

改革开放以来乡城劳动力流动对农村居民教育的选择性及其变迁

牛建林^{*}

内容提要 文章运用事件史分析方法分析了过去三十余年乡城劳动力流动对农村居民教育的选择性及其变化。研究发现，20世纪80年代，乡城流动对教育具有较强的选择性。此后，随着人口流动规模不断扩大，乡城流动对教育的选择性开始下降。21世纪以来，各学历劳动力的乡城流动概率普遍提高，他们加入流动队伍的时间总体上提早，乡城流动对教育的选择性进一步降低。目前乡城劳动力流动已发展到一个较高的水平，短期内转移劳动力数量的维持或增加已不能带来劳动力教育资本的相应提高，加快发展后义务教育阶段教育对于应对快速人口转变对劳动力供给的影响、促进未来城乡人力资本有效积累极为关键。

关键词 劳动年龄人口 教育状况 初次乡城流动 事件史分析

一 引言

改革开放以来，中国社会经济的快速发展推动了大规模的人口流动。农村劳动力流向城镇，从事务工经商等经济活动，他们日益成为国内人口流动的主体。不少调查研究指出，过去三十余年中，进入并活跃在城镇劳动力市场的农村劳动年龄人口具有受教育程度相对较高、年龄较轻、身体健壮等特征。流动群体相对于流出地其他居民的这些差异性特征，在国内外学术研究中被称为人口流动的“选择性”（Borjas, 1987; Chiquiar & Hanson, 2005; Sjaastad, 1962）。这从一个侧面反映了人口流动过程中存在的各种信息收集成本、社会制度和文化障碍以及各种风险和现实困难对潜在流动者的客

* 牛建林，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：niujl@cass.org.cn。本文是国家社会科学基金重大项目（10@ZH020）和国家社会科学基金青年项目（12CRK026）的部分研究成果。

观选择效应。实践表明，具备特定的社会人口特征和人力资本是流动者克服困难与障碍、成功实现流动的重要条件。在中国，受城乡二元社会经济体系与制度的制约，人口流动现象的“选择性”在乡城劳动力流动中表现得尤为突出（王德文，2003；张乐天，2005）。

人口流动的“选择性”可能并非一成不变。过去三十多年来，中国城乡人口结构、社会经济和劳动力市场发生了前所未有的变化。一方面，随着全国人口转变的快速完成，近年来城乡人口年龄结构不断老化，新增劳动年龄人口的规模已于 2006 年左右开始下降（蔡昉，2007）。受此影响，全国劳动年龄人口总量的增长速度放缓、结构不断老化，这些变化趋势客观上预示着乡城劳动力转移中选择性强度的变化。另一方面，过去二三十年间，农村居民的整体教育状况明显改善，新增劳动年龄人口的教育水平有了大幅提高。在劳动力需求结构相对稳定的情况下，劳动年龄人口整体教育水平的提高有可能改变乡城劳动力转移对教育的选择性。除此之外，与人口流动有关的社会文化、政策与制度环境也在发生着重要的变化，近年来不同距离、不同区域间的流动成本开始出现明显下降。这些与乡城劳动力转移相关的人口、社会经济与制度因素的变化，是否诱发了乡城劳动力流动中教育选择性的下降？换言之，各时期农村劳动年龄人口中受教育程度较高者是否源源不断地流向城镇，而受教育程度较低者是否持续留在农村？乡城劳动力流动在多大程度上将农村教育发展的红利转移到城镇经济发展中？对于这些问题的回答，直接关系着城乡人力资本的有效积累和社会经济的稳定发展。

现有关于中国乡城劳动力流动与教育的研究，多数仅关注特定时期乡城流动者相对于城镇居民或农村非流动居民的教育差异。由于这些既有研究在研究设计、研究范围以及研究对象等方面具有特殊性，所以这些研究发现难以直接进行对比或推断。目前还很少有研究直接考察中国乡城劳动力流动中教育的选择性在不同时期的发展与变化特征。本研究使用 2010 年中国妇女社会地位调查数据中农村居民（包括农业户口的乡城流动者、曾外出已返乡者和从未外出者）的流动史信息，通过建立事件史模型分析过去三十多年来乡城劳动力流动对农村居民教育的选择性及其变化。与以往研究相比，首先，本研究使用较新的全国性抽样调查数据，该调查包含了较大规模、具有一定代表性的乡城流动者样本，收集了较为详细的流动史信息。这为系统分析农村劳动力的教育状况对本人乡城流动机会和流动时间的影响提供了数据支持。其次，本研究结合过去三十多年来主要社会经济与制度特征，区分对比了不同时期乡城流动对教育的选择性，为理解乡城劳动力流动现象中教育选择性在各时期的变化提供了实证依据。

再次，本文区分男女被访者，以乡城流动机会和开始流动的时间为切入点，利用事件史分析方法考察了农村劳动力流动前的特征对其流动机会和流动时间的影响。这为深入理解过去三十多年来乡城流动在选择和转移农村人力资本过程中的具体特征与变化轨迹，全面认识当前和未来城市劳动力市场中人力资本结构的发展变化提供了新的视野。

二 理论、文献与分析框架

（一）教育与流动的关系

人力资本理论指出，迁徙流动是一种投资行为，潜在的流动者通过权衡流动带来的预期收益和流动成本来决策是否流动以及何时流动（Borjas, 1987；Chiquiar & Hanson, 2005；Constant & Massey, 2003；Roy, 1951；Sjaastad, 1962）。这些预期收益和成本往往因流动者个人的年龄、性别、教育及其他特征而异。一般来说，流动的预期收益可以用流动带来的工资回报率的改善来部分反映，而工资回报率往往与个人的教育特征等人力资本状况正向相关。与之相类似，尽管特定时期、特定地域之间有形的流动成本（如交通成本）往往相对固定，但较高的教育（知识或技能）水平也有助于降低制度、文化等无形的流动成本（Chiswick, 2000）。由此可见，迁徙流动的预期收益和成本均与个人的教育特征相关，这些相关关系共同作用，驱动并决定了迁徙流动者的自我选择性。即流动者相对于非流动者而言，其个人特征往往存在重要差异。

在乡城劳动力流动中，流动对教育的选择性反映了农村劳动者个人的人力资本状况对流动机会和实际流动经历的影响。具体表现为：首先，教育程度的高低影响流动和非农就业机会的大小。农村劳动力个人教育程度的高低，决定着其非农就业知识和信息的多少。能够在城镇劳动力市场竞争中赢得就业机会、实现非农转移，往往需要具备一定的知识和技能水平（戎建，2008；张乐天，2005）。

