

中国劳动经济学

3

城镇职工失业下岗持续时间的半参数计量经济学分析

Simon Appleton John Knight Lina Song 夏庆杰

国际移民与发展：以中国为例

梁在 诸冈秀树

中国农村劳动力流动与消除贫困

王德文 蔡昉

中国城乡迁移的哈里斯－托达罗修正模型

Derek Laing Chuhwan Park Ping Wang

我国农民市民化进程中的人力资本投资分析

姚先国 孙景蔚

欠发达经济中的低水平均衡陷阱理论

Richard R. Nelson

传统和现代中国的发展陷阱

Daniel Little

China Labor Economics

(2006Vol.3 No.3)

中国劳动经济学

2006年第3卷

3

中国社会科学院人口与劳动经济研究所 组织编写
华南师范大学经济与管理学院



 中国劳动社会保障出版社

图书在版编目(CIP)数据

中国劳动经济学. 2006 年第 3 卷 3/中国社会科学院人口与劳动经济研究所 华南师范大学经济与管理学院组织编写. —北京:中国劳动社会保障出版社, 2007

ISBN 978-7-5045-6363-7

I. 中… II. ①中…②华… III. 劳动经济学-中国-文集 IV. F240-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2007)第 082818 号

中国劳动社会保障出版社出版发行

(北京市惠新东街 1 号 邮政编码: 100029)

出版人: 张梦欣

*

北京人卫印刷厂印刷装订 新华书店经销

787 毫米×1092 毫米 16 开本 8.5 印张 188 千字

2007 年 7 月第 1 版 2007 年 7 月第 1 次印刷

定价: 20.00 元

读者服务部电话: 010-64929211

发行部电话: 010-64927085

出版社网址: <http://www.class.com.cn>

版权专有 侵权必究

举报电话: 010-64954652

中国劳动经济学

China Labor Economics

主 编 王德文 张建武 都 阳

学术委员会主任 蔡 昉

学术委员会成员 (以姓氏笔画为序)

王小鲁 王延中 孔泾源 左学金 田小宝

白南生 朴之水 (Albert Park) 刘燕斌

苏海南 李 实 李永杰 李培林 杨云彦

杨河清 杨宜勇 何 平 宋洪远 张车伟

张俊森 陈金永 (Kam Wing Chan)

金喜在 孟 昕 赵耀辉 胡鞍钢 姚先国

袁志刚 莫 荣 葛 强 (John Giles)

曾湘泉 蔡 昉

目 录

主编导读	王德文 (1)
------------	-----------

论文

城镇职工失业下岗持续时间的半参数计量经济学分析	Simon Appleton John Knight Lina Song 夏庆杰 (3)
国际移民与发展：以中国为例	梁在 诸冈秀树 (25)
中国农村劳动力流动与消除贫困	王德文 蔡昉 (46)
中国城乡迁移的哈里斯—托达罗修正模型	Derek Laing Chuhwan Park Ping Wang (71)
我国农民市民化进程中的人力资本投资分析	姚先国 孙景蔚 (86)

经典文献

欠发达经济中的低水平均衡陷阱理论	Richard R. Nelson (97)
传统和现代中国的发展陷阱	Daniel Little (110)

Contents

Editors' Introduction	<i>Dewen Wang</i> (1)
-----------------------------	-------------------------

Papers

Labor Retrenchment in Urban China: A Semi-Parameter Analysis	<i>Simon Appleton John Knight Lina Song Qingjie Xia</i> (3)
International Migration and Development: The Case of China	<i>Zai Liang Hideki Morooka</i> (25)
Migration and Poverty Alleviation in China	<i>Dewen Wang Fang Cai</i> (46)
A Modified Harris-Todaro Model of Rural-Urban Migration for China	<i>Derek Laing Chuhwan Park PingWang</i> (71)
Analysis of the Investment of Human Capital in the Urbanization of Peasant Labors in China	<i>Xianguo Yao Jingwei Sun</i> (86)

Introduction to Classical Literature

A Theory of the Low-Level Equilibrium Trap in Underdeveloped Economies	<i>Richard R. Nelson</i> (97)
Development Traps in Traditional and Modern China	<i>Daniel Little</i> (110)

主 编 导 读

王德文

在经济全球化的时代,劳动力市场的灵活性是保持和提高竞争力的重要手段。为了应对外部冲击,中国在20世纪90年代后期采取了比较激进的就业制度改革。这种改革是通过就业数量调节而不是工资调节来实现的。经过本轮改革,国有企业的效率和赢利性有了明显增强。但是,在经济转型过程中,不少城市家庭经受了失业冲击,并陷入了贫困的境地。

