

China Labor Economics

(2005 No.3)

中国劳动经济学

2005 年卷 (总第 3 辑)

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

中国的地区不平等与劳动力转移

20 世纪 90 年代工资结构的变化——中国城乡企业比较

青年失业与工资曲线——中国城镇的证据

求职渠道对高校毕业生工作找寻的影响

中国城镇失业与性别的职业分割

自然资源、经济增长与社会福利——文献综述

林毅夫 王格玮 赵耀辉

董晓媛

吴忠民

李锋亮

杜凤莲

吴要武 赵泉

China Labor Economics

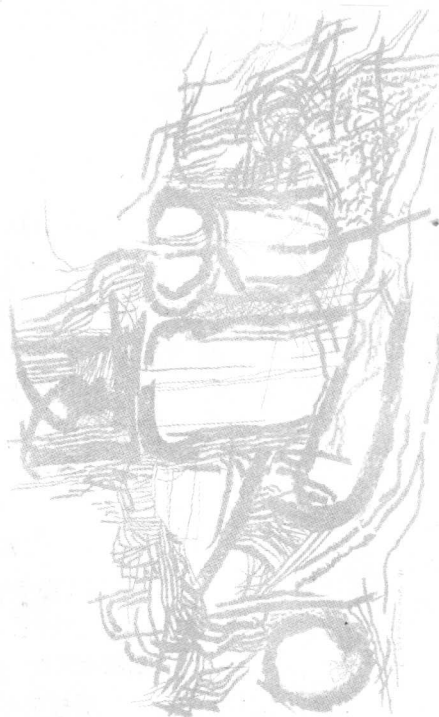
(2005 No.3)

中国劳动经济学

2005年卷(总第3辑)

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. 2005 年卷总第 3 辑/王德文, 张建武, 都阳主编. —北京: 中国劳动社会保障出版社, 2005

ISBN 7-5045-3876-0

I. 中… II. ①王… ②张… ③都… 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 (2005) 第 059541 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

*

世界知识印刷厂印刷装订 新华书店经销

787毫米×1092毫米 16开本 8印张 185千字

2005年5月第1版 2005年6月第1次印刷

印数: 3500册

定价: 20.00元

读者服务部电话: 010-64929211

发行部电话: 010-64911190

出版社网址: <http://www.class.com.cn>

版权专有 侵权必究

举报电话: 010-64911344

目 录

论文

- 中国的地区不平等与劳动力转移..... 林毅夫 王格玮 赵耀辉(1)
- 20 世纪 90 年代工资结构的变化——中国城乡企业比较 董晓媛(17)
- 青年失业与工资曲线——中国城镇的证据..... 吴忠民(42)
- 求职渠道对高校毕业生工作找寻的影响..... 李锋亮(52)
- 中国城镇失业与性别的职业分割..... 杜凤莲(67)
- 自然资源、经济增长与社会福利——文献综述..... 吴要武 赵泉(80)

经典文献介绍

- 样本选择偏差与模型设定误差 詹姆斯·J·赫克曼(99)
- 自选择行为、选择性偏差与 Heckman 两阶段估计方法 刘学军 张丹丹(107)

书评

- 以事实的锻打铸造理论利器——评董克用《中国转轨时期薪酬问题研究》..... 姚先国(117)

Contents

Papers

- Regional Inequality and Labor Transfers in China
..... *Yifu Lin Gewei Wang Yaohui Zhao* (1)
- Wage Inequality and Between-Firm Wage Dispersion in the 1990s: A Comparison
of Rural and Urban Enterprises in China *Xiaoyuan Dong* (17)
- Urban Youth Unemployment and Wage Curve—Evidence from Panel Data of China
..... *Zhongmin Wu* (42)
- Recruitment Channels and Graduates' Job Seeking *Fengliang Li* (52)
- Unemployment and Occupational Segmentation by Gender in Urban China
..... *Fenglian Du* (67)
- Natural Resources, Economy Growth and Social Welfare—A Literature Review
..... *Yaowu Wu Quan Zhao* (80)

Introduction to Classical Literature

- Sample Selection Bias as a Specification Error *James J. Heckman* (99)
- Self-selection, Selection Bias and Heckman Two-stage Estimation
..... *Xuejun Liu Dandan Zhang* (107)

Book Review

- Book Review of *The Compensation in the Transition Period of China*
..... *Xianguo Yao* (117)

中国的地区不平等与劳动力转移^①

林毅夫 王格玮 赵耀辉^②

【摘要】 本文利用 1990 年和 2000 年人口普查以及其他来源的数据, 分析了地区收入趋异和人口流动的相互关系。20 世纪 90 年代, 中国沿海和内地的相对收入差距扩大。这种趋异的很大一部分, 与城镇和农村的分割、沿海农村和内地农村的趋异, 以及劳动力从农村转向城镇的不同速度, 是相关联的。在这一时期, 省际人口迁移率翻了一倍多。这与迁移对地区收入差距的反应增大也是一致的。1985—1990 年间, 迁移对收入差距的弹性为 0.197, 1995—2000 年间上升到 0.595。然而, 20 世纪 90 年代不断增加的迁移, 对于缩小地区收入差距是不充分的。这可能是两个因素造成的。一是持续不断的扩大地区收入差距的力量, 第二是对迁移的限制依然存在。

