

# 流动与收入:基于我国大学毕业生的实证研究

■陈洪捷 马莉萍

**摘要:**以2009年全国高校毕业生就业调查数据为基础,通过建立一般线性回归模型和两阶段最小二乘估计模型,考察我国大学毕业生的区域流动与其收入之间的关系。研究发现:不管是OLS回归模型还是2SLS回归模型,均验证了就学流动和就业流动会提高毕业生的经济收入。2SLS纠正了OLS的内生性问题后,流动的收益率尽管有所下降,但就学流动和就业流动的收入效应仍然达到10.5%和8.1%。流动对于实现毕业生资源的合理配置以及全社会的整体效率改进具有重要的意义,应进一步打破我国劳动力市场分割的现状,扫除高校毕业生的流动障碍,鼓励高校毕业生的自由流动。

**关键词:**大学生;劳动力流动;经济收入;流动收益

**基金项目:**教育部人文社科重点研究基地课题“我国大学生的区域流动行为研究”(11JJD880002)。

**中图分类号:**G40-054 **文献标识码:**A **文章编号:**1674-2311(2013)10-0003-06

**作者简介:**陈洪捷,男,北京大学教育学院教授;马莉萍,女,北京大学教育学院/北京大学教务长办公室助理研究员,斯坦福大学博士后(北京 100871)。

## 一、问题的提出

流动(migration)是劳动力市场运行的核心,当劳动力流动到更高价值的社会岗位时,也就实现了劳动力资源的有效配置。人力资本理论将流动视为一种重要的投资方式,当个人或家庭能够通过流动到一个新的地方来改善其生活状况时,就会倾向于发生流动行为。新古典主义经济学家 Sjaastad 是第一位将人力资本理论正式应用于劳动力流动研究的学者,他在1962年发表于《政治经济学》上的文章指出:“流动是一种具有成本和收益的资源配置方式”。这为解释劳动力流动的原因及其影响提供了一个清晰的分析框架,也为今后研究流动提供了一种新的思路和有效的工具。此后的很多学者都致力于在此框架下分析流动的决策因素以及因流动而引发的收益。

国外很多研究证实了地区间的流动或迁移会增加流动者的终生收入(Wertheimer,1970;Borjas,1994),且一些研究估计流动的报酬率在10%-15%之间,大致等于其他形式的人力资本投资的收益率

(Keith & McWilliams,1999)。然而,较高的平均收益率并不代表所有的流动者都会得到正的收益率,这种流动决策是建立在预期净收益基础上的决策,而且多是在不确定性和信息不充分的情况下做出的决策,因此预期净收益并不一定能够实现。此外,流动能带来更多的终生收入,也并不一定意味着流动后的前几年就可以获得这种收益(Grant & Vanderkamp,1980)。

大学生的区域流动,也是人力资本投资方式的一种,不管是就学还是以就业为目的流动,都可以看作是成本——收益框架下个体效用最大化的一种决策行为,因此也就有可能产生人力资本的初期回报。研究表明,那些受过良好教育的劳动者通常能更全面地了解各地的就业机遇和工作机会,更好地估计自身的能力、与某项职业的匹配以及流动所需发生的费用等,因此他们的流动行为会比受教育较少的劳动者具有更多的收益(Schultz,1961)。

目前我国针对流动收益的研究很多,但大多局限于针对已经进入劳动力市场的群体,比如农民工的城

乡流动(赵耀辉,1997)、劳动者的工作流动(吴克明,2008)等,而针对高校毕业生迁移就业收益的实证研究非常少,且并未得到一致的结论。岳昌君和周俊波(2005)利用2003年的全国高校毕业生就业调查数据分析了本专科毕业生的流动收益,发现跨省就业的毕业生起薪显著高于本省就业的毕业生。其后岳昌君(2011)对2009届高校毕业生的研究再次证实了多种流动类型的毕业生均能获得比不流动群体更高的收益。而李锋亮等(2011)针对2007届硕士毕业生的实证研究则发现:除了跨籍就业能够给硕士毕业生在起薪上带来显著的正向收益外,跨学就业、既跨籍又跨学就业的收入效应都不显著。

