

第九章

中国农村劳动力迁移的映射模式

Sylvie Démurger

引 言

自 1980 年代中期以来，中国快速的经济发展和旨在提高地区间劳动力流动性的政策鼓励了大量的农村 - 城市劳动力迁移。中国国家统计局估算的 2011 年城市地区的农村移民数量大约为 1.58 亿。^① 同那些类似的人口流动发生在 19 世纪和 20 世纪的发达国家相比，中国规模更大、节奏更快的人口流动使中国政府面对着极富挑战性的政策问题，这些政策问题的解决需要对劳动力流动的动机和约束有更好的理解。

对于中国的农村家庭而言，农村 - 城市迁移已经成为一种规范。在 2007 年，大约一半的农村家庭至少有一位家庭成员是在本村以外的地方工作。作为他们多样化策略的一部分，农村家庭将迁移视作其主要收入来源。2007 年，外出务工人员汇回的迁移收入约占到农村总收入的 21% 和有移民家庭总收入的 43% (Démurger and Li, 2012)。有许多激励来源可以推动家庭和个人进行迁移。有关迁移决策的经济学文献通常强调两组因素：“拉力”因素和“推力”因素 (Barrett et al., 2001)。自 Todaro (1969) 以来，预期的城乡收入差距被认为是影响迁移决策的最重要的拉力因素。另外，推

① 资料来源：http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20120427_402801903。该数值指的是在调查年份跨乡镇迁移超过 6 个月的农村劳动力。

力因素包括事前的风险管理、事后的风险应对或者对土地约束和人口压力所导致的农村过剩劳动力的反应。

从一个理论观点来看，Oded Stark 的开创性工作（如 Stark，1991）和“劳动力迁移新经济学”（NELM）文献重新激起了人们对发展中国家人口迁移动机和迁移后果的兴趣。NELM 所提出的一般分析框架从两个方面有别于人口迁移的新古典方法（Taylor，1999）。首先，它将家庭而非个人视作最佳决策单位。将移民决策整合进家庭策略后，个人收入最大化不再是迁移的唯一动因，收入风险的最小化可以被明确地加以考虑。其次，在解释迁移行为上，它描述的是市场的不完全性而非劳动力市场。

针对劳动力迁移动机的现有经验研究表明，农村劳动力剩余和农村 - 城市收入差距均为迁移决策的重要推动力（Zhao，1999，2005；Zhu，2002）。运用 1996 年开展的一个村庄调查，Rozelle 等（1999）还指出最贫穷的家庭无力参与移民劳动力市场。并且，土地规模和土地制度的不可靠都减少了迁移（Mullan et al.，2011）。在个人层面，年龄、性别和婚姻状态在迁移决策的制定上发挥着重要作用（Hare，1999；Zhao，1999），而教育的影响并不确定。最后，利用 1999 年对四川省 824 个家庭的调查，Zhao（1999）指出了移民网络在劳动力迁移中的作用，特别是在迁移过程中提供实际帮助所发挥的作用。基于 2006 年中国农业普查数据，Chen 等（2010）证实了社会交往在工作性迁移中所扮演的角色。他们的证据显示了社会交往的效果主要来自同村人相互帮助会减少人口流动成本，并寻找迁入地的工作机会。

本研究使用来自中国国家统计局 2007 年农村家庭调查的家庭层面数据，通过区分各种迁移模型和扩展分析家庭及社区网络的作用，更新了现有的研究迁移决策的实证文献。沿用 NELM，我们以家庭为分析单位。我们所关注的是对迁移决策各个方面的理解，以及通过对迁移决策、迁移目的地和迁移持续时间的分析加深对迁移规模的理解。具体的，我们想要描绘具有不同地区（即短距离和长距离迁移）和时间（即短期和长期迁移）特征的各类迁移类型。基于各种估计，我们认为不同的迁移类型是由不同的因素驱动的。此外，除了家庭特征、资产和地理特征，我们还解释了家庭和社区网络的具体影响。

我们依次对如下问题进行了考察：①是什么决定了中国农村家庭是否迁移；②是什么决定了他们迁移目的地的选择和用于迁移的时间；③是什么决

定了迁移的规模？我们通过估计二元 Probit 模型和 Possion 模型来对这些问题进行考察。模型纳入了一系列相关的家庭特征、社区状况和 2007 年家庭层面数据的背景信息。

本章结构安排如下：第二部分给出了用于对迁移决策进行实证分析的方法论框架。第三部分简要讨论了数据。计量结果在接下来两节给出。第四部分按目的地和迁移持续时间讨论了家庭迁移决策的决定因素。第五部分将分析扩展到以家庭迁移人口数量衡量的迁移规模。第六部分作总结。