【关键词】 收入差距 劳动力转移

【JEL 分类号】 O15, O18

一、前 言

在 D. Gale Johnson 一生的学术生涯中, 他始终关注农民相对于其他人群的福利。这一方面是因为他生于农场主家庭, 更主要的是因为农民收入通常低于其他人群。在 20 世纪的大部分时间里, 美国农场收入低于非农场收入。这激发了他早期讨论工资差异问题时, 在评估农场劳动的相对回报和要素市场调整机制方面的研究。这一现象目前在发展中国家仍然存在^③。

Johnson 认为, 劳动力从农业中转移出来, 对于缩小农业和非农业人口的收入差距非常

① 我们感谢何英华的帮助。Gary Becker, George Rosen, John Strauss 和两位匿名审稿人, 以及 D. Gale Johnson 纪念大会和中国经济学会第三次年会的参加者, 都给予了有帮助的评论。

② 林毅夫、王格玮、赵耀辉, 北京大学中国经济研究中心。

③ 关于 D. Gale Johnson 在这个领域的早期研究的文献回顾, 可参见 Huffman (1996), 以及 Antle, Gardner 和 Sumner (2004)。

重要。20 世纪 80 年代,在他的研究兴趣转向中国农业问题时,他立刻注意到中国巨大的城乡收入差距,以及政府严格限制向城市迁移的政策,并警告说:“已经存在的区域和地区巨大的收入差距,随着时间推移将会不断增长”(Johnson, 1988, p. S238)。后来,Johnson 一直批评中国在迁移方面的政策,主张放松对迁移的限制(Johnson, 1989, 1994, 1996, 1998, 1999, 2000, 2001a, 2001b, 2002)。他的观点起初遭到一些人的反对,但后来被广泛接受,在政府政策中也得到了体现。

然而,地区不平等问题在 Johnson 那里所受到的关注,要少得多。这部分是因为,地区不平等在很大程度上,是城乡不平等的一个必然结果。1989 年他注意到,1985—1987 年由于非农收入的重要性不断提高,而沿海地区的非农收入又相对较高,西部省份的相对地位有了轻微的恶化趋势(Johnson, 1989)。这种趋势在 20 世纪 90 年代进一步扩大。在 Johnson 生命的最后一年,他把注意力转到中国不断扩大的地区收入不平等。在他未完成的一篇文章中,他把这种反常现象称为“巨大的不公平”。在他早期关于地区收入不平等的分析中,他给予了地区劳动力转移特别的关注。在一篇可能成为一系列研究文章中的第一篇,却不幸成为他最后一篇以英文发表的文章中,他尝试通过中国 2000 年人口普查数据,理解省际迁移统计问题(Johnson, 2003)。在本文中,我们通过分析地区迁移和地区收入不平等的关系,试图继续 Johnson 未完成的工作。

对不同来源数据的研究表明,中国沿海和内地存在着很大的不平等,不平等程度在 20 世纪 90 年代持续提高(Jian, Sachs and Warner, 1996; 世界银行, 1997; Kanbur and Zhang, 1999)。不断扩大的地区不平等,是中国总体收入不平等迅速提高的重要原因之一,非常令人担忧。

在 20 世纪八九十年代中国不平等程度提高的幅度,在所有可比较的国家中是最大的。由此,中国也由 80 年代早期的平等主义国家,变成现在世界上不平等程度处于平均水平的国家之一(世界银行, 1997)。总体不平等及其变化,通常被分解为城镇内部、农村内部及其城镇和农村之间的不平等。运用微观数据的分析表明,城乡不平等解释了 1995 年总体不平等的 50% 以上,解释了 1984—1995 年不平等增加部分的 75% (世界银行, 1997)。更进一步观察,很显然,城乡不平等及其增长主要是一种地区现象——内地农村地区贫穷得多,收入增长也比沿海农村地区慢得多;然而,沿海和内地的城镇地区,在收入水平和增长率方面的差距,都小得多。

关于中国地区不平等的经济学文献,正在迅速增加。近期的文献,尝试解释不均等发展机会带来的不断扩大的地区不平等。Wei 和 Wu (2002) 侧重分析全球化尤其是外商直接投资的影响; Kanbur 和 Zhang (2000) 考察开放和财政分权; Park (2002) 提出以下四种假说来解释地区不平等:工业化、市场一体化(包括劳动力市场)、国有企业份额下降和全球化。

诚然,不均等的地区发展,是收入不平等的最初来源,但是,要素的流动也可能使收入变得更平等。然而,生产要素的流动并没有使得要素报酬均等化。在 Johnson 关于美国农业调整和迁移的文章中,他强调指出,限制劳动力从农业中转移出来,会降低劳动力回报的趋同。Johnson 简要地概括了这些限制(2002):第一,目的地的失业率水平高;第二,农民

受教育水平低；第三，迁移相对高成本。他指出，当这些限制很大时，迁出就很难起到缩小收入差距的作用：“只有劳动力从农业中迁移出来的速度足够快时，才能起到缩小从事农业和非农产业收入差距的作用。”(Johnson, 2002, p. 1416)

