

城市中农村迁移家庭的劳动供给行为分析

张世伟 贾朋 周闯

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要 城市中农村迁移家庭的劳动供给行为一直是发展经济学研究的主题之一。本文建立了中国城市中农村迁移家庭的劳动参与模型和工作时间模型,用于分析城市中农村迁移家庭的劳动供给行为。研究结果表明:农村迁移劳动力劳动参与率高,工作时间长,主要在非正规部门就业;农村迁移家庭中女性和男性的教育收益率分别为3.71%和4.97%,且随着受教育年限的提高,男性工作时间将明显增加;身体健康不仅有助于女性劳动参与率的提高,而且有助于女性和男性工作时间的增加;随着年龄的增长,个体倾向于减少工作时间;但随着经验的增长,个体倾向于增加工作时间;女性工作时间的工资弹性和收入弹性分别为-0.2613和-0.0733,而男性工作时间的工资弹性为-0.3443,说明女性和男性的工作时间曲线均向右下倾斜;女性劳动参与的工资弹性为0.5395,远高于工作时间的工资弹性。因此,政府通过发展农村教育和医疗服务,适当提高城市最低工资标准,将能够有效地促进农村迁移家庭就业水平和收入水平的提高。

关键词 农村迁移家庭;劳动供给;劳动力市场;工资

中图分类号 F241.2 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2011)08-0035-08 **doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2011.08.006**

20世纪80年代以来,随着中国城市经济体制改革的不断深化,大量农业生产剩余的劳动力向城市迁移。到2006年为止,中国有1.2亿“离土离乡”外出进城打工的农民工^[1]。在农村劳动力向城市流动的大潮中,以夫妻二人共同外出打工的家庭迁移已经成为农民工流动的重要模式^[2]。农村迁移家庭通常采取在城市定居的方式,他们没有城市户口,不在城市各种社会保障体系的覆盖范围之内,主要在非正规部门就业。随着中国工业化和城市化进程的不断加快,在城市定居的农村迁移家庭不断增加,农村迁移家庭的经济活动及其影响日益受到经济学界的关注。

本文关注于农村迁移家庭在城市劳动力市场中的劳动供给行为,劳动供给是劳动力市场中任何群体赖以生存的基本条件。按照Heckman^[3]的观点,劳动供给的变化可以分为劳动参与(广度)和工作时间(深度)的变化,因而劳动供给行为可以分为劳动参与行为和工作时间选择行为。城市劳动力市场中农村迁移家庭的市场工资水平受到哪些因素的影响,市场工资对他们的劳动参与和工作时间选择的影响程度如何,除市场工资外还有哪些因素会影响他们的劳动参与和工作时间选择?对这些问题的解答

将有助于对农村迁移家庭生活状况的了解和就业政策的设计。

早在20世纪80年代,西方经济学者就开始对居民劳动供给行为展开广泛的经验研究。1999年,Blundell和MaCurdy^[4]通过对大量经验研究结果分析后指出,劳动参与与工资弹性远大于工作时间工资弹性,女性劳动参与与工资弹性远大于男性劳动参与与工资弹性,这已成为许多国家劳动力市场中的典型化事实。本世纪初,随着中国劳动力市场微观数据的日益丰富,中国学者陆续开展了一些关于中国居民劳动供给行为的经验研究。目前,相关研究主要集中在于城镇居民的劳动供给行为分析方面,大多数研究得出的结论与国外研究基本一致^[5-16]。2005年,郭继强^[17]分析了城市农民工工作时间选择行为,指出农民工劳动供给曲线向右下倾斜,但城市中农村迁移家庭劳动供给行为却尚未受到学术界的关注。

由于市场工资是劳动参与和工作时间选择的主要决定因素,因而本文首先分析农村迁移家庭中男性和女性市场工资的决定因素,特别是人力资本在决定农村迁移家庭城市工资水平过程中发挥的作用。其次,分析农村迁移家

收稿日期:2011-04-18

作者简介:张世伟,博士,教授,博导,主要研究方向为数量经济学和人口与劳动经济学。

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(编号:05JJD790079,08JJD790153);吉林大学杰出青年基金项目(编号:2009JQ005)。

