机制和社会互动效应对中国农村家庭劳动力流动的影响，并进一步考察了这两类因素对家庭劳动力省内流动和跨省流动的作用。结果发现，绝对收入和相对收入较低、受教育水平较高的家庭，其劳动力外出打工率较高；村庄社会网络对家庭劳动力流动具有显著的促进效应，家庭社会网络对劳动力省内流动具有负向影响，而对劳动力省外流动具有正向影响；中国农村劳动力流动存在显著的“同群效应”。

关键词：劳动力流动，家庭决策，社会互动

中图分类号：F320.3 **文献标识码：**A

一、引言

在中国新型工业化和城镇化发展的过程中，中国农村劳动力流动规模日益扩大。据2010年第六次全国人口普查数据，在全国范围内，五年前常住地与现住地发生变动的人口达11989万，占全国总人口的9%，比2000年第五次全国人口普查时的比例增长了8倍。中国劳动力的流向以从内地农村向东南沿海的城市为主，劳动力流动的地域范围表现为省内就近转移和跨省异地转移并存的特

¹作者简介：陈广汉，教育部人文社科重点研究基地、中山大学港澳珠三角研究中心教授，主任；潘静，中山大学岭南学院博士研究生。

基金项目：国家社科基金项目《珠三角劳动力市场研究》的阶段性成果。

征。中国农村劳动力流动还表现出一些独特的社会现象。中国农村家庭往往只是部分成员外出打工，部分成员留守农村，而非“举家迁移”；农村劳动力外出打工通常“离土不离乡”，外出打工成员定期给家里汇款、寄生活费，逢年过节回家、回乡探亲等。农村劳动力外出打工以通过亲戚、同乡介绍的居多；在同一地区或单位，来自同一家乡的劳动力比例往往较大，即通常说的“抱团”现象。

怎么解释中国农村劳动力流动的这些独特现象？一方面，在中国农村地区，人们普遍有较强的传统家庭观念，家庭成员是否外出打工通常不是成员个体决策的结果，而是家庭通过综合权衡收益和风险后做出的家庭人力资源配置最优化的决策结果。另一方面，中国农村劳动力流动受到来自于户籍、土地等制度约束，面临异地劳动力市场信息不充分的问题。在这样的条件下，来自家庭和家乡的社会关系网络以及由此带来的社会互动（social interaction）对劳动力流动和外出就业的作用尤为为重要。我们需要把家庭决策机制和社会互动效应相结合才能对中国农村劳动力流动的独特现象背后的因素进行更合理的解读。

基于以上背景，本文通过文献研究建立研究假说，并采用中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据，实证分析家庭决策机制和社会互动效应对农村家庭劳动力流动的影响。

二、文献综述与研究假说

我们基于对劳动力流动的影响因素的文献分析，提出关于家庭决策和社会互动对中国农村家庭劳动力流动影响的研究假说。

（一）家庭决策与劳动力流动

在现代劳动经济学研究中，劳动力流动的原动力通常被归结为“推力”和“拉力”两类因素（push and pull factors）。农村的过剩劳动力被看作是主要的推力因素；而农村和城镇之间期望工资的差距被看作是主要的拉力因素。在 Todaro 模型和 Harris-Todaro 两部门模型中，个人根据其期望的城乡收入差距做出迁移的决策（Todaro, 1969; Harris and Todaro, 1970）。新古典迁移理论以个人作为劳动力迁移决策的主体；而新经济迁移理论强调家庭作为决策主体的重要性，家庭根据预期收入最大化和风险最小化的原则，决定其成员的迁移（Stark, 1982, 1991）。对于影响家庭劳动力流动的预期收入最大化和风险最小化的主要因素，现有的文献进行了探讨。

第一，绝对收入因素。现有的研究普遍发现，家庭收入水平越低，劳动力流动概率越高（程名旺等，2006）；迁入地相对迁出地的收入水平越高，劳动力流动概率也越高（Cai and Wang, 2003）。然而，中国农村家庭的收入有多种不同性质的来源，不同类型收入对劳动力流动的影响是不同的，因此，我们认为需要对收入进行细分才能更准确地讨论家庭收入与劳动力流动的关系。Zhu（2002）对家庭收入做了细分发现，非农就业与农业经营的收入差距越大，家庭外出打工的概率越高。这与 Todaro（1969）分析的城乡预期收入差距决定劳动力迁移决策的理论是一致的。据此，我们推断家庭农业收入越低，劳动力流动概率会越高。需要指出的是 Zhu（2002）所讨论的非农就业收入包括非农经营收入和工资性收入。而根据朱农（2004）的观点，中国农村剩余劳动力有两种出路：向城市迁移（地域流动）和从事本地非农业生产活动（职业流动），从生产活动的参与来看，这两种流

动之间是一种替代关系。如果农村剩余劳动力在本地非农经营收入越多，他们越愿意留在本地，而非外出打工。那么，我们推断非农经营收入与劳动力流动之间应该存在一种负相关关系。

第二，相对收入因素。根据新经济迁移理论，家庭在做迁移决策时不仅考虑绝对预期收入水平，而且考虑相对于参照人群的收入水平，即“相对剥夺”（relative deprivation）效应（Stark, 1991）。“相对剥夺”效应表明，家庭即使在家乡的收入水平有了很大提高，但只要提高的程度不及家乡的参照人群，其家庭成员仍然有一种相对剥夺的感觉，这会提高其迁移倾向。Stark（1991）运用墨西哥迁移至美国的调查数据，证明了“相对剥夺”效应的存在。

根据绝对收入和相对收入因素的分析，我们得到本文的研究假说 1：家庭劳动力流动概率与家庭农业收入、非农经营收入存在负相关关系；家庭劳动力流动概率与家庭相对村庄的收入水平也存在负相关关系。

