

# 论收入差距对中国乡城迁移决策的影响

朱 农

(武汉商学院, 湖北 武汉 430072)

**摘要:** 本文利用问卷调查数据, 分析了城乡收入差距对中国劳动力迁移的影响, 以及收入差距的来源。结果表明: (1) 收入差距在迁移决策中起着显著作用。(2) 在消除了样本选择性偏差的影响后, 女性的城乡收入差距要高于男性。(3) 在男性的收入差距中, 迁移者和非迁移者在素质上的差异占主导地位; 而女性的收入差距主要决定于城乡劳动力市场的工资差别。

**关键词:** 中国乡城迁移; 收入差距; 样本选择

中图分类号: C922, F036 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149(2002)05-0010-08

## The Impacts of Income Gaps on Rural-Urban Migration Decisions in China

ZHU Nong

(Business School of Wuhan, Wuhan City, Hubei Province 430072)

**Abstract:** Using survey data from China, this article examines the effects of income gaps on migration decisions and the sources of these gaps. The econometric results support the hypothesis that income gaps significantly influence migration decisions. Moreover, we show that when income levels are corrected for selection bias, the urban to rural income gap is larger for women than for men. In the decomposition of income gaps, we find that for men, the individual characteristics play a more important role than the gain in returns to attributes; for women, their income gap is mainly determined by the differences in returns to attributes.

**Keywords:** rural-urban migration in China; income gap; sample selection

### 一、引言

在新古典经济学的框架内, 收入差距在迁移决策中一直占有中心位置。按照刘易斯(Lewis)的二元经济模型, 乡城劳动力迁移的动机在于城市现代工业部门和传统农业之间的收入差距。迁移是平衡城乡收入的一种机制。在农业剩余劳动力全部转移到城市工业部门之前, 后者可以在略高于农村生存收入的固定工资水平上得到它所需要的任何数量的劳动力<sup>[1]</sup>。与刘易斯不同, 托达罗(Todaro)将其模型建立在城市失业的前提下, 他认为迁移决策不仅取决于

收稿日期: 2002-02-27

作者简介: 朱农(1962-), 男, 法国克莱蒙一大经济学博士, 武汉大学商学院副教授。主要研究方向为微观经济分析、劳动力转移和工程性移民。

城乡之间的工资差距,而且取决于迁移者能在城市现代部门找到工作的概率,所以迁移所平衡的只是劳动者在城乡之间的预期收入,而不是其实际收入<sup>[2]</sup>。

中国社会的二元经济结构在城乡收入之间造成了很大的差距。在过去相当长一段时期内,中国由农村向城市的迁移一直受到严格的限制。始于20世纪70年代末的经济改革深刻地影响了劳动力的流动。一方面,农业改革极大地提高了农业生产率和农产品的供给,从而逐渐导致了粮食市场的开放和配给制的消失,农民由此得以在没有城市户籍的情况下进入城市并长期留住城市。另一方面,家庭承包责任制使农民能自由地选择自己的经营方式和职业。在巨大的城乡收入差距的刺激下,大量的农业剩余劳动力开始向城市或非农产业流动。

相对于很多研究热点而言,中国的迁移研究一直是比较落后的。笔者认为这种落后至少表现在三个方面:(1)大部分研究仍停留在定性分析的阶段,而没有与国际学术界规范化的研究方式接轨。(2)迁移的课题在名义上常常不是以学术研究为目的,而是“为有关部门制定政策提供依据”。客观的结果就是许多迁移调查仅止于描述性分析,或者被纳入某些其他的调查。(3)迁移研究的中心问题——收入和迁移的关系分析往往局限于不同群体人口(如迁移者和非迁移者)的静态比较,而很少涉及二者之间的互动关系。

本文从微观经济学的角度出发,借助计量经济学的工具,研究中国乡城劳动力的迁移决策及其收入的决定因素,并重点分析收入差距的作用和内涵。

## 二、分析方法

本文的目的在于利用问卷调查数据,探讨城乡收入差距在迁移决策中的作用。本文的分析方法大致可以分为两部分:(1)收入差距对迁移决策的作用的估计;(2)收入差距来源的分解。