其次，教育程度的高低影响个人实现流动的能力。流动过程往往伴随着现实的成本，这些成本与制度障碍表明，具备一定的人力资本是实现流动的重要前提，那些拥有较高人力资本的流动者往往具有更高的预期收益，也更有可能通过流动改善自身状况。

再次，个人教育程度的高低也影响着其可能开始流动、从事务工经商等经济活动的时间。由于教育程度的高低直接对应着不同长度的受教育年限，不同学历的农村劳

动年龄人口结束教育经历的时间往往不同，因而其全职加入劳动力市场或开始流动的时间可能并不相同。这也在客观上决定了个人的教育程度与流动决策之间存在内在联系。

（二）宏观人口社会经济环境的影响

流动对潜在流动者教育的选择性，既是在特定的人口、社会经济与制度环境中发生的，也在相当程度上要受这些因素的影响。首先，农村人口，特别是劳动年龄人口的数量与构成决定着乡城转移劳动力的供给总量与结构。受人口快速转变的影响，近年来劳动年龄人口总量的增速趋缓、结构不断老化，这有可能在客观上制约乡城流动劳动力的可选择范围。而近年来，随着义务教育的普及和高等教育的扩张，劳动年龄人口整体教育水平的提高也在不断改变着劳动力市场中不同教育程度劳动力的存量，从而影响了不同学历的乡城转移劳动力在城镇劳动力市场上的相对竞争力和吸引力。

其次，宏观经济与产业结构、各区域经济发展格局决定着劳动力市场的需求总量和结构。20世纪80年代以来，沿海地区低端、劳动密集型产业的涌现历史性地开启了大规模的乡城劳动力流动。随着改革开放由沿海到内地不断推进，20世纪末，乡城劳动力流动规模在全国范围内快速壮大。21世纪以来，中西部开发战略的实施进一步推动了乡城劳动力流动现象的多区位发展。2008年底，金融危机的冲击导致大量乡城流动者提前返乡。这些现象从一个侧面表明，乡城劳动力流动不仅是中国社会经济发展不可或缺的部分，而且流动劳动力的规模与结构在很大程度上取决于宏观经济的发展状况与产业结构调整等因素。

再次，宏观社会政策变革、城镇化速度等因素影响着乡城流动成本的变化。过去几十年来，中国在户籍管理制度和社会福利政策等领域进行了一系列重要的变革，这些制度变革影响着乡城流动的制度成本的变化。与之相类似，随着城镇化的快速推进，交通、信息网络技术不断发展，这在客观上降低了乡城流动的信息收集成本，从而提高了流动的可能性。除此之外，随着城乡人口与社会文化交流的日益广泛，乡城流动的社会成本不断降低，一些与乡城流动现象相关的身份污名等现象渐趋消失。这些变化均在不同程度上影响着农村居民进入流动大军的“门槛”的变化，从而改变乡城流动的选择程度。

（三）分析框架

本研究主要考察20世纪80年代以来中国乡城劳动力流动现象中的教育选择性及其变迁。对这一研究主题的关注，与近三十年来劳动力乡城流动对城乡社会经济及人口发展的影响日益上升有关；同时，教育测度的可得性、有效性及其在人力资本构成中

的重要性也使相关研究具有特殊重要的理论和现实意义。

现有关于乡城劳动力流动的研究多数关注了影响流动的各种因素的综合作用。这些研究指出，乡城流动决策往往与个人的年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭收入以及家庭劳动力数量等特征有关，流出地的社会经济发展状况与制度特征（如人均耕地面积、非农产业发展水平、社会环境等）也可能在一定程度上影响农村劳动力的流动决策（蔡昉，2005；李强，2003；盛来运，2007；张广胜、周娟，2009；Zhao, 1999）。这些研究对过去几十年来中国乡城劳动力流动现象进行了重要的理论和实证探讨，为后续研究奠定了理论基础。然而，考虑到教育在人力资本中的核心地位及其对乡城劳动力流动的特殊重要性，现有研究关于教育与流动的针对性考察仍相对缺乏。目前不少研究将教育视为流动决策研究中的控制变量，由于研究设计、研究范围等方面的特殊性，这些研究也得出了关于教育与流动关系的不同结论。例如，Zhao (1999) 研究发现，教育程度对农村劳动者外出务工的影响呈倒 U 型特征，受教育程度较高和较低的农村劳动力外出务工的可能性均更低；王志刚、曹利群 (2003) 利用湖南省调查数据研究发现，较高的教育程度对农村劳动者外出打工有单调促进作用；而 Hare (1999) 的研究则发现，正规教育与流动之间不存在显著相关关系。这些互相矛盾的研究结论可能与相关研究考察的时期、区域范围不同有关，也可能与既有研究中研究对象流动特征的异质性有关。例如，现有多数研究未区分初次流动和后续流动现象，而如下文所讨论的，这两个群体的流动决策及其影响因素往往存在重要差异。

本研究重点考察农村劳动力在初次乡城流动中的教育选择性。在本研究中，乡城流动特指农业户籍的劳动年龄人口在户籍所在区县以外的城镇连续务工经商 6 个月及以上的流动现象。本研究主要关注初次乡城流动的原因是：首先，个人教育状况对初次乡城流动具有特殊重要的意义。对不少农村劳动者而言，初次乡城流动往往伴随着非农就业经历的开始，而教育特征在非农劳动力市场中具有突出的重要性。其次，与后续流动经历相比，初次流动面临的挑战与不确定性往往更大，其对流动者教育的选择性也可能更强，因而更值得关注。再次，农村劳动力初次乡城流动也往往意味着其全职参加生产劳动，相应流动经历发生在个人完成正规教育之后。这样，考察不同教育程度劳动力的初次流动经历，往往可以更为清晰地揭示教育这一人力资本特征与流动行为的直接因果关系。