第三，人力资本因素。根据第二、三产业的教育回报率较高且城市的第二、三产业相对密集的逻辑，教育在理论上能够促进劳动力从农村向城市流动。实证研究大多支持这一结论。例如，都阳、朴之水（2003）发现家庭最高教育水平对劳动力流动有积极影响；李实（2002）发现户主的教育程度与家庭劳动力流动的概率成正比。但也有一些不同的发现。例如，Chen et al.（2010）发现拥有初中学历对农村劳动力外出打工概率提高最大，而与文盲相比，拥有较高教育水平的个体外出打工倾向提高较小。

第四，物质资本因素。土地是农村家庭最主要的物质资本。较少的人均土地数量意味着人地关系紧张、富裕劳动力较多，而把富裕劳动力转移出去有利于提高家庭的总体效益。Zhu（2002）、Chen et al.（2010）的研究均发现人均土地较少的家庭的劳动力流动倾向较高。

根据人力资本和物质资本因素的分析，我们得到本文的研究假说 2：家庭劳动力流动概率与家庭受教育程度存在正相关关系；与家庭人均土地数量存在负相关关系。

（二）社会互动与劳动力流动

根据现有文献的研究，社会互动（social interaction）对劳动力流动的影响可划分为社会网络效应（social network effects）和同群效应（peer effects）。

对于社会网络效应，现有的实证研究普遍发现社会网络能够提高迁移的可能性（Davis and Winters, 2001; Dolfin and Genicot, 2010）；拥有更广的亲友网络能够促进劳动力流动（Winters et al. 2001; Munshi, 2003）；异地有亲友、老乡会显著提高外出打工的概率（Bao et al., 2007; Chen et al., 2010）；宗族网络强度对家庭外出打具有显著的影响（郭云南、姚洋, 2013）。对于社会网络能够促进迁移的机制，Dolfin and Genicot（2010）认为主要有三种：一是提供迁移过境信息机制，二是提供迁入地就业信息机制，三是对迁移成本的信贷担保机制。Bauer et al.（2002）也认为，网络外部性（network externalities）¹在不确定性环境下有利于移民获得迁入地的劳动力市场信息和信贷支持，提高预期工资，减少不确定性，并减轻融入迁入地文化的压力。Lin et al.（2004）进一步指出，

¹ “网络外部性”也意指其他文献讨论的“社会网络效应”。

在目的地的社会网络的扩张能够使迁移的心理成本下降，因而促进迁移。

据此，我们得到本文的研究假说 3：家庭劳动力流动概率与社会网络效应存在正相关关系。

对于同群效应，社会经济学分析认为在信息不充分的情况下，人们通过观察他人的行为来收集信息，使自己的行为趋同于他人的行为，这可使自己在信息不完全条件下获得最大效用。Bauer et al. (2002) 也指出“羊群效应”(herd behavior)¹体现在个体对他人迁移行为的追随，以便减少自身搜寻迁移信息的成本。Bauer et al. (2002) 基于墨西哥迁移数据，Zhao (2003)、陆铭等 (2013) 基于中国调查数据，均实证发现以村庄迁移率衡量的同群效应显著地提高个体外出打工的概率，对此，Chen et al. (2010) 解释认为由于劳动力市场上的信息不充分，劳动力流动决策存在村民之间的相互依赖。

据此，我们得到本文的研究假说 4：由于同群效应的作用，家庭劳动力流动概率与村庄劳动力流动概率存在正相关关系。

(三) 本文可能的贡献

与现有文献相比，本文可能的贡献主要有三个方面。第一，现有文献对中国劳动力流动的影响因素的研究大多只探讨了个别因素对劳动力流动的影响，而缺乏系统分析。本文对影响中国农村劳动力流动的多种因素进行了综合的实证检验，并重点考察了对中国农村劳动力流动具有独特影响的两个因素“家庭决策”和“社会互动”的效应。第二，现有的文献对家庭微观层面的劳动力流动的实证一般只采用类似于“家庭是否有成员外出打工”的离散变量来考察，而没有对衡量劳动力流动的连续变量进行探讨，且微观层面的实证没有区分家庭劳动力省内流动和省外流动的情形。本文采用“家庭外出工作成员比例”这类连续变量对家庭劳动力流动程度进行考察，并对家庭劳动力省内流动和省外流动的影响因素进行了实证研究。第三，现有的实证研究大多只运用了劳动力流动的地区性数据，而本文运用的是全国性的家庭层面调查数据，并包含城中村样本，本文的实证检验具有更强的普适性。

三、数据、模型与变量

本文利用中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010 年的数据，构建家庭和村庄两个层面的变量，采用 Probit 模型和 Tobit 模型，对家庭决策因素和社会互动效应对中国农村劳动力流动的影响进行实证检验。

(一) 数据来源

本文利用的数据来自 2010 年中国家庭追踪调查 (CFPS)。该调查由北京大学中国社会科学调查中心主持实施。2010 年该调查的抽样对象涵盖了除内蒙古、海南、青海、宁夏、西藏、新疆外的 25 个省 (直辖市、自治区) 的 33600 个成人个体、14798 个家庭和 635 个社区。本文采用的是 CFPS2010 的农村和城中村的家庭样本及其对应的村庄数据。家庭的有效样本数为 9636 个，其中农

¹ “羊群效应”也意指其他文献讨论的“同群效应”。

村家庭样本 7368 个，城中村家庭样本 2268 个。村庄有效样本数为 415 个。本文的样本包含了家庭和村庄两个层面的微观数据，该样本覆盖了全国性调查绝大部分省区，且包括了通常被忽略的城中村数据，因而本文的实证研究具有较强的普适性。