《城镇职工失业下岗持续时间的半参数计量经济学分析》利用2000年调查数据,考察了中国经济转型过程中下岗政策给效率和公平带来的影响。就业调整是对产业结构调整劳动力市场需求反应。在这个过程中,女性、受教育水平低(技能水平低),以及年龄较大的职工往往面临着较大的失业风险。一旦失业,他(她)们可能在较长的一段时间内都难以再就业。即使他(她)们通过艰难的劳动力市场寻找获得一份工作,工资收入比从未下岗的职工也会低得多。因此,下岗冲击不仅让部分城市家庭因丧失收入而陷入贫困,而且还加剧了城市收入分配状况恶化的趋势。

应该讲,贸易自由化和经济全球化加速了产业结构调整步伐,并使得这种结构调整动态地发生,这必然诱发就业重构和劳动力市场相应变化。如何改革教育和培训体制来提高劳动力质量,从而改善劳动力供给结构,是中国劳动力市场政策研究的重大课题。

迁移和流动是劳动力市场发挥配置作用的重要渠道。在汗牛充栋的迁移研究文献中,移民汇款对迁出地的影响是目前的热门题目。不少研究主要考察移民汇款对农业生产和家庭消费的影响。《国际移民与发展:以中国为例》则另辟蹊径,作者利用福建省跨国移民资料,考察了汇款的决定因素、用途及其对当地经济的影响。作者发现,受教育水平较高、结婚家庭和国内有家庭的人汇款比例较高,是否汇款则与移民国外时间长短关系不大。移民汇款主要用于支付家计开支、债务及赡养老人等。从用途选择来看,移民时间越长,向教育和公益事业捐款的可能性越大。这个结论令人鼓舞。结合国内迁移来看,这种用于人力资本和社会资本的投资自然会对中国经济的发展产生深远的影响。

迁移可以作为推进经济发展的一个重要手段。《中国农村劳动力流动与消除贫困》分析指出,改革开放以来的中国农村劳动力流动,在促进农民收入增长、消除贫困和推动城市经济发展等方面扮演了重要角色。这种将迁移纳入发展规划所取得的经验教训无疑对其他发展中国家也有重要启示。与拉美国家城市化过程中贫困向城市集中相区别,中国农村劳动力向城市迁移并没有造成城市贫困恶化。但是,来自劳动力市场的就业歧视和社会排斥使得农民工处于边缘化的境地。加强贫困人口的能力建设,将农民工纳入统一的城镇社会保障体系,

以及建立农村社会保障制度,是未来中国消除贫困和协调城乡发展的重要政策措施。

较高的流动性、较高的劳动参与率和较低的失业率,是中国农村劳动力流动并未对城市贫困和收入分配产生负面影响的重要原因。从制度层面看,户籍制度存在也具有抑制迁移的作用,《中国城乡迁移的哈里斯—托达罗修正模型》通过建立一个农村向城市移民的搜寻均衡模型论证了这一点。农村迁移劳动力通过在城市中寻找并获得低工资的工作岗位,从而拥有较高的就业比例,但他们工作的稳定性和保障程度都很低。该文作者根据户籍状况把农村迁移劳动力划分为合法和非法迁移的论述,显然不符合现实。此外,文章中还有一些观点和论述值得商榷。不过,作者在建立迁移模型等方面的做法还是值得一读的。

中国存在独特的户籍制度,这使得农村劳动力迁移具有“候鸟式”特征,并非发达国家或其他发展中国家的永久性迁移模式。户籍制度的刚性及其相伴而生的成本造成农民在市民化的理性选择过程中,首先面临着能否在城市就业、站稳脚跟的问题,其次是看能否实现身份转换。如果说从农业转非农业部门就业是第一次跳跃,那么,从外来者到本地居民的身份转换就是第二次跳跃。

《我国农民市民化进程中的人力资本投资分析》一文分析了农民市民化进程“两阶段”的人力资本投资特征。在第一个阶段,农民工通过流动就业获得了较高的工资收入等直接收益。在较高的流动回报激励下,农村劳动力源源不断地向城市迁移,成为推进我国城市化的重要动力。在第二个阶段,由于投资成本过高,私人预期收益率有限,农民工向城市市民身份转换的人力资本投资动力减弱。在这种情况下,深化以户籍制度为核心的城市就业制度和福利体制改革,对于激发个人投资和城市化健康发展具有重要意义。

本集的两篇经典文献是从发展均衡理论角度来考察经济发展的过程和变化的。《欠发达经济中的低水平均衡陷阱理论》是 Nelson 在耶鲁大学就读时的博士论文总结。作者在增长模型中考察了人口、投资、耕地、技术进步和社会政治环境等变量对打破低水平均衡的作用。作者指出,适当控制人口增长、提高投资和开发新的耕地,以及改善生产方式和社会政治环境稳定等,都有助于跳出低水平均衡陷阱。