总的来看,国内对流动与收入关系的研究均忽视了一个重要问题——流动的内生性。流动的群体代表了一个积极选择的群体,与那些留在当地的人相比,通常他们更有野心、具有更强的工作意愿、更高的受教育水平,会在劳动力市场上有更好的表现(Chriswick,1978)。因此,流动的内生性可能掩盖了流动与收入之间的真实关系。当把收入作为因变量而把流动作为自变量纳入一般线性回归模型时,就会破坏模型的假设条件,从而产生非一致的估计。

为此,本研究将在人力资本理论的框架下,利用2009年全国高校毕业生就业调查数据,通过建立多种计量经济模型解决这一难题,从而深入探究我国高校毕业生的流动与其收入之间的关系。

## 二、调查数据及研究方法

### 1. 调查数据

本研究使用的数据北京大学教育学院在2009年6月进行的全国高校毕业生就业调查数据。调查包括东、中、西部地区14个省份的28所高校,东部地区包括北京、天津、河北、山东、江苏、浙江和海南;中部地区包括吉林、黑龙江、山西、河南;西部地区包括广西、贵州和新疆。其中211重点高校9所,一般本科院校14所,专科及高职院校5所。调查共回收有效问卷21,753份,其中已经确定工作单位且填写工作起薪的样本共计7,105人,那些调查时未确定工作去向的毕业生(包括待就业、升学、出国、不就业拟升学)以及未报告工作起薪的毕业生则被排除在本研究之外。

为了剔除极端值对回归结果的干扰,本研究还对收入变量进行了剔除极端值的处理<sup>①</sup>,数据清洗后的样本总量缩小至6,904。剔除极端值后被调查毕业生

的平均工资为2,185元,其中,男生平均工资2,311元,高于女生的2,008元;研究生平均工资最高,约为3,572元,本科生次之约为2,195元,而专科生最低,仅有1,413元;进入国企和三资企业的平均工资最高,约为2,499元,其次是事业单位和机关,平均工资最低的是私营企业、乡镇企业及其他类型的企业,仅为1,706元。因此,这些类别都可能是影响毕业生工资水平的重要变量,在研究流动的收入效应时都需要作为控制变量加入回归方程。

### 2. 研究方法

关于大学生区域流动行为的概念,不同文献均做出了不同的定义(马莉萍,2009)。在本研究中,就学流动是指大学生离开生源地所在省份到其他省份就读大学;如果在生源地省内就读大学,则认为未发生就学流动。就业流动是指大学毕业生离开院校地所在省份到其他省份就业;如果在省内就业则认为未发生就业流动。

为了验证高校毕业生区域流动的收入效应,最经典也简单的方法是使用单一的对数线性模型和普通最小二乘法(OLS)来估计流动的收益,即在明瑟收入方程扩展形式的基础上加入流动变量,模型如下:

$$\ln W = \beta_0 + \sum \beta_{1i} X_i + \beta_2 M_{edu} + \beta_3 M_{job} + \beta_4 M_{edu} * M_{job} + \mu$$

其中,因变量W为毕业生的工资起薪;自变量 $X_i$ 为一系列代表个人、家庭及工作特征的变量,包括受教育程度、性别、家庭经济背景、工作单位的性质、工作所在地的特征等;自变量 $M_{edu}$ 为代表毕业生是否发生就学流动的变量( $M_{edu}=0$ ,表示未发生就学流动; $M_{edu}=1$ ,表示发生了就学流动);自变量 $M_{job}$ 为代表毕业生是否发生就业流动的变量( $M_{job}=0$ ,表示未发生就业流动; $M_{job}=1$ ,表示发生了就业流动);交互变量 $M_{edu} * M_{job}$ 的加入是为了说明就学流动与就业流动对收入的交叉影响。当 $M_{edu}=0$ 即未发生就学流动时,就业流动对收入的影响就是 $\beta_3$ ;当 $M_{edu}=1$ 即发生就学流动时,就业流动对收入的影响就是 $\beta_3 + \beta_4$ ;当 $M_{job}=0$ 即未发生就业流动时,就学流动对收入的影响就是 $\beta_2$ ;当 $M_{job}=1$ 即发生就业流动时,就学流动对收入的影响就是 $\beta_2 + \beta_4$ 。