因此，要考察地区收入趋异问题，分析人口地区间的流动是很必要的。运用 2000 年人口普查数据，我们将研究 1990—2000 年地区收入差距的变化和人口迁移。文章是这样组织的：第二部分，我们分析沿海和内地不平等的扩大趋势，并将全部变化分解为地区内和地区间变化；第三部分，我们给出 1990—2000 年间省际迁移的一些统计，并分析省际迁移对 20 世纪 80 年代收入差异的反应；第四部分，概括结果并给出进一步的分析。

二、地区收入不平等：趋势与贡献因素

除 Kanbur 和 Zhang 的文章外 (1999)，关于地区不平等的文献，主要侧重于分析人均 GDP 或其他国民统计指标的趋同或趋异。我们将利用从家庭户调查中得来的人均收入指标，这不仅仅是因为 GDP 统计存在很多问题 (Rawski, 2001)，也因为收入是衡量生活水平的更好指标。由于我们对转轨时期不平等的变化更有兴趣，我们将把注意力放在 1985 年以后。

中国统计年鉴 (国家统计局，不同年份) 给出了部分省的农村和城镇居民家庭人均收入^①。在计算沿海和内地的平均收入时，我们用省人口数作为权重。需要指出的是，为了与 1990 年的概念一致，我们将给出的 2000 年分省人口数做了调整。从普查中得到的分省人口数可以在中国人口统计年鉴中找到 (国家统计局，2001)。另外，加总之前，我们还用分省价格指数来平减分省收入。

研究表明 (Kanbur and Zhang, 1999)，地区不平等主要体现在沿海和内地省份之间。在本文中，我们将所有省区分为沿海和内地省份，并着重分析这两类地区之间的不平等^②。

表 1 表明，1985—2000 年间，地区不平等显著扩大^③。1985 年，沿海和内地的收入比为 1.31，2000 年上升到 1.65。不平等的扩大主要发生在 1985—1995 年。1995 年以来，收入差距保持稳定，但并没有显示出任何趋同的迹象。与以前研究得出的结论一致，城乡收入差距的扩大比地区差距要大得多。1985 年城乡收入比为 1.82，2000 年提高到 2.42。1990—1995 年间提高速度最快，1995—2000 年间略微呈现趋同态势。

① 一直到 2003 年，中国城镇家庭户调查尚只包括城镇居民而不包括迁移者，而迁移者的收入平均来说低于城镇居民，这样统计可能会存在偏差，即高估城镇工资。但是，对人均收入指标来说，这种偏差会小得多。这是因为，居住在城镇地区的迁移人口，通常依赖者也较少。

② 沿海省份包括：辽宁、河北、天津、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南；内地省份包括：黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、四川、云南和贵州。2000 年重庆被作为四川的一部分看待。1990 年，沿海省份人口占全国的 43%，2000 年略有增长，为 44%。北京、上海和天津为直辖市，广西内蒙古、宁夏、青海、新疆为少数民族自治区。为了简便，本文把它们称为省。

③ 由于在公开出版物中找不到相应的统计，1985 年和 1995 年的人口权重是假定人口按固定的速度增长，由 1990 年和 2000 年人口普查数据推导得到的。

表 1

地区不平等和城乡收入差异 (1985—2000)

	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年
A. 地区差异				
沿海和内地相对收入	1.31	1.43	1.65	1.65
城镇沿海与内地相对收入	1.25	1.31	1.42	1.42
农村沿海与内地相对收入	1.27	1.38	1.66	1.67
B. 城乡差异				
城镇和农村相对收入	1.82	2.09	2.50	2.42
沿海城镇和农村相对收入	1.77	1.98	2.24	2.16
内地城镇和农村相对收入	1.80	2.09	2.63	2.54

资料来源：作者的计算。沿海地区包括：辽宁、河北、天津、北京、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南；内地省份包括：黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、四川、云南和贵州。农村和城镇收入从国家统计局所作的家庭户调查推导出。我们把省人口数作为权重，对分省收入进行加权平均，得到地区平均收入。我们把分省城镇人口数作为权重，对分省城镇收入进行加权，得到全国城镇平均收入。用同样的方法，我们计算得到了全国农村平均收入。分省人口数来自《中国人口统计年鉴》（国家统计局，2001）。城镇和农村人口比例来自于弘文的一篇文章（2002）。分省零售价格指数被用于对分省收入进行平减。详细情况请见正文。

详细观察沿海和内地的收入状况我们发现，1985 年沿海和内地的城乡相对收入基本相当，但到 2000 年内地的城乡收入差距比沿海地区高得多^①。从理论上讲，这可能是由于以下两个原因之一或两个原因都起作用：（1）内地城市比沿海城市变得相对更加富裕；（2）内地农村比沿海农村变得相对更加贫穷。常识告诉我们，第一个原因是不对的。从我们的数据看，在城镇地区，沿海和内地的相对收入比，从 1985 年的 1.25，上升到 2000 年的 1.42，而在农村地区，沿海和内地的相对收入比从 1985 年的 1.27，上升到 2000 年的 1.67。换句话说，尽管沿海城镇和内地城镇以及沿海农村和内地农村的不平等程度都提高了，但是，农村地区趋异程度更高。这表明，沿海农村和内地农村的趋异，可能是地区不平等扩大的主要推动力。