方法论框架

我们使用多元分析考察家庭层面的迁移决策。我们分两步依次考察迁移决策（包括迁移目的地和迁移持续时间的选择）和迁移规模。

用于估计迁移决策决定因素的框架如下。我们假定家庭参与迁移的决策反映了其潜在（未观测到的）效用（方程 9-1）。

$$y_i^* = Z_i\beta + \varepsilon_i \quad (\text{方程 } 9-1)$$

在方程 9-1 中，假定独立于 Z_i ，并且服从标准正态分布（Probit 模型）。是否为移民的实际决策由下式给出（方程 9-2）。

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (\text{方程 } 9-2)$$

在上述模型中， Z 是一组向量，包括影响迁移决策、迁移目的地和迁移持续时间的家庭人口统计学特征、资产和村庄特征。根据有关迁移决策决定因素的理论文献， Z 包括下列变量。

首先，通过家庭规模、成人家庭成员占家庭成员比例、老年人数量、16 岁以下儿童数量、户主年龄和教育水平^①以及家庭人均土地规模来控制家庭人口统计学特征和资产。在上述推力因素和拉力因素中，大部分家庭层面的变量都反映了家庭面对风险时的应对能力。典型的，家庭规模和成员构成以及家庭土地资产反映了在给定土地约束下潜在的递减劳

① Mullan 等（2011）认为教育能够被用作非农就业工资水平的代理变量。理想情况下，应该将非农就业工资水平当做影响迁移决策的因素进行控制，但是数据不可得。

动力回报。

其次，在特定的家庭特征以外，迁移网络同样可能是迁移决策的重要推动力，因为它们可以被用于减少迁移成本。大量理论和实证文献强调了信息网络在降低迁移成本中的作用。这些信息网络可以提供有关目的地工作机会的信息，能够帮助在目的地更好地被雇用，以及帮助在目的地安顿下来（Görlich and Trebesch, 2008; Haug, 2008; Taylor, 1986; Winters 等, 2001）。在针对墨西哥移民网络的研究中，Winters 等（2001）区分了家庭和社区网络的不同作用，前者被视作“强关系”网络，而后者被定义为“弱关系”网络。他们发现家庭网络和社区网络都降低了迁移成本，两者之间是互为替代的——一旦迁移网络已经在—一个社区中建立，家庭网络就变得不重要了。并且，一旦迁移网络建立起来，在解释迁移形式上迁移网络就比家庭特征有更强的解释力。为了考察迁移网络所扮演的角色，我们仿照 Winters 等（2001）定义不同的指标：①社区水平的网络——2005 年村庄移民人口占比；②家庭水平的网络——家庭成员中是否超过一人有过迁移经历。第二个变量既包括当前移民，也包括返回的移民，因此衡量了家庭水平上的累积迁移经验。

最后，我们通过加入“村庄位于中部或是西部省份”的虚拟变量控制地区特征。我们还采用了“村庄是否通沥青道路”这一信息以控制接近市场的程度。

除了迁移决策，我们还考察了迁移目的地和持续概率的决定因素。我们采用了一个递归模型以控制不可观测的特征，例如迁移动机或风险规避。这些因素会同时影响迁移决策、迁移目的地和迁移持续时间决策。如果不可观测的个人异质性对这些决策（是否迁移以及迁移多远和迁移多久）有直接的影响，迁移目的地和持续时间变量就会同残差项相关，在被选择的样本中就会是内生性的。如 Greene（2008）的研究所表明的，这一不可观测的异质性能通过采用递归二元 Probit 模型来控制，该模型同时估计了迁移持续时间/目的地和迁移决策。即使可观测变量向量完全重合，方程系统仍然能够通过非线性识别。

为了考察迁移水平的决定因素，我们使用了一个有关家庭中移民数量的泊松模型，其中移民根据迁移目的地和迁移持续时间长度进行分类。我们估计了同上述迁移决策模型类似的一个模型，其中关键的解释变量包括家庭人口学特征、家庭资产、迁移网络和社区特征。

数据和典型事实

我们使用中国国家统计局（NBS）所开展的农村家庭调查数据，该调查属于 2008 年中国农村 - 城市迁移项目（RUMiC）^①。调查覆盖了 8000 个家庭，分布在 9 个省市：河北、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东、重庆和四川。

我们定义在本村以外工作超过 6 个月的家庭成员为移民。这一相对宽泛的定义包含了那些在相邻村（例如县城）从事非农工作的个体，这允许我们根据迁移距离来对移民进行区分。根据这一定义，在 2007 年，受调查的 8000 个家庭中，48.1% 的家庭有至少一个移民，在有移民的家庭中每个家庭平均有 1.68 个移民。调查还提供了迁移目的地和迁移持续时间信息（见表 9-1）。