（二）实证模型

对于被解释变量中衡量劳动力流动的变量是二值变量的情形，本文采用 Probit 模型进行实证研究，并采用极大似然法（ML）进行估计。所建立的条件概率 Probit 模型如下：

$$P(\text{migration}_{i,j}=1|x) = \int_{-\infty}^{x_{i,j}\beta} \phi(t) dt = \Phi(x_{i,j}\beta)$$

其中， $\text{migration}_{i,j}$ 是村庄 j 中家庭 i 是否有人外出工作的二值变量，取值为 1 或 0； $x_{i,j}$ 是可能影响家庭成员外出工作的解释变量向量； β 是未知参数向量； $\phi(t)$ 是标准正态分布的概率密度函数； $\Phi(\cdot)$ 是定义在整个实数域上的累积分布函数。

对于被解释变量中衡量劳动力流动的变量是连续变量的情形，现有的文献通常采用最小二乘法（OLS）进行估计。然而，当被解释变量的取值受限制（截断）或存在选择性取值时，若直接采用 OLS 估计会导致估计系数有偏和不一致。此时，采用 Tobit 模型可克服这个问题。Tobit 模型一般采用 Heckman 两步法进行估计，第一步按 Probit 模型的思路，采用极大似然法（ML）估计影响变量取值受限的选择方程，第二步对连续变量方程用 OLS 法估计。

本文衡量劳动力流动的连续变量“家庭外出工作成员比例”、“家庭省内外出工作成员比例”、“家庭省外外出工作成员比例”都有较大比例的样本点取值为 0，数据结构存在“左截断”（left-censored）。对此，我们采用“左截断”数据形式的 Tobit 模型进行实证研究。

（三）变量说明

本文实证模型的被解释变量是劳动力流动，解释变量包括家庭和村庄两个层面的特征变量，关注的变量包括反映家庭决策机制和社会互动效应的两类因素。

1、劳动力流动的衡量

本文构建了二值变量和连续变量来衡量劳动力流动，并对外出工作地是在省内和省外做了细分讨论。

根据 CFPS 的问卷题目“过去一年（2009 年），您家是否有人外出工作？”，本文建立衡量劳动力流动的二值变量（ migration ），对“有家庭成员外出工作”赋值为 1，对“无家庭成员外出工作”赋值为 0。在本文利用的 9636 个家庭样本中，35.8% 的受访家庭在 2009 年有成员外出工作，64.2% 的受访家庭没有成员外出工作。我们运用 Probit 模型对 migration 变量进行估计。

我们计算家庭外出工作成员数与家庭总成员数之比，构建家庭外出工作成员比例（ migration_0 ）这一连续变量。在有成员外出工作的家庭样本中，其平均人口规模为 4.8 人，平均外出工作率为 32.2%，即这类家庭平均约有 1.5 人外出工作；家庭外出工作成员比例达 100%，即“举家迁移”的家庭为数不多，仅占 1.4%。由于家庭外出工作成员比例为 0 的样本点占总样本

的 65.6%，它与家庭外出工作成员比例不为 0 的样本点并不满足正态分布关系，形成“左截断”分布，我们运用 Tobit 模型对 *migration 0* 变量进行估计。

按家庭成员外出工作目的地是在本省内还是在省外，我们分别计算省内外出工作成员比例（*migration 1*）和省外外出工作成员比例（*migration 2*），前者指家庭外出到本省内工作的成员数与家庭总成员数之比，后者指家庭到外省工作的成员数与家庭总成员数之比。在有成员外出工作的家庭样本中，省内外出工作成员比例的均值为 16.6%，省外外出工作成员比例的均值为 15.6%。*migration 1*、*migration 2* 这两个变量为 0 的样本点分别占 81.6%、82.0%，同样存在“左截断”分布，我们也运用 Tobit 模型进行估计。

2、家庭特征变量

在家庭特征变量中，我们关注的是反映家庭决策机制和家庭社会网络效应的变量。

对于家庭决策因素，本文采用家庭人均农业生产纯收入、人均非农经营收入、人均工资性收入来衡量家庭绝对收入水平；采用家庭与村人均纯收入之比¹来衡量家庭相对收入水平，以此度量“相对剥夺”程度；采用家庭成员中最高受教育程度来衡量家庭的人力资本水平；采用家庭人均经营土地面积来衡量物质资本水平。以上变量中，家庭人均农业收入、家庭人均非农经营收入、家庭人均工资性收入、家庭人均经营土地面积分别取对数处理²后再纳入实证模型中。

对于家庭社会网络，本文采用春节期间来拜访的亲戚家的数目（*relative*）、家族是否有族谱/家谱（*fami_tree*）来衡量。现有的文献普遍认为：前来拜年的亲戚越多，家庭社会网络资本越高；相对于没有族谱/家谱的家庭，有族谱/家谱的家庭的网络联系更紧密，家庭社会网络资本更高（Tsai, 2007）。

家庭层面的控制变量还包括是否从事农业生产、家庭是否经历过土地被征用。

3、村庄特征变量

在村庄特征变量中，我们关注的是反映村庄社会网络和同群效应的变量。

对于村庄社会网络，本文采用村内家族祠堂数（*citang*）、最大姓氏户数占全村总户数的比例（*name*）来衡量。现有的文献一般认为：村内有较多的家族祠堂，村内家族间在祠堂开展的集体仪式或交流活动一般较多，这有利于加强相互间的责任意识或网络凝聚力，提高村庄社会网络资本（Tsai, 2007）；相同姓氏家族内部的认同感和网络联系一般较强，当村最大姓氏户数所占比例较高时，同姓氏家族辐射至村内的网络联系也较强，村庄社会网络强度因而也较高（Freedman, 1965）。在本文样本的 415 个村庄中，13.5%的村庄有祠堂，祠堂数从 1 个到 22 个不等；最大姓氏户数占全村总户数的比例平均为 32.3%。在有成员外出工作的家庭样本中，其所在村庄的祠堂数和最大姓氏户数比例的均值分别为 0.65 和 35.4%，都高于无成员外出工作的家庭样本的对应值。