### (一)收入差距对迁移决策的作用

为了分析收入差距对迁移的影响,必须在迁移决策方程的估计中引入城乡收入差距。但在迁移调查中,我们只能观察到迁移者和未迁移者当前的工资水平,而无法观察到迁移者在不迁移的条件下和未迁移者在迁移的条件下的工资水平。也就是说无法比较同一个人在迁移和不迁移两种情况下的工资水平,从而计算其迁移前后的收入差距。因此我们只能用迁移者和非迁移者的当前工资来估计城市和农村的一般工资水平。但由于迁移的选择性,迁移者不是均匀地分布在人群之中,迁移者本身可能具备某些与其工资水平相关的特征,有些特征可以通过调查观察到(如年龄、受教育水平等),有些则无法观察或测量(如个人性格等)。这些特征导致了样本选择的偏差(sample selection bias),从而有可能导致工资水平估计中的偏差。例如,迁移者可能是那些有能力获得较高工资的人,以他们当前的工资为依据所估计的迁移者收入水平可能会偏高;反之亦然。因此,必须修正收入水平估计中因样本的选择性而导致的偏差。这种偏差通常用赫克曼(heckman)二阶段法来修正<sup>[3]</sup>。

本文使用一种probit模型的结构方程(structural equation)来估计收入差距对迁移决策的作用。该方法常被用于收入差距的研究<sup>[4-6]</sup>。

### (二)收入差距的来源

收入差距可能来源于各种因素,如迁移者和非迁移者在个人素质上的差异,城乡劳动力市场上工资水平的差异,以及其他观察不到的原因。奥萨卡(Oaxaca)提出了一种分析技术,能将工资差距分解为不同的来源<sup>[7]</sup>,稍后,瑞莫尔斯(Reimers)进一步将选择性偏差的修正引入了这种分解方法<sup>[8]</sup>。

### 三、实证分析结果

本文使用的数据来源于 1991 年在湖北省进行的一次关于人口迁移和经济发展的问卷调查, 此项研究得到了国家社会科学基金的资助。

#### (一) 数据

本次调查包括了湖北省 6 个市、县的 21 个社区(6 个城市居委会、7 个镇居委会和 8 个村委会)。在调查中使用了家庭户和个人两级问卷。我们在每户中随机挑选了一个 15 岁以上的家庭成员回答了问卷。样本的有效观察值为 2573 户家庭(或个人)。

需要说明的是:(1)调查采用的是“迁入法”,即对于迁移者来说,调查点是他们最后一次迁移的目的地。(2)在本文中,我们将乡城迁移者定义为出生地为农村,在调查时常住地为城镇的暂住人口,也就是说本文所研究的是非户口迁移。这是因为由农村向城镇户口的迁移意味着“农转非”,这种迁移受到了国家的严格限制,其迁移的动因、决策及后果均不完全取决于个人因素,也不完全反映城乡劳动力市场的供求状况,而且,这类迁移人口一般都与原居住地(农村地区)没有很大的联系,所以我们在本文中不讨论这类迁移。(3)我们的调查只局限于湖北省,所以我们去掉了来自省外的迁移者。(4)鉴于一部分迁移人口已在城市中居住多年,他们已经完全融入了城市生活,和原居住地已没有多少关系了,所以我们去掉了 5 年前来到目的地的迁移者。

我们将所有居住在农村的人视为非迁移者。最后,我们的样本包括 1353 个有效观察值,其中 384 个目前居住在城镇的乡城迁移者,969 个居住在农村的非迁移者。

如前所述,我们有两类方程:迁移决策方程和收入方程。前者的被解释变量为一虚拟变量,迁移者取值为 1,非迁移者取值为 0。后者的被解释变量为个人月平均收入的对数值。至于解释变量,在迁移决策方程中,我们引入年龄、文化程度、家庭人口数、兄弟姐妹个数、是否长子(女)、迁移前的婚姻状况和家中耕地面积;在收入方程中我们引入年龄、文化程度、家中耕地面积和所在地(乡、镇)的人均收入。

