

劳动力流动成本和工资性收入对地区间农民收入差距的影响研究

韩民春, 樊琦

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 随着经济社会的发展我国地区间农民收入差距不断加剧, 地区间农民收入差距的扩大将不利于我们经济社会的长期发展。本文主要从农村劳动力流动成本、农民工资性收入两个方面研究地区间农民收入差距问题。对中国的20个省份面板数据进行了完全修正最小二乘法(FMOLS)估计。结论发现农村劳动力流动成本对农民收入影响十分显著; 工资性收入对经济发达地区农民收入增长贡献比例明显低于经济不发达地区; 经济发达地区农民收入来源渠道较广, 而经济不发达地区农民收入来源渠道则相对较窄, 工资性收入增长对经济不发达地区农民收入影响十分明显。因此, 降低农村劳动力流动成本、增加经济不发达地区农民工资性收入、拓宽经济不发达地区农民收入来源是缩小地区间农民收入差距的根本途径。

关键词: 农民收入差距; 流动成本; 工资性收入

中图分类号: F014.4

文献标识码: A

一、引言

20世纪90年代以来, 大量农村劳动力流向经济发达地区就业的打工潮成为我国改革开放以来的一个非常重要的社会现象, 即农村劳动力流动转移就业问题。从流动转移的总体趋势来看, 劳动力流动的路径基本上表现为由农村流向城市, 由小城市流向大城市, 由中西部地区流向东部地区, 随着改革开放的不断深入, 这种流动越来越频繁, 同时也伴随着农村内部收入差距不断持续扩大。

从1988-2005年《中国农业年鉴》农民纯收入统计数据来看, 农民收入总体增长明显。同时也表现为地区间收入差距的逐年扩大。为了综合反映地区间的农民收入差距, 本文使用《中国统计年鉴》中全国各省市年农民纯收入计算得出了泰尔指数。泰尔指数是一种常用的测度收入不平等的指标。表1数据显示, 从总体看泰尔系数一直持续扩大, 从1988年的0.05570, 扩大为2006年的0.08233, 基尼系数扩大了1.48倍, 其中2000-2003年地区间农民收入差距较稳定, 农村居民人均纯收入的基尼系数也维持在0.077左右, 在2004年泰尔指数还有所下降, 然而到了2005年和2006年地区差距扩大明显, 农民人均收入的基尼系数上升了将近0.02, 泰尔指数也从2004年的0.074467上升至2005年的0.080684, 上升幅度较大, 而且2006年还在进一步上升。收入差距不断扩大的长期趋势将不利于我国的经济长期发展与和谐社会建设。

表1 1988-2006农民纯收入差距泰尔指数

| | | | | | | | | |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 年份 | 1988 | 1989 | 1991 | 1992 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 |
| 泰尔指数 | 0.05570 | 0.05996 | 0.06592 | 0.07010 | 0.08111 | 0.07471 | 0.07347 | 0.06836 |
| 年份 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
| 泰尔指数 | 0.07018 | 0.07783 | 0.07783 | 0.07874 | 0.07809 | 0.07447 | 0.08068 | 0.08233 |

种种迹象表明我国农村收入差距扩大十分明显, 农村收入差距问题也越来越受到人们的关注, 有关研究农村收入差距的文献也越来越多, 国内比较有影响力的研究成果主要有, 如万广华(2004)

通过 Box-Cox 和 Box-Tidwell 收入决定函数结合起来的方式,定量分析了导致中国农村地区收入不平等的根源,研究发现受乡镇企业雇佣的劳动力比例(TVE)对不平等程度的贡献率较大,教育、资本投入已经成为决定区域间不平等的第二重要因素。Wan 和 Zhou (2005)以回归分解框架为基础,使用农户的面板数据分析了中国农村的收入不平等,研究发现中国农村的收入不平等现象最主要是由于地理位置的贡献。Huang (2005)使用了描述性统计量和多变量研究灌溉对农村收入、贫穷与收入分配之间的关系,发现灌溉的使用可以增加农民收入,减少了贫穷和农村收入不平等。徐庆、田士超等(2008)研究了农地制度、土地细碎化对农民收入不平等的影响,文章发现土地细碎化与农民收入的总水平呈正相关,同时土地细碎化还有利于农民收入不平等的积极作用。所有这方面研究还没有从劳动力流动成本、工资性收入的角度来研究农民收入差距问题,这也是本文研究的意义所在。