农村收入趋异的另一个重要原因，是农村地区非农就业的发展。表 2 给出了 1990 年和 2000 年全国和农村非农就业的比例。从全国来看，1990—2000 年，农业就业显著下降。根据人口普查数据，1990 年全国农业就业比例为 71.1%。2000 年，这一比例下降到 63.3%^②。由于沿海地区能更好地进入投入品和产品市场，他们在发展非农机会方面，享有更好的条件。因此，沿海省份的非农就业比例，比内地省份高很多。沿海地区农业的重要性，较内地以更快的速度下降。1990 年，沿海地区的农业就业比例为 64.5%，2000 年下降到 52.3%。而在内地，这两个比例分别为 75.7% 和 71.9%。

① 分省城镇和农村人口数利用中国人口统计年鉴汇总数和于弘文的一篇文章（2002）中的城镇和农村人口比例推导出。

② 在普查中工作行业不允许选择多项，农业就业比例的下降程度可能被低估了。由于农业以外的就业经常采取一边兼顾农业的形式，而且兼顾农业的重要性在这一期间一直在提高，因此对农业就业比例下降的估计可能很保守。

表 2 农业就业比例 (1990 年和 2000 年) (%)

	1990 年	2000 年
全国	71.1	63.3
沿海	64.5	52.3
内地	75.7	71.9
农村	89.1	84.6
沿海农村	84.2	76.6
内地农村	91.7	89.3

资料来源：根据 1990 年人口普查 1%抽样和 2000 年人口普查长表 0.95%抽样数据计算得到。

在农村地区内部，非农活动是就业的重要源泉。从全国来看，农村地区农业就业的比例，从 1990 年的 89.1%，降低到 2000 年的 84.6%^①。内地农业就业比例高于沿海省份，沿海农业就业比例下降速度快于内地。沿海农业就业比例，从 1990 年的 84.2%，下降到 2000 年的 76.6%，降低了约 7 个百分点；而内地从 1990 年的 91.7%，下降到 2000 年的 89.3%，仅降低了约 3 个百分点。

由于一个地区内省的收入，是由城镇和农村收入加权平均得到的，人口权重的变化对地区收入不平等也有影响。如果省或地区的城市化水平提高，权重就会发生变化。如果一个地区的城市化速度快于另一个地区，在其城市收入更高的情况下，这个地区的相对收入就会提高。

而实际上，20 世纪 90 年代，内地和沿海地区的城市化速度是不同的。如表 3 所示，1990 年全国农村人口比例为 73.8%，2000 年降低到 63.8%^②。沿海地区 1990 年的农村人口比例为 69.5%，2000 年降低到 58.8%。内地的农村人口比例从 1990 年的 76.5%，降到 2000 年的 67.7%，速度慢得多。

表 3 农村人口比例 (1990 年和 2000 年) (%)

	1990 年	2000 年 (调整后)	2000 年 (未调整)
全国	73.8	63.8	63.9
沿海	69.5	58.8	55.4
内地	76.5	67.7	68.8

资料来源：全国数字来自于弘文的文章（于弘文，2002）。沿海和内地数字利用于弘文的文章（于弘文，2002）中的分省比例和《中国人口统计年鉴》（国家统计局，2001）中的人口权重，加权平均得到。之所以做这种调整，是因为 2000 年人口普查的城镇人口定义与 1990 年普查不同。调整后的 2000 年数据可与 1990 年数据进行对比。

Caselli 和 Coleman (2001) 利用一种方法，将美国农场密集的南方与制造业为主的北方

① 对非农就业水平及其下降程度的低估更加严重，这是因为，部分时间从事非农产业部分时间从事农业的人在普查中更多的是被当作农民而不是非农从业者。

② 2000 年普查对城镇定义做了调整，人口密度成为一个考虑因素。于弘文给出了所有省份根据两种定义得出的转换比（于弘文，2002）。我们利用这些转换比，调整了 2000 年的城镇和农村人口数，以取得与 1990 年的一致。

劳动力收入的趋同,分解为三种因素:劳动力从农业到非农业的重新配置;农业和非农收入的全国性趋同;北方和南方农业收入或非农收入的趋同。我们用类似的方法,来分解1990—2000年间中国沿海(C)和内地(I)收入的趋异。对 $i=C, I; T=1990, 2000$;地区 i 在 t 年的人均收入 w_t^i ,是城镇和农村人均收入的加权平均,权重为人口比例:

$$w_t^i = w_t^u L_n^i + w_t^r (1 - L_n^i) \quad (1)$$

其中, w_t^u 和 w_t^r 分别为地区 i 在 t 年的城镇和农村人均收入, L_n^i 是农村人口比例。

沿海和内地的收入趋异由两年的相对收入差距变化来衡量:

$$\frac{w_{2000}^C - w_{2000}^I}{w_{2000}} - \frac{w_{1990}^C - w_{1990}^I}{w_{1990}} \quad (2)$$

其中, w_t 为 t 年的平均收入。这个指标恰好可以被分解为三个组成部分(详细的分解过程描述,请见附录):

1. 农村内部和城镇内部的趋异效应。在城镇内部,当沿海和内地的收入差距扩大时,整个地区不平等扩大。农村内部同样如此。

2. 人口再分布对沿海和内地趋异的影响。由于农村收入低于城镇,当一个地区的人口从农村迁移到城镇时,城镇收入会增加。内地城市化将会带来沿海和内地收入差距的增长,然而会缩小不平等。如果沿海地区的城市化速度快于内地,趋异就会发生。