为了解决流动的内生性,需要选择合适的工具变量。尽管很难找到完全令人满意的工具变量,但是有益的尝试仍然值得探索。本研究分别选取了“生源地所在地的就学流出率”和“院校所在地的就业流出率”作

为工具变量。从理论上来说,个体是否选择流出生源地就学与该地的就学流出率是相关的,因为就学流出率反映了当地的各种特征,如高等教育特征、经济特征等。与之相似,个体是否选择流出院校地就业也应该与该地的就业流出率相关,因为就业流出率也反映了当地的各种特征,如经济发展水平、就业机会等。于是,这两个变量满足了工具变量的第一个条件。关于第二个条件,地区的就学流出率和就业流出率并不与个体的能力等这些未被观察到的变量相关,因此从理论上来说也满足了工具变量的第二个条件。

接下来,本文建立了如下的两阶段最小二乘估计模型(2SLS)。

$$\text{Step1: } M_{\text{edu}} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum X_i + u \quad (1)$$

$$M_{\text{job}} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum X_i + u \quad (2)$$

$$\text{Step2: } \ln W = \beta_0 + \beta_1 PM_{\text{edu}} + \beta_2 PM_{\text{job}} + \beta_1 \sum Z_i + \varepsilon \quad (3)$$

第一阶段回归中包含两个回归方程,因变量分别为就学流动  $M_{\text{edu}}$  和就业流动  $M_{\text{job}}$ , 自变量  $X_i$  为该模型中的所有外生变量,包括性别、家庭年收入、父亲的受教育程度、单位性质、单位所在地的人均 GDP、个体生源所在地的就学流出率和个体院校所在地的就业流出率。这里之所以把除工具变量之外的其他外生变量也加入第一阶段的回归,是因为外生变量这样的组合可以获得最好的工具变量(Wooldridge, 2005)。第二阶段回归方程中的因变量  $\ln W$  为学生工作起薪的对数形式,  $PM_{\text{edu}}$  和  $PM_{\text{job}}$  分别为第一步估计出的就学流动和就业流动,自变量  $Z_i$  为影响个体收入的一系列外生变量,包括性别、家庭年收入、父亲的受教育程度、单

位性质、单位所在地的人均 GDP。此方程中的系数  $\beta_1$  和  $\beta_2$  即为就学流动和就业流动对毕业生收入的影响。

### 三、流动与收入关系的描述统计分析

#### 1. 毕业生的流动率

在被调查的毕业生中,既没有发生就学流动也没有发生就业流动的比例最高,约占 54.3%。仅发生就学流动的比例为 37.5%, 仅发生就业流动的比例为 31.2%, 而既发生就学流动又发生就业流动的比例则为 23%。

表 1 不同流动类型的毕业生人数及百分比

流动类型	样本频数	样本频率(%)
不动	3,592	54.3
就学流动	2,479	37.5
就业流动	2,063	31.2
既就学流动又就业流动	1,519	23.0

#### 2. 不同学历毕业生的“流动——收入”曲线

图 1 展示了就学流动/就业流动与收入之间的简单关系,其中,横坐标表示毕业生的学历层次,纵坐标表示毕业生的平均月收入。可以看出:毕业生的受教育水平越高,其平均工资也越高。而在各个学历层次的毕业生当中,发生流动的毕业生其平均收入都高于未发生流动的毕业生,其中以本科毕业生流动和未流动的收入差异最大,且因就业流动而造成的收入差异低于因就学流动造成的收入差异。这说明,在剔除了受教育水平对收入的影响后,仍然有一部分收入差异可能是由就学流动造成的,即就学和就业流动均可能会对收入有正向的积极影响。