借鉴相关研究的有益思想,本文使用理论模型与统计分析地区间农民收入差距,并应用经济计量方法研究农民工工资性收入、流动成本与农民收入差距之间关系。本文的第二部分是劳动力流动的理论模型。第三部分分析了农民务工收入与劳动力流动成本对农民纯收入的影响。文章的第四部分为数据与模型估计。第五部分为结论分析及政策含义。

二、农村劳动力流动的理论模型

国外对农村劳动力流动的研究比较早,具有代表性的理论模型有:刘易斯的二元经济模型、托达罗模型、人口流动的推拉模型、相对经济地位变化的伊斯特林模型等。国内有关劳动力流动的研究主要有:在刘易斯二元经济模型的基础上,我国学者陈吉元和胡必亮(1994)提出了三元经济结构模型,谭崇台(1999)又提出了四元经济结构模型,蔡昉(1996)等人也提出了他们的一些研究观点。本文主要以托达罗模型作为本文劳动力流动成本模型构建的理论基础。在托达罗农村劳动力流动模型中,农村劳动力是否选择迁入城市的关键因素既取决于农村劳动力对城市和农村的预期收入差距,也要取决于劳动力流动的成本。模型虽然考虑到了成本因素对劳动力流动的影响,但没有具体说明影响劳动力流动成本的因素,本文在这一基础上进一步考虑了影响劳动力流动成本的具体因素。本文具体模型构建如下:

在托达罗模型的基础上本文加入了转移就业的距离变量来解释劳动力流动成本,即 $C = f(L)$, C 代表流动成本, L 代表转移就业的距离,使用转移就业的距离来作为劳动力流动成本的解释变量是因为转移就业的距离能较好地解释农村劳动力流动成本状况,转移就业的距离既可以度量劳动力流动产生的直接成本,如交通成本、通信成本、生活成本、信息成本、培训成本、租房成本、子女教育成本等,也可以较好度量劳动力流动所付出的其他成本,如离家较远所付出的时间成本、心理成本、机会成本等。流动距离越远成本越高,距离越近成本越低。

假设农村人口总数为 n ,有 $k_1, k_2, k_3 > 0$, $0 < \alpha < 1$, $0 < \delta < 1$, 农民总收入由两部分组成:一部分为农业收入,另一部分为流动出去获得的劳务收入,分别由 $Y_1(t)$ 和 $Y_2(t)$ 表示,即 t 时期农民总收入为:

$$Y(t) = Y_1(t) + Y_2(t) \quad (2)$$

假设农村从事传统农业人员固定比例为 $1 - \alpha$, 可流动的农民人口比例为 α , 其中 α 比例中人口实际流动的概率为 P_t , 没有流动的概率为 $1 - P_t$ 。

单个农民流动成本用 C 表示,成本是转移就业距离长短 L 的函数,即:

$$C = f(L) = k_3 L \quad (3)$$

单个农民 t 时期务工收入用表示 $y_2(t)$, 务农收入用 $y_1(t)$ 表示,初始期的务工可以得到收入用

$y_2(0)$ 表示, 务农收入用 $y_1(0)$ 表示, 那么 t 时期农民人口实际流动的概率 $P(t)$, $P(t)$ 可以表示为 $y_2(t) - y_1(t)$ 、 C 以及 $P(t-1)$ 的函数:

$$P(t) = f(y_2(t) - y_1(t), c) + \ell P(t-1) = k_1(y_2(t) - y_1(t)) - k_2c + \ell P(t-1) \quad (4)$$

需要注意的是我们在这里考虑了概率的滞后项 $\ell P(t-1)$, ℓ 为系数且 $0 < \ell < 1$, 这是根据行为经济学理论中人有一种从众心理, 前期流动的概率会对后期流动的概率造成影响。

$$那么初期流动的概率就为: P(0) = k_1(y_2(0) - y_1(0)) - k_2c \quad (5)$$

$y_2(t)$ 假设为初始期收入 $y_2(0)$ 和时间的函数, 随着时间的延长农民务工收入不断提高的, 所以时间 t 与务工收入成正比, 即:

$$y_2(t) = y_1(0) + k_4t \quad (6)$$

由于务农收入增长缓慢我们假设不随时间增长, 为静态的初始值 $y_1(0)$, t 时期务农收入为:

$$y_1(t) = y_1(0) \quad (7)$$

把上面的(2),(3),(4),(5),(6),(7) 带入到方程(2)中, t 时期全部农民收入的表达式为:

$$Y(t) = (1 - \alpha) \cdot n \cdot y_1(0) + \alpha \cdot n \cdot [k_1(y_2(0) + k_4t - y_1(0)) - k_2k_3L + \ell P(t)] \cdot (y_2(0) + k_4t) + \alpha \cdot n \cdot [1 - k_1(y_2(0) + k_4t - y_1(0))] + k_2c - \ell P(t) \quad (8)$$

$$由递推公式可以得出: P(t-1) = (\lambda + \ell^{t-1} \cdot P(0)) \quad (9)$$

λ 为常数项且 $\lambda > 0$, ℓ^{t-1} 为 $t-1$ 期的系数, 同样 $0 < \ell^{t-1} < 1$ 。

将(9)式带入(8)式计算可以得到(10)式, γ 为常数项的加总。

$$Y(t) = \gamma - (y_2(0) + k_4t - y_1(0))(1 + \alpha \cdot n)k_2 \cdot k_3 \cdot L \quad (10)$$

然后对(10)式求 L 的一阶导数得到:

$$\frac{\partial Y(t)}{\partial L} = -(y_2(0) + kt - y_1(0))(1 + \alpha n)k_2k_3 \quad (11)$$

得出, $\frac{\partial Y(t)}{\partial L} < 0$, 转移就业的距离是农民收入的减函数, 随着农村劳动力转移就业距离的增大, 劳动力人均可汇寄回家的金额逐渐减少(曹明贵, 2005), 即农民收入降低。

三、农民务工收入、劳动力流动成本与农民收入增长的经验分析

(一) 农民务工工资收入对农民收入增长的贡献

改革开放以来农民收入水平迅速增长,大量农村富余劳动力转向二、三产业,各地农民的工资性收入迅速增加。据统计年鉴数据资料显示,1996年、1999年、2002年2005年农民工资性收入分别是450.84、630.26、840.22和1175元,占农民纯收入的比重为23.4%、28.5%、33.9%和36.1%,呈逐年上升的趋势(见表2)。2001年农民工资性收入为771.9元,比上年增长69.2元,增长11.0%,对农民增收的贡献约为50%;2005年农民工资性收入达到1175元,比上年增长176.54元,增长17.7%,对农民增收贡献率达到55.5%。由于种植业收入及其相关收入增长较慢,农民人均纯收入增长缓慢,工资性收入已经成为农民增加收入的重要来源,为增加农民收入做出了重大贡献。

表2 农民务工工资收入占农民纯收入比例变化情况

| 年份 | 1996 | 1999 | 2002 | 2005 |
|----|------|------|------|------|
|----|------|------|------|------|

| | | | | |
|-----------|---------|---------|---------|---------|
| 农民工工资性收入 | 4775.97 | 3926.59 | 5090.03 | 5259.05 |
| 占农民纯收入的比重 | 23.4% | 28.5% | 33.9% | 36.1% |

注：数据来源于各年统计年鉴。

(二) 农村劳动力流动成本对农民收入的影响

我国农村劳动力就业的流动的路径可以概括为，从农村流向城市，由小城市流向大城市，由中西部地区流向东部沿海地区。总体表现为经济不发达地区农村劳动力流向发达地区就业，而经济发达地区农村劳动力则倾向区域内就业。由于农村劳动力转移流动过程中成本差异，使得农村劳动力就业的收入也有较大差别。从表 1 中可以看劳动力流动就业距离长短对农民收入的影响。农村劳动力向就业地流动中的经济成本比较容易观察，随着农民出乡就业、出县就业、省外就业距离的增大，劳动力人均汇寄款项逐渐减少。可以说离家的距离越远，汇寄款越少^①。

表 3 不同就业地域的农村劳动力人均汇寄款金额 单位：元

| 地域 | 1997年 | 1998年 | 1999年 | 2000年 |
|------|---------|---------|---------|---------|
| 乡内 | 4775.97 | 3926.59 | 5090.03 | 5259.05 |
| 县内乡外 | 3450.54 | 3621.51 | 4469.60 | 4731.85 |
| 省内县外 | 3023.69 | 3268.25 | 3932.80 | 4007.04 |
| 省外 | 2649.04 | 2786.76 | 3217.82 | 3272.36 |