庭中男性和女性劳动参与和工作时间选择的影响因素,特别是工资和收入对劳动参与和工作时间选择的影响,估算劳动参与和工作时间的工资弹性和收入弹性。本文第一部分对数据进行统计描述,第二部分论述回归模型的设定,第三部分对回归结果进行分析,最后给出研究结论。

1 数据描述

本文所使用的数据是中国社会科学院经济研究所2002年“中国城乡居民收入分配”课题组农村进入城市暂住户调查数据(CHIP),数据包括东部、中部和西部地区的12个省和直辖市中2000个农村进入城市暂住户信息,每户包含家庭成员特征和家庭消费支出等方面的信息。在调查的2000户家庭中,1522户是夫妻双方同时从农村迁入城市的家庭,本文的分析关注于这部分家庭中男性和女性的劳动供给行为。调查数据中个体的全部工作时间分为在城镇工作或就业时间、在家乡从事非农经营活动时间、在家乡从事农业劳动时间、在城镇寻找工作时间和因病休假时间。在数据处理过程中删除了夫妻中任何一方各项工作时间总和不等全部工作时间、城镇工作时间大于零而收入等于零或者城镇工作时间等于零而城镇工作收入大于零的家庭,删除了夫妻双方任一方所需信息缺失家庭,最后得到1292个家庭样本。根据Eissa^[18]的观点,本文将劳动参与界定为2002年在城镇有过工作经历,在男性样本中1285个个体参与劳动供给,劳动参与率为99.45%;在女性样本中1034个个体参与劳动供给,劳动参与率为80.03%,说明农村迁移家庭劳动参与率明显高于城镇家庭劳动参与率,主要源于城镇就业是农村家庭迁移的主要目的。

劳动供给理论认为工资和非劳动收入是劳动参与和工作时间的主要决定因素,因而本文首先给出工资和非劳动收入对工作时间和劳动参与影响的统计描述。尽管现实经济中个体的工作时间通常受到其所属行业、单位类型和雇主偏好等需求因素的限制,但Killingsworth^[19]认为个体可以通过选择职业和雇主间接地决定工作时间。通过表1给出的农村迁移家庭中男性和女性职业性质的分布

情况可以发现,男性中私营或个体经营所占比例为68.41%,临时工或短期合同工所占比例为23.11%,女性则分别为71.95%和21.37%,男性和女性的职业性质均以私营或个体经营和临时工或短期合同工为主,说明农村迁移家庭中个体主要在非正规部门中就业。由于非正规就业是目前农村迁移家庭中个体的主要就业形式,因而相对于城市正式职工而言,具有较大的自由来选择工作时间,如从事个体经营的个体可以根据盈利情况调整经营时间等,因而可以认为迁移家庭中男性和女性可以连续地做出工作时间的选择决策。

表1 男性和女性职业类型的频数分布
Tab. 1 Frequency distribution of occupation types of male and female workers

性别 Gender	固定职工 Regular employee	长期合同工 Long-term contract worker	短期合同工 Short-term contract worker	个体经营 Self-employed	其它 Others
女性	3	37	221	744	29
男性	10	62	297	879	37

表2给出了参与样本中男性和女性工作时间、小时工资、非劳动收入的均值(和标准差)(非劳动收入由家庭城镇年总收入减去个体城镇年劳动收入得到;家庭城镇年总收入为家庭成员在城镇中个人打工收入、家庭经营收入、财产收入、礼金收入和其他收入之和,个体城镇年劳动收入为个体打工收入和经营收入之和)、工作时间与小时工资和工作时间与非劳动收入的相关系数,可以发现无论是男性还是女性,年均工作时间均接近3500个小时,远大于城市职工的年均工作时间,说明农村迁移劳动力工作强度非常大;参与样本中工作时间和小时工资在统计上均呈显著的负相关性,相关系数分别为-0.5092和-0.4348,工作时间和非劳动收入均呈不显著的负相关性。然而,上述关系仅仅是描述性的,由于个体间存在差异,在实际分析中应该通过回归模型对其他影响工作时间的因素加以控制,并考虑小时工资和非劳动收入的内生性问题。