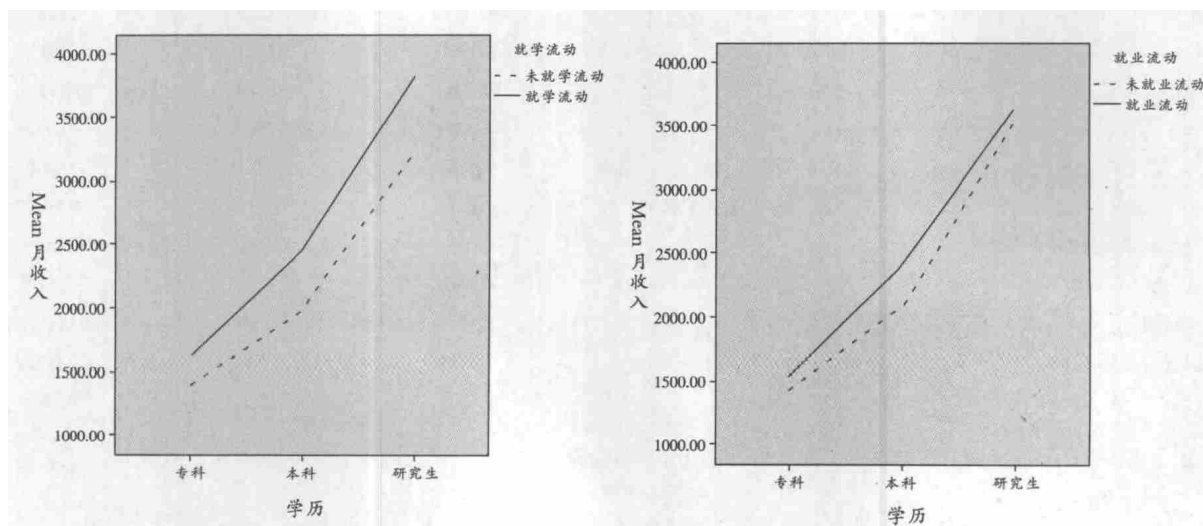


图 1 不同学历毕业生的“就学流动——收入”曲线和“就业流动——收入”曲线

表2 “流动——收入”的 OLS 回归结果

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	全体	本科生	全体	本科生	全体	本科生	全体	本科生
就学流动	0.147***	0.185***	-	-	0.107***	0.135***	0.121***	0.172***
就业流动	-	-	0.138***	0.179***	0.086***	0.104***	0.134***	0.181***
就学流动 * 就业流动	-	-	-	-	-	-	-0.067**	-0.120***
学历	研究生比专科	-	0.741***	-	0.709***	-	0.704***	-
	本科比专科	0.279***	-	0.292**	-	0.270***	-	0.269***
性别	女比男	-0.116***	-0.070***	-0.110***	-0.057***	-0.108***	-0.057***	-0.108***
家庭年收入	10 万以上比 1 万以下	0.279***	0.245***	0.263***	0.215***	0.272***	0.234***	0.275***
	1 到 10 万比 1 万以下	0.071***	0.083***	0.071***	0.082***	0.071***	0.081***	0.072***
父亲受教育年限		0.008***	0.012***	0.009***	0.012***	0.008***	0.012***	0.008***
单位性质	机关比事业单位	0.106***	-0.049	0.106***	-0.052	0.108***	-0.052	0.110***
	国企三资企业比事业单位	0.067***	0.012	0.070***	0.007	0.062***	-0.003	0.063***
	民营、乡镇及其他企业比事业单位	-0.114***	-0.190***	-0.110***	-0.190***	-0.114***	-0.194***	-0.113***
单位所在地人均 GDP		0.085***	0.076***	0.097***	0.091***	0.091***	0.084***	0.088***
常数项		6.908***	7.199***	6.866***	7.162***	6.881***	7.161***	6.886***
模型卡方值		351.114	69.847	348.151	66.535	326.388	301.821	66.036
模型显著性		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
调整的 R <sup>2</sup>		0.442	0.187	0.441	0.180	0.445	0.195	0.446