为了考察劳动力初次乡城流动中教育选择性在不同时期的可能变化，本文结合过去三十年来中国宏观社会经济环境与制度的变化特征，将研究期间（1980 – 2010 年）

大致划分为四个阶段，分别为 20 世纪 80 年代、20 世纪 90 年代、21 世纪最初 5 年、以及 2005 年以后。其中，第一阶段（1980—1989 年）对应于中国改革开放之初、经济型乡城人口流动现象开始发展的时期。这一阶段受流动网络与信息匮乏、交通不便以及严格的户籍管理制度等因素的限制，乡城流动成本较高，流动现象多为年轻男性的单身流动（周潇，2011）。第二阶段（1990—1999 年）大致对应于改革开放深入发展阶段，随着东南沿海等经济发达地区低端就业机会的不断涌现，乡城劳动力流动现象空前活跃。这一时期，沿海发达地区和城市对低端劳动力的需求上升，各地区乡城流动信息与网络不断发展，城镇粮食定量供应、住房分配、就业安排等制度发生了重要改变，这些因素在一定程度上降低了现实的流动成本（蔡昉，2007）。与此同时，不少农村地区突出的农业税负与相对较低的农业生产收益，使得农村生产和生活环境相对恶化。受这些因素的共同作用，这一时期乡城流动规模不断扩大，逐渐出现了农村已婚夫妇双双外出的现象（Solinger, 1999；段成荣等，2008；陆学艺，2004；周潇，2011）。第三阶段（2000—2004 年），户籍制度改革逐步放开了对人口流动的限制，乡城流动的制度和社会成本下降（高文书，2010）；同时，受国有企业改革完成、高等教育扩张以及人口转变等因素的累积性影响，这一阶段劳动力市场的供给与需求均出现了重要的变化。到 2004 年，部分城市开始出现“用工荒”（章铮，2005）。第四阶段（2005—2010 年），劳动力市场供求总量与结构的变化进一步深入，“用工荒”现象在越来越多的城镇先后出现。随着国家中西部发展战略的实施，乡城劳动力流动总量与格局不断变化，也日益改写着乡城人口流动的总体特征（段成荣等，2008）。

鉴于上述各阶段乡城劳动力流动的背景与特征的重要差异，本文的所有分析将区分这些阶段，进而对比各阶段乡城劳动力流动现象中教育选择性的特征及其变化轨迹。考虑到男女在社会分工、流动特征等方面的系统差异，本文也将对男女研究对象分别进行分析。通过区分不同阶段、不同性别的劳动者，本文重点考察教育状况对农村劳动力乡城流动倾向和初次流动时间的影响，从而探讨各时期宏观社会人口、经济与制度环境变化对城乡人力资源积累与配置的影响，并展望未来中国城乡人力资本有效积累的前景及其可能面临的挑战。

三 数据、变量与方法

（一）数据来源

本文主要使用 2010 年中国妇女社会地位调查数据，分析 1980 年以来农村劳动者的

教育状况对其初次乡城流动经历的影响。该数据来源于 2010 年全国妇联和国家统计局联合组织的全国性社会调查项目。调查采用分层多阶段概率抽样设计，在中国大陆地区 31 个省（市、自治区）按照地区发展水平分层，并在此基础上依次选取县（区）级单位、村（居）委会和家庭户样本；在被选中的家庭户中，随机抽取 18~64 岁的男女公民作为调查对象^①。

为弥补抽样调查中流动人口容易被遗漏的问题，该调查项目在流动人口比例较高的地区对相应年龄的受流动影响的人口进行了补充抽样^②。在主样本抽样的基础上，该补充抽样对调查时正在流动和曾外出已返乡的农业户籍居民的样本进行了有效补充。这些流动群体（正在流动和曾外出已返乡者）大致对应于过去几十年来相应出生队列（即 1946—1992 年出生）的农业户籍人口中的乡城流动者，其详细的流动史信息较好地再现了中国过去几十年来的乡城劳动力流动现象^③，为研究三十年来乡城流动现象中的教育选择性及其变化特征提供了重要的信息。结合本文的研究目的和该调查数据特征，本文的分析对象为 2010 年中国妇女社会地位调查的全国农村主样本和附加流动样本的数据，分析样本总量为 19956 人。

（二）样本描述

2010 年中国妇女社会地位调查收集了关于被访者多个维度社会地位的详尽信息，与本研究直接相关的数据信息包括被访者的人口社会经济特征、教育状况以及详细的流动史信息。表 1 展示了本文分析样本的主要人口与社会经济特征。

① 关于该调查的详细介绍，参见第三期中国妇女社会地位调查课题组（2011）。

② 在本调查中，受流动影响的人口是指：本人或配偶曾经或目前正在户籍所在区县以外的城镇务工经商、外出半年以上的农业户籍人口。进行补充抽样的地区包括北京、天津、内蒙古、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、贵州、陕西、新疆，共计 18 个省（市、自治区）。

③ 尽管过去三十年间，乡城流动者可能通过自理口粮落户等途径变更户口性质和类型，从而超出本调查数据的抽样范围，但考虑到中国户籍管理制度对户籍变更的限制较为严格，加之城镇住房、就业制度等也在客观上限制着户籍变更，绝大多数农业户口居民并不愿意为非农户而轻易放弃土地。由此推测，因户口变更而未包含在抽样范围内的乡城流动者数量有限，其对本研究的影响相对较小，本文暂不做专门考察。在本文使用的调查数据中，正在流动的乡城流动者的性别、年龄结构等与第六次人口普查中相应数据基本吻合，这从一个侧面支持了调查数据对目标群体的代表性。

表 1 分析样本的主要人口与社会经济特征

单位：%

| | 男性 | | 女性 | |
|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 从未外出者 | 乡城流动者 | 从未外出者 | 乡城流动者 |
| 样本量 | 57.4(5591人) | 42.6(4147人) | 63.2(6463人) | 36.8(3755人) |
| 年龄 | | | | |
| 18~24岁 | 8.64 | 15.67 | 7.66 | 22.74 |
| 25~29岁 | 6.30 | 13.84 | 6.70 | 17.18 |
| 30~34岁 | 7.55 | 12.85 | 8.88 | 14.91 |
| 35~39岁 | 12.77 | 17.00 | 13.76 | 16.83 |
| 40~44岁 | 13.83 | 15.79 | 16.39 | 13.64 |
| 45~49岁 | 14.79 | 11.09 | 15.53 | 9.51 |
| 50~54岁 | 12.25 | 6.15 | 11.17 | 2.58 |
| 55~59岁 | 13.72 | 5.11 | 11.99 | 1.86 |
| 60~64岁 | 10.16 | 2.48 | 7.92 | 0.75 |
| 户口所在地区 | | | | |
| 东部 | 36.17 | 27.18 | 34.95 | 25.59 |
| 中部 | 32.78 | 32.41 | 31.53 | 35.39 |
| 西部 | 31.05 | 40.41 | 33.51 | 39.03 |
| 受教育程度 | | | | |
| 小学及以下 | 36.64 | 24.28 | 53.82 | 31.96 |
| 初中 | 44.12 | 52.13 | 34.80 | 46.67 |
| 高中/中专 | 15.89 | 18.54 | 9.49 | 16.26 |
| 大专及以上 | 3.35 | 5.04 | 1.89 | 5.12 |
| 最高教育获得时间 | | | | |
| 工作前 | 93.94 | 97.16 | 96.59 | 96.75 |
| 工作后 | 6.06 | 2.84 | 3.41 | 3.25 |

资料来源：根据 2010 年中国妇女社会地位调查数据计算得到。

分析样本中，目前处于流动状态或曾经有过乡城流动经历的被访者（本文中统称为“乡城流动者”）约占 40%^①，其中，男性的乡城流动者比例（42.6%）略高于女性（36.8%）。与从未外出的农村居民相比，乡城流动者的年龄结构明显较轻，其中女性