Nelson 的文章是从理论角度阐述落后的经济问题,而《传统和现代中国的发展陷阱》则把视角对准传统和现代的中国,通过借鉴不同的发展理论,如“高水平均衡陷阱”理论、“人口陷阱”理论和“无剩余陷阱”理论等,解释了传统中国农村经济的长期停滞性,并对新中国成立以来的农业发展做了分析和总结。作者在讨论现代中国面临的发展障碍时,列举了计划经济的低效率、农业集体化生产的激励不足,以及政府干预市场体系所导致的农村收入受到抑制等若干问题。作者完成本文是在 1990 年。虽然中国已经用社会主义市场经济体制取代了过去的计划经济体制,但让市场真正有效配置资源的目标仍未完全实现,经济改革和体制转型尚未结束。

深化劳动力市场改革,是中国打破“温饱陷阱”,走向全面小康社会的重要制度条件。劳动力市场制度是关于人的制度。在构建和谐社会的进程中,培育和完善劳动力市场体系应该放在突出的地位。

城镇职工失业下岗持续时间的 半参数计量经济学分析

Simon Appleton John Knight Lina Song 夏庆杰^①

【摘要】 近年来,国有企业实行大幅裁员政策,在效率及公平两方面都有深远的影响。本文拟使用2000年中国劳动力状况调查结果来考察下岗政策的微观决定因素及后果。11%的城镇职工已被裁,他们中的53%依然处于失业状态。城镇职工中被裁员可能性较大的是女性、受教育水平低者、技术水平低者、中年人及地方国有和城镇集体企业职工。下岗职工再就业比率低意味着他们将面临长时间的失业。其中,年龄较大者、健康状况不佳者、受教育水平低者及家有幼儿的女性等面临的失业持续时间还要长一些。下岗救济对失业持续时间没有影响。下岗职工的经济损失主要源于其下岗期间没有工资收入。另外,下岗职工再就业后得到的工资比他们未下岗时要低得多。

【关键词】 中国 劳动力市场 半参数失业持续时间分析

【JEL 分类号】 J64, J63, O15

一、引言

以“下岗”著称的中国国有企业改革试行于1994年,全面实施于1997年。四年内(1997—2000年)裁减四分之一以上的国有企业职工,目的就在于提高国有企业的效率。据官方统计,到1999年年末累计下岗职工人数已达到2440万^②,占当时全国企业职工总数的20.7%、全部城镇劳动力数量的13.2%。当时依然处于下岗状况的有940万人,在此基础上再加上注册为失业的540万人,可得到城镇失业率为8.2%。1999年年底以后的五个季度

^① Simon Appleton, University of Nottingham; John Knight, Oxford University; Lina Song, University of Nottingham; 夏庆杰,北京大学经济学院, E-mail: qingjie.xia@pku.edu.cn。夏庆杰受中国国家社会科学基金项目“城镇贫困人口现状、问题和对策研究”(批准号:05CJY016)资助研究中国城镇贫困问题。

^② 只有1998年以前的年净下岗人数。

里,城镇就业率急剧下降了5.6%意味着累计下岗人数和实际失业率还会继续上升^①。这一后果终结了中国经济改革的全民受益阶段,中国经济改革从此进入了一个有明显失利者的阶段,至少在短期内如此。

哪些人是失利者?本文试图用1999—2000年六省十三市的入户调查数据来确认哪些城镇职工最有可能遭受下岗痛苦。由于国有企业职工的工资无法反映其应有的效率,所以,我们假设最可能被裁减的职工是那些工作效率特别低的职工。这些人包括亏损企业的员工、非技术人员及健康状况不佳者。此外,我们还要考察与生产效率无关的其他特征的重要性,如性别、是否党员和是否少数民族等。

下岗造成的个人经济损失程度取决于下岗职工失业持续时间的长短。我们试图应用半参数模型(semiparametric model)来识别影响失业持续时间长短的因素,并检验缺失的差异性(omitted heterogeneity)。我们假定的影响因素包括失业下岗补贴和找工作的方法等。就我们所知,中国关于失业持续时间长短的研究非常少。事实上,其他发展中国家一般也很少有类似的研究。我们所知道的类似的研究仅有两项,一项是关于埃及建筑行业的(Tunali & Assaad, 1992),另一项是针对埃塞俄比亚城镇男性的(Serneels, 2001)。

失业下岗职工的损失有多大?这一损失主要是因失业而丧失的工资收入,但也可能有额外的收入上的损失,比如他们再就业后只能获得较低的工资。我们通过“反事实(counterfactual)”工资的假设来量化再调查年份里损失的工资额,即假设下岗职工如果不被解雇应得多少工资。这样的研究在发展中国家是比较新颖的。研究失业后果的文献在不断增加,但主要局限于美国和几个欧洲国家。美国的此类研究文献中提到,员工从被解雇到再就业这段时间里遭受高达10%~25%的较多且持续的工资损失(Burda & Mertens, 2001)。有趣的是,英国最近对冗员问题的研究发现,相对于其他原因导致的失业而言,冗员性的失业给工人工资带来的“伤疤”(scarring)效应并不严重(估计为3.4%)(Arulampalam, 2001)。