3. 城乡收入趋异对地区趋异的影响。由于内地农村人口比例大,当城乡收入差距增加时,沿海和内地的收入差距会扩大。

表4给出了分解结果。1990—2000年间,作为平均收入的组成部分的沿海和内地的收入差距增长了0.143个百分点。引起这种变化的最大贡献者,是部门(农村和城镇)内部沿海和内地的收入趋异,解释了地区趋异的70.4%。将部门内部进一步分解为城镇内部和农村内部的贡献,我们可以看出,农村内部的趋异是最重要的,解释了地区总趋异的43.1%。城镇收入的趋异也很重要,解释了地区总趋异的27.3%,低于农村内部趋异所解释的比例。不同的城市化发展速度也对地区收入趋异有显著影响。城市和农村收入趋异也使得收入更加不平等,但只解释了地区趋异的5.2%,相对较小。沿海和内地城市化发展速度的趋异也很重要,解释了地区收入趋异的24.4%。

三、迁移统计和迁移对收入不平等的反应

第二部分中我们证明了,内地和沿海收入没有表现出趋同。由于劳动力流动是要素价格均等化的一个潜在影响因素,了解中国的劳动力迁移如何对收入差距做出反应是很有意义的。

在中国人口普查中,迁移被定义为过去5年内常住地的变动。但是,1990年和2000年普查中,常住地变动的定义有微小的不同。如果登记地的变动伴随着常住地的变动(户口迁移),在两次普查中都视为迁移。如果登记地的变动没有伴随着常住地的变动(非户口迁移),那么,只有离开登记地一段时间的人,才被看作迁移者。在2000年普查中时间为6个月,在1990年普查中为12个月。为了协调两次普查中定义的不一致,我们需要一个独立的在迁移出发地所做的对非户口迁移者关于迁移时间长短的调查。有人做过符合这样条件的农

表 4 沿海与内地人均收入趋异分解 (1990—2000 年) (%)

	合计	城市化	城市与农村之间	农村和城市内部		
				合计	农村内部	城市内部
组成部分	0.143	0.035	0.007	0.101	0.062	0.039
占总量比例	100	24.4	5.2	70.4	43.1	27.3

资料来源：作者的计算。

村迁移调查。1999 年农业部在六个省所做的农村家庭户口调查中，询问了每一个迁移者的迁移时间长短^①。离开出发地 6~12 个月的迁移者，与离开出发地 6 个月到 5 年之间的迁移者之比，为 0.21 : 1。我们用这个比对 2000 年农村迁移数字进行折扣。对城市的非户口迁移者来说，没有这样一个可运用的独立的调查，我们简单地用一个时间平均因子 1 : 9 来折扣 2000 年的迁移数。由于城市的非户口迁移者相对较少（他们占劳动年龄人口所有省际迁移的 21%），而且不像农村迁移者那样，频繁地从一个目的地转移到另一个目的地，这样计算的偏差应该很小。最后一个调整是，由于 1990 年普查中没有关于西藏自治区的迁移信息，所以我们的计算中不包括西藏。

表 5 给出了一些迁移的基本统计。1985—1990 年，1 183 万人（1990 年 5 岁及以上的人口）从一个省迁移到了另一个省。如果我们只看劳动年龄人口（15~64 岁），迁移数下降到 1 047 万。如果进一步只看 1990 年处于就业状态的人口，迁移数下降到 813 万。

表 5 迁移率 (1985—1990 年和 1995—2000 年)

	1985—1990 年	1995—2000 年
省际迁移		
总迁移 (百万) ^a	11.83	27.53
人口迁移率 (%) ^a	1.11	2.35
劳动年龄人口迁移 (百万) ^b	10.47	25.78
劳动年龄人口迁移率 (%) ^b	1.33	3.01
就业人口迁移 (百万) ^c	8.13	21.24
就业人口迁移率 (%) ^c	1.23	3.13

资料来源：根据 1990 年人口普查 1% 抽样和 2000 年人口普查长表 0.95% 抽样数据计算得到。迁移率是迁移总数除以相关人口数得到。西藏不包括在计算中。

注：为了与 1990 年普查的相关定义一致，我们对 1995—2000 年间迁移数进行了调整。详细情况见正文。

a 人口是指普查时点所有 5 岁及以上的人口。

b 劳动年龄定义为普查时点时在 15~64 岁之间。

c 就业人口是指普查前一周处于就业状态的劳动年龄人口。

大多数省际迁移是跨地区迁移。以劳动年龄人口的迁移为例（表 6），1985—1990 年，

^① 六个省分别为河北省、陕西省、安徽省、湖南省、四川省和浙江省。从宽泛的意义上讲，这些省是中国农村的代表。

表 6 劳动年龄人口省际迁移构成 (1985—1990 年和 1995—2000 年) (%)

	1985—1990 年	1995—2000 年
沿海到内地	14.0	6.1
内地到沿海	32.5	60.1
沿海内部	27.1	18.6
内地内部	26.3	15.2
合计	100	100