关于移民目的地，记录包含了工作的家庭成员的就业所在地，使我们能够通过其离开家乡的距离来对移民进行分组：①在当地县城工作；②在同省份某城市或者另外一个县工作；③在省外城市或者县工作。在 2007 年，有 19% 的移民家庭有至少一个移民家庭成员在同县县城工作，有 30% 的移民家庭有至少一个移民家庭成员在同省其他县工作，有 44% 的移民家庭有至少一个移民家庭成员在外省工作。关于迁移水平，表 9-1 显示移民家庭平均有 0.70 个家庭成员在同县县城工作，0.46 个家庭成员在同省工作，0.26 个家庭成员在其他省份工作。通过对比各目的地类型移民家庭占比，发现移民数量和各距离移民家庭占比反向相关。因此，尽管移民家庭参与“远距离”迁移（44% 的比例），但这些迁移家庭中迁移的成员数目很少。相反的，移民家庭较少地进行“短距离”迁移（19% 的比例），但是“本地”迁移的家庭中有更多的家庭成员进行了迁移。

关于迁移持续时间，我们区分了“短期”移民和“长期”移民。“短期”移民是指在 2007 年时最大迁移持续时间小于 7 年的迁移者，反之为“长期”移民。^② 占多数比例的移民家庭中（60%）有至少一个移民成员在本村以

① 对于整个项目的细节以及调查设计和实施，参见 Meng 等（2010）。所覆盖省份的地图和调查问卷参见 <http://cbe.anu.edu.au/schools/eco/rumic/>。

② 需要注意的是，问题的设计使得我们无法区分不同的个人短期逗留，这些逗留期可能被临时性的返乡所打断。因此，所计算的迁移持续期是针对每个个人的最大值。

表 9-1 移民和非移民家庭的统计性描述

项目	总计	非移民家庭	移民家庭	均值检验
家庭数比例	100	51.9	48.1	
每个家庭移民数量	0.81	0	1.68	
至少有一个移民成员的移民家庭比例：				
在当地县城工作			18.9	
在当地省份工作			29.6	
在省外工作			43.8	
迁移时间少于 7 年			60.4	
迁移时间为 7 年及以上			44.7	
每个家庭移民数量：				
在当地县城工作	0.34	0	0.70	
在当地省份工作	0.22	0	0.46	
在省外工作	0.13	0	0.26	
迁移时间少于 7 年	0.43	0	0.89	
迁移时间为 7 年及以上	0.30	0	0.61	
家庭特征和资产				
家庭规模	3.974	3.553	4.428	***
成年男性百分比	0.514	0.507	0.521	***
老年人口数量	0.176	0.198	0.154	***
16 岁以下儿童数量	0.666	0.639	0.695	***
户主年龄	50.33	50.32	50.33	NS
户主受教育年限	7.190	7.184	7.197	NS
人均家庭土地规模	1.354	1.456	1.244	***
网络				
2005 年村内移民比重	0.167	0.142	0.194	***
家庭迁移网络	0.303	0.0855	0.537	***
地区特征				
村内有沥青道路	0.751	0.761	0.740	**
中部省份	0.362	0.331	0.397	***
西部省份	0.200	0.171	0.231	***
样本规模	8000	4152	3848	

注：NS = 不显著，* 10% 水平统计显著，** 5% 水平统计显著，*** 1% 水平统计显著。家庭网络是一个虚拟变量，表示家庭有超过一个家庭成员有迁移经历。由于数值缺失，有一些均值和百分比的计算使用了较少的观测值。我们只报告了总观测值数量。均值检验列表示移民家庭和非移民家庭之间均值差异的显著性水平。

资料来源：RUMiC 农村家庭调查，2007。

外的工作时间少于 7 年，但是描述性统计也显示有 44% 的移民家庭有至少一个移民成员在本村以外工作了超过 7 年。这些数值显示了不同持续时间的迁移规模，并且证实了短期迁移具有较高的发生率：迁移家庭平均有 0.89 个迁移成员迁移持续时间在 7 年以下，平均有 0.61 个迁移成员迁移持续时间在 7 年及以上。

总结来看，上述统计突出了有关迁移的一些典型事实。它们证实了中国较高的农村迁移率，以及这些迁移的暂时性或者至少说是短期性特征。有趣的是，这些事实也表明迁移同时包括长距离迁移和短距离迁移。