表2 工作时间与小时工资和家庭其他人收入的相关性
Tab. 2 Correlation between working hours, hourly wage and income of other family members

性别 Gender	年工作时间 Annual working hours	小时工资对数 Log of hourly wage	非劳动收入 Non-labor income	相关系数1 Correlation coefficient 1	相关系数2 Correlation coefficient 2	观测数 Observations
女性	3495(1035)	0.71(0.61)	17808(16130)	-0.4348***	-0.0070	1034
男性	3473(1060)	0.99(0.69)	17120(15446)	-0.5092***	-0.0087	1285

注:相关系数1为工作时间与小时工资对数的相关系数,相关系数2为工作时间与非劳动收入的相关系数,括号内为标准差,***表示在1%水平下显著。



表3 个体属性的描述性统计

Tab.3 Descriptive statistics of individual characteristics

个体属性 Individual characteristics	女性 Female		男性 Male	
	均值 Mean	标准差 Standard error	均值 Mean	标准差 Standard error
年龄	34.22	7.10	36.09	7.19
受教育年限	7.22	2.83	8.25	2.56
健康	0.97	0.16	0.98	0.14
经验	6.52	4.31	8.07	5.33
职业培训时间	0.37	2.06	1.03	4.00
城镇生活人口数	2.89	0.79	2.89	0.79
农村老家人口数	1.08	1.65	1.08	1.65
月最低生活费用	852.52	524.92	852.52	524.92
外出前年收入	1 187	1 666	2 192	4 887

城市中农村迁移家庭的工资收入和劳动供给与个体属性密切相关。表3给出样本个体属性的描述性统计量,可以发现个体平均年龄35岁左右,说明迁移劳动力多数为青壮年;平均受教育年限仅为7.74年左右,说明迁移劳动力受教育水平较低,大多数未达到初中毕业;迁移劳动力绝大多数身体健康;工作经验和职业培训时间均较少,分别仅为7.30年和0.7个月;迁移家庭平均人口数为3.97人,说明绝大多数家庭有两个孩子,且一半以上的孩子寄养在农村老家;迁移家庭的平均年收入为18 582元,外出前他们外出前年收入的3 379元,说明城乡收入差距很大,是农村劳动力迁移的最主要动力。当然,平均年最低生活费用10 000元以上说明城市生活成本较高。

2 回归模型设定

劳动供给行为的分析需要对两个方程加以估计:劳动参与方程和工作时间方程。根据 Heckman 两阶段估计方法,劳动供给分析以简化式劳动参与方程为出发点,通过简化式劳动参与方程的估计结果来校正工资方程和工作时间方程中的样本选择偏差。假设个体的简化式劳动参与方程可以表示为:

$$p_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_i + z_i \alpha_2 + u_i$$

$$p_i = \begin{cases} 1 & \text{if } p_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } p_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, p_i^* 表示不可观测的决定个体 i 是否参与劳动的变量, p_i 表示个体是否参与劳动(1为参与,0为未参与), y_i 表示个体 i 非劳动收入, z_i 表示可观测的个体属性,由于

未参与个体的市场工资不可观测,简化式劳动参与方程中不包含市场工资变量, α 表示系数,在假定 $u_i \sim N(0,1)$ 的情况下,个体 i 劳动参与的概率可以表示为:

$$\Pr(p_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 y_i + z_i \alpha_2) \quad (2)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 表示服从标准正态分布的分布函数。基于 Probit 模型可以获得系数 α 的估计值。根据简化式劳动参与方程的估计结果可以计算校正工资方程和工作时间方程估计的逆米尔斯比:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 y_i + z_i \hat{\alpha}_2)}{\Phi(\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 y_i + z_i \hat{\alpha}_2)} \quad (3)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 表示服从标准正态分布的概率密度函数。修正样本选择偏差的工资方程可以表示为:

$$\ln(w_i) = \beta_0 + x'_{wi} \beta_1 + \beta_2 \hat{\lambda}_i + \varepsilon_{wi} \quad (4)$$