资料来源：根据 1990 年人口普查 1% 和 2000 年人口普查长表 0.95% 抽样资料计算。

内地到沿海的迁移占总迁移的 32.5%，沿海到内地的迁移仅占总迁移的 14.0%，其余的为沿海地区内部（占 27.1%）和内地地区内部（占 26.3%）的迁移。1995—2000 年间，迁移流的方向有了显著变化，内地到沿海的迁移几乎翻倍，占全部省际迁移的 60.1%，占整个迁移的绝大部分；沿海到内地的迁移缩减了一半，仅占总迁移的 6.1%；沿海地区内部的迁移减少到仅占 18.6%，内地地区内部迁移仅占 15.2%，都缩减了大约 10 个百分点。这表明迁移距离变得更加遥远。

表 5 也给出了迁移率，即省际迁移数与期末相关人口总量之比。1985—1990 年间，总人口（1990 年 5 岁及以上人口）迁移率为 1.11%，劳动年龄人口和就业人口的迁移率分别为 1.33% 和 1.23%。

从 1995—2000 年间的迁移统计看，很显然，人口的流动性越来越大。与 10 年前相比，人口迁移总量翻倍，达到 2 753 万。不同定义人口的迁移率都翻了一倍以上。总迁移率增长到 2.35%^①，劳动年龄人口的迁移率增长到 3.01%，就业人口的迁移率增长到 3.13%。

Johnson (2003) 利用 1990 年和 2000 年普查数据得到的人口统计结果，以及一个关于 20 世纪 90 年代分省人口自然增长率的独立估算，估计了中国的省际迁移。所有迁入大于迁出的省份，总共的净迁入人口为 3 972 万，他把这个数字作为这个期间省际迁移数量的下限。并且他认识到，由于很多人口从迁入大于迁出的省份迁移到其他省份，实际迁移数字要比这个数字大得多。从表 5 我们的估计来看，从 20 世纪 80 年代到 90 年代，迁移增加了。如果我们把 1990—1995 年间的迁移，看作是 1985—1990 年间和 1995—2000 年间迁移的平均数，那么，这期间的迁移总量为 4 721 万。1995—2000 年间，即最近 5 年期间迁移相对较快，其年均省际迁移率为 0.47%，就业人口的年均省际迁移率为 0.62%。

把中国的迁移率与其他国家进行比较，是非常有趣的，但也非常困难。这是因为，没有哪个人口众多而稠密的国家，与中国的省份有同样的人口分布和规模。中国省份之间语言和民族的同质性，在其他国家也罕见。最好的可做的比较可能是与美国各州之间的迁移进行比较。Johnson (2003) 比较了中国的省际迁移率与美国各州之间的迁移，并得出结论认为，中国的省际迁移比美国各州之间的迁移少得多。美国在 1996—1997 年这一年期间，所有就业

① 如果我们不为了保持与 1990 年定义的一致性调整 2000 年普查中的迁移定义，而使用 2000 年原来的定义，1995—2000 年的迁移率为 2.83%。

人口的 2.5% 在各州之间进行了迁移（美国普查局，1998，表 7）。这是 1995—2000 年中国每年就业人口迁移率的 4 倍。由于美国各州之间的收入不平等比中国要小得多，因此，这种比较给我们提供了很多信息。

我们估计了一个省际人口迁移模型，与 Greenwood 所估计的模型类似（Greenwood，1969，表 1 中的模型 1.1）。模型如下：

$$\ln M_{ij} = \alpha + \beta_1 \ln D_{ij} + \beta_2 \ln Y_{ji} + \beta_3 \ln E_i + \beta_4 \ln E_j + \beta_5 \ln U_i + \beta_6 \ln U_j + \beta_7 \ln R_{ji} + \beta_8 \ln T_{ji} + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

其中 M_{ij} ：五年间（1985—1990 年或 1995—2000 年）从省 i 到省 j 的总迁移率，定义为从省 i 到省 j 的迁移数除以省 i 的人口数（期末数）；

D_{ij} ：省 i 与省 j 的省会之间的铁路距离（公里数）；

Y_{ji} ：省 j 人均收入除以省 i 人均收入（1985—1990 年迁移方程用 1985 年收入；1995—2000 年迁移方程用 1995 年收入）；

E_i, E_j ：期初省 i 和省 j 的 25 岁及以上人口的平均受教育年限；

U_i, U_j ：省 i 和省 j 普查前一周的失业率；

R_{ji} ：普查年份省 j 居住在城市的人口比例除以省 i 居住在城市的人口比例之比；

T_{ji} ：省 j 省会年平均气温除以省 i 省会年平均气温。

由于收入数据缺失，我们的分析中没有包括西藏，而且把重庆作为四川的一部分看待^①。分析共包括 29 个省^②。每个省都可能既是迁移目的地，也是迁移来源地。

我们对 1985—1990 年间和 1995—2000 年间的迁移，分别估计了回归方程。系数比较可以显示出这两个时段迁移决定因素的变化。表 7 为回归结果。回归中用到的关于省的统计信息在表 8 中给出。

正如我们所期望的那样，两个省之间的迁移，与其之间的距离高度相关，但是，1995—2000 年相关性下降。这可能是两个原因造成的。第一，实际交通成本可能在下降。虽然火车票从价钱上看更贵了，但是成本下降可能反映了剥夺的下降和舒适程度的提高。第二，由于迁移目的地社会关系网络的扩大，长距离迁移越来越不可怕，迁移的心理成本下降也是可能的。迁移出发地所在省的受教育水平与该省的迁出不相关，但是，迁移目的地所在省的受教育水平与迁入相关。这可能反映了这样一个事实，即迁移者大量流入的地区，通常为高收入地区，人口的受教育程度高于平均水平。20 世纪 90 年代这种关系强于 80 年代。迁移出发地和目的地所在省的失业率与迁移关系的符号是正确的：出发地所在省的失业率越高，迁出越多，目的地所在省的失业率越高，迁入越少。除 1990 年出发地所在省的失业率不显著外，其他的在统计上都是显著的。城市化水平的系数在统计上不显著。气温指标是显著的，人们倾向于迁往更温暖的地区。这也许是因为，中国的较发达省份恰好是南方省份。