表 9-1 也包含了经验分析中所使用的有关移民和非移民家庭关键变量的基线特征。几乎对于所有变量均值检验都是显著地显示两个组中家庭特征具有明显的差异。移民家庭有显著更大的家庭规模和更高的成人男性比例：移民家庭的平均家庭规模为 4.4 人（非移民家庭为 3.5 人），有 52% 为成年男性。在年龄构成上，移民家庭中老年人数量更少（平均为 0.15 人，非移民家庭为 0.2 人），但是有更多的 16 岁以下儿童（平均为 0.7 人，非移民家庭为 0.64 人）。对于家庭资产，一个有趣的特征是移民家庭所拥有的平均人均土地禀赋要显著低于非移民家庭。移民家庭平均人均有 1.24 亩（或 0.08 公顷）土地，而非移民家庭平均人均有 1.46 亩（或 0.10 公顷）。这一显著差异可能反映出移民家庭中土地短缺和劳动力过剩——第四部分会对此作进一步考察。相对应的是，对家庭人力资本的描述性统计显示移民家庭和非移民家庭并无显著差异：户主平均年龄略高于 50 岁，户主平均受教育年限为 7.2 年。这比九年义务教育制度规定的 9 年少了 2 年。

对于迁移网络，数据显示 53.7% 的移民家庭有迁移经历，对于非移民家庭则只有 8.6%。在村庄层级上，相对于非移民家庭，移民家庭有显著更大的村网络。最后，地理特征在移民家庭和非移民家庭之间同样表现出显著的差异。在中部和西部省份，移民家庭出现的频率更高。同沿海省份相比，这些中部和西部省份是移民迁出省份。有趣的是，相比移民家庭，非移民家庭更多地接近沥青公路。

迁移决策

表 9-2 报告了 Probit 模型估计和递归二元 Probit 模型估计的边际效应

表 9-2 迁移决策的 Probit 和速归二元 Probit 估计

项目	迁移	目的地			持续时间	
		其他省份	城市	当地	少于 7 年	7 年及以上
家庭特征和资产						
家庭规模	0.133 *** (0.000)	0.0388 *** (0.00491)	0.0374 *** (0.00440)	0.0129 *** (0.00402)	0.0994 *** (0.00648)	0.0137 (.)
成年男性比例	0.246 *** (0.000)	0.0871 *** (0.0280)	0.106 *** (0.0263)	0.00546 (0.0211)	0.115 *** (0.0408)	0.140 *** (0.0325)
老年人口数量	-0.115 *** (0.000)	-0.0388 *** (0.00981)	-0.0403 *** (0.00828)	-0.0165 ** (0.00722)	-0.113 *** (0.0135)	-0.00234 (0.00957)
16 岁以下儿童数量	-0.115 *** (0.000)	-0.0439 *** (0.00695)	-0.0366 *** (0.00610)	-0.0264 *** (0.00557)	-0.170 *** (0.00986)	0.0460 (.)
户主年龄	-0.00253 *** (0.001)	-0.00106 ** (0.000512)	-0.000001 (0.000467)	-0.000931 ** (0.000390)	-0.00461 *** (0.000644)	0.00143 (.)
户主受教育年限	0.00472 * (0.081)	-0.00467 *** (0.00166)	0.00379 ** (0.00157)	0.00395 *** (0.00120)	0.00260 (0.00219)	0.000354 (0.00195)
人均家庭土地规模	-0.0166 *** (0.009)	-0.00533 (0.00411)	0.0000313 (0.00290)	-0.0201 *** (0.00518)	0.00411 (0.00385)	-0.0225 *** (0.00548)

续表

项目	迁移	目的地			持续时间	
		其他省份	城市	当地	少于7年	7年及以上
		网络				
2005年村内移民比重	0.720*** (0.000)	0.359*** (0.0666)	0.194*** (0.0519)	-0.0683 (0.0457)	0.258*** (0.0664)	0.508*** (0.0663)
家庭迁移网络	0.433*** (0.000)	0.220*** (0.0151)	0.164*** (0.0141)	0.0392*** (0.0106)	0.346*** (0.0151)	0.307*** (0.0149)
地区特征						
村内有沥青道路	0.0150 (0.541)	-0.0329** (0.0153)	0.0247** (0.0124)	0.0400*** (0.0114)	0.00132 (0.0175)	0.00781 (0.0159)
中部省份	0.0676*** (0.003)	0.311*** (0.0214)	-0.129*** (0.0111)	-0.0392*** (0.0104)	0.101*** (0.0172)	-0.00479 (0.0161)
西部省份	0.130*** (0.000)	0.237*** (0.0307)	-0.0423*** (0.0127)	0.00986 (0.0162)	0.0646*** (0.0231)	0.0706*** (0.0222)
样本规模	7900	7900	7900	7900	7900	7900
<i>Log Pseudolikelihood</i>	-4109.5	-6211.7	-6180.0	-5801.2	-6376.3	-6449.5

注：见表9.2，Probit模型是对迁移决策的估计（第1列），递归二元Probit模型是对迁移目的地和迁移持续时间的估计（第2~6列）。表中报告的是边际效应。边际效应衡量了一个单位的解释变量的变动所引起的迁移发生的概率（总的和按照目的地和持续时间）变动。稳健标准误差在村庄（790个村庄）层面上进行了集聚调整。