其中, w_i 表示参与个体 i 小时工资, x_{wi} 表示影响个体 i 市场工资的个体属性, β 表示系数。在工资方程解释变量中包含了逆米尔斯比之后,可以假定随机扰动项 $\varepsilon_{wi} \sim (0, \sigma_w^2)$ 。使用工资方程可以对个体市场工资进行预测,并将所有个体预测的市场工资作为解释变量引入劳动参与方程(结构式)中(Blundell 和 Smith^[20]认为对所有个体均采用预测的市场工资估计结构式劳动参与方程可以得到一致的估计量):

$$p_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\hat{w}_i) + \gamma_2 y_i + z_i \gamma_3 + u_i$$

$$p_i = \begin{cases} 1 & \text{if } p_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } p_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中, \hat{w}_i 表示个体 i 预测的小时工资, γ 表示系数。使用逆米尔斯比对工作时间方程进行校正,校正后的工作时间方程可以表示为:

$$h_i = \theta_0 + \theta_1 \ln(w_i) + \theta_2 y_i + x'_{hi} \theta_3 + \theta_4 \hat{\lambda}_i + \varepsilon_{hi} \quad (6)$$

其中, h_i 表示个体 i 工作时间, x_{hi} 表示影响个体 i 工作时间的个体属性, θ 表示系数,在解释变量中包含了逆米尔斯比之后,可以假定随机扰动项 $\varepsilon_{hi} \sim N(0, \sigma_h^2)$ 。

在估计出劳动参与方程和工作时间方程后,可以估算劳动参与弹性和工作时间弹性。劳动参与的工资弹性和收入弹性的估计值分别可以表示为:

$$e_w^p = \frac{\partial \hat{\Phi}}{pfl \times \partial \ln(w)}, e_y^p = \frac{\bar{y} \times \partial \hat{\Phi}}{pfl \times \partial y} \quad (7)$$

其中, e_w^p 表示劳动参与的工资弹性, e_y^p 表示劳动参与的收入弹性, pfl 表示劳动参与率, \bar{y} 表示非劳动收入的均值。工作时间的工资弹性和收入弹性的估计值分别可以表示为:

$$\hat{e}_w^h = \frac{\theta_1}{\bar{h}}, \hat{e}_y^h = \frac{\theta_2}{\bar{h}} \cdot \bar{y} \quad (8)$$

其中, e_w^h 表示工作时间工资弹性, e_y^h 表示工作时间收入弹性, \bar{h} 表示参与样本工作时间均值。

从样本的统计中发现男性参与样本占总样本的比例高达99.45%，基本均参与城镇劳动市场，因而只需对男性工作时间方程加以估计，同时在对男性工资方程和工作时间方程的估计中不必考虑样本选择偏差问题。但女性参与城镇劳动力市场的比例为80.03%，需要对女性劳动参与方程和工作时间方程加以估计，并且在工资方程和工作时间方程的估计中需要考虑样本选择偏差问题。

按照Mincer方程的基本设定，在工资方程的解释变量中选取了反映人力资本水平的受教育年限、工作经验、工作经验平方和职业培训时间，其中受教育年限反映了个体的人力资本积累情况，工作经验和职业培训反映了个体人力资本的积累情况（工作经验是指个体在城镇就业时间，职业培训指个体在城镇接受培训时间，尽管在农村的工作经验 and 培训时间可能会对个体工资水平产生影响，但在调查的数据集中却无从获得相关的信息，因而在分析中并没有考虑这方面的影响）。考虑到不同地区经济发展水平可能会对迁移个体在城镇的工资水平产生影响，在工资方程的解释变量中还包含了农村迁移家庭迁入地所在省份的代理变量。依据劳动经济学理论，在简化式劳动参与方程中除选取非劳动收入外，还选取了年龄、受教育年限、健康、户主、非劳动收入、城镇生活人口数、城镇生活家庭月最低生活费用、农村老家人口数和农村迁移家庭迁入地所在省份代理变量作为解释变量。年龄反映了劳动参与的生命周期模式；受教育年限和健康反映了人力资本投资水平和健康资本对劳动参与的影响；户主、城镇生活人口数、城镇生活月最低生活费用和农村老家人口数则反映了城镇以及农村老家家庭情况对劳动参与的影响，省份代理变量反映了不同地区经济环境差异对劳动参与的影响。