注:(1)\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01;(2)“-”表示回归方程中不包括该变量。

表3 “流动——收入”的 2SLS 回归结果<sup>③</sup>

变量	第一阶段		第二阶段
	方程(1)	方程(2)	方程(3)
就学流动	-	-	0.105*
就业流动	-	-	0.081*
家庭所在地就学流出率	0.916***	0.409***	-
院校所在地就业流出率	1.754***	1.125***	-
性别	女比男	-0.056***	-0.147***
家庭年收入	10 万以上比 1 万以下	0.017	0.124**
	1 到 10 万比 1 万以下	0.038**	0.030*
父亲受教育年限		0.004*	-0.004*
单位性质	机关比事业单位	-0.029	0.0025
	国企三资企业比事业单位	0.058**	0.150**
	民营、乡镇及其他企业比事业单位	0.010	0.037
单位所在地人均 GDP		-0.023***	-0.098***
常数项		-0.163***	0.409***
模型卡方值		122.66	84.90
模型显著性		0.000	0.000
调整的 R <sup>2</sup>		0.312	0.238

注:(1)\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为 0.10、0.05 和 0.01;(2)“-”表示回归方程中不包括该变量。

四、流动与收入的计量回归分析

表 2 和表 3 分别呈现了使用 OLS 和 2SLS 估计的

回归结果。表 2 列出了四个模型的 OLS 回归结果,且四个模型分别以全体毕业生和本科毕业生作为研究

对象进行了回归。可以看出,四个模型均通过整体的显著性检验,说明引入的解释变量可以较好的解释大学毕业生的工资收入。

模型(1)和(2)分别考察了就学流动和就业流动对毕业生收入的影响。其中,模型(1)的回归结果可以看出:在不考虑就业流动的情况下,就学流动对毕业生的影响是正向显著的。且在其他条件相同的情况下,发生就学流动的毕业生比未发生就学流动的毕业生收入增加了14.7%,而就学流动给本科毕业生带来的收入效应是18.5%。模型(2)的回归结果可以看出:在不考虑就学流动的情况下,就业流动对毕业生的影响是正向显著的。且在其他条件相同的情况下,发生就业流动的毕业生比未发生就业流动的毕业生收入增加了13.8%,而就学流动给本科毕业生带来的收入效应是17.9%。

模型(3)考察了就业流动和就学流动对毕业生收入的共同影响。回归结果显示,在其他条件相同的情况下,就学流动和就业流动对全体毕业生的收入影响分别为10.7%和8.6%,而对本科毕业生的收入影响分别为13.5%和10.4%。

模型(4)在模型(3)的基础上加入了就学流动和就业流动的交互变量,这是因为就学流动对收入的影响可能因是否发生就业流动的不同而不同,与之相似,就业流动对收入的影响也可能因为就学流动的不同而不同,交互变量的加入可以分别看出这些不同影响。回归结果显示,当未发生就学流动时,就业流动比不就业流动的收入多13.4%;而当发生就学流动时,就业流动比不就业流动的收入多6.7%(13.4%-6.7%)。与之相似,当未发生就业流动时,就学流动比不就业流动的收入多12.1%;而当发生就业流动时,就业流动比不就业流动的收入多5.4%(12.1%-6.7%)。而以本科生为研究对象的回归结果则发现:当未发生就学流动时,发生就业流动的本科生比未发生就业流动本科生收入多18.1%;而当发生就学流动时,就业流动的本科生比不就业流动本科生收入多6.1%(18.1%-12.0%)。而就学流动的影响是:当未发生就业流动时,就学流动的本科生比不就业流动本科生收入多17.2%;而当发生就业流动时,就学流动的本科生比不就业流动本科生收入多5.2%(17.2%-12.0%)。