注：以上数据均为国家统计局农调队农村住户劳动力抽样调查数据。引自劳动和社会保障部就业司：《中国农村劳动力就业及流动状况》，1997年、1998年、1999年、2000年。

四、模型设定与回归估计

(一) 模型设定

本文选取了 Y 作为解释变量， Y 为农民人均纯收入， Y 由务工收入和务农收入两部分组成。根据式 (2) 我们得到：

$$Y(t) - Y_1(t) = Y_2(t) \quad (13)$$

模型中务农收入的初始值是相同的，即 $Y_1(t)$ 。在这里我们只需考察农民务工工资 $Y_2(t)$ 对总收入的影响，则单个农民收入为：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i^0 D_i + \beta_{it}^1 y_{2,it} + u_{it} \quad (14)$$

以上方程中的解释变量： y 表示农民人均纯收入； $y_{2,it}$ 表示 t 时期的农民务工工资（乡镇企业农村务工人员平均工资数据）， D_i 为流动就业成本，由于沿海工资较高，工作机会较多，经济不发达地区农民大多流向经济发达地区流动，经济发达地区农民流动成本低取值为 1，经济不发达地区取值为 0。

(二) 模型单位根检验

1. 面板变量的面板单位根检验

面板单位根检验特殊的困难是，既要考虑横截面的异质性，又要形成一个具有较高“势”的检验统计量。以下为 Im, Pesaran and Skin 的单位根检验，即对于以下数据生成过程：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-i} + \sum \beta_{it} \Delta y_{it-i} + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (15)$$

^①曹明贵等著，2005：《农村与人力资源开发与人力资本流动研究》，经济科学出版社，第 183 页。

检验的原假设为： $H_0: \alpha_i = 0, \text{ for all } i$

检验的备选假设为：

$$H_1: \alpha_i \neq 0, \text{ for } i = 1, 2, \dots, N$$

在对每个截面成员进行单位根检验之后，得到每个截面成员 α_i 的 t 统计量，记为 $t_{it}(p_i)$ ，利用每个截面成员 α_i 的 t 统计量构造检验整个面板数据是否存在单位根的参数 α_i 的 t 统计量如下：

$$\bar{t}_{NT} = (\sum t_{it}(p_i) / N) \quad (16)$$

在每个界面成员的滞后阶数为 0 的情况下，即式 (15) 中不存在差分项的滞后项，Im, Pesaran and Skin (2003) 通过模拟给出了统计量 \bar{t}_{NT} 在不同显著性水平下的临界值。

如果截面成员中包含滞后项，即式 (15) 中存在差分相的滞后项，那么检验利用 \bar{t}_{NT} 给出了服从一个渐进正态分布的统计量 $W_{t_{var}}$ ：

$$W_{t_{var}} = \sqrt{N} | \bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum E(\bar{t}_{it}(p_i)) | / \sqrt{N^{-1} \sum Var(t_{it}(p_i))} \rightarrow N(0,1) \quad (17)$$

因此，可以利用这个渐进正态分布的统计量检验存在滞后项的时间序列、横截面数据。为使结论具有稳健性，本文为保证结果的准确性分别应用了 Im, Pesaran and Skin (Im, Pesaran and Skin, 2003)、LLC (Levin, 2002)、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验方法 (Maddala, 1999)。

2. 面板单位根检验结果

应用 (17) 式对我国 20 个地区的 y, y^u 变量进行面板单位根检验，为保证结论的准确性，本文同时应用 4 中检验方法对其进行了面板单位根检验，结果一并列入表 4。

表4 面板数据的单位根检验

| 变量 | Im, Pesaran Shin W-stat (Prob.**) | ADF – Fisher Chi-square (Prob.**) | PP–Fisher Chi-square (Prob.**) | LLC t* (Prob.**) | 结论 |
|--------------|-----------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|-------------------|--------|
| y | 11.7147 (1.0000) | 4.67583 (1.0000) | 1.96607 (1.0000) | 8.96033 (1.0000) | $I(1)$ |
| Δy | -1.35292 (0.0880) | 59.8519 (0.0225) | 74.5983 (0.0007) | -3.06282 (0.0011) | $I(0)$ |
| y^u | 2.02061 (0.9783) | 39.7186 (0.4828) | 10.7938 (1.0000) | -1.96908 (0.0245) | $I(1)$ |
| Δy^u | -10.06798 (0.0000) | 165.778 (0.0000) | 158.021 (0.0000) | -19.7375 (0.0000) | $I(0)$ |