¹家庭人均纯收入源于 CFPS 中家庭调查的数据，村人均纯收入数据源于 CFPS 中村委会报告的数据，两者在调查上相对独立，可尽量避免两者之间的内生性。

²家庭人均农业收入、家庭人均非农经营收入、家庭人均工资性收入、家庭人均经营土地面积这几个变量存在等于 0 的观测值，对此，通常的处理方法是加一个很小的正数（0.0001）后再取对数。

对于同群效应，我们采用村外出打工比例¹这变量来检验。在本文实证模型中，如果村外出打工比例的系数显著为正值，那么说明村劳动力流动概率越高，家庭劳动力流动概率也越高，证明存在同群效应。

村庄层面的控制变量还包括村人均纯收入、村人均农业总产值、村是否有集体企业、村常住人口数、村距县城（市区）的距离、村是否为少数民族聚集区、村是否属于城中村。以上变量中，村人均纯收入、村人均农业总产值²、村常住人口数这几个变量取对数处理后再纳入实证模型中。

变量定义、说明和描述统计见表 1。

表 1：变量说明和描述统计

类别	变量名称	变量符号	变量说明	全样本 (9636)				有外出 工作家 庭样本 (3450)	无外出 工作家 庭样本 (6186)
				平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	平均值
被解释变量	家庭有人外出工作	migration	家庭是否有人外出工作：“有”取值为 1，“无”取值为 0	0.358	0.479	0	1	1	0
	家庭外出工作成员比例	migration0	家庭外出工作成员数与家庭总成员数之比（%）	11.53	18.64	0	100	32.20	0
	省内外出工作成员比例	migration1	家庭外出到省内工作的成员数与家庭总成员数之比（%）	5.93	14.38	0	100	16.56	0
	省外外出工作成员比例	migration2	家庭到外省工作的成员数与家庭总成员数之比（%）	5.60	13.52	0	100	15.64	0
家庭特征变量	人均农业收入	agri_inc [#]	家庭年人均农业生产纯收入（元）	1426	3445	0	1750 63	1314	1488
	人均非农经营收入	firm_inc [#]	家庭年人均非农经营收入（元）	151	4359	0	3750 00	83	189
	人均工资性收入	wage_inc [#]	家庭年人均工资性收入（元）	4239	6381	0	1600 00	4191	4265
	家庭与村人均纯收入之比	fv_inc	家庭年人均纯收入与村年人均纯收入之比	0.94	3.87	0	244	0.98	0.91
	教育程度	edu	家庭成员中最高受教育程度：“文盲/半文盲”、“小学”、“初中”、“高中”、“大专”、“大学本科”、“硕士”、“博士”依次取值为 1~8	3.01	1.21	1	7	3.20	2.91
	人均经营	land [#]	家庭人均拥有土地面积（亩）	1.91	7.98	0	502	1.91	1.91

1村外出打工比例：村外出打工的劳动力占村劳动力总数的比例。

2村人均农业总产值存在等于 0 的观测值，对此，通常的处理方法是加一个很小的正数（0.0001）后再取对数。

	土地面积								
	亲戚家数	relative	春节期间来拜访的亲戚家的数目	6.04	6.83	0	100	6.45	5.81
	有族谱/家谱	fami_tree	家族是否有族谱/家谱：“是”取值为1，“否”取值为0	0.24	0.43	0	1	0.26	0.23
	从事农业生产	agri	家庭是否从事农业生产：“是”取值为1，“否”取值为0	0.75	0.43	0	1	0.84	0.70
	土地被征用	landtake	家庭是否经历过土地被征用：“是”取值为1，“否”取值为0	0.12	0.33	0	1	0.10	0.14
村庄特征变量	祠堂数	citang	村内家族祠堂数（个）	0.49	2.02	0	22	0.65	0.40
	最大姓氏户数比例	name	最大姓氏户数占全村总户数的比例（%）	32.28	28.56	0	100	35.43	30.54
	村外出打工比例	v_migration	村外出打工的劳动力占村劳动力总数的比例（%）	33.05	22.27	0	100	37.68	30.48
	村人均纯收入	v_inc#	村年人均纯收入（元）	3873	2463	53	28000	2951	4385
	村人均农业总产值	v_agri#	村年人均农业总产值（元）	5209	26371	0	473226	3251	6296
	村有集体企业	v_firm	村是否有集体企业：“有”取值为1，“无”取值为0	0.05	0.22	0	1	0.03	0.07
	常住人口数	population#	村常住人口数（人）	2073	1523	31	10982	2030	2097
	距县城距离	distance	村距本县县城（市区）的距离（公里）	27.89	22.04	0	130	29.39	27.05
	是少数民族聚集区	minority	村是否为少数民族聚集区：“是”取值为1，“否”取值为0	0.12	0.33	0	1	0.13	0.12
	是城中村	urban	是否属于城中村：“是”取值为1，“否”取值为0	0.24	0.42	0	1	0.16	0.28