#### (二) 迁移决策的决定因素

我们首先估计 probit 约简方程,该方程包括迁移决策方程和收入方程的所有解释变量,表 2 中的回归 5 和回归 6 为估计的结果。藉此约简方程,我们可分别计算样本城市和农村的逆米尔比率。然后,我们分别估计城市和农村的收入方程,并代入逆米尔比率以修正样本选择性偏差。表 1 为收入方程的估计结果。

我们首先看男性移民的情况。从回归 1 中可见,收入和年龄的关系呈倒 U 形曲线,这与其他同类研究的结果相符<sup>[9]</sup>。即收入首先随着年龄的增长而上升,经过一个临界值后,收入就开始随年龄的增长而下降了。根据系数值,这个临界值大约在 40~42 岁左右。这个结果可以从两方面来解释:一方面,年龄可反映一种人力资本积累的水平。其中包括经验的积累和人际网络的建立,从这个意义上来说,年龄越大,积累越丰富<sup>[10]</sup>;另一方面,由于大多数乡城暂时性迁移人口从事的是体力劳动,青年人显然又比老年人占有优势。回归结果证实了文化程度对收入的正向作用,随着文化程度的上升,其对收入的作用增强。居住地人均收入代表地区发展水平,该变量对收入起着显著的正向作用。

回归 3 为女性移民的情况,从中可见,年龄对女性迁移者的收入的作用不显著。在文化程度中,仅有“高中及以上”对收入有显著的正向影响。这可能是由于妇女在城市劳动力市场中具有较大的选择余地,她们的收入与年龄和文化程度的关系不大。例如年龄较大或文化程度

表 1 城乡收入方程的估计

被解释变量: 个人月收入的对数值

	男				女			
	迁移者		非迁移者		迁移者		非迁移者	
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
年龄	0.039**	(1.92)	0.041***	(2.73)	...	(-0.01)	0.069***	(4.17)
年龄的平方(/100)	-0.047*	(-1.77)	-0.051***	(-2.91)	-0.015	(-0.40)	-0.081***	(-4.27)
文化程度: 小学	0.056	(0.30)	0.325***	(2.88)	-0.415*	(-1.91)	0.088	(0.87)
初中	0.379**	(2.08)	0.720***	(5.67)	0.207	(1.02)	0.349***	(3.01)
高中及以上	0.630***	(3.26)	1.052***	(7.54)	0.381*	(1.78)	0.644***	(4.64)
居住地人均收入(/100)	0.036***	(5.23)	0.091***	(10.80)	0.007	(0.84)	0.095***	(11.36)
逆米尔比率	0.053	(0.56)	-0.338*	(-2.33)	-0.015	(-0.13)	0.030	(0.23)
常数项	3.577***	(8.65)	2.418***	(7.22)	4.931***	(8.74)	1.750***	(4.67)
拟合优度( $R^2$ )	0.263		0.344		0.156		0.300	
观察值数	198		512		186		457	

说明: 括号内为 t 检验值。“...”表示数字的绝对值不足 0.001。\*\*\*、\*\*和 \* 分别表示结果在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

较低的妇女可以从事诸如钟点工、保姆之类的家庭服务业, 其收入也不见得低。另外, 如托达罗所言, 她们可以“开办一些小店铺”经营“手工食品和工艺品”<sup>[11]</sup>。

从迁移者与非迁移者的比较来看, 我们可以注意到, 无论是对男性还是对女性, 教育对非迁移者的收入的作用都要高于对迁移者的作用。这说明在我们的结果中, 相对于城市而言, 教育在农村地区具有较高的回报率。这可能是因为大多数乡城暂时性迁移者在城市中只能从事一些低层次、低报酬的工作, 这显然降低了教育的作用。相反, 对农业劳动者来说, 如舒尔茨 (Schultz) 所指出: “较高的教育水平有利于学习和使用某些现代技术”<sup>[12]</sup>。而且文化程度高的农民更有可能从事家庭非农业经营或进入乡镇企业, 这些非农业活动能显著地提高他们的收入。这个结论也得到了其他一些实证研究的证实<sup>[13]</sup>。