^① 分析样本中，调查时点已返乡的乡城流动者约占有流动经历的农业户籍人口的 52.3%，其余 47.7% 的有流动经历的农业户籍人口目前处于流动状态。本研究考察教育对农业户籍人口初次乡城流动经历的影响，已返乡者与目前正在流动者的区别并非本研究关注的重点，故而本研究将二者统称为“乡城流动者”。

流动者的年龄更轻。分析样本中，约 60% 的男性流动者年龄在 40 岁以下，女性流动者中相应比例超过 70%；相比之下，从未外出的农村居民中，年龄在 40 岁以下的男女均不及 40%。被访者的户籍地分布特征显示，从未外出的农村居民在各地区之间分布相对均匀，户籍地在东、中、西部地区的被访者分别约占三分之一；乡城流动者中，来自西部地区（即户籍地为西部）的被访者比例明显较高，在男女样本中所占比例均在 40% 左右。这一户籍地分布特征与全国人口流动的区域格局相吻合，从一个侧面反映了各地区社会经济发展水平的差异对劳动力流动的导向效应。

被访者的受教育程度以初中及以下为主，接受过高中及以上教育的被访者占分析样本的比例不及 20%。不过，不同流动特征的被访者受教育程度差异明显，不论男女，乡城流动者的受教育程度明显高于从未外出的农村居民；其中，女性样本中乡城流动者与从未外出者的教育差异更为明显。绝大多数被访者的最高受教育程度是在开始工作或劳动前获得的，相应比例超过 95%；乡城流动者中，相应比例更是高达 97% 左右^①。

（三）模型与分析方法

如上文所述，教育状况对劳动力初次乡城流动经历的影响主要表现为不同教育程度的劳动者在流动倾向和开始流动的时间等方面的差异。因此，本文主要使用事件史分析方法考察过去三十年来农村劳动年龄人口初次乡城流动事件中的教育选择性。事件史分析方法通过将事件发生与否和发生早晚结合分析，更为有效地展现了事件发生与发展的动态轨迹，从而有助于理解不同教育状况的农村劳动力进行乡城流动的先后发展规律及其演变。具体而言，本文以农村劳动力的初次乡城流动机会与流动发生的时间（用年龄来度量）为因变量，以本人教育程度为自变量，分别针对前述各个阶段中男女劳动年龄人口的初次乡城流动经历进行分析。

在事件史分析的框架下，本文所考察各阶段的分析对象（即“历险人群”）具体界定为：在各研究阶段内有乡城流动的可能性，但在期初时尚无外出经历的农村劳动年龄人口^②。为尽可能使各阶段分析对象的年龄特征具有可比性，本文根据分析样本中被访者的年龄区间，将各阶段的分析对象进一步定义为期末时年龄在 18~43 岁之间的

^① 本文的敏感性分析结果表明，无论是否剔除那些在开始工作或劳动后获得最高教育程度的案例，对本文的主要研究结果均没有影响。

^② 由于本研究分析的流动现象特指以务工经商为目的的劳动力流动，为方便起见，分析样本进入“历险人群”的年龄界定为 15 岁。本研究主要考察各阶段分析样本在 15 岁及以后的相应流动经历。

被访者。这样，上述第一阶段的分析对象（“历险人群”）为 1989 年末年龄在 18~43 岁（也即 1946~1971 年出生）且在该阶段开始时（1980 年初）尚未发生乡城流动的农村被访者；第二阶段的分析对象为 1999 年末年龄在 18~43 岁（1956~1981 年出生）且在该阶段开始时（1990 年初）尚未发生乡城流动的农村被访者；其余阶段依此类推。对于各阶段满足上述年龄条件（18~43 岁）但期末时仍未流动的被访者，在分析过程中被视为“右删失”（right censoring），这些样本在相应研究期间已观察的历险时间被纳入分析过程，其未观察的乡城流动发生概率假设与其他分析对象无显著差异。而对于在期初时已发生初次乡城流动的被访者，不属于相应时期的“历险人群”，在分析过程中被视为“左删失”（left censoring），不包括在分析对象中^①。

利用事件史分析方法，本文针对前述各阶段男女研究对象的初次乡城流动发生情况分别进行分析。首先，本文构建非参数事件史模型，即运用卡普兰－梅耶（Kaplan-Meier）方法估计不同教育程度的研究对象初次乡城流动事件的生命表，从而对比各时期不同教育程度的男女被访者初次乡城流动的发生概率。其次，为了更为有效地检验教育对农村劳动者乡城流动经历的影响，并对可能影响被访者乡城流动经历的其他因素进行控制，本文还构建了参数模型以检验教育对乡城流动倾向和流动时间的相对独立的影响。结合以往研究关于乡城流动影响因素的发现和本文所使用数据中变量信息的可得性，本文的参数模型主要控制了个人的出生队列、初次外出前的婚姻状况以及被访者户籍所在地区的未观测的异质性。

本文的参数模型选用加速发生时间模型（accelerated failure time model），并使用对模型设定较为稳健（robust to omitted variables）的对数罗吉斯特（log-logistic）连接函数，也即，假设初次乡城流动事件的发生时间服从 log-logistic 分布（Keiding et al., 1997；Lambert et al., 2004）。该事件史模型可简单表示如下：

$$\tau = \exp(-x\beta_x) t \quad \tau \sim \text{log-logistic}(\lambda, \gamma)$$

其中， $\exp(-x\beta_x)$ 为时间加速因子； x 为自变量、控制变量和未观测异质性因素组成的变量向量； β_x 为相应待估计系数向量。 β_x 值为负时，发生时间正加速，即相对于 β_x 为 0 的情况更早；反之亦然。 t 为被访者初次乡城流动的发生时间； λ 和 γ 为 log-logistic 分布的参数，分别用以反映分布曲线的位置与形状特征。

根据被访者户籍登记信息的详尽程度，本文参数模型中地区未观测异质性设定为户籍所在省份的共享脆弱性（shared frailty）。该共享脆弱性主要用来反映不同时期各省

^① 关于事件史分析、“左删失”、“右删失”的具体介绍，可参见 Klein & Moeschberger (2005)。

内部未观测的异质性（如社会人口、经济与制度等特征及其变化）对该省被访者乡城流动经历的共同影响。在理论上，该因素反映了乡城劳动力流动现象存在的地域特征，即一个地区的社会经济与制度特征、流动传统、社会网络与信息的发展状况在相当程度上影响着该地区劳动力的流动倾向，因而不同地区劳动力乡城流动可能存在非独立性。在模型拟合过程中，假设该共享脆弱性服从均值为0、方差为1的伽马（Gamma）分布。当其系数估计值显著不为0时即表明，分析样本中各省被访者开始乡城流动的时间存在重要的相关关系。