注：#表示该变量以对数形式纳入模型中。

四、实证结果分析

本文的基本模型对影响家庭劳动力流动的家庭决策机制和社会互动效应进行实证检验，并进一步考察这两类因素对家庭劳动力省内流动和省外流动的影响。实证结果分析如下。

（一）基本模型的估计结果

表2反映的是基本模型的估计结果。模型1和模型2是以家庭是否有人外出工作的二值变量作为被解释变量，采用Probit模型估计的结果。其中，模型1包含家庭和村庄社会网络衡量指标中的拜年亲戚家数、村祠堂数；模型2包含了家庭和村庄社会网络衡量指标中的拜年亲戚家数、家庭有否族谱/家谱、村祠堂数、村最大姓氏户数比例。模型3和模型4是以家庭外出工作成员比例作为

被解释变量，分别采用 Tobit 模型和 OLS 模型估计的结果。从模型 3 和模型 4 的比较中发现，对于本文的样本，Tobit 模型和 OLS 模型估计的变量系数符号基本一致，稳健性较强；Tobit 模型估计的边际效应与 OLS 模型估计的系数¹稍有差异，OLS 模型估计存在一定的偏误，所以我们采用 Tobit 模型进行实证分析。

表 2：基本模型的估计结果

		(1) Probit		(2) Probit		(3) Tobit		(4) OLS
		家庭是否有人外出工作		家庭是否有人外出工作		家庭外出工作成员比例		家庭外出工作成员比例
		系数 (标准差)	边际效应	系数 (标准差)	边际效应	系数 (标准差)	边际效应	系数 (标准差)
家庭特征变量	人均农业收入 [#]	-0.0111** (0.005)	-0.0040	-0.0114** (0.005)	-0.0041	-0.3230* (0.183)	-0.0959	-0.0811 (0.069)
	人均非农经营收入 [#]	-0.0233*** (0.009)	-0.0084	-0.0218** (0.009)	-0.0079	-0.8537*** (0.321)	-0.2534	-0.2904*** (0.105)
	人均工资性收入 [#]	0.0523*** (0.002)	0.0190	0.0520*** (0.002)	0.1889	2.1687*** (0.093)	0.6437	0.5617*** (0.027)
	家庭与村人均纯收入之比	-0.0100*** (0.003)	-0.0036	-0.0100*** (0.003)	-0.0036	-0.3827*** (0.127)	-0.1136	-0.1198** (0.051)
	教育程度	0.1039*** (0.013)	0.0377	0.1054*** (0.013)	0.0383	4.0968*** (0.456)	1.2160	1.2132*** (0.163)
	人均经营土地面积 [#]	-0.0126 (0.008)	-0.0046	-0.0100 (0.008)	-0.0036	-0.4664* (0.276)	-0.1384	-0.1362 (0.102)
	亲戚家数	0.0025 (0.002)	0.0010	0.0032 (0.002)	0.0011	0.0667 (0.074)	0.0198	0.0086 (0.027)
	有族谱/家谱			-0.0121 (0.034)	-0.0044	-0.173 (1.195)	-0.0512	0.2505 (0.438)
	从事农业生产	0.6606*** (0.100)	0.2172	0.6447*** (0.102)	0.2124	19.304*** (3.611)	5.7296	3.8575*** (1.339)
	土地被征用	-0.1757*** (0.046)	-0.0618	-0.1687*** (0.047)	-0.0594	-6.1738*** (1.673)	-1.8325	-1.8348*** (0.583)
村	祠堂数	0.0318*** (0.007)	0.0115	0.0300*** (0.007)	0.0109	0.7259*** (0.242)	0.2154	0.2658*** (0.094)
	最大姓氏户数比例			0.0020*** (0.001)	0.0007	0.0643*** (0.019)	0.0191	0.0202*** (0.007)
	村外出打工比例	0.0082***	0.0030	0.0082***	0.0030	0.3133***	0.0930	0.1022***

¹Tobit 模型的变量系数不能直接解释为变量的边际效应，需要进行调整。OLS 模型的变量系数可解释为变量的边际效应。

庄 特 征 变 量		(0.001)		(0.001)		(0.024)		(0.009)
	村人均纯收入 [#]	-0.2168*** (0.019)	-0.0787	-0.2186*** (0.019)	-0.0794	-7.6591*** (0.676)	-2.2733	-2.2458*** (0.242)
	村人均农业总产值 [#]	0.0146** (0.006)	0.0053	0.0157*** (0.006)	0.0057	0.5123** (0.204)	0.1521	0.0877 (0.065)
	村有集体企业	-0.1939** (0.077)	-0.0675	-0.2640*** (0.080)	-0.0902	-9.3886*** (2.899)	-2.7866	-2.5892*** (0.928)
	常住人口数 [#]	0.0503** (0.020)	0.0183	0.0630*** (0.021)	0.0229	2.2559*** (0.745)	0.6696	0.6171** (0.261)
	距县城距离	0.0027*** (0.001)	0.0010	0.0030*** (0.001)	0.0011	0.0972*** (0.024)	0.0289	0.0262*** (0.009)
	是少数民族聚集区	-0.0647 (0.046)	-0.0232	-0.0451 (0.047)	-0.0163	-0.1731 (1.667)	-0.0514	-0.2271 (0.617)
	是城中村	-0.3100*** (0.039)	-0.1078	-0.2941*** (0.040)	-0.1025	-10.8641*** (1.449)	-3.2246	-3.3420*** (0.498)
常数项	-0.7035*** (0.234)		-0.8401*** (0.239)		-32.6971*** (8.589)		8.5605*** (3.061)	
观测值	9157		9087		9087		9087	
Pseudo-R ² or Adj-R ²	0.1237		0.1265		0.0394		0.1082	
对数似然比	-5240		-5186		-18816			