在工作时间方程估计中，解释变量除选取了小时工资和非劳动收入外，还包含了年龄、受教育年限、健康、工作经验、户主、城镇生活人口数、城镇生活月最低生活费用和农村老家人口数。年龄反映了工作时间的生命周期形式；受教育年限、健康和工作经验反映了人力资本水平对工作时间的影响；户主身份、城镇生活人口数、城镇生活月最低生活费用和农村老家人口数反映了家庭情况对工作时间的影响。

工作时间方程的估计中需要解决小时工资和非劳动收入的内生性问题^[21]。解决解释变量内生性问题的基本方法是2SLS估计法，因而需要对小时工资和非劳动收入选取恰当的工具变量。选取工具变量的基本要求是工具变量与内生的解释变量相关而与所解释变量不相关。按照传统工作时间方程估计中工具变量的选取方法，本文首先选择年龄平方、受教育年限平方和工作经验平方作为小时工资可能的工具变量；其次，考虑到需求因素和人力资

本积累水平会对个体的市场工资产生影响，选取了迁移家庭所在城市的劳动参与率和职业培训时间作为小时工资可能的工具变量；最后，在调查中要求每个个体对外出打工之前所能够赚取的年收入进行了估计，这个收入可能直接与城镇工作的小时工资相关而与城镇工作时间并不相关，因而，将其作为小时工资的另一个可能的工具变量。非劳动收入可能的工具变量选取了配偶打工前能够赚取的年收入、配偶的年龄、教育、工作经验、职业培训时间和相应各变量的平方项。由于这些工具变量均可能与个体的工作时间相关，因而可能并不是恰当的工具变量。工具变量内生性问题可以通过过度识别约束检验来判断。过度识别约束检验是检验工具变量内生性的必要条件，如果过度识别约束检验被拒绝，那么所选取工具变量是内生的，是不恰当的。实际中通过过度识别约束检验，不断选取各种工具变量组合来确定合理的工具变量。需要说明的是，由于女性和男性的工作时间选择行为并不相同，因而某一在女性工作时间方程估计中被选做合理工具变量的变量可能作为男性工作时间方程估计过程中的工具变量就是不恰当的，即女性工作时间方程估计中的工具变量和男性工作时间方程估计中的工具变量可能是不相同的。

3 回归结果分析

表4给出了女性工资方程、女性劳动参与方程和男性工资方程的估计结果。从女性简化式劳动参与方程的估计结果中可以发现，年龄对劳动参与没有显著影响，主要源于农村迁移家庭以青壮年为主（表3数据描述显示迁移家庭中女性的平均年龄为34.22岁，且标准差仅为7.10岁），劳动参与并没有呈现出生命周期模式；受教育年限系数显著为正，说明人力资本对女性劳动参与具有明显的促进作用，受教育年限每增加1年，女性劳动参与率大约增加0.0086；与身体不健康的女性相比，健康女性劳动参与率大约会增加0.3414；与非户主的女性相比，女性户主劳动参与率大约会增加0.1456，意味着户主在家庭生活中承担较大的责任；非劳动收入对女性劳动参与没有影响，说明女性的劳动参与并不具有收入效应；城镇生活人口数降低了女性劳动参与，城镇生活人口数每增加一人，女性劳动参与率大约降低0.0236，说明迁移家庭中女性仍然承担了城镇生活中的主要家务活动；城镇生活家庭月生活最低费用并没有对女性劳动参与产生影响，一个可能的解释是女性可以增加家务活动时间从而替代通过市场购买获得的商品和服务；农村老家人口数则增加了女性劳动参与率，农村老家人口数增加一人，女性劳动参与率大约增加0.0253，说明农村人口生活负担将会促进迁移女性积极地参与城镇劳动力市场以获得更多的收入。