综上所述，本文的具体分析步骤为，首先区分教育程度和性别，对各时期不同学历的研究对象构建初次乡城流动生命表。这一分析试图对各时期不同教育程度的男女被访者的初次乡城流动经历的特征进行基本的描述，了解乡城流动事件发生与发展的一般过程（如基线风险曲线的特征、累计流动率等）。在此基础上，本文结合流动事件发生的一般性特征（基线风险曲线），通过构建参数模型，在控制流动前的婚姻状况、出生队列和户籍地特征等因素的基础上，考察教育对初次乡城流动机会与流动时间的独立影响及其变化趋势。

四 主要研究发现

（一）农村居民初次乡城流动的基本特征——非参数模型结果

利用非参数事件史分析模型，本文首先对上述各时期农村劳动年龄人口初次乡城流动的“年龄别”发生概率进行了估计，用以展示各时期不同性别、不同教育程度劳动力乡城流动现象发生与发展的一般规律。由图1可见，首先，各时期分析样本（18~43岁农业户籍人口）开始乡城流动的概率随年龄总体上呈先升后降的变化趋势。这反映了早期乡城劳动力流动现象的发展特征，农村地区最早有少数年轻人开始流向城镇务工经商，这些流动的“先驱者”通过传递个人经验、信息以及提供社会网络支持等，使越来越多的农村青壮年加入流动群体，实现了乡城劳动力流动现象的不断扩散。随着流动倾向较高的劳动者先后加入流动队伍，“历险人群”中尚未开始流动的个体越来越集中地由流动倾向较低者构成。这样，初次流动的“年龄别”发生概率在经历峰值后均转为下降。图1中，各阶段不同学历劳动年龄人口初次流动的“年龄别”发生概率大多在30岁以前达到峰值，此后开始随年龄下降。这反映了在到达一定年龄（风险曲线的峰值）后，尚未流动的农村居民由于年龄、家庭或其他原因，其流动倾向逐步下降的现实。

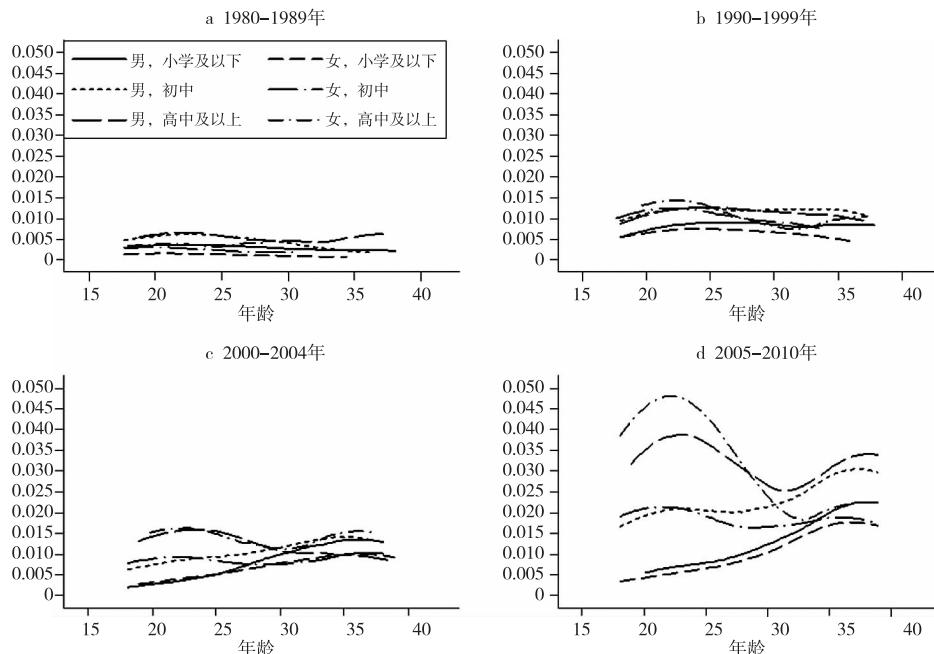


图1 各时期不同教育程度男女初次乡城流动的风险曲线

资料来源：根据 2010 年中国妇女社会地位调查数据计算得到。

其次，过去三十年间，农村劳动年龄人口乡城流动的“年龄别”概率总体上呈迅速上升趋势。20世纪80年代（见图1a），无论受教育程度高低，分析样本中农村青年男女的“年龄别”流动概率均低于0.007；到20世纪90年代（见图1b），相应发生概率明显上升，在部分年龄已接近0.015；这一趋势进一步发展，2005年以后（见图1d），部分人群的单岁流动概率甚至高达0.05。流动概率的这一跨时间发展趋势，再现了三十年来中国乡城劳动力流动现象日趋普遍的总体发展特征，也从一个侧面反映了各时期城乡人口、社会经济、劳动力市场以及宏观政策等结构性因素对劳动力乡城流动影响的变化。

再次，不同教育程度的劳动力乡城流动的发生概率存在明显差异，受教育程度较高者乡城流动的可能性明显更高，相应差异随时间呈扩大趋势。由图1可见，20世纪八九十年代（见图1a、图1b），初中学历和高中及以上学历劳动者流动的概率较为接近，明显高于小学及以下学历者；到21世纪初（见图1c、图1d），高中及以上学历者的流动概率大幅上升，初中学历者的流动概率与小学及以下学历者更为接近。这一变化部分地揭示了教育资本在乡城流动中所起作用的演变。上世纪末，农村劳动年龄人

口的受教育程度普遍不高，初中及以上学历者在乡城流动、非农转移中的相对优势较为突出。但 21 世纪以来，农村义务教育基本普及，高等教育扩张与大众教育的发展使得初中学历者在乡城流动与非农转移中不再具有明显的优势。与之相适应，劳动力市场结构不断变化，接受后义务阶段教育对于农村劳动年龄人口提升乡城流动的可能性和吸引力越来越重要。

最后，21 世纪以来，较低学历（如小学及以下）的农村劳动力乡城流动的概率随年龄平缓上升，其上升趋势明显延长。这可能与这一时期劳动年龄人口结构老化、城镇劳动力供给相对缺乏（如所谓的“民工荒”）以及伴随着中西部发展而出现的流入地范围扩大等因素有关。由此可以推断，在技术进步、经济和产业结构升级对劳动力需求的总量与结构产生实质性影响之前，对低端劳动力的需求量仍会在较高水平维持一定时间。短期内，较低学历的劳动力乡城流动在一定程度上可以弥补城镇劳动力市场供给短缺的问题；但如何在增加劳动力供给的同时，保持或提高劳动力的人力资本水平仍是急需解决的重要问题。