本文的结构如下:第二部分介绍所用数据和计量经济学模型。第三部分运用Probit模型来估计下岗的概率。第四部分给出利用半参数模型估计的下岗职工失业持续时间长短的决定因素分析。第五部分研究是否会导致再就业后的低工资。第六部分是结论。

二、数据来源与计量方法

(一) 数据来源

本文所用数据是具有全国代表性的城镇入户调查统计(以下简称为“1999年社科院家庭调查统计”)数据,包括六省或直辖市的十三个城市4 000户入户调查统计数据^②。为取得足够多的下岗职工样本,该调查又增加了503户1994年年底以来有过下岗经历的家庭。回归分析中我们的样本观察值为4 503个家庭。本文分析对象是城镇职工,即具有城镇户口的在岗或下岗职工。在这4 503个住户中,年龄在18~59岁之间处于就业或失业状态的有

^① 数据来源于National Bureau of Statistic的(2001a, 2001b, 2001c)。

^② 这个调查是中国社科院和国家统计局于2000年年初合作进行的。

6 929人^①。我们将 1999 年社科院家庭调查统计中的职工分为以下三类：

第一类，没有下岗经历的职工，指的是目前在岗且 1992 年^②以来没有下岗经历的职工。

第二类，下岗职工，指的是 1992 年以来被裁减的职工。

第三类，再就业职工，指的是 1992 年以来下岗且 2000 年 1 月份已再就业的职工。其中，第三类是第二类的子集。

本文所用的职工样本为 6 929 人，其中 5 770 人没有下岗经历，1 159 是下岗职工。下岗职工中有 726 人（63%）依然处于失业状态，433 人（37%）已再就业。

表 1 给出了各类职工的基本情况。没有下岗经历的职工所受教育最多，平均 11.4 年，而下岗职工仅为 9.9 年。再就业的职工平均年龄最大，其潜在的工作经验^③平均达 23.5 年，而没有下岗经历的职工平均工作经验为 21.8 年。女性、非党员、商业及服务业职工、城镇集体企业及地方国有企业职工等被裁员的可能性比较大，而中央级国有企业裁员较少。

表 1 描述性统计：不同类型职工的均值和百分比

	(1) 从未失业下岗 的城镇职工	(2) 有失业下岗经 历的城镇职工	(3) 第 (2) 列中仍 失业下岗者	(4) 第 (2) 列中 再就业者
样本量	5 770	1 159	726	433
工资 (元/日)	33.45 (27.13)	17.16* (8.53)	—	24.72 (20.43)
男性 (%)	56.3	37.1	33.6	42.8
工作经验 (年)	21.7 (9.83)	20.1 (8.55)	20.0 (8.70)	23.5 (8.29)
受教育程度 (年)	11.4 (2.7)	10.0 (2.2)	10.0 (2.3)	10.0 (2.2)
少数民族 (%)	3.9	4.5	3.6	10.7
党员 (%)	28.8	9.3	8.4	6.0
健康不佳 (%)	3.8	8.2	9.6	6.0
工作单位的所有制 (%)				
中央国企	36.8	12.0	13.7	12.1
地方国企	41.4	48.6	43.0	44.5
城镇集体企业	9.9	31.1	31.1	27.0
城镇私营企业	1.1	1.2	1.1	2.1
城镇个体	3.0	2.3	2.2	8.6
合资和外资企业	2.2	0.5	0.7	0.2
国有控股公司	2.5	2.3	2.2	1.7

① 由于分析的是冗员问题，我们在分析中排除了初次谋职者，即那些从未工作过的失业人员。我们也排除了日收入低于 8 元人民币的人，因为他们可能不是全职工作者或者数据有误。

② 选择 1992 年是因为这一年任命了新总理，开始进行国有企业改革。这一年下岗的职工样本为 25 人，1991 年为 9 人，1993 年为 55 人。国企 10 年重组计划正式开始于 1994 年。我们的样本里 1998 年下岗人数最多，305 人在这一年失去了工作。