需要指出的是,在不同就学流动状态下,就业流动的收入效应也有所不同:在未发生就学流动时,就业流动的收益率为高达18.1%,而发生就学流动时,就

业流动的收益率将为5.9%。与之相似,当未发生就学流动时,就业流动的本科生比不就业流动本科生收入多17.2%;而当发生就业流动时,就学流动的收益率则降到5.2%。这说明,尽管就学流动和就业流动都会对收入产生积极影响,但二者之间也存在一定的互补和替代关系:如果其中一者不发生,另一者的收入效应会提高;如果其中一者发生,另一者的收入效应就会有所降低。

表3列出了本科毕业生流动与收入的2SLS回归结果。其中,方程(1)和(2)为第一阶段的回归结果,而方程(3)为第二阶段的回归结果<sup>②</sup>。方程(1)的目的是以所有外生变量估计出 $PM_{edu}$ ,方程(2)的目的是以所有外生变量估计出 $PM_{job}$ 。可以看出,工具性变量“家庭所在地就学流出率”和“院校所在地就业流出率”均在0.01的显著性水平下显著,说明适宜做 $M_{edu}$ 和 $M_{job}$ 的工具性变量。且方程(1)的卡方值分别为122.66和84.90, $R^2$ 值分别为0.312和0.197,说明方程(1)和(2)中的解释变量可以较好的解释流动行为。

方程(3)为第二阶段的回归结果。从回归结果来看,模型整体的Wald卡方值为549.00, $R^2$ 值为0.197,说明方程(3)中的解释变量能够较好的解释毕业生的工资收入。从解释变量的系数来看,就学流动和就业流动对收入的影响分别为10.5%和8.1%,这与OLS模型(3)的估计值13.5%和10.4%相比,数值均有所下降。而从显著性水平来看,由于2SLS比OLS有着较大的标准差(Wooldridge, 2005),因此仅在0.10的显著性水平下显著。2SLS的回归结果在纠正了部分选择性偏差和互为因果关系之后,仍然验证了就业流动和就学流动对个体工资收入的正向积极影响。

## 五、主要结论和政策建议

当一个国家运用它所拥有的土地、劳动力和资本来实现最大的国内产出或收入时,就实现了经济效率,劳动力的流动便是实现这一目标的重要途径。在一个国家内各个地区经济的增长会呈现不均衡态势,实际工资也大不相同,而流动可以调整这些工资方面的不平等进而促进经济均衡发展(Schultz, 1961)。

本文通过实证研究发现,在控制其他影响毕业生收入的变量后,就学流动和就业流动都会提高未来的劳动生产率及经济收入,是具有经济价值的人力资本投资方式。2SLS纠正了OLS的内生性问题后,毕业生流动的收益率尽管有所下降,但就学流动10.5%的收益率和就业流动8.1%的收益率仍然是比较高的。这可

能与被研究对象较高的受教育程度有关。一方面,受过良好教育的个体通常能更全面地了解就业信息、更好地估计自身的能力和流动的成本等,因此他们的流动行为会比受教育较少的个体具有更多的收益(Schultz,1961)。另一方面,具有较高受教育程度的大学毕业生在劳动力市场上处于相对优势的地位,因此具有更多的就业选择,作为理性个体便会通过流动选择收益最大的工作。

尽管大学生的流动收益显著,但是大学生所处的流动环境并不理想。很多研究表明,我国的劳动力市场存在着多重分割障碍(郭丛斌,2004),高校毕业生的流动并不自由。尤其是户籍制度的存在使得高校毕业生的流动受到极大的限制,流动成本极高。那些经济较发达的地区和城市,对非本地生源的毕业生进行落户限制,若毕业时不能顺利获得该地的户口,那么将来再想进入该地就业并落户几乎不可能。这种户籍制度的限制,阻碍了大学生在地区间的自由选择和流动,毕业生的就业地区便多集中在生源地和院校地(马莉萍等,2009)。于是,各地区的劳动力市场之间因流动不畅而难以达到均衡,劳动力资源不能得到最佳配置,从而损失了整个社会的效率改进。因此,为了提高劳动力资源的配置效率,解决大学生就业的地区性结构矛盾,就应该扫除流动过程中的制度性障碍,给予大学生更多的自由流动的权力。