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；#表示该变量以对数形式纳入模型中。

1、绝对收入和相对收入因素的影响

在模型 1~3 中，家庭人均农业收入对家庭劳动力流动具有显著的负向影响，家庭人均农业收入每降低 10%，家庭有人外出工作的概率（下文简称“家庭外出打工率”）将提高 4.10%（据模型 2），家庭外出工作成员比例将提高 0.96%（据模型 3）。家庭人均非农经营收入对家庭劳动力流动也具有显著的负向影响。家庭人均非农经营收入每降低 10%，家庭外出打工率将提高 7.90%（据模型 2），家庭外出工作成员比例将提高 2.53%（据模型 3）。换句话说，按照预期收入最大化的决策原则，家庭人均农业收入越多，人们越愿意留在本地从事农业生产；家庭人均非农经营收入越多，农村剩余劳动力越愿意留在本地从事非农经营活动，而不是外出打工。这印证了本文研究假说 1 描述的“家庭劳动力流动概率与家庭农业收入以及非农经营收入存在负相关关系”。另外，模型 1~3 表明家庭人均工资性收入对家庭劳动力流动具有显著的正相关关系。其中一种可能的解释是：工资性收入有一部分是由家庭成员外出打工挣得的，所以人均工资性收入高的家庭，其劳动力流动的概率也高。

在模型 1~3 中，在控制了家庭人均收入水平和村庄人均收入水平的变量后，家庭与村人均纯收入之比的系数在 1% 的显著性水平下为负值，这表明在相同的家庭人均收入水平和村庄人均收入水平下，相对于村庄的收入水平越低的家庭，其外出打工的倾向越大。家庭与村人均纯收入之比每下

降 10%，家庭外出打工率将提高 0.04%（据模型 2），家庭外出工作成员比例将提高 1.14%（据模型 3）。这印证了本文研究假说 1 描述的“家庭劳动力流动概率与家庭相对村庄的收入水平存在负相关关系”，也证明了中国农村劳动力流动存在“相对剥夺”效应。

2、人力资本和物质资本因素的影响

在模型 1~3 中，家庭成员中最高教育程度的系数在 1% 的显著性水平下为正值，这说明家庭成员中最高教育程度与劳动力流动存在显著的正相关关系，家庭成员教育程度的提高不仅提高了家庭外出打工率，也提高了家庭外出工作成员比例。模型 1、2 中，家庭人均经营土地面积的系数为负值，这说明家庭人均经营土地面积与家庭外出打工率存在一定的负相关关系，但不太显著。模型 3 中，家庭人均经营土地面积的系数显著为负值，这说明家庭人均经营土地面积越小，家庭外出工作的成员比例越高。这支持了本文的研究假说 2，即家庭劳动力流动概率与家庭受教育程度存在正相关关系；与家庭人均土地数量存在负相关关系。

3、社会网络效应的影响

本文讨论的社会网络效应划分为家庭和村庄两个层面。对于家庭社会网络效应，无论是以拜年亲戚家数还是以家庭是否有族谱/家谱的变量来衡量，在模型 1~3 中，这两个变量系数都不显著，这暂未能说明家庭社会网络对总体上的劳动力流动具有显著的影响。下文拟划分劳动力省内流动和省外流动的情况做进一步分析。

对于村庄社会网络效应，在模型 1~3 中，无论是以村庄的祠堂数还是以最大姓氏户数比例衡量村庄社会网络，其变量系数都在 1% 的显著性水平下为正值。村庄的祠堂数越多，最大姓氏户数比例越高，则家庭外出打工率和家庭外出工作成员比例都越高。这说明村庄社会网络对家庭劳动力流动具有显著的促进效应，这从村庄社会网络层面印证了假说 3 中关于社会网络效应与家庭劳动力流动概率之间的正相关关系。

4、同群效应的影响

在模型 1~3 中，村外出打工比例的系数在 1% 的显著性水平下为正值。村外出打工比例每提高 10%，家庭外出打工率将提高 3.00%（据模型 2），家庭外出工作成员比例将提高 0.93%（据模型 3）。这说明家庭劳动力流动概率与村庄劳动力流动概率之间具有同向变化趋势，中国农村劳动力流动存在同群效应，这支持了假说 4 的结论。

此外，模型 1~3 中其他控制变量的估计结果表明：从事农业生产的家庭的外出打工率和外出工作成员比例都显著高于没有从事农业生产的家庭；经历过土地被征用的家庭的外出打工率和外出工作成员比例都显著低于没有经历过土地被征用的家庭；人均纯收入较低的村庄，其家庭外出打工率和外出工作成员比例都显著较高；村人均农业生产总值较高的村庄，其家庭外出打工率和外出工作成员比例都显著较高；有集体企业的村庄的家庭劳动力流动概率比没有集体企业的村庄要低；村常住人口数越多，家庭劳动力流动概率越高；村离县城（市区）的距离越远，家庭劳动力流动概率越高；城中村的家庭劳动力流动概率较低；是否属于少数民族集聚区对家庭劳动力流动没有显著影响。

（二）进一步考察

为进一步考察劳动力省内流动和省外流动的影响因素，我们采用 Tobit 模型分别对家庭劳动力省内流动和省外流动的比例进行实证分析，得表 3 的结果。模型 5 是以家庭省内外出工作成员比例作为被解释变量采用 Tobit 模型的估计结果；模型 6 是对应采用 OLS 估计的结果。模型 7 是以家庭省外外出工作成员比例作为被解释变量采用 Tobit 模型的估计结果；模型 8 是对应采用 OLS 估计的结果。分别比较模型 5 与 6，模型 7 与 8 发现，OLS 估计得到的变量系数与 Tobit 模型变量的边际效应的符号基本一致，但存在一定的偏误，下文我们采用 Tobit 模型进行实证分析。