注：括号中为对应统计检验的收尾概率，即 p 值，该值是依照渐进正态分布计算得到。 $I(0)$ 为平稳数据， $I(1)$ 为一阶差分平稳，此外，带虚拟变量项无需检验。

(三) 面板协整检验方法及检验结果

1. Pedroni (1999) 协整检验

该协整检验利用下列协整方程的残差：

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + x'_{it} \beta_i + e_{it} \quad (18)$$

其中 $\beta_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi})'$, $x_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{Mit})'$ 。可以看出，由于该式可以考虑异质斜率系数，固定效应和个体确定趋势，因此允许面板数据具有很大的异质性。Pedroni (1999) 七个统计量。他们的渐进分布具有以下形式：

$$Z = (Z^* - \mu\sqrt{N})/\sqrt{v} \Rightarrow N(0,1) \quad (19)$$

其中 Z^* 为以上七个统计量， $\mu\sqrt{N}$ 和 v 为 Z^* 的渐进均值和方差。以上检验均为单边检验，出第一个以外，拒绝域在左侧。本文主要报告了以下两个统计量。

2. 协整检验结果

对变量 y, y^u 进行 Pedroni (1999) 面板协整检验结果，其加权统计量均在 5% 显著性水平下拒绝原假设，即认为协整关系存在。

表5 协整检验结果

| 方法 | 统计量 | Statistic | Prob. | 结论 |
|---------|---------------|-------------|--------|------|
| Pedroni | 面板 v 统计量 | -3.270745 * | 0.0019 | 存在协整 |
| | 面板 ρ 统计量 | 2.300355 * | 0.0283 | 存在协整 |

注：括号中为对应统计检验的收尾概率，即 p 值，该值是依照渐进正态分布计算得到。检验统计量均为都为显著，用 * 表示显著。

(四) 面板协整向量的 FMOLS 修正与估计结果

1. FMOLS 的估计方法：

为了避免模型 (14) 中可能出现的内生性问题，为了得到更稳健的估计结果，本文使用了完全修正的最小二乘法 (FMOLS) 校正模型 (14) 可能出现的内生性，得到具有一致性的参数估计。数据生成过程如下，首先进行 OLS 回归，然后对因变量和估计参数进行修正。OLS 回归的方程为：

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + x'_{it} \beta_i + e_{it} \quad (20)$$

OLS 估计量的渐进分布依赖于残差项 ω 的长期方差阵。

第 i 个序列的方差阵为：

$$\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} E[T^{-1} (\sum_{t=1}^T \tilde{\omega}_{it}) (\sum_{t=1}^T \tilde{\omega}_{it})'] = \sum_i + \Gamma_i + \Gamma_i' = \begin{vmatrix} \tilde{u}_{i,i} & \tilde{u}_{u,i} \\ \tilde{u}_{u,i} & \tilde{u}_{u,i} \end{vmatrix}$$

其中 $\sum_i = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(\omega_{it} \omega'_{it}) = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & u_{u,i} \end{vmatrix}$ ，为同期相同关系矩阵，

$\Gamma_i = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T E(\tilde{\omega}_{it} \tilde{\omega}'_{is}) = \begin{vmatrix} u_{u,i} & u_{u,i} \\ u_{u,i} & u_{u,i} \end{vmatrix}$ 为自协方差矩阵，他是按照 Newey 和 West (1994) 进行加权的。定义 $\theta_i = \begin{vmatrix} u_{u,i} \\ u_{u,i} \end{vmatrix} = \sum_i + \Gamma_i = \sum E(\tilde{\omega}_{it} \tilde{\omega}'_{it})$ ，则通过对因变量的变形，即 $y_{it}^* = y_{it} - \hat{\omega}_{u,i} \hat{\omega}_{\varepsilon,i}^{-1} \Delta x_{it}$ 来实现对内生性的修正，此时 FMOLS 估计量为：