利用收入方程, 我们可以计算每个观察值的城市收入和农村收入, 进而计算每人的城乡工资差距, 并纳入结构方程以研究收入差距对迁移决策的影响。表 2 中的回归 7 和回归 8 为结构方程的估计结果。从中可见, 无论对于男性还是对于女性, 迁移概率和年龄都呈倒 U 形曲线。文化程度仅能提高男性的迁移概率, 对于女性的迁移决策不起作用。文化程度是决定迁移预期收益最重要的因素之一。一方面, 文化程度越高, 克服迁移障碍的能力越强, 迁移成本也就越低。另一方面, 在其他条件都相同的情况下, 文化程度较高的劳动者更容易在城市中找到工作。一般来说, 男性在迁移中处于“主动”地位<sup>[14]</sup>, 因此他们的文化程度对迁移过程的影响较大: 文化程度既直接作用于收入 (见表 1); 又通过提高迁移概率而间接作用于收入 (或者说提高预期收入)。然而对女性来说, 由于她们在迁移中时常处于“从属”地位, 如投亲靠友, 随迁家属等, 她们的迁移决策可能更取决于她们的配偶等人的迁移行为。此外, 如前所述, 妇女在非正规部门的具有优势, 她们的就业可能不太依赖于文化程度。因此, 对于给定的收入差距, 文化程度对女性的迁移概率作用不大。此外, 土地的短缺对劳动力外迁构成一种推力。婚姻

对流动有很强的负作用: 家庭的建立, 以及随之而来的子女的抚养, 意味着稳定生活的开始, 这无疑提高了迁移的成本。家庭规模对女性的迁移起正向作用, 而对男性的迁移不起作用。这似乎说明妇女的流动更受家庭的羁绊。

表 2 迁移决策方程的估计

被解释变量: 迁移者=1, 非迁移者=0

	约简方程				结构方程			
	男 回归 5		女 回归 6		男 回归 7		女 回归 8	
年龄	0.033	(1.00)	0.122***	(3.30)	0.105***	(2.76)	0.109***	(3.06)
年龄的平方(/100)	-0.029	(-0.75)	-0.138***	(-3.08)	-0.109**	(-2.49)	-0.125***	(-2.90)
文化程度: 小学	0.035	(0.13)	-0.227	(-1.07)	0.183	(0.67)	0.043	(0.22)
初中	0.393	(1.36)	0.028	(0.13)	1.166***	(4.04)	-0.012	(-0.06)
高中及以上	0.515*	(1.70)	0.200	(0.83)	1.179***	(3.87)	-0.026	(-0.11)
居住地人均收入(/100)	0.151***	(9.95)	0.116***	(8.50)				
家中耕地面积	-0.161***	(-7.07)	-0.116***	(-7.14)	-0.034*	(-1.76)	-0.051***	(-3.23)
已婚	-1.907***		-2.024***		-1.544***	(-7.30)	-1.542***	(-8.41)
家庭规模	0.070	(1.21)	0.091*	(1.72)	0.072	(1.21)	0.171***	(3.32)
兄弟姊妹个数	0.070	(0.78)	-0.046	(-0.57)	-0.101	(-1.09)	-0.080	(-1.00)
长子(女)	0.118	(0.76)	0.069	(0.46)	0.057	(0.35)	0.015	(0.10)
收入差距( $\log W_{it} - \log W_{it}$ )					1.376***	(10.23)	0.609***	(8.25)
常数项	-2.277***	(-3.34)	-2.795***	(-3.72)	-3.383***	(-4.31)	-2.236***	(-3.15)
似然函数极大值	-223.567		-252.794		-192.098		-263.656	
估计值与观察值相符的比重(%)	85.4		82.0		90.7		84.7	
观察值数	710		643		710		643	