③ 我们将潜在的工作经验定义为一个人完成全日制学校教育以后的经历。

续表

	(1) 从未失业下岗 的城镇职工	(2) 有失业下岗经 历的城镇职工	(3) 第(2)列中仍 失业下岗者	(4) 第(2)列中 再就业者
其他控股公司	1.8	0.8	0.8	1.1
农村私营或个体	0.1	0.1	0	0.2
其他	1.3	1.1	1.0	2.4
职业(%)				
专业技术人员	23.8	9.6	4.1	11.2
管理人员	13.4	4.4	6.7	5.0
办事人员	18.4	8.3	7.9	10.3
生产工人	32.9	59.2	57.8	55.5
商业人员	5.1	9.2	10.6	9.3
服务业人员	4.9	7.7	8.1	6.6
其他	1.5	1.6	1.3	2.2
城市(%)				
北京	15.3	10.5	7.7	9.0
沈阳	11.9	7.9	19.1	8.4
锦州	4.7	10.5	5.6	18.5
南京	10.6	7.9	5.2	12.2
徐州	5.0	6.9	5.8	8.6
郑州	7.3	4.7	5.6	3.2
开封	4.3	6.1	7.9	3.2
平顶山	6.2	3.6	5.2	1.0
成都	10.2	10.4	11.9	8.1
自贡	4.6	6.8	9.1	3.2
南充	5.1	6.5	6.4	6.7
兰州	9.6	11.2	12.2	9.5
平凉	5.0	7.1	6.1	8.5

注：(1) “*”表示前一个工作的收入，已根据价格变动做了调整。

(2) 括号中的数据为连续变量的标准离差。

(3) 数据来源：中国社科院 1999 年家庭调查统计数据。

(二) 所用计量经济学模型

我们首先要分析的问题是哪些职工被裁减。尽管表 1 中的简要描述性统计已给出线索，但是依然需要多变量分析以分离出特定因素的作用。我们拟用 Probit 模型来分析某人 (i) 是否下岗的原因：

$$R_i^* = \alpha' X_i + U_i, \text{其中 } U_i = N(0, 1) \quad (1)$$

$$\Pr(R_i = 1) = \Pr(R_i^* > 0) = \Phi(\alpha' X_i)$$

其中, X_i 是解释变量向量组, α 是解释变量系数向量, $R_i=1$ 指下岗, $R_i=0$ 指未下岗。

很多因素可能与下岗有关。如果一家企业因亏损严重而倒闭, 无论个人特征如何, 所有职工都会因此下岗。然而, 更普遍的情况是企业有选择地裁员。当选择裁减职工时, 企业所关心的是成本最小化, 考虑的可能是他们的工资水平和劳动效率。由于无法根据家庭数据估计职工的劳动效率, 所以, 我们只好采用简约的方法, 在解释变量中考虑职工的受教育水平和职业等可能影响工资和劳动效率的变量。由于工资的确定受到政府行为和政策的影响, 所以, 我们假设工资不可能充分反映生产能力, 生产能力最低的职工被裁的风险最大。中央的政策是企业裁员时要看被裁的职工家里是否还有其他人在国有企业工作, 如果有, 尽量不要将一家双职工裁员。如果这项政策得到贯彻执行, 那么, 拥有在国企工作的配偶且该配偶已下岗的国企职工被裁的可能性就较小。因此, 我们将在 Probit 模型回归中包括一个反映这一事实的虚拟变量, 而且我们假设该虚拟变量在 Probit 模型回归中的系数为负。

我们要研究的第二个问题是: 什么因素决定了从下岗到再就业这段时间的长短。这取决于劳动力市场供求双方的情况: 工作机会的供给量和劳动者的接受意愿 (Nickell, 1980)。由于我们使用的是调查数据, 可用的解释变量主要是职工的个人特征和他们的工作情况。裁员的决定因素可能首先影响工作机会出现的频率, 当然也会对工作机会的供给产生影响。例如, 受教育较多的职工可能会有较多的就业机会, 但他们也可能提出较高的工资要求。而某些变量可能只影响劳动力的供给, 例如家庭的人口特征可能会影响失业者接受工作机会的意愿, 但不会直接影响其工作机会的供给量 (或下岗的概率)。

分析失业时间长度时使用失业时间“持续性模型”(也称“存活模型”)比较适合。这个模型允许数据存在大量的“右侧删除”(right canceling), 即在调查时大多数下岗职工依然处于失业状态, 这些人完整的失业持续时间无法得知。为了处理数据的右侧删除问题, 存活模型主要考虑“机遇率”(hazard rate) $h_i(t)$ 的决定因素, 即个人在 $(t-1)$ 期处于失业状态的条件下, 在 t 期走出失业的概率。如果再就业所需的时间为 T_i , 某职工 i 在 t 期走出失业的概率即机遇可以定义为:

$$h_i(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0^+} \frac{\Pr[t + \delta > T_i \geq t \mid T_i \geq t]}{\delta} \quad (2)$$