① 直到 1997 年重庆市才从四川省分出来。

② 北京、上海和天津为直辖市，广西、新疆、内蒙古和宁夏为少数民族自治区。为了简便，我们把它们都称为省。

表 7

省际迁移的决定因素 (1985—1990 年和 1995—2000 年)

	1985—1990 年	1995—2000 年
$\ln D_{ij}$ (省会间铁路公里数)	-1.271* (0.077)	-0.902* (0.073)
$\ln Y_{ji}$ (省 j 与省 i 人均收入之比)	0.197 (0.283)	0.595* (0.153)
$\ln E_i$ (省 i 的受教育年限)	-0.209 (0.319)	-0.275 (0.552)
$\ln E_j$ (省 j 的受教育年限)	2.434 (0.322)	3.118* (0.575)
$\ln U_i$ (省 i 的失业率)	0.08 (0.096)	0.344** (0.151)
$\ln U_j$ (省 j 的失业率)	-0.608* (0.095)	-0.479* (0.147)
$\ln R_{ji}$ (省 j 与省 i 城镇人口比例之比)	-0.04 (0.235)	-0.189 (0.168)
$\ln T_{ji}$ (省 j 与省 i 年平均气温之比)	0.364* (0.121)	0.319* 0.094
常数项	-0.035 (0.983)	-3.232** 1.643
R^2	0.433	0.313
观察值数	785	712

注：被解释变量为省 i 到省 j 的省际总迁移率的对数。一些省份之间的迁移为零，故观察值数小于 812 (29×28)。由于所估计的方程为对数线性形式，因此将这种观察值删除。西藏不包括在分析中。括号中为标准误。

*表示系数在 10% 水平上显著；

**表示系数在 5% 水平上显著。

表 8

表 5 中所用的省的特征统计

变量	观察值数	均值	标准差	最小值	最大值
失业率 (1990)	29	1.214	0.767	0.280	4.110
失业率 (2000)	29	4.392	2.445	1.360	9.640
平均受教育年限 (1990)	29	6.426	1.248	4.379	9.463
平均受教育年限 (2000)	29	7.976	1.038	5.974	10.558
平均人均收入 (1989) ^a	29	507.817	184.909	340.530	1 084.530
平均人均收入 (1999) ^a	29	1 062.607	447.273	605.260	2 451.510
城市人口比例 (1990)	29	0.308	0.164	0.149	0.734
城市人口比例 (2000)	29	0.400	0.187	0.186	0.907
年平均气温	29	14.113	5.176	4.608	24.517

注释：a 表示按 1985 年价格计算。

现在我们来讨论分析中的重要变量：迁移目的地对出发地所在省的相对收入。符号为正：这说明目的地对出发地所在省的相对收入越高，迁移率越高。1985—1990 年期间，这一影响不显著，说明人口迁移对收入差距反应不敏感，但是 1995—2000 年期间，这一影响

变得大而显著。由于迁移会缩小收入差距，因此，迁移对收入差距反应的不敏感可能是保守估计，但趋势是正确的。换句话说，到 20 世纪 90 年代末，迁移对地区收入差距的反应显著提高。这有力地证明，80 年代迁移障碍大而普遍，90 年代迁移障碍大大减少。

一些故事性的证据也支持我们的推测：80 年代迁移受到法律和其他方面的很多限制。城市政府对农村来到城市的迁移者有很多敌意，公共服务、食物和住房获得，以及就业等都受到很大程度的限制。90 年代对劳动力迁移的公共意识发生了显著变化。到 90 年代末，对迁移的很多限制都已经消除，唯一遗留的迁移的制度性障碍就是流动儿童不能免费进入公立学校，以及要求有居住和就业证，缺乏这些证件，警察会进行干预。

四、总结和讨论

改革开放以来，中国沿海和内地，以及农村和城镇地区之间的收入差距越来越大。许多学者做了经验性的研究，试图解释这种现象。但是，没有人像 D. Gale Johnson 一样，给予劳动力转移这么多的关注。Johnson 支持这样一种开创性的观点，即劳动力从农业中转移出来，是缩小城镇和农村地区收入差距的重要手段。如果他生前能够完成关于地区不平等的文章，他将会强调同样的观点。

1985—2000 年间，沿海和内地的相对收入从 1.31 上升到 1.65。这种趋异的很大一部分，与城镇和农村的分割、沿海农村和内地农村的趋异，以及劳动力从农村转向城镇的不同速度，是相关联的。同样在这个时期，迁移也大大增加了。省际迁移率（定义为普查前 5 年内跨过省界的人口百分比）从 1985—1990 年间的 1.11%，上升到 1995—2000 年间的 2.35%，这与迁移对地区收入差距的反应增大也是一致的。1985—1990 年，迁移和地区差距之间不存在太大联系，但是，1995—2000 年间，迁移对地区差距的反应急剧扩大。1985—1990 年迁移对收入差距的弹性是 0.197，1995—2000 年间上升到 0.595。