1、家庭决策因素对劳动力省内和省外流动的影响

模型 5、7 表明，绝对收入因素中的家庭人均农业收入和人均非农经营收入对劳动力省内流动具有显著的负向影响，这与基本模型的结果一致；但这两个变量对劳动力省外流动的影响并不显著。家庭人均工资性收入对劳动力省内和省外流动都具有显著的正向影响。与基本模型一致，家庭收入的“相对剥夺”效应无论对劳动力省内流动还是省外流动的影响都显著。家庭与村人均纯收入之比每下降 10%，家庭省内外出工作成员比例将提高 0.02%（据模型 5），家庭省外外出工作成员比例将提高 0.01%（据模型 7）。家庭成员受教育程度的提高对劳动力省内流动和省外流动都具有显著促进作用。家庭人均经营土地数量对劳动力省内流动的影响不显著，但对劳动力省外流动具有显著的负向影响。

2、社会互动因素对劳动力省内和省外流动的影响

对于社会网络效应，模型 5、7 表明，以拜年亲戚家数衡量，家庭社会网络对劳动力省内流动具有显著的负向影响，而对劳动力省外流动具有显著的正向影响。一种可能的解释是：拜年亲戚家数较多的家庭，其家庭社会网络联系较紧密，家庭成员对家乡的归属感较强，且家庭社会网络资本在本地能对家庭成员就业发挥更大的作用，因而他们更愿意留在本地工作，而不到省内其他地方打工；而在当前中国存在制约劳动力流动的制度约束下，家庭成员如果到省外打工，则面临比在省内打工更高的心理成本、家庭赡养成本和就业风险，家庭需要拥有更强的家庭社会网络资本才能弥补其成员省外打工的成本，并减轻其给家庭带来的风险负担，因而家庭社会网络越强，劳动力省外流动概率越高。此外，以村最大姓氏户数比例衡量的村庄社会网络对劳动力省内流动和省外流动都具有显著的促进效应。以祠堂数衡量的村庄社会网络对劳动力省内流动的促进效应显著，但对劳动力省外流动的影响并不显著。

对于同群效应，模型 5、7 表明家庭省内外出打工成员比例、省外外出打工成员比例分别与村外出打工比例之间都存在显著的正相关关系。村外出打工比例每提高 10%，家庭省内外出工作成员比例将提高 0.40%（据模型 5），家庭省外外出工作成员比例将提高 0.82%（据模型 7）。这说明劳动力省内流动和省外流动都存在同群效应。

此外，模型其他控制变量对劳动力省内、省外流动的影响与基本模型的结果基本一致。

表 3：劳动力省内流动和省外流动的估计结果

		(5) Tobit 家庭省内外出工作成员 比例		(6) OLS 家庭省内外出 工作成员比例	(7) Tobit 家庭省外外出工作成员 比例		(8) OLS 家庭省外外出 工作成员比例
		系数 (标准差)	边际效应	系数 (标准差)	系数 (标准差)	边际效应	系数 (标准差)
家庭 特征 变量	人均农业收入 [#]	-0.7259*** (0.261)	-0.1524	-0.1318** (0.055)	0.3116 (0.276)	0.0652	0.0507 (0.052)
	人均非农经营收入 [#]	-1.8994*** (0.599)	-0.3987	-0.2494*** (0.083)	-0.1157 (0.423)	-0.0242	-0.0411 (0.079)
	人均工资性收入 [#]	2.2902*** (0.149)	0.4807	0.2935*** (0.021)	1.9238*** (0.133)	0.4028	0.2683*** (0.020)
	家庭与村人均纯收入之比	-0.9920*** (0.373)	-0.2082	-0.0586 (0.040)	-0.3919** (0.159)	-0.0821	-0.0612 (0.038)
	教育程度	5.9895*** (0.675)	1.2572	0.8698*** (0.130)	2.5839*** (0.648)	0.5410	0.3434*** (0.123)
	人均经营土地面积 [#]	-0.1922 (0.413)	-0.0403	-0.0421 (0.081)	-0.6460* (0.384)	-0.1353	-0.0941 (0.077)
	亲戚家数	-0.2607** (0.115)	-0.0547	-0.0733*** (0.022)	0.3725*** (0.099)	0.0780	0.0820*** (0.021)
	有族谱/家谱	0.5956 (1.757)	0.1250	0.2889 (0.348)	-1.0611 (1.696)	-0.2222	-0.0384 (0.329)
	从事农业生产	23.532*** (5.245)	4.9391	3.1201*** (1.063)	12.549** (5.302)	2.6276	0.7374 (1.005)
	土地被征用	-5.1467** (2.464)	-1.0803	-0.9476** (0.462)	-5.9751** (2.422)	-1.2511	-0.8873** (0.437)
村庄 特征 变量	祠堂数	1.4007*** (0.341)	0.2940	0.3073*** (0.075)	-0.2123 (0.357)	0.0445	-0.0415 (0.071)
	最大姓氏户数比例	0.0717*** (0.028)	0.0151	0.0112** (0.005)	0.0475* (0.027)	0.0100	0.0090* (0.005)
	村外出打工比例	0.1925*** (0.036)	0.0404	0.0339*** (0.007)	0.3899*** (0.035)	0.0816	0.0683*** (0.006)
	村人均纯收入 [#]	-4.9731*** (1.025)	-1.0438	-0.6208*** (0.192)	-10.241*** (0.969)	-2.1443	-1.6250*** (0.182)
	村人均农业总产值 [#]	0.5381* (0.300)	0.1129	0.0530 (0.052)	0.5155* (0.302)	0.1079	0.0347 (0.049)
	村有集体企业	-15.4408*** (4.484)	-3.2409	-2.2959*** (0.736)	-2.8886 (4.190)	-0.6048	-0.2933 (0.696)
	常住人口数 [#]	2.9850*** (1.102)	0.6265	0.3997* (0.207)	1.4170 (1.063)	0.2967	0.2174 (0.196)
	距县城距离	0.0713** (0.036)	0.0150	0.0123* (0.007)	0.1068*** (0.033)	0.0224	0.0139** (0.007)
	是少数民族聚集区	-1.4071 (2.498)	-0.2953	-0.5536 (0.490)	1.7544 (2.313)	0.3673	0.3265 (0.463)
	是城中村	-9.7848*** (2.122)	-2.0537	-1.5795*** (0.395)	-12.056*** (2.148)	-2.5244	-1.7625*** (0.373)