我们使用了等比例机遇模型 (proportional hazard model), 因此, 解释变量 Z_i 会按给定比率提高“基线”(baseline) 机遇 $[h_0(t)]$, 即:

$$h_i(t) = h_0(t) \exp\{\beta' Z_i\} \quad (3)$$

其中, Z_i 为解释变量向量, β 是有待估计的系数。

估计方程 (3) 时的一个关键问题是, 是否假设失业持续时间数据具有特定的分布, 并由此得到基线机遇的特定形式, 或者使基线机遇的估算更具有灵活性。对于这个问题, 数据明显地表现为经验机遇 (empirical hazard) 数据服从多峰的不规则分布 (见图 1)^①。这样的数据不大可能由具有特定分布参数形式的基线机遇模型拟合。多数基线机遇函数或者是单调

① 数据显示基线机遇可能表现出 U 形特征。但如果以月份的二次项来回归基线机遇, 则结果整体上不显著 (二次项的 F 检验的 p 值为 0.45)。

的（如指数分布与 Weibull 分布），或者是随持续依赖性（duration dependence）先增后减的 [如 对数正态分布（lognormal）和对数逻辑斯特分布（log-logistic）]。区别在于，我们的数据是否表现出随持续依赖性先增后减的特征，也就是说，经验机遇是否随着月份数先增后减。因此，我们采用的持续性模型并未假定失业持续时间数据服从某种特定的分布。

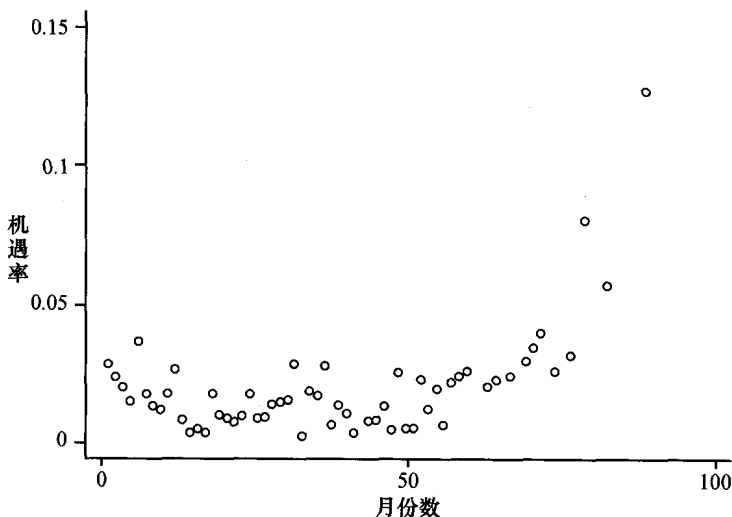


图 1 经验机遇一再就业的条件概率

我们采用 Prentice-Gloeckler (1978) 的分组持续性模型，它根据方程 (3) 的瞬间机遇比率函数，把整个时间域分成若干区间^①。在我们的数据中，把失业持续时间分成若干区间是很自然的，因为数据中记录的失业时间是按月份报告的。我们假设基线机遇是一个阶段函数，函数形式在区间之间可以变化，但在区间内不可以变化。该函数没有具体的形式，对每个区间都估计了各自的参数 [对数—积分（log-integrated）的基线机遇]。这种方法在估算基线机遇（通常描述为完全的非参数估计，有人认为把基线机遇说成是非参数的是用词不当，因为模型要求为每个区间估算一个参数）的影响时有充分的灵活性。

我们根据 Meyer (1990) 方法扩展 Prentice-Gloeckler 模型以考察不可观察的差异性。人们常强调这一点对生存分析（survival analysis）的重要意义（Lancaster, 1979; Heckman and Singer, 1984）：某些失业者在早期更容易实现再就业可能归因于某些有利于就业的不可观察的特征。Meyer 建议假设可乘性的差异性随机项 ϵ_i ，机遇函数为（对于给定的个人， ϵ_i 在区间内和区间之间均保持不变）：

$$h_i(t) = \epsilon_i h_0(t) \exp(\beta' Z_i) \quad (4)$$

其中， ϵ_i 服从伽马（gamma）分布，均值标准化为 1，方差为 σ^2 。

在第五部分中，我们讨论失业下岗职工的收入损失，这种损失大多是失业后丧失的工资

^① 另一种可供选择的半参数法是 Cox (1972) 提出来的。但 Cox 的方法在持续性数据存在大量节点（heavy ties）时会遇到严重的困难（Cox 和 Oates, 1984）。此时，Prentice-Gloeckler 模型就显得更加可靠。开始时我们对这两个模型都进行了估算，结果发现了共变效应。