#### 注释

①剔除极端值的方法:将收入按照从低到高进行排序,将位于前2%和后1%的极端值去除,也就是去除了月收入在300元以下和9000元以上的极端值。

②当使用统计软件进行2SLS分析时,两个阶段的回归其实是同时进行的。本研究使用的统计软件是stata 10。

③需要说明的是,在使用2SLS进行回归分析时,选取了样本中的全体本科毕业生作为研究对象,这样做的目的是剔除受教育程度对收入的影响,从而将研究问题聚焦在流动与收入的关系上。而

之所以选取本科生,是因为专科生的流动性相对较差,选择流动的比例过小(马莉萍等,2009),而硕士和博士毕业生在本科到研究生期间是否发生跨省流动调查中并未涉及。在剔除受教育程度的影响后,内生变量就只有就学流动和就业流动两类。

#### 参考文献

- [1]Sjaastad, L.A. The Costs and Returns of Human Migration [J]. Journal of Political Economy, 1962, (70): 80-93.
- [2]Borjas, G. J. The Economics of Immigration [J]. Journal of Economic Literature. 1994, (32):1667-1717.
- [3]Richard F. Wertheimer. The monetary rewards of migration within the U.S.[M]. Washington: Urban Institute, 1970.
- [4]Keith K. & McWilliams A. The Return to Job Mobility and Job Search by Gender [J]. Industrial and Labor Relations Review, 1999:460-77.
- [5]Schultz, T.W. Investment in Human Capital [M]. American Economic Review, 1961.
- [6]赵耀辉.中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究[J].经济研究,1997, (2): 37-42.
- [7]吴克明.教育的收入效应新探——劳动力工作流动的视角[J].教育与经济,2008, (4):40-44.
- [8]岳昌君,周俊波.高校毕业生为跨省就业[J].清华大学教育研究,2005, (2):34-41.
- [9]岳昌君.大学生跨省流动的特点及影响因素分析[J].复旦教育论坛,2011, (2):57-63.
- [10]李锋亮,赵延东,郭紫墨.对硕士生迁移就业收益的实证研究[J].高等工程教育研究,2010, (3):67-71.
- [11]马莉萍.西方国家大学毕业生就业流动的研究:借鉴与启示[J].教育学术月刊,2009, (10):58-63.
- [12]Jeffrey Wooldridge. Introductory Econometrics: A Modern Approach [M]. South-Western College Pub, 2005.
- [13]Schultz, T.W. Investment in Human Capital [M]. American Economic Review, 1961.
- [14]郭丛斌.二元制劳动力市场分割理论在中国的验证[J].清华大学教育研究,2004, (8):43-49.
- [15]马莉萍,岳昌君,闵维方.高等院校布局与大学生区域流动[J].教育发展研究,2009, (23):31-36.

责任编辑:肖第郁

## Migration and Income: An Empirical Research on College Graduates in China

Chen Hongjie Ma Liping

(Graduate School of Education, Peking University, Beijing, 100871, China)

**Abstract:** Based on a national-scale survey on college graduates' employment conducted in 2009, the paper analyzes the relationship between migration and income of college graduates through OLS and 2SLS Models. It is found that there is a significant relationship between migration and income of college graduates. The income effect of migration for higher education is 10.5% and the income effect of migration for work is 8.1%. In order to balance the distribution of college graduates and improve the efficiency of human resources the segment of labor market should be broken up as soon as possible and the free flowing of graduates should be promoted.

**Keywords:** college graduates; labor migration; income; migration benefits