但是，20 世纪 90 年代不断增加的迁移，对于缩小地区收入差距是不充分的。这可能是两个因素造成的，一是持续不断地推动地区收入差距的力量；二是对迁移的限制依然存在。第一个因素与 90 年代不同寻常的高经济增长率相关（年均保持在 9.9% 的水平上），高经济增长会缩小对农产品的需求。由于内地与沿海相比，农业密集化程度更好，高增长率就降低了内地的收入。农业生产率的高增长，也损害了农业和非农业部门之间的贸易价格。在这些因素的影响下，劳动力从农业中转移出来的量需要足够大，才能控制住收入差距。

第二个因素与政府限制迁移的政策相关。尽管 90 年代，对迁移的规定逐渐放松，但至少到 90 年代末期，中国政府依然采取一些方式限制迁移，例如迁移者很难在城市永久居住，这影响了迁移者获得就业岗位，也影响了流动儿童平等进入公立学校。90 年代末期中国的迁移率，尽管是 10 年前的 2 倍多，但与大国例如美国相比，还是很低的。正如 Johnson 指出的：“在中国的地区和城乡收入差距远远大于美国的条件下，人们认为，在没有迁移限制的条件下，中国的迁移率会高得多（Johnson, 2003, p. 30）。”

2002 年以来，许多中等规模的城市开始允许迁移者永久居住，改革步伐迈得很大。2004 年，中央政府号召给流动儿童平等受教育的机会。期望这些政策变化在未来会引发更大规模的迁移。

D. Gale Johnson 认识到, 即使没有对迁移的法律限制, 城乡收入比下降也要花费很长的时间, 这是由于还有许多其他条件需要满足, 这些条件中最重要的是农村教育 (Johnson, 2002)。政策含义是, 必须把一些资源转移到农村教育上, 使得农村人口为非农就业做好准备。

尽管本文侧重于劳动力方面的研究, 但我们认识到, 其他生产要素例如资本流动对收入趋同或趋异也很重要, 需要进一步研究。

附录:

1990—2000 年沿海和内地收入趋异的分解

分解按照 Caselli 和 Coleman 提出的方法进行 (2001)。其分解方法中的公式 (1) 如下:

$$w_t^i = w_n^i L_n^i + w_u^i (1 - L_n^i) \quad (1)$$

其中: w_t^i , $i=C$ (沿海), I (内地); $t=1990, 2000$ 为城镇人均收入 (w_u^i) 和农村人均收入 (w_n^i) 的加权平均, 权数为农村人口比例 (L_n^i) 和城镇人口比例 ($1-L_n^i$)。

收入趋异由公式 (A2) 衡量:

$$\frac{w_{2000}^C - w_{2000}^I}{w_{2000}} - \frac{w_{1990}^C - w_{1990}^I}{w_{1990}} \quad (2)$$

其中, w_t 为 t 年的平均收入。

公式 (1) 可以改写为:

$$w_t^i = (w_n^i - w_u^i) L_n^i + (w_u^i - w_n^i) L_u^i + w_n^i L_n^i + w_u^i L_u^i \quad (A1)$$

利用公式 (A1), 我们可以把 t 年沿海和内地的相对收入差距转换为:

$$\begin{aligned} \frac{w_t^C - w_t^I}{w_t} &= \frac{w_n^C - w_n^I}{w_t} L_n^C + \frac{w_u^C - w_u^I}{w_t} (1 - L_n^C) - \frac{w_n^I - w_n^C}{w_t} L_n^I \\ &\quad + \left(\frac{w_u^I - w_u^C}{w_t} \right) (1 - L_n^I) + \frac{w_n^I - w_u^I}{w_t} (L_n^C - L_n^I) \end{aligned} \quad (A2)$$

公式 (A2) 一阶差分为:

$$\begin{aligned} &\frac{w_{2000}^C - w_{2000}^I}{w_{2000}} - \frac{w_{1990}^C - w_{1990}^I}{w_{1990}} \\ &= \left(\frac{w_{r,2000}^C - w_{r,2000}^I}{w_{2000}} - \frac{w_{r,1990}^C - w_{r,1990}^I}{w_{1990}} \right) L_r^C - \left(\frac{w_{r,2000}^I - w_{r,2000}^C}{w_{2000}} - \frac{w_{r,1990}^I - w_{r,1990}^C}{w_{1990}} \right) L_r^I \\ &\quad + \left(\frac{w_{u,2000}^C - w_{u,2000}^I}{w_{2000}} - \frac{w_{u,1990}^C - w_{u,1990}^I}{w_{1990}} \right) (1 - L_r^C) \\ &\quad - \left(\frac{w_{u,2000}^I - w_{u,2000}^C}{w_{2000}} - \frac{w_{u,1990}^I - w_{u,1990}^C}{w_{1990}} \right) (1 - L_r^I) \\ &\quad + \frac{1}{2} \left(\frac{w_{r,2000}^C - w_{u,2000}^C}{w_{2000}} + \frac{w_{r,1990}^C - w_{u,1990}^C}{w_{1990}} \right) (L_{r,2000}^C - L_{r,1990}^C) \end{aligned}$$