说明: 括号内为 t 检验值。“...”表示数字的绝对值不足 0.001。\*\*\*、\*\*和 \* 分别表示结果在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

最后, 我们的结果证实了收入差距在迁移决策中的重要作用: 无论对于男性还是对于女性, 该变量的回归系数都显著为正。这就是说城乡收入差距越大, 农村劳动力向城市迁移的倾向就越强。

### (三) 迁移概率对收入差距变化的回应

上节的估计结果可以用来模拟某些政策的效用。在此, 我们重点讨论城乡收入差距的缩小对于相对工资和迁移概率的影响。收入差距的缩小可能来自两种情况: 一是农村收入的上升; 二是城市收入的下降。前者意味着乡城迁移的机会成本的提高。按照托达罗的观点<sup>[15]</sup>, 通过农村和农业的发展来降低乡城人口流动的经济刺激, 是解决城市失业问题的关键。至于后一种情况, 由于工资的刚性, 城市收入的绝对水平一般是不会下降的。然而, 在中国的一些城市中, 有些部门以各种名目向进城的农民征收一些附加费用<sup>[19]</sup>, 实际上相当于压低了乡城迁移者的收入。在此我们作两种模拟: 农村收入上升 10% 和城市收入下降 10%。前者是保持

城市工资不变, 将表 1 农村收入方程中的常数项提高 10%; 后者正好相反, 保持农村工资不变, 将城市收入方程中的常数项提高 10%。

我们用城市和农村收入的几何平均值之比(城乡相对收入)来衡量总体的收入差距。至于迁移概率, 参考 Perloff 的工作<sup>[18]</sup>, 我们使用两种方法来衡量整个群体的迁移概率。第一种方法是计算所有人的迁移概率的算术平均值(以下简称平均值); 第二种方法是计算迁移概率大于 50% 的人的比重(以下简称 50% 标准)。我们先根据上节的估计结果, 计算出的城市和农村当前的相对收入、平均迁移概率和迁移概率大于 50% 的人的比重, 将这些值取为初始状态。然后通过变动城市或农村的收入, 利用表 1 和表 2 的回归结果, 模拟出以上三个统计量相对于初始值的变化。

表 3 为模拟结果。由于城市收入一般高于农村收入, 所以城市收入下降 10% 对相对收入的缩减作用显然要大于农村收入上升 10% 的作用。对于男性来说, 如果农村收入上升 10%, 城乡收入比将下降 21.5%; 平均概率将下降 4.9 个百分点; 迁移概率大于 50% 的人的比重下降 4.1 个百分点。如果城市收入下降 10%, 同样是对男性, 城乡收入比将下降 30.1%; 平均概率和迁移概率大于 50% 的人的比重将分别下降 7.1 和 6.7 个百分点。女性的结果同男性类似。与男性相比较, 女性的城乡相对收入对农村收入的上升的反映要远远弱于男性, 但对城市收入的下降的反映则要强于男性。此外, 从迁移概率来看, 对于城市工资的下降, 男性和女性的反映大致相同; 但对于农村工资的上升, 男性的反映则大大强于女性。

表 3 农村工资上升或城市工资下降对相对收入和迁移概率的影响

	男			女		
	相对工资 $W_u/W_r$	迁移概率		相对工资 $W_u/W_r$	迁移概率	
		平均值: $\left(\sum_i P_i^*\right)/n$	50% 标准: $P_i^* \geq 50\%$		平均值: $\left(\sum_i P_i^*\right)/n$	50% 标准: $P_i^* \geq 50\%$
初始值	1.99	28.9	25.0	1.99	30.3	22.2
农村收入上升 10%	1.56	24.0	20.9	1.60	28.1	21.6
	(-21.5)	(-17.0)	(-16.4)	(-16.1)	(-7.3)	(-2.7)
城市收入下降 10%	1.39	21.8	18.3	1.16	23.3	17.6
	(-30.1)	(-24.6)	(-26.8)	(-41.6)	(-23.1)	(-20.7)