收入,但我们更关注是否还有更深层次的“伤疤”(scarring)效应,使失业下岗职工再就业后的收入低于他们原来的工资收入,这就是经济学文献中通常所说的“处置效应”(treatment effect)问题。我们希望知道特定的处置(这里指被裁员)会对结果(这里指工资)造成怎样的影响,但主要问题是我们无法观察反事实(counterfactual)的工资,即如果失业下岗职工没有失去工作,他们能挣多少。我们假设他们可以得到同未失业下岗职工一样的工资。如果失业下岗职工的工资收入和从未下岗者是类似的,则对于给定的可观察特征,我们可以估算从未下岗职工的工资函数,并以此来预测再就业职工的工资。利用工资函数可以控制再就业职工和从未下岗职工之间某些可观察的特征(如受教育程度、经验等)中可能存在的差别。这里比较困难的是有些特征差异可能从数据中看不出来,如能力、雄心等。我们使用 Heckman (1979) 始创的方法进行样本选择。

根据 Mincer (1974) 的研究,我们采用半对数工资函数,其中工资的对数($\ln Y_i$)可以表述为:

$$\ln Y_i = \gamma'_k W_i + v_{ki} \quad (5)$$

其中, k 表示从未下岗职工的或再就业职工的类型, W_i 代表解释变量的向量, γ 是相应的系数向量, v 是随机项。解释变量包括受教育年限、以年计算的工作经验、工作经验的平方项、职业、工作单位的所有制以及控制变量(如性别、民族、是否为党员、健康状况和居住地等虚拟变量)。对从未下岗职工($k=1$)来说,我们采用标准的 Heckit 模型[方程(6)],根据估计失业下岗的 Probit 模型[方程(1)]进行选择:

$$E(\ln Y_i | R_i = 0) = \gamma'_1 W_i + E(v_{1i} | R_i^* \leq 0) = \gamma'_1 W_i + \gamma_{\lambda} \lambda_{1i} \quad (6)$$

其中, $\lambda_{1i} = -\phi(\alpha'X_i) / [1 - \Phi(\alpha'X_i)]$ 。采用 Heckman 两阶段最小二乘法,将工资的对数形式对从未失业下岗职工工资的决定因数 W_i 和对选择性偏差的纠正变量 λ_{1i} (根据估计失业下岗的 Probit 模型回归中得到的)进行回归,可以得到模型的一致性估计。

对再就业职工($k=2$)来说,问题因双重选择而变得复杂,第一个选择是是否曾经失业下岗,第二个选择是是否再就业。为此,我们用另一个 Probit 模型来估算有失业下岗经历职工的样本中再就业的特征^①:

$$E_i^* = \pi'Z_i + \eta_i \quad (7)$$

其中, $\eta_i \sim N(0, 1)$ 。

$$\Pr(E_i = 1) = \Pr(E_i^* > 0) = \Phi(\pi'Z_i)$$

对再就业职工来说,期望对数工资为:

$$E(\ln Y_i | R_i = 1, E_i = 1) = \gamma'_2 W_i + \gamma_{\lambda_1} \lambda_{1i} + \gamma_{\lambda_2} \lambda_{2i} \quad (8)$$

其中, $\lambda_{1i} = \phi(\alpha'X_i) / [\Phi(\alpha'X_i)]$, $\lambda_{2i} = \phi(\pi'X_i) / [\Phi(\pi'X_i)]$ 。

值得注意的是,这一选择性偏差修正假设下岗和再就业的可能性是相互独立的,我们对

① 另一种方法是用失业的持续性模型来纠正再就业的选择性偏差。这是直接用有序的 Probit 模型测算失业的持续性。这一模型与 Prentice-Gloekler 的分组持续性模型非常吻合。但是,用该模型来纠正选择性偏差时,再就业职工决定因素的系数没有明显变化。因此,我们选择 Binary Probit 模型来纠正偏差,这对数据的拟合稍有改善。

这一假设进行了检验,发现不能拒绝(Maddala, 1983, p. 282)。^①

使用上述样本选择方法产生了识别问题。尽管样本选择性偏差的纠正完全是以函数形式来识别的,但缺乏说服力。为此,某些识别性变量应包括在影响职工被裁员的因素 X 和再就业的决定因素 Z 之中,但排除在工资的直接决定因素 W 之外。为识别对影响再就业选择性偏差的纠正,我们在 Z 中加入了反映职工家庭人口构成的变量。这类变量可能会影响劳动力的供给决策,特别是女性劳动力供给。在家里孩子较多的情况下,可以预期女性劳动力的供给将减少。但如果家中有老人(即使已退休),或许会抵消这种效应。为了理解这种相互作用,我们在初步回归分析中试验各种变量组合形式。识别对影响职工被裁员选择性偏差的纠正时,问题就更多了。官方的政策是企业裁员时要看被裁的职工家里是否还有其他人在国有企业工作,如果有尽量不要将一家双职工裁员。如果这项政策得到贯彻执行,拥有在国企工作的配偶且该配偶已下岗的国企职工被裁的可能性就会小一些。因此,我们在 X 中加入一个虚拟变量,当某职工在国企工作,其配偶也在国企供职但已被裁员,则变量取值为 1,否则为 0。我们假设该虚拟变量在 Probit 模型回归中系数为负,但对收入没有直接影响。