$\hat{\beta}_i^* = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i^* - T \hat{\theta}_i^*)$ ，其中 $\hat{\theta}_{\varepsilon u}^* = \hat{\theta}_{\varepsilon} - \hat{\theta}_{\varepsilon} \hat{\omega}_{\varepsilon,i}^{-1} \hat{\omega}_{u,i}$ 提供了对子相关的修正。面板数据的 FMOLS 估计量就是各序列的估计量的一个均值。

2. 回归结果分析

通过对模型 (14) 做最小二乘回归，回归结果如下：

$$y_{it} = 150.77 + 500.22\alpha_i + 0.2001y_{it} + u_{it} \quad (21)$$

括号中为 t 统计量，对最小二乘回归结果系数进行面板协整向量的FMOLS修正结果，关于本文回归滞后窗宽，本文选取为5，其选取参考（王少平，欧阳志刚，2007）。通过FMOLS方法修正后的系数分别为： $\hat{\beta}_{FM} = 0.244885$ 。具体回归结果可以表示如下：

表6 面板协整向量的FMOLS的估计结果

| 地区 | $\hat{\beta}_{i_t} (t)$ | 地区 | $\hat{\beta}_{i_t} (t)$ |
|-----|-------------------------|----|-------------------------|
| 北京 | 0.0006(462.12) | 湖北 | 0.2565(33.14) |
| 天津 | 0.2345(160.41) | 湖南 | 0.2543(234.22) |
| 河北 | 0.3909(102.45) | 广东 | 0.0003(994.05) |
| 山西 | 0.2146(239.23) | 广西 | 0.3305(155.90) |
| 内蒙古 | 0.2262(143.82) | 海南 | 0.3521(769.69) |
| 辽宁 | 0.3219(48.30) | 贵州 | 0.1555(16.05) |
| 上海 | 0.0004(41.59) | 陕西 | 0.2789 (89.24) |
| 江苏 | 0.0004(103.52) | 甘肃 | 0.422 (0.0181) |
| 安徽 | 0.3858(400.18) | 宁夏 | 0.3659 (42.96) |
| 江西 | 0.2146 (239.23) | 新疆 | 0.2939(158.61) |

注：表中估计结果中选取了以下20个省市1989-2005年农民人均纯收入的数据，20个地区包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、上海、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、贵州、陕西、甘肃、宁夏、新疆。数据来自中国农业年鉴与中国农业统计提要。表中括号中是对应估计系数的 t 统计量。所有地区 α_i 显著为正，因篇幅原因这里没有报告。

估计结果显示，表6中各地区 $\hat{\beta}_{i_t}^1$ 基本都显著的为正，不同地区间 $\hat{\beta}_{i_t}^1$ 系数具有较大差异。从整体来看，不发达地区的系数要明显大于发达地区。如山西、吉林、江苏、安徽、广西、甘肃、宁夏等的 $\hat{\beta}_{i_t}^1$ 和 $\hat{\beta}_{i_t}^2$ 系数显著不为零，农村劳动力在乡镇企业务工的工资收入水平对农民收入的贡献系数都比较大，表明这些地区农民务工工资收入、就业人口数对增加农村收入具有十分显著的作用。而经济发达地区，如北京、天津、广东、上海、江苏等地的 $\hat{\beta}_{i_t}^1$ 系数都较小，对农民收入增加的贡献不大，结果表明经济发达地区乡镇企业工资收入对该地区农民收入的贡献较小。根据(21)式面板模型最小二乘回归结果，虚拟变量系数 $\hat{\beta}_i^0$ 也显著为正，表明不同地区农村劳动力流动成本导致地区间的截距产生明显差异，因流动成本因素也导致地区间农民收入差距。

五、结论及政策含义

本文通过建立面板协整模型，并应用了 FMOLS 对变量进行回归分析，得出以下结论：

第一，农村劳动力流动成本是导致地区间农民收入差距的重要因素，流动成本较高地区农民收入明显低于流动成本较低地区。农村劳动力流动成本高的地区，农民流动困难，流动的概率低，农民收入也明显较低。结论表明，增加农民收入和减小农民收入差距的有效途径就是要降低农村劳动力的流动成本，有效提高农村劳动力流动水平。