不同教育程度的农村劳动年龄人口乡城流动概率的差异，揭示了乡城劳动力流动过程中的教育选择性现象。这种选择性的历时变化趋势，反映了人口转变、城镇劳动力市场供求结构变化以及教育发展对乡城劳动力流动中教育选择性的影响。一方面，人口转变带来的劳动年龄人口增速下降、结构老化趋势与城镇劳动力市场不断扩张的劳动力需求共同作用，导致年龄较大、受教育程度较低的农村劳动力越来越多地加入乡城流动群体；另一方面，受社会经济发展、制度变革等因素的影响，乡城流动成本出现实质性下降，这也使农村教育水平较低、原有流动倾向较低的劳动力开始加入流动。21 世纪以来，乡城劳动力流动中教育的选择性开始明显下降。尽管如此，教育的普遍发展，特别是高等教育的扩张，仍有力地强化了教育程度较高的劳动者在城镇劳动力市场中的吸引力，接受过后义务阶段教育的农村劳动力的流动率上升幅度更大。

（二）教育对乡城流动的影响——参数模型结果

为了考察各时期教育对劳动力乡城流动的净影响，在控制其他可测量的相关因素的基础上对比各时期乡城劳动力流动中的教育选择性程度，本文拟合了参数事件史模型。考虑到乡城劳动力流动风险曲线的非线性特征（先升后降的扩散过程，如图 1 所示）以及不同教育程度对应的风险曲线互不平行的特征（也即流动对教育的选择性并非常量），本文选用发生时间服从 log-logistic 分布的加速发生时间模型。该模型能够较好地与分析样本所反映的基线风险曲线特征相吻合，从而揭示流动现象最先在少数人中发生，逐步扩展到较大人群，有更多青壮年加入的发展过程。这在一定程度上保

证了本文参数模型结果的有效性和稳定性。

在不同模型设定下^①，本文控制了外出前的婚姻状况、出生队列（以年龄来表示）等特征以考察教育程度对流动风险的独立影响。表 2 和表 3 分别展示了对男女被访者拟合最优的模型结果。模型拟合结果进一步印证了农村劳动力初次乡城流动的发生概率随年龄呈显著的先升后降变化趋势（ γ 参数的自然对数显著非零，其值为负）。此外，模型结果显示，分析样本中不同省份的农业户籍居民乡城流动的差异显著，各省内部农村劳动力的流动现象呈现较强的相关性（共享脆弱性 Gamma 分布的参数显著非零）。

表 2 各时期农村男性居民初次乡城流动的加速发生时间模型结果

| | 1980–1989 年 | 1990–1999 年 | 2000–2004 年 | 2005–2010 年 |
|-------------------|---------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| 教育程度(参照组 = 小学及以下) | | | | |
| 初中 | -0.03 (0.03) | -0.03 * (0.01) | -0.01 (0.01) | -0.01 * (0.01) |
| 高中及以上 | -0.05 (0.03) | -0.04 * (0.02) | -0.03 ** (0.01) | -0.03 *** (0.01) |
| 年龄 | 0.06 *** (0.02) | 0.07 *** (0.01) | 0.08 *** (0.004) | 0.08 *** (0.003) |
| 年龄平方 | -0.0004 (0.0003) | -0.0004 ** (0.0001) | -0.001 *** (0.0001) | -0.001 *** (0.00005) |
| 已婚(参照组 = 未婚) | -0.20 *** (0.03) | -0.17 *** (0.01) | -0.14 *** (0.01) | -0.18 *** (0.01) |
| 截距 | 2.56 *** (0.23) | 2.00 *** (0.10) | 1.72 *** (0.06) | 1.62 *** (0.04) |
| $\ln(\gamma)$ | -1.54 *** (0.05) | -1.98 *** (0.03) | -2.68 *** (0.03) | -2.77 *** (0.03) |
| θ | 0.47 *** (0.17) | 0.35 *** (0.11) | 0.26 *** (0.10) | 0.42 ** (0.14) |
| 总历险样本量 | 5580 | 5858 | 4963 | 3981 |
| 事件(乡城流动)发生数 | 359 | 958 | 774 | 1373 |
| 样本历险总年数 | 157297 | 173682 | 153274 | 121748 |
| 对数似然值 | -1081.18 | -1493.15 | -596.18 | 272.96 |

注：括号内数值为相应系数估计的标准误；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平； γ 为 log-logistic 分布的参数，反映分布曲线的形状， $\gamma < 1$ 表示曲线先升后降； θ 为共享脆弱性 Gamma 分布的参数，用以反映组间异质性的显著程度， $\theta = 0$ 表示组间不存在显著的异质性。

资料来源：作者根据 2010 年中国妇女社会地位调查数据计算得到。

① 本文对年龄效应的拟合尝试了分类虚拟变量和二次项的不同参数化方式，对户籍地效应的考察分别检验了户籍所在地区的虚拟变量以及户籍所在省份的共享脆弱性（shared frailty）设定。使用 AIC（赤池信息准则）信息指数对比拟合结果显示，使用年龄二次项和户籍省份共享脆弱性的设定得到的模型最优。

表3 各时期农村女性居民初次乡城流动的加速发生时间模型结果

| | 1980－1989年 | 1990－1999年 | 2000－2004年 | 2005－2010年 |
|-----------------|---------------------|---------------------|------------------------|-------------------------|
| 教育程度(参照组=小学及以下) | | | | |
| 初中 | -0.08 * (0.04) | -0.04 ** (0.01) | -0.02 ** (0.01) | -0.03 *** (0.01) |
| 高中及以上 | -0.12 * (0.05) | -0.05 ** (0.02) | -0.03 ** (0.01) | -0.05 *** (0.01) |
| 年龄 | 0.07 ** (0.02) | 0.06 *** (0.01) | 0.10 *** (0.004) | 0.10 *** (0.003) |
| 年龄平方 | -0.0003 (0.0004) | -0.0002 (0.0001) | -0.001 *** (0.0001) | -0.001 *** (0.00005) |
| 已婚(参照组=未婚) | -0.19 *** (0.04) | -0.17 *** (0.01) | -0.17 *** (0.01) | -0.23 *** (0.01) |
| 截距 | 2.52 *** (0.33) | 2.09 *** (0.11) | 1.48 *** (0.06) | 1.42 *** (0.04) |
| $\ln(\gamma)$ | -1.68 *** (0.08) | -1.99 *** (0.03) | -2.68 *** (0.04) | -2.73 *** (0.03) |
| θ | 0.69 *** (0.32) | 0.59 *** (0.17) | 0.32 *** (0.15) | 0.24 *** (0.08) |
| 总历险样本量 | 5426 | 6449 | 5823 | 4700 |
| 事件(乡城流动)发生数 | 143 | 875 | 790 | 1459 |
| 样本历险总年数 | 150128 | 189466 | 180384 | 144972 |
| 对数似然值 | -520.99 | -1384.45 | -571.01 | 224.54 |