常数项	-101.70 *** (13.457)	-1.7013 (2.429)	-24.480** (12.164)	10.262*** (2.297)
观测值	9087	9087	9087	9087
Pseudo-R ² or Adj-R ²	0.0308	0.0476	0.0349	0.0588
对数似然比	-11251		-11062	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；#表示该变量以对数形式纳入模型中。

五、结论

本文针对中国农村劳动力流动过程中存在的诸如“离土不离乡”、“抱团”等独特现象，从“家庭决策”和“社会互动”的视角寻求解释。基于 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）的家庭和村庄两个层面的数据，本文采用 Probit 模型和 Tobit 模型，探讨了家庭决策机制和社会互动效应对中国农村劳动力流动的影响，得到的主要结论如下。第一，家庭人均农业收入、人均非农经营收入与家庭劳动力外出打工率具有显著的负向关系；中国农村劳动力流动存在“相对剥夺”效应，家庭相对于村庄的相对收入越低，家庭劳动力外出打工倾向越高。第二，家庭受教育水平的提高对家庭劳动力流动具有显著的促进效应。第三，村庄社会网络对家庭劳动力流动具有显著的促进效应；家庭社会网络对家庭劳动力省内流动具有负向影响，对劳动力省外流动具有正向影响。第四，家庭外出打工率与其所在村庄外出打工率呈现同向变化趋势，中国农村劳动力流动的“同群效应”得到证实。

参考文献

- [1] BaoShuming. Interprovincial Migration in China: the Effects of Investment and Migrant Networks[R]. IZA Discussion Paper, 2007, No. 2924.
- [2] Bauer T., Epstein G., Gang I. N. Herd Effects or Migration Networks? The Location Choice of Mexican Immigrants in the U. S. [R]. IZA Discussion Paper, 2002, No. 551.
- [3] Cai Fang, Wang. D. Migration as Marketization: What Can We Learn from China's 2000 Census Data[J]? The China Review, , 2003, Vol. 3, No. 2, pp. 73-93.
- [4] Chen Z., Jiang S., Lu M., Sato H. How do Heterogeneous Social Distances Affect the Neighborhood Effect in Rural-Urban Migration?: Empirical Evidence from China[R]. International Workshop on Employment Dynamics and Social Security, Fudan University, 2010.
- [5] Davis B., Winters P. Gender, Networks and Mexico-US Migration[C]. 2001, Vol. 38, No. 2, pp. 1-26.
- [6] Dolfin S., Genicot G. What Do Networks Do? The Role of Networks on Migration and “Coyote” Use[J]. Review of Development Economics, 2010, Vol. 14, No. 2, pp. 343-359.
- [7] Freedman M. Lineage Organization in Southeastern China[M], Oxfordshire: Berg, 1965.

- [8] Harris. J. R., Todaro M. P. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis[J]. The American Economic Review, 1970,Vol.60, No.1, pp.126-142.
- [9] Lin, J. Y., WangG., ZhaoY. Regional Inequality and Labor Transfers in China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2004,Vol.52, No.3, pp.587-603.
- [10] Munshi K.,Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market[J]. Quarterly Journal of Economics, 2003,Vol.118, No.2, pp.549-599.
- [11] Stark O., Levhari D. On Migration and Risk in LDC[J]. Economic Development and Cultural Change, 1982,Vol.31, No.1, pp191-196.
- [12] Stark O., Taylor J. E. Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation[J]. The Economic Journal.1991,Vol.101, No.408, pp.1163-1178.
- [13] TodaroM. P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries[J]. The American Economic Review, , 1969:,Vol.59, No.1, pp.138-148.
- [14] Tsai L.L. Solidary Groups, Informal Accountability, and Local Public Goods Provision in Rural China[J]. American Political Science Review, 2007,Vol.101, No. 2, pp.355-372.
- [15] Winters P., Janvry A. de, Sadoulet E. Family and Community Networks in Mexico-U.S. Migration[J]. The Journal of Human Resources, , 2001,Vol.36, No.1, pp.159-184.
- [16] Zhu Nong.The Impact of Income Gaps on Migration Decisions in China: A Verification of the TodaroModel[J]. China Economic Review, , 2002,Vol.13, No.2-3, pp.213-230.
- [17] 程名望、史清华、徐剑侠.中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释[J]. 经济研究,2006,(4).
- [18] 都阳、朴之水.迁移与减贫——来自农户调查的经验证据[J]. 中国人口科学,2003,(4).
- [19] 郭云南、姚洋.宗族网络与农村劳动力流动[J]. 管理世界,2013,(3).
- [20] 李实、KnightJ..中国城市中的三种贫困类型[J]. 经济研究,2002,(10).
- [21] 陆铭. 玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化[J]. 南方经济, 2011,(6).
- [22] 陆铭、蒋仕卿、陈钊、佐藤宏.摆脱城市化的低水平均衡——制度推动、社会互动与劳动力流动[J]. 复旦学报(社会科学版), 2013,(3).
- [23] 朱农.离土还是离乡? ——中国农村劳动力地域流动和职业流动的关系分析[J]. 世界经济文汇, 2004,(1).