第二，农村劳动力工资性收入差距的扩大加剧了地区间农民收入差距，研究还发现工资性收入占经济不发达地区农民收入的比重明显高于经济发达地区。经济发达地区农民收入来源渠道较广，而经济不发达地区农民收入来源渠道相对较窄，大多为传统农业经营性收入，所以工资性收入的增长对增加经济不发达地区农民收入的影响十分明显，结论和实际完全相符合。

针对以上结论本文提出了两点政策建议：

第一，有效降低农村劳动力的流动成本不仅有利于农民收入差距的减小，还可以提高区域人力资源配置的效率、优化资源配置，促进经济的持续增长。如取消歧视性的进入壁垒、改革不合理的户籍制度，降低农村劳动力流动的交通、通信成本，提供相关培训与就业信息服务、降低劳动力流动中等待就业的时间和机会成本，为农村劳动力进城务工提供进城返乡的便利条件等。

第二，拓宽经济不发达地区农民增收渠道，有利于缩小地区间农民收入差距。如增加农民的资产性收入、转移收入、财产收入等。上述研究表明发展乡镇企业对提高经济不发达地区农民工资性收入具有十分显著的作用，经济不发达地区应坚持大力发展劳动密集型乡镇企业，努力增加农村劳动力就业人口数。

参考文献

- [1] 蔡昉, 1996: 《劳动力迁移和流动的经济学分析》[J], 《中国社会科学季刊》。
- [2] 蔡昉、都阳、王美艳, 2003: 《劳动力流动的政治经济学》[M], 上海三联书。
- [3] 曹明贵等著, 2005: 《农村与人力资源开发与人力资本流动研究》[M], 经济科学出版社。
- [4] 陈吉元、胡必亮, 1994: 《中国的三元经济结构与农业剩余劳动力转移》[J], 《经济研究》第4期。
- [5] 谭崇台, 1999: 《发展经济学的新发展》[M], 武汉大学出版社。
- [6] 托达罗, 1991: 《第三世界的经济发展》[M], 中译本, 中国人民大学出版社。
- [7] 万广华, 2004: 《解释中国农村区域的收入不平等: 一种基于回归方程的分解方法》[J], 《经济研究》第8期。
- [8] 王少平、欧阳志刚, 2007: 《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》[J], 《经济研究》第10期。
- [9] 许庆、田士超、徐志刚等, 2008: 《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》[J], 《经济研究》第2期。
- [10] Breitung, J., 2003, "A Parametre Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data." [M], *Manuscript*.
- [11] Guanghua Wan and Zhangyue Zhou, 2005, "Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data" [M], *Review of Development Economics*, 9(1), 107-120.
- [12] Im, K. S. P., Pesaran, M. H., and Y. Shin., 2003, "Testing for unit roots in Heterogeneous Panels" [J], *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- [13] Levin, A., Lin, C. F., and C. Chu., 2002, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties" [J], *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- [14] Maddala, G. S. and S. Wu., 1999, "A Comparrative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test" [M], *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics*, 61: 631-652
- [15] Pedroni, P., 1999, "Critical Values For Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With multiple Regressors" [M], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- [16] Qiuqiong Huang, David Dawe, Scott Rozelle, Jikun Huang and Jinxia Wang, 2005, "Irrigation, poverty and inequality in rural China" [J], *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 49: 159 - 175.

A Study of the Impact of Labor Mobility Cost and Wages income on Regional Income Disparity in Rural China

Han Min-chun, Fan Qi

Abstract: With a very high speed national economy development the regional income disparity issues are very serious in rural China. In this paper, we attempt to provide an analysis of income disparity in rural areas from two important perspectives: wages income, labor mobility cost. After the FMOLS test, we found wages income have a very significant impact on the farmer's income in less-developed region, but only little impact on the developed region. Furthermore, the farmer's income sources in the developed region are wider than that of the less-developed region. Increasing wages income has a very obviously effect on the farmer's income of less-developed regions. So, the effective ways that can reduce the rural income disparity is to cut the labor mobility cost in finding a job process for a farmer, make great effort to increase wages income in less-developed region, and continue to increase the income sources in the less-developed region.

Key Words: Rural Income Disparity; Mobility Cost; wages income

收稿日期: 2008-11-29;

基金项目: 教育部人文社会科学规划项目 (06JA790040); 国家社会科学基金 (08BGJ011)