说明: 括号系模拟值相对于第一行初始水平变化的百分比, 负值表示下降。

#### (四) 收入差距来源的分解

表 4 为男性和女性的平均收入差距及其来源的分解。结果表明, 按照模型的估计, 男性和女性城市和农村的收入几何平均值分别为 207 元、104 元和 154 元、77 元。男性和女性的城乡收入的比率均为 1.99。然而, 当我们除去样本选择性偏差之后, 男性的城乡相对收入为 1.78, 而女性为 2.02, 也就是说女性的城乡收入差距比男性大。这个结果可以解释为什么在我们的样本中男性和女性在迁移率方面差别不大——因为女性乡城迁移的回报率高于男性, 所以女性具有比男性更强的迁移动机。

如前所述, 收入差距可以有三个来源, 从这三个来源来看, 男性和女性的差别很明显。对于男性来说, 迁移者和非迁移者个人特征上的差异对收入差距的贡献(39.3%)高于城乡劳动

力市场工资差别的贡献(27.6%)。这就是说他们在城市劳动力市场上的收入在很大程度上取决于他们的个人素质(如文化程度)。这可能是因为低素质的男性劳动力在城市中只能从事低层次、低报酬的体力劳动,其收入只是略高于他在农村的收入。但如果他具备一定的素质,他就可望获得较高的收入。对于女性劳动力来说,其收入差距主要由城乡的工资差别(65.2%)决定,她们的个人素质对收入差异的影响相对较小(22.1%)。换句话说,任何一个普通的女性劳动力,只要迁移到城市,她就有可能获得远高于农村收入的报酬,而她们的个人素质对她们在城市的收入的作用比较有限。这可能是因为一方面相当一部分妇女在农村以从事家务劳动为主,其货币化的收入很低;而在城市则正好相反,妇女一般都会从事一些有报酬的工作,因而其城市收入会远高于农村收入。另一方面,妇女在城市非正规劳动力市场上具有较多的选择,她们的收入水平对其自身的人力资本积累(如年龄、文化程度)的依赖较低。

表 4 收入差距来源的分解

	男	女
样本选择性误差修正前:		
城市收入的几何平均值, $W_u = e^{\beta_u X_u + \gamma_u \lambda_u}$ (元)	207	154
农村收入的几何平均值, $W_r = e^{\beta_r X_r + \gamma_r \lambda_r}$ (元)	104	77
城乡相对收入, $R = W_u / W_r$	1.99	1.99
收入差距各种来源的贡献(%):		
劳动力个人特征的差异, $P_X = e^{(\alpha_u - \alpha_r)\beta_u} - 1$	39.3	22.1
劳动力市场对个人特征的回报率的差异, $P_\beta = e^{X_r(\beta_u - \beta_r)} - 1$	27.6	65.2
样本选择偏差, $P_\lambda = e^{\gamma_u \lambda_u - \gamma_r \lambda_r} - 1$	12.0	-1.3
样本选择性误差修正后:		
城市收入的几何平均值, $W_u / e^{\gamma_u \lambda_u}$ (元)	201	155
农村收入的几何平均值, $W_r / e^{\gamma_r \lambda_r}$ (元)	113	77
城乡相对收入, $R' = W_u / (W_r(1 + P_\lambda))$	1.78	2.02

## 五、结论

本文介绍了一种分析迁移概率和收入的计量经济学模型。我们的结果证实了城乡收入差距在中国农村向城市的迁移过程中的正向作用:无论对于男性还是对于女性,收入差距越大,迁移概率越强。这个结果说明,在不受限制的条件下,城乡人口迁移将进一步扩大。由于中国的农村(或者说农业)相对收入一直在较低的水平上徘徊,城乡收入差距在短期内不会有根本性的改变,因此中国政府也就不可能完全放松对城乡迁移的控制。