由女性简化式劳动参与方程的估计结果可以计算逆米尔斯比进而修正工资方程的估计(在计算逆米尔斯比、预测未参与个体市场工资、估算教育收益率、劳动参与弹性和工作时间弹性时,需去除回归方程中不显著变量。限于篇幅,文中未列出去除不显著变量的各方程估计结果,有兴趣读者可以向作者索取)。从女性工资方程估计结果可以发现,逆米尔斯比的系数在10%的水平下显著,说明对工资方程进行样本选择偏差的修正是必要的。受教育年限、工作经验、工作经验平方以及职业培训时间均显著,工资水平随受教育年限和职业培训时间的增加而增加;而随着经验的增加,女性工资水平呈现出先上升后下降的倒U趋势。上述结果说明农村迁移家庭女性的人力资本在决定其城市工作的工资水平时已经发挥了明显作用,但3.71%的教育收益率要远小于城镇女性的教育收益率。

由于男性基本均参与劳动力市场活动,因而可以应用

OLS方法对男性工资方程进行估计。估计结果表明,受教育年限对工资具有显著的正向影响,随着经验的增加,男性工资水平同样呈现出先上升后下降的倒U趋势,而职业培训时间对男性工资的影响并不显著。上述结果同样说明男性人力资本在决定其城市工作的工资水平时发挥了明显的作用。尽管农村迁移家庭男性的教育收益率为4.97%,远小于城镇男性的教育收益率,但却大于农村迁移家庭女性的教育收益率,这与城镇女性的教育收益率大于城镇男性的教育收益率的经验事实存在差异。

根据女性工资方程可以预测样本中所有女性的小时工资,将小时工资(对数)预测值作为解释变量可以估计结构式劳动参与方程,进而估算劳动参与的工资弹性值。通过比较结构式劳动参与方程和简化式劳动参与方程的估计结果可以发现,二者主要差异在于受教育年限和健康对劳动参与的影响。在结构式劳动参与方程中,教育对劳

表4 劳动参与方程和工资方程的估计结果
Tab. 4 estimation results of labor participation function and wage function

解释变量 Explanatory variable	女性简化式 劳动参与方程 Female Reduced-form labor participation function		女性工资方程 Female wage function	女性结构式 劳动参与方程 Female structural-form labor participation function		男性工资方程 Male wage function
	系数 Coefficient	边际效应 Marginal effect	系数 Coefficient	系数 Coefficient	边际效应 Marginal effect	系数 Coefficient
对数小时工资				1.677 1***	0.424 5	
年 龄	0.004 7	0.001 1		0.002 3	0.000 6	
受教育年限	0.036 6**	0.008 6	0.038 0***	-0.049 9**	-0.012 6	0.047 5***
健 康	1.021 4***	0.341 4		0.723 7***	0.236 2	
经 验			0.027 1**			0.039 6***
经验的平方			-0.001 2*			-0.001 2***
职业培训时间			0.017 4***			0.005 6
户 主	0.820 2***	0.145 6		0.870 9***	0.165 2	
非劳动收入	4.65E-06	1.10E-06		4.36E-06	1.10E-06	
城镇生活人口数	-0.099 8*	-0.023 6		-0.122 6**	-0.031 0	
月最低生活费用	-0.000 1	-2.37-05		-0.000 1	-2.59E-05	
农村老家人口数	0.107 4***	0.025 3		0.072 6**	0.018 4	
逆米尔斯比			-0.217 5*			
常数项	-0.147 3		0.534 6***	-0.486 2		0.556 3
Chi2	LR chi2(18) = 166.92			LR chi2(8) = 133.87		
R ²	Pseudo R ² = 0.129 2		Adj. R ² = 0.120 9	Pseudo R ² = 0.103 6		Adj. R ² = 0.095 7
观测数	1 292		1 034	1 292		1 285