注：括号内数值为相应系数估计的标准误；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平； γ 为 log-logistic 分布的参数，反映分布曲线的形状， $\gamma < 1$ 表示曲线先升后降； θ 为共享脆弱性 Gamma 分布的参数，用以反映组间异质性的显著程度， $\theta = 0$ 表示组间不存在显著的异质性。

资料来源：作者根据 2010 年中国妇女社会地位调查数据计算得到。

在控制出生队列、婚姻状况以及户籍所在省份未观测的异质性后，20 世纪 80 年代农村男性劳动年龄人口的教育状况对其初次乡城流动的时间不再具有显著影响；但此后几个阶段，教育对流动仍具有稳健的促进效应。受教育程度越高，农村男性劳动力开始乡城流动的时间越早。对比表 2 各列中相应回归系数的变化可知，教育对流动事件的效应在各时期变化明显。20 世纪 90 年代，初中和高中及以上学历的男性劳动者开始乡城流动的时间均显著早于小学及以下学历者，初中与高中及以上学历劳动者开始乡城流动的时间较为接近，尽管二者结束正规教育的时间往往不同。这从一个侧面反映了相应时期这两种学历在城镇劳动力市场中的相对优势和吸引力较为接近的事实。

2000–2004 年期间，高中及以上学历劳动者开始乡城流动的时间仍为最早，但初中和小学及以下学历男性劳动者开始乡城流动的时间差异不再显著。这反映了随着高等教育扩张和大众教育的发展，仅接受义务教育对农村新增劳动力在城镇劳动力市场的相对竞争力和吸引力已形成客观制约。2005 年以来，随着劳动力市场供求结构的变化，不少城镇地区先后出现“用工荒”，流动对教育的整体选择性下降，接受各级教育的农村男性劳动力流出的概率均出现上升。这一时期，初中学历的农村男性劳动力比小学及以下学历者开始流动的时间明显更早，但仍显著晚于高中及以上学历者。

表 3 所示为各时期女性劳动年龄人口初次流动时间的模型拟合结果。由表 3 可见，与男性相比，各时期乡城流动对女性劳动力教育状况的选择程度明显更强。就本文所考察的四个阶段而言，教育状况对女性劳动力开始乡城流动的时间影响均非常显著。在控制年龄、婚姻状况、户籍所在省份未观测的异质性后，接受过高中及以上教育的女性劳动力开始乡城流动的时间最早，初中学历者次之。这些与教育状况相关的流动时间的差异在 20 世纪 80 年代最大，此后经历了一定的下降，21 世纪初又开始有所扩大。这一变化趋势反映了过去三十年来，农村女性劳动年龄人口加入乡城流动队伍的发展轨迹以及女性受教育情况在其中的影响。农村女性劳动者从无到有、进而越来越多地加入乡城流动队伍，成为城镇劳动力市场中不可或缺的力量，受教育程度较高的女性在这一发展过程中发挥了重要的引领和示范作用。21 世纪以来，不论教育状况如何，农村女性劳动力的流动倾向较 20 世纪均有明显增强；但随着女性整体教育状况的快速提高，这一时期未接受后义务教育阶段教育的农村女性劳动者开始乡城流动的时间相对于高学历女性进一步滞后。

表 2 和表 3 中控制变量的拟合系数显示，各时期不同出生队列（参见与年龄对应的模型拟合系数）被访者的乡城流动经历差异明显，较早出生队列的被访者乡城流动的时间显著较晚。20 世纪 90 年代以后，较早出生队列开始乡城流动的轨迹加速，反映了乡城流动现象的内在扩散过程。随着越来越多的农村劳动力加入乡城流动队伍，相邻流动队列之间的时间跨度缩小，不同出生队列之间平均流动时间的差距也开始下降。婚姻状况对乡城流动倾向也存在显著影响。对于同一出生队列且相同教育程度的被访者而言，已婚者更倾向于尽早开始流动。这可能与婚姻和流动过程对个体未观测特征的相似的选择性有关，具有特定个人特征的男女在婚姻市场和非农劳动力市场上均具有较为明显的比较优势和吸引力。此外，已婚者相对于未婚者在家庭责任、经济需求等方面的变化也可能成为促进其乡城流动的原因。

五 小结与讨论

本文利用 2010 年中国妇女社会地位调查数据，对比考察了过去三十年来乡城劳动力流动中的教育选择性及其变迁。研究发现，农村劳动力的教育状况对其乡城流动机会和流动时间具有重要的影响。20 世纪 80 年代，在乡城人口流动现象发展之初，受教育程度较高的农村劳动力率先流向城镇，体现了教育资本对农村劳动力实现非农转移的推动效应；这一时期，接受过初中及以上教育的劳动力在流动过程中凸显了其人力资本优势。此后，随着人口流动现象的发展，早期流动者的流动行为通过示范和直接带动的方式，逐渐扩散到教育程度较低的人群。所有学历的农村劳动者乡城流动倾向均呈明显上升趋势，其中，女性的后发优势更为明显。20 世纪 90 年代以来，女性劳动力的乡城流动概率快速赶上男性，其中较高学历女性的流动概率甚至开始超过男性。

21 世纪初以来，受人口转变、大众教育发展和劳动力市场供求关系变化等因素的影响，农村劳动年龄人口的流动概率普遍提高。不少受教育程度较低、年龄较大的农村劳动力开始加入流动大军，乡城流动对教育的选择程度总体呈下降趋势。然而，受高等教育扩张和教育大众化发展的影响，新时期仅接受义务教育已开始明显地制约新增劳动力在城镇劳动力市场上的相对吸引力，初中学历者相对于小学及以下学历者的优势缩小，其相对于高中及以上学历者的劣势不断扩大。这些变化趋势表明，接受后义务教育对于农村劳动力乡城转移具有越来越重要的现实意义，这也与积极推进经济结构和产业结构升级的时代要求不谋而合。

本文的研究结论表明，目前中国乡城劳动力流动现象已发展到一个较高水平。尽管农村转移劳动力的数量可能在短期内不会出现大幅下降，但必须认识到，短期内转移劳动力数量的维持或增加并不能带来劳动力教育资本的相应提高。由于教育资本较高的农村劳动力往往最先流向城镇，进一步增加的转移劳动力往往是教育资本较低、年龄相对较大的劳动力群体。因而，适时推动农村后义务教育阶段教育的发展，通过继续教育、岗位培训等手段提高现有转移劳动力的人力资本，快速推动经济结构升级、减少低端就业需求，均是对劳动力市场持续良性发展提供正确市场信号的必要举措。这不仅对促进新增劳动力的教育积累、警惕各种形式的“读书无用论”的传播具有重要的现实意义，也是在劳动力数量下降形势下提高经济增长质量的必然选择。