通过模拟收入差距和迁移概率对城乡收入变化的反映,我们发现,女性的城乡相对收入对农村收入的上升的反映要远远弱于男性,但对城市收入的下降的反映则要强于男性。男性和女性的迁移概率对城市工资的下降的反映大致相同;但对于农村工资的上升,男性迁移概率的反映则大大强于女性。总体上来说,农村的收入水平的提高能显著抑制男性劳动力的迁移倾向;反之,城市工资水平的下降则会显著降低女性迁移者的相对收入。

在修正了样本选择性偏差之后,女性劳动者的城乡收入差距要大于男性的城乡收入差距,也就是说,对于女性而言,其城乡迁移的收益更大。这个结果解释了中国妇女在城乡迁移中所

占的重要地位。男性的收入差距主要决定于迁移者和非迁移者在素质上的差异;而在女性的收入差距中,城乡劳动力市场上的工资差别占主导地位。

此外,我们的结果还表明教育对非迁移者的收入的作用高于对迁移者的作用,也就是说教育在农村地区具有较高的回报率。这个结果证实了舒尔茨的观点:人力资本投资是农业经济增长的主要源泉<sup>[9]</sup>。

#### 参考文献:

- [ 1 ] Lewis, W.A. (1954). *Economic Development with Unlimited Supply of Labour*. The Manchester School of Economic and Social Studies 47(3): 139—191.
- [ 2 ] Todaro, M. P. (1969). *A Model of Labour Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries*. *American Economic Review* 59(1): 138—148.
- [ 3 ] Heckman, J. (1979). *Sample selection bias as a specification error*. *Econometrica* 47: 153—161.
- [ 4 ] Perloff J. M. (1991). *The Impact of Wage Differentials on Choosing to Work in Agriculture*. *American Journal of Agricultural Economics* 73(3): 671—680.
- [ 5 ] Van der Gaag, J. and Vijverberg W. (1988). *A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country*. *Review of Economics and Statistics* 70(2): 244—252.
- [ 6 ] Zhao Y. (1999). *Labour Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China*. *Economic Development and Cultural Change* 47(4): 767—782.
- Zhao, Y. (2001). *Foreign direct investment and relative wages: The case of China*. *China Economic Review* 12(2001): 40—57.
- [ 7 ] Oaxaca, R. (1973). *Male-female wage differentials in urban labor markets*. *International Economic Review* 14(3): 693—709.
- [ 8 ] Reimers, C.W. (1983). *Labour Market Discrimination Against Hispanic and Black Men*. *Review of Economics and Statistics* 65(4): 570—79.
- [ 9 ] Agesa J. and Agesa, R. U. (1999). *Gender Differences in the Incidence of Rural to Urban Migration: Evidence from Kenya*. *The Journal of Development Studies* 35(6): 36—58.
- [ 10 ] Li S. (1997). *Population Migration, Regional Economic Growth and Income Determination: A Comparative Study of Dongguan and Meizhou, China*. *Urban Studies* 34(7): 999—1026.
- [ 11 ] Todaro, M. P. (1997). *Economic Development*. London: Longman, 1997.
- [ 12 ] Schultz T. W. (1964). *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven and London: Yale University Press, 1964.
- [ 13 ] Rozelle, S., Zhang, L. and Huang J. (2001). *Employment, Emerging Labor Markets, and the Role of Education in Rural China*. Paper presented at the International Conference on the Chinese Economy “Has China Become A Market Economy?”, May, 2001, Clermont-Ferrand, France.
- [ 14 ] 同 11.
- [ 15 ] 同 11.
- [ 16 ] Wu, H. X. (1994). *Rural to Urban Migration in the People’s Republic of China*. *The China Quarterly* 1994 (September): 669—698.
- [ 17 ] Zhao Y. (1999). *Leaving the Countryside: Rural-to-Urban Migration Decision in China*. *American Economic Review* 89(2): 281—286.
- [ 18 ] 同 4.
- [ 19 ] 同 12.

[ 责任编辑 齐明珠 ]