资料来源：笔者基于RUMiC农村家庭调查2007年数据所进行的估计。

(在均值水平上)。Probit 模型估计了家庭是否有成员迁移 (第 1 列); 二元 Probit 模型估计了迁移目的地和迁移持续时间选择 (第 2 ~ 6 列), 同时控制了基于不可观测特征的样本选择问题。^①

对于迁移决策模型 (第 1 列), 我们观察到家庭成员迁移的概率随家庭规模和男性劳动力数量的增加而增加, 但是随老年人口数量和 16 岁以下儿童数量的增加而减少。这同经验研究文献一致, 这些文献指出迁移同更大的家庭规模和男性劳动力规模相关, 这两者都降低了家庭成员往城市迁移的机会成本。^② 相反, 更高的抚养比 (无论是老人还是儿童) 显著减少家庭中可以进行迁移的劳动力的数量。此外, 我们发现更老的家庭参与迁移的概率更低: 年龄较高的户主更不愿意让家庭成员迁移到城市中去, 很可能是因为年老者有更强的风险规避意愿。在其他因素中, 在本省以外缺乏医疗照料服务也可能影响年老户主的意愿。作为农业劳动力需求的度量, 人均土地规模意料之中地对家庭中有成员迁移的概率有负的显著影响。在中国这一具体情况下, 这可能也反映了家庭为了保有其土地权利而不得不维持土地耕作这一需要^③ (Mullan et al., 2011)。一旦劳动力规模受到控制, 只有拥有土地规模较小的家庭能够有家庭成员进行迁移。

家庭和村庄网络在家庭移民决策中的效应的重要性也突出反映在第 1 列中。家庭中有超过一个家庭成员有迁移经历显著增大了家庭中有成员进行迁移的概率——同没有迁移经历的家庭相比, 迁移概率增大了 43.3%。同样的, 村庄中移民的比例每增加 1%, 家庭迁移的概率增大 72%。因此, 家庭和社区网络看起来都促进了迁移, 两者的边际效应都很重要。相对应的是, 在控制了移民迁出省份的位置之后, 由沥青公路所表示的接近市场的难易程度并没有对迁移决策产生显著影响。对于那些居住在邻近沥青公路的村子里的家庭, 迁移可能并不是最具有吸引力的选择, 因为会有其他存在于当地的机会。

① 由于空间所限, 第 2 ~ 6 列报告了目的地/持续时间方程。全部模型还包括迁移决策方程。由于迁移决策方程已经在第 1 列中单独进行了估计, 并且在各种设定下估计结果都很稳健, 我们没有包括递归二元 Probit 模型对迁移决策的估计结果。

② 例如, Dercon 和 Krishnan (1996) 对埃塞俄比亚和坦赞尼亚的研究, Winters 等 (2001) 对墨西哥的研究, 以及 Zhao (2003) 针对中国的研究。

③ Mullan 等 (2011) 指出迁移同土地征用风险增大有关, 因为中国农村的土地权利安排中存在为了维持平均的土地所有而对某些家庭土地进行的行政性再分配。

第2~4列估计了具体的迁移目的地：其他省份、同一个省内的其他城市以及当地的县城。对这三个估计的对比显示了有趣的差异和相似性。家庭规模对所有移民目的地都有显著的和正向的影响。有趣的是，同本地迁移相比，家庭规模对远距离迁移的边际效应高出3倍。同样的，成年人性别构成显著地（正向地）影响了家庭成员迁移到本县以外城市或其他省份的概率，然而对于本地劳动力流动，影响不显著。相反，年老和年轻家眷的出现显著降低了家庭成员向任何目的地迁移的概率，并且，对远距离迁移（相对于迁移到当地县城）的边际影响更大。因此，家庭人口学特征对于形成迁移决策和迁移目的地而言都很重要，对远距离迁移的影响看起来更大。由于远距离迁移意味着在需要的时候移民不能够很容易地返乡，这些结果高度一致且表明了家庭人口学特征在促成远距离迁移上的重要性。

有趣的是，家庭人力资本和资产的影响因迁移目的地的不同而有所不同。首先，可用的人均土地规模降低了短距离迁移的概率，但是对于长距离迁移没有显著影响。其次，户主教育水平同中等距离和短距离迁移正相关，但是同远距离迁移负相关。这一发现同文献中发现的教育对非农劳动参与影响的不确定性相一致。特别是，有证据表明，教育水平更高的个体倾向于选择在当地从事非农工作而非迁移（Zhao, 2003）。

迁移网络在远距离和短距离迁移上同样扮演着显著的和差异化的角色。社区网络和家庭网络均影响远距离迁移，但是只有家庭网络对短距离迁移有显著影响。这一结果与网络是减少迁移成本的方式的直觉是一致的。由于远距离迁移通常包含更高的成本和风险，对于此类迁移决策，无论是村庄水平的还是家庭水平的网络，毫无疑问都是重要的驱动因素。