除此之外，随着大规模农村劳动力向城镇转移，维持和促进农村地区社会经济的健康发展也面临着新的挑战。一方面，高学历的农村劳动力向城镇流动的倾向不断

增强，农村教育发展的红利在加速向城镇转移；另一方面，随着城镇劳动力需求总量的不断上升，农村地区原有年龄较大、教育资本较低的居民乡城流动性也持续增强，农村人力资本积累的数量和质量面临着双重挑战。实现健康有效的城镇化发展，既要重视转移劳动力自身的良性发展，也必须要重视农业生产效率的提高和农村社会的稳定发展。

本研究也存在一定的局限。首先，受数据资料可得性的限制，本文使用回顾性数据研究过去三十年来农村劳动力流动现象，被访者对流动史的回顾与汇报可能受记忆偏差的影响。但是，考虑到本文考察的是被访者初次外出的经历，相应经历往往是农村劳动者个人职业生涯中较为重大的事件，因而，相应经历的记忆往往较为准确。这样，记忆偏差对本文研究结果的影响应当较小。其次，在本文使用的调查数据中，被访者外出前的社会人口特征主要包括出生队列、教育状况和婚姻状况。受数据资料可得性的限制，本文分析未能系统考虑其他可能影响流动的因素，这些问题仍有待在后续数据资料允许的条件下进一步探讨。

参考文献：

- 蔡昉(2005)，《农村剩余劳动力流动的制度性障碍分析——解释流动与差距同时扩大的悖论》，《经济学动态》第 1 期，第 35—39 页。
- 蔡昉 (2007)，《中国劳动力市场发育与就业变化》，《经济研究》第 7 期，第 4—14、22 页。
- 第三期中国妇女社会地位调查课题组 (2011)，《第三期中国妇女社会地位调查主要数据报告》，《妇女研究论丛》第 6 期，第 5—15 页。
- 段成荣、杨舸、张斐、卢雪和 (2008)，《改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势》，《人口研究》第 6 期，第 30—43 页。
- 高文书 (2010)，《迁移与发展：中国乡城劳动力迁移的回顾与展望》，《广州大学学报》(社会科学版) 第 10 期，第 39—42 页。
- 李强 (2003)，《影响中国城乡流动人口的推力和拉力因素分析》，《中国社会科学》第 1 期，第 125—136 页。
- 陆学艺 (2004)，《当代中国社会流动》，北京：社会科学文献出版社。
- 戎建 (2008)，《迁移回报率与中国农村劳动力流动》，《中国农村经济》第 11 期，第 27—35 页。
- 盛来运 (2007)，《中国农村劳动力外出的影响因素分析》，《中国农村观察》第 3 期，第 2—15 页。

- 王德文（2003），《教育在中国经济增长和社会转型中的作用分析》，《中国人口科学》第1期，第22—31页。
- 王志刚、曹利群（2003），《耕地、收入和教育对劳动力转移的影响：一个中国南部农村的随机调查》，《农业技术经济》第5期，第10—13页。
- 张广胜、周娟（2009），《农民外出务工影响因素的实证研究——基于沈阳村级层面的调查》，《农业经济问题》第3期，第37—42页。
- 张乐天（2005），《农村劳动力转移中的教育作用与问题——澳大利亚、马来西亚、中国、孟加拉四国比较研究》，《比较教育研究》第1期，第68—72、86页。
- 章铮（2005），《民工供给量的分析——兼论民工荒》，《中国农村经济》第1期，第17—25页。
- 周潇（2011），《农村青少年辍学现象再思考：农民流动的视角》，《青年研究》第6期，第43—52页。
- Borjas, George Jesus (1987). Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *American Economic Review*, 77(4), 531—553.
- Chiquiar, Daniel & Gordon Hanson (2005). International Migration, Self-Selection, and the Distribution of Wages: Evidence from Mexico and the United States. *Journal of Political Economy*, 113(2), 239—281.
- Constant, Amelie & Douglas Massey (2003). Self-Selection, Earnings, and Out-Migration: A Longitudinal Study of Immigrants to Germany. *Journal of Population Economics*, 16(4), 631—653.
- Chiswick, Barry (2000). Are Immigrants Favorably Self-Selected? An Economic Analysis. In Caroline D. Brettell & James F. Hollifield (ed.), *Migration Theory: Talking across Disciplines*. New York: Routledge, pp. 61—76.
- Hare, Denise (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*, 35(3), 45—72.
- Keiding, Niels, Per Kragh Andersen & John Klein (1997). The Role of Frailty Models and Accelerated Failure Time Models in Describing Heterogeneity Due to Omitted Covariates. *Statistics in Medicine*, 16(2), 215—224.
- Klein, John & Melvin Moeschberger (2005). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer Science Business Media Inc.
- Lambert, Philippe, Dave Collett, Alan Kimber & Rachel Johnson (2004). Parametric

- Accelerated Failure Time Models with Random Effects and an Application to Kidney Transplant Survival. *Statistics in Medicine*, 23(20), 3177–3192.
- Roy, Andrew (1951). Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135–146.
- Sjaastad, Larry (1962). The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*, 70(4), 80–93.
- Solinger, Dorothy (1999). *Contesting Citizenship in Urban China: Peasant Migrants, the State, and the Logic of the Market*. Berkley: University of California Press.
- Zhao, Yaohui (1999). Leaving the Countryside: Rural-to-Urban Migration Decisions in China. *American Economic Review*, 89(2), 281–286.

The Dynamics of Educational Selection in China's Rural-to-Urban Labor Migration

Niu Jianlin

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Using data from the 2010 Survey on the Status of Chinese Women, this study examines the educational selection in China's rural-to-urban labor migration during the past three decades with the technique of event history analysis. The results show that educational attainment has played a significant role in promoting rural labors' chance of migration and shortening their waiting time before migration. In early 1980s, rural men with junior middle or higher education first started migrating to urban areas to work. This phenomenon diffuses rapidly to women and poorly educated men later on. Over time, the chance of migration increases for all rural residents at working ages, and the average age at first migration declines meanwhile. Despite of these overall trends, higher educational attainment (senior middle school or above) shows an increasing importance for rural residents to remain competitive in migration into urban labor market. The results suggest that rural-to-urban labor migration in China has developed to a high plateau now, and it is imperative to promote post-compulsory education in rural areas in order to boost human resources for both rural and urban economic developments.

Keywords: working-age population, educational attainment, first rural-to-urban migration, event history analysis

JEL Classification: J61, J82, R23

(责任编辑: 王姣娜)