三、职工被裁可能性的 Probit 模型分析

我们试图对 1992 年以来城镇职工被裁的可能性进行 Probit 模型分析(从来没有工作过的待业人员不包括在分析范围内)。在 6 929 个城镇职工样本中,1 159 人(16%) 在 1992—2000 年间有过下岗经历。由于对下岗职工群体进行了按比例扩大抽样,因而原始数据夸大了下岗的比率。从具有全国代表性的 4 000 个住户中抽取的 6 102 名城镇职工的子样本中,失业下岗率为 11.4%。很显然,国有企业普遍执行了政府的强制下岗政策。

哪些职工被裁的可能性最大?表 2 给出了 Probit 模型的估算结果。由于我们的数据对有失业下岗职工的住户扩大抽样,所以我们在估算 Probit 模型时进行了加权处理^②。该模型识别了失业下岗率的一些决定因素,绝大多数解释变量在统计上是显著的。以似然比(likelihood ratio)计量的拟合度(goodness of fit)为 0.18 或根据正确预测比(the percentage of correct prediction)计量的拟合度为 84%,因而模型的拟合度是比较高的。由于大多数解释变量是虚拟变量,因此需要报告根据其他解释变量的均值计算的预测概率(predicted probabilities)。在使用权重对有失业下岗职工的住户扩大抽样问题进行纠正后,我们才使用样本的均值。在解释变量均值条件下估算的下岗的基础概率(base probability)为 22.9%。这个下岗率高于具有全国代表性的城镇样本的实际下岗率 11.4%^③。因此,表 2 中预测的概率应

① 我们通过估计更一般的 Bivariate Probit 模型(这一模型允许误差项 η_i 和 u_i 有相关性)来检验这一假设。我们用 LIMDEP 估计了 Bivariate Probit 模型中的样本选择性。对于从未下岗失业的职工来说,再就业的样本选择性是无法观测的。然而, η_i 和 u_i 的协方差在 5% 的水平上不显著,所以我们无法拒绝其独立性的假设。在独立性假设的情况下,对收入的样本选择性偏差进行纠正要简单得多,因而我们施加了这一限制。

② 在具有全国代表性的 4 000 户城镇住户抽样中,有过失业下岗经历的有 747 户(18.7%)。在此基础上我们又增加了 503 户有过失业下岗经历的家庭。为此,把有过失业下岗经历的住户比例保持在 18.7%,我们给予全部有过失业下岗经历的家庭一个权重 0.6 {因为 $[0.6 \times (747 + 503)] \div [3\,253 + 0.6 \times (747 + 503)] = 0.187$ }。

③ 造成这一差异的部分原因是 Probit 模型的非线性。此外,503 户扩大抽样的职工失业下岗率高于 4 000 户样本中的 747 户类似家庭的失业下岗率。

该用于评估解释变量的相对效应，而不是提供某特定个人所面临的被裁风险的计量。

表 2 下岗失业的可能性 Probit 模型

	系数	t-值	根据其他解释变量均值 预测的下岗失业的概率
常量	-1.043	-5.06***	22.9
男性	-0.306	-7.24***	20.4
女性（对比变量）			25.9
受教育年限	-0.043	-3.93***	
工作经验（年）	0.036	3.81***	
工作经验平方项	-0.001	-3.35***	
少数民族	0.081	0.78	24.2
汉族（对比变量）			22.8
党员	-0.348	-5.48***	18.6
非党员（对比变量）			24.5
健康不佳	0.252	2.95***	27.4
健康良好（对比变量）			22.7
中央国企	-0.608	-10.90***	16.3
地方国企（对比变量）			26.4
城镇集体	0.357	6.56***	33.8
城镇个体	-0.056	-0.30	25.3
城镇个体	-0.431	-3.39***	18.9
外企	-0.615	-2.96***	16.2
国资控股	-0.125	-0.99	24.0
其他控股	-0.528	-2.84***	17.4
农村企业	0.355	0.54	33.8
其他所有制企业	-0.118	-0.65	24.1
管理人员	0.047	0.49	19.7
专业技术人员（对比变量）			18.9
办事人员	-0.027	-0.34	18.5
低级熟练工人	0.584	7.45***	29.5
高级熟练工人	0.386	5.09***	25.6
不熟练工人	0.525	6.81***	28.3
商业人员	0.503	5.35***	27.8
服务业人员	0.411	4.19***	26.0
其他职业	0.342	2.05**	24.7
北京（对比变量）			20.9
沈阳	-0.122	-1.41	18.9
锦州	0.392	4.19***	28.1