最后，我们发现迁出社区的一些位置特征所发挥的作用表现出有趣的差异。更接近市场降低了向其他省份迁移的概率，但是增大了向当地县城迁移的概率。在偏远的地方，多样化获得收入的唯一途径是向城市迁移，很可能是远距离迁移，而在那些同外界联系较好的村庄，进行短距离迁移可能就足够了。换句话说，在同外界联系较好的村庄，有更多当地的非农就业机会。中西部省份有更高的远距离迁移发生率，而中部省份有显著较低（西部省份更低）的中距离和短距离迁移发生率验证了这一点。

表9-2最后两列给出了按迁移持续时间（7年以下或7年以上）所作的递归二元Probit估计结果。同样的，迁移时长的决定因素在短期和长期迁移之

间差异很大。即使考虑家庭特征和资产，我们仍然发现家庭规模和性别构成对形成迁移决策有正向的显著影响，无论是短期还是长期迁移。有趣的是，对于短期迁移，家庭规模的边际效应更大；而对于长期迁移，男性成年人比例的边际效应则略大。这可能反映了一个事实，即男性劳动力是农业工作的一项重要投入。在这一背景下，拥有足够数量的男性家庭成员以从事耕作可能是派遣家庭成员迁移到其他城市超过7年的一个前提条件。长期迁移决策同样强烈依赖于家庭的土地拥有：更大的土地规模显著地降低了家庭成员进行7年及更长时间迁移的概率，而这并不会显著影响是否进行短期迁移的决策。另外，这一发现可以从土地所有权风险角度进行理解。由于家庭可能担心潜在的行政性土地再分配，对失去土地的恐惧会降低他们进行长期迁移的意愿。

对于迁移网络的效应，我们发现家庭迁移经历和村移民网络都强有力地增大了家庭成员迁移的概率，无论是短期还是长期。例如，相对于没有迁移经历的家庭，家庭成员进行7年以下迁移的概率增大了30%。有趣的是，对于长期迁移，社区网络的边际效应是家庭网络效应的两倍以上。

迁移水平

作为对以上迁移决策分析的补充，表9-3报告了迁移家庭成员数量的决定因素——同样分迁移目的地和持续时间。总体来讲，影响迁移家庭成员数量的因素同影响家庭有成员迁移的因素是相似的。家庭特征和资产是迁移规模的重要驱动因素，同对迁移决策的影响类似，并且我们所有关于迁移目的地和迁移时间选择的结果在针对移民成员数量的分析上都同样成立。

除了所预期到的相似性，有一项结果需要进行特别的讨论。确实，我们发现子女数量对迁移规模的影响具有不确定性：家庭中子女数量同短期移民数量负向相关，但是同家庭中长期移民数量正向（并且显著地）相关。尽管边际效应很小，家庭中子女数量同长期迁移的正向关系很可能反映了中国农村家庭所面临的取舍。对农村家庭所施加的制度约束使得全家迁移既是不可能的，也非常困难。确实，土地所有权安排导致农村家庭不得不留下一些家庭成员在农村以保护其土地使用权（Mullan et al., 2011），并且户籍制度促使他们将子女留在户籍地以确保他们能够获得免费的初等和中等教育（Demurger and Xu, 2011）。面对这些强有力的制度约束，农村有子女家庭有

表 9-3 对移民成员数量的泊松估计

项目	迁移	目的地			持续时间	
		其他省份	城市	当地	少于 7 年	7 年及以上
家庭特征和资产						
家庭规模	0.173 *** (0.00679)	0.0436 *** (0.00345)	0.0406 *** (0.00337)	0.0232 *** (0.00507)	0.0885 *** (0.00469)	0.0256 *** (0.00394)
成年男性比例	0.191 *** (0.0417)	0.0686 *** (0.0211)	0.0621 *** (0.0239)	-0.0231 (0.0306)	0.0488 (0.0302)	0.110 *** (0.0289)
老年人口数量	-0.134 *** (0.0157)	-0.0353 *** (0.00827)	-0.0314 *** (0.00759)	-0.0206* (0.0107)	-0.105 *** (0.0123)	0.000653 (0.00784)
16 岁以下儿童数量	-0.161 *** (0.00934)	-0.0386 *** (0.00481)	-0.0427 *** (0.00472)	-0.0315 *** (0.00781)	-0.147 *** (0.00799)	0.0210 *** (0.00722)
户主年龄	-0.00218 *** (0.000755)	-0.000626* (0.000368)	0.000448 (0.000354)	-0.000953* (0.000514)	-0.00338 *** (0.000525)	0.00173 *** (0.000456)
户主受教育年限	0.00182 (0.00226)	-0.00385 *** (0.00112)	0.00278 ** (0.00123)	0.00423 *** (0.00150)	0.00194 (0.00173)	-0.000721 (0.00149)
人均家庭土地规模	-0.0261 *** (0.00775)	-0.00337 (0.00369)	-0.00132 (0.00326)	-0.0244 *** (0.00734)	0.00463 (0.00304)	-0.0216 *** (0.00522)

续表

项目	迁移	目的地			持续时间	
		其他省份	城市	当地	少于7年	7年及以上
网络						
2005年村内移民比重	0.517*** (0.0743)	0.202*** (0.0465)	0.133*** (0.0377)	-0.0647 (0.0593)	0.127*** (0.0454)	0.335*** (0.0453)
家庭迁移网络	0.911*** (0.0293)	0.309*** (0.0235)	0.257*** (0.0203)	0.0626*** (0.0158)	0.557*** (0.0236)	0.414*** (0.0212)
地区特征						
村内有沥青道路	0.0147 (0.0198)	-0.0263** (0.0108)	0.0201 (0.0124)	0.0501*** (0.0153)	-0.00463 (0.0144)	0.00406 (0.0119)
中部省份	0.0611*** (0.0200)	0.366*** (0.0300)	-0.135*** (0.0104)	-0.0623*** (0.0133)	0.0695*** (0.0136)	0.00216 (0.0127)
西部省份	0.111*** (0.0288)	0.319*** (0.0458)	-0.0455*** (0.00995)	0.0102 (0.0207)	0.0428** (0.0203)	0.0612*** (0.0173)
样本规模	7900	7900	7900	7900	7900	7900
<i>Log Pseudolikelihood</i>	-7490.9	-4432.9	-3665.3	-3049.3	-5337.9	-4422.1

注：见表9-1。报告的为边际效应。稳健标准误差在村庄（790个村庄）层面上进行了集聚调整。
资料来源：笔者基于RUMiC农村家庭调查2007年数据所进行的估计。

更强的激励遣送更多成员进行更长期的迁移以支付子女未来教育成本。另外，由于分居导致潜在的高心理成本，更多子女的出现可能降低家庭成员短期迁移的积极性。

总体来讲，迁移网络的影响通过针对迁移水平的分析进一步得到了验证。家庭迁移历史不仅影响家庭中是否有成员迁移，还影响迁移成员的数量。同样的，如果一个村庄有更多的移民占比，这个村庄中的家庭相对于位于移民网络较小的村庄中的家庭就可能有更多的家庭成员迁移。对于迁移决策，相比短距离迁移，迁移网络对远距离迁移而言更为重要——迁移到城市或其他省份的家庭成员的数量同家庭迁移网络和社区迁移网络均正相关。相反，进行本地迁移的家庭成员的数量主要受家庭网络而非社区网络的影响，相比远距离迁移，家庭网络的边际效应相当小。

最后，当地特征对家庭迁移成员的影响同其对发生迁移的概率的影响类似。相比居住在沿海省份的家庭，居住在中部和西部省份的家庭可能有更多的迁移家庭成员。对于迁移目的地和持续时间，居住在中部和西部省份的家庭同样更可能迁移到距离家乡很远的地方，但是同沿海省份家庭相比，迁移持续的时间较短。

总 结

本章旨在解释影响农村家庭迁移决策的主要因素。在 2007 年，在中国农村家庭中，迁移非常普遍：样本家庭中，至少有一半家庭有至少一个成员在本村以外的地方工作，对于成员在外工作的家庭，平均有近 1.7 个移民。我们考察了迁移决策和迁移水平，突出了不同迁移目的地和迁移持续时间的差异。我们的关键结果可以根据两条主线来进行概括。首先，不同迁移距离和迁移持续时间的迁移决策的差异化凸显了不同的中国农村劳动力迁移模式。有趣的是，家庭人口学特征和构成尤其影响到了远距离迁移和长期迁移。另外，短距离迁移同家庭人均土地面积负相关——人均土地面积每增加 1 亩，家庭中有成员迁移到县城的概率减少 2 个百分点。以户主受教育年限为代理变量的家庭人力资本对迁移有负向影响，这验证了 Zhao (1990) 的发现，即在 1990 年代中期，教育水平较高的农民更偏好当地的非农工作而非迁移。在我们所作的家庭层面的估计中，教育减少了远距离迁移，但是增

加了短距离和中等距离迁移。其次，关于迁移网络，我们的结果表明家庭和社区网络在促进迁移上的影响不同，在此意义上，对于降低迁移成本而言，它们能够被视为互为补充的方式。尽管家庭网络一致性地影响了迁移、迁移决策、迁移目的地和迁移规模，社区网络看起来对具有相对较低成本和较低风险的短距离迁移并不重要，但是对于有更高风险的远距离迁移非常重要。

从地区发展视角出发，我们针对各种迁移模式的发现有许多有趣的含义。在 Zhao (2003: 510) 对 1990 年代末农村迁移的研究中，她总结认为“在有移民网络的情况下，迁移成为一种自我维持和自我增强的过程”。我们的发现表明这一过程确实随时间增强了，并且塑造了迁移的范围。伴随着移民网络，远距离迁移得到了促进，导致了省际人口的再配置。此外，在跨省人口流动中，家庭圈和社区网络以外的迁移网络也发挥了积极的作用。除了通过网络产生的迁移自增强过程，接近市场会减少迁移这一发现也凸显了其他潜在重要的空间问题。中国正在经历快速的农村劳动力流出——一个发达国家在 19 世纪和 20 世纪发生的现象——这可能会导致偏远农村地区的荒凉化。相对于接近市场的人们，住在偏远地区的人们更容易进行远距离迁移这一发现强调了出现此类荒凉化的可能。因此，在未来几年，中央政府面临的另一个关键挑战可能是寻找有效的方式以使偏远地区保持生机，阻止人口进一步向有限的几个大都市集中。

参考文献

Barrett, C., Reardon, T. and Webb, P., 2001, “Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: concepts, issues, and policy implications”, *Food Policy*, vol. 26, no. 4, pp. 315 – 331.

Chen, Y., Jin, G. Z. and Yue, Y., 2010, *Peer migration in China*, NBER Working Paper No. 15671, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.

Démurger, S. and Li, S., 2012, *Migration, remittances and rural employment patterns: evidence from China*, GATE Working Paper, Lyon University, St Etienne.

Démurger, S. and Xu, H., 2011, *Left-behind children and return decisions of rural migrants in China*, GATE Working Paper No. 1122, Lyon University, St Etienne.

Dercon, S. and Krishnan, P., 1996, “Income portfolios in rural Ethiopia and Tanzania: choices and constraints”, *Journal of Development Studies*, vol. 32, no. 6, pp. 850 – 875.

Görlich, D. and Trebesch, C., 2008, “Seasonal migration and networks—evidence on

Moldova's labour exodus", *Review of World Economics*, vol. 144, no. 1, pp. 107 – 133.

Greene, W. H. , 2008, *Econometric Analysis*, [Sixth edition], Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.

Hare, D. , 1999, “ ‘ Push ’ versus ‘ pull ’ factors in migration outflows and returns; determinants of migration status and spell duration among China's rural population”, *Journal of Development Studies*, vol. 35, no. 3, pp. 45 – 72.

Haug, S. , 2008, “Migration networks and migration decision-making”, *Journal of Ethnic and Migration Studies*, vol. 34, no. 4, pp. 585 – 605.

Meng, X. , Manning, C. , Li, S. and Effendi, T. , 2010, *The Great Migration: Rural-urban migration in China and Indonesia*, Edward Elgar, Cheltenham, UK.

Mullan, K. , Grosjean, P. and Kontoleon, A. , 2011, “Land tenure arrangements and rural-urban migration in China”, *World Development*, vol. 39, no. 1, pp. 123 – 133.

Rozelle, S. , Guo, L. , Shen, M. , Hughart, A. and Giles, J. , 1999, “Leaving China's farms: survey results of new paths and remaining hurdles to rural migration”, *The China Quarterly*, vol. 158, pp. 367 – 393.

Stark, O. , 1991, *The Migration of Labour*, Blackwell, Cambridge, UK.

Taylor, J. E. , 1986, “Differential migration, networks information and risk”, in O. Stark (ed.), *Migration, Human Capital and Development*, JAI Press, Greenwich, Conn.

Taylor, J. E. , 1999, “The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process”, *International Migration*, vol. 37, no. 1, pp. 63 – 88.

Todaro, M. , 1969, “A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries”, *American Economic Review*, vol. 59, no. 1, pp. 138 – 148.

Winters, P. , de Janvry, A. and Sadoulet, E. , 2001, “Family and community networks in Mexico-US migration”, *Journal of Human Resources*, vol. 36, no. 1, pp. 159 – 184.

Zhao, Y. , 1999, “Labor migration and earnings differences: the case of rural China”, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 47, no. 4, pp. 767 – 782.

Zhao, Y. , 2003, “The role of migrant networks in labor migration: the case of China”, *Contemporary Economic Policy*, vol. 21, no. 4, pp. 500 – 511.

Zhao, Z. , 2005, “Migration, labor market flexibility, and wage determination in China: a review”, *The Developing Economies*, vol. 43, no. 2, pp. 285 – 312.

Zhu, N. , 2002, “The impacts of income gaps on migration decisions in China”, *China Economic Review*, vol. 13, pp. 213 – 230.

(张川川 译)