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著,下同。限于篇幅,未列出省份代理变量的系数估计值。

动参与的影响变成了负效应,健康对劳动参与概率的影响与简化式相比明显降低,主要源于结构式劳动参与方程中受教育年限和健康对劳动参与的部分影响是通过市场工资的形式加以体现。结构式劳动参与方程中小时工资对数对劳动参与具有显著影响,边际效应为0.424 5(去掉不显著变量的影响之后,边际效应约为0.431 8)。根据式(7)可以计算农村迁移家庭女性劳动参与工资弹性为0.539 5。非劳动收入对劳动参与影响不显著,说明女性劳动参与不具有收入弹性。

表5给出了农村迁移家庭女性和男性工作时间方程的2SLS估计结果。通过过度识别约束检验反复尝试不同工具变量的组合,最终确定职业培训时间、年龄平方、外出打工前收入和丈夫外出打工前收入作为女性2SLS估计过程中的工具变量。从女性工作时间方程的估计结果可以发现,逆米尔斯比系数并不显著,说明女性工作时间方程估计中,样本选择偏差问题并不显著;Hausman内生性检验被拒绝,说明小时工资和非劳动收入是内生的。小时工资对数的系数为-1 031.47,且在1%的水平下显著,说明农村迁移家庭中女性劳动供给曲线向右下倾斜,即工资越低,工作时间越长。向右下倾斜的工作时间曲线已经有很多经验证据,但多数只存在于低收入群体中。Dessing^[22]认为在较低的工资水平上,个体必须尽可能多地增加工作时间从事劳动力市场活动从而保证能够获得维持基本生活需要的收入。表1的统计结果说明城市中农村迁移家庭的主要就业方式为收入较低的临时工或个体经营,同时由于户籍制度的限制,他们无法享受城镇中各种社会保障制度带来的社会福利,工资水平越低,维持基本生活的难度越大,因而需要工作更长的时间。非劳动收入的系数

为-0.014 3,且在5%的水平下显著,说明当非劳动收入增加,女性可以减少工作时间转而从家务活动。从其他影响工作时间的解释变量的显著性来看,年龄的系数为负并在10%的水平下显著,说明女性的工作时间略微呈现出生命周期模式;表示人力资本的受教育年限对工作时间没有影响,而工作经验和健康均能增加女性的工作时间;表示家庭基本情况的户主身份会增加女性的工作时间,城镇生活人口数和农村老家人口数对工作时间均没有影响,城镇生活家庭月最低生活费用的增加会促使女性工作更多的时间从而获得满足家庭基本生活的费用。

通过过度识别约束检验不断尝试不同工具变量的组合,最终确定城市劳动参与率、职业培训时间、年龄平方、外出打工前收入、妻子外出打工前收入、妻子职业培训时间和妻子工作经验作为男性2SLS估计过程中的工具变量。从男性工作时间方程的估计结果可以发现,Hausman内生性检验被拒绝,说明小时工资和非劳动收入是内生的。小时工资对数系数为-1 356.85,且在1%水平下显著,说明迁移家庭中男性工作时间曲线依然向右下倾斜。非劳动收入对男性工作时间影响并不显著,说明非劳动收入的变动并不会影响男性的工作时间。从工作时间方程中其他解释变量的显著性来看,年龄系数为负并在10%水平下显著,说明男性的工作时间同样略微呈现出生命周期模式;表示人力资本水平的受教育年限、工作经验和健康变量对男性工作时间均具有正向影响,说明人力资本的投资和积累能够使迁移个体获得更长时间工作的机会从而能够增加收入水平;表示家庭基本情况的户主、城镇生活人口数、农村老家人口数和城镇生活家庭月最低生活费用的四个变量中,只有城镇生活家庭月最低生活费用对男

表5 工作时间方程的估计结果
Tab.5 Estimation results of working hours function

解释变量 Explanatory variable	女性 Female	男性 Male	解释变量 Explanatory variable	女性 Female	男性 Male
小时工资对数	-1 031.47 ***	-1 356.85 ***	逆米尔斯比	-229.60	3 273.52
非劳动收入	-0.014 3 **	0.008 7	常数项	3 130.80 ***	3 273.52
年 龄	-9.82 *	-5.96 *	观测值	1 034	1 285
受教育年限	0.81	21.75 **	Adj. R ²	0.209 5	0.315 4
经 验	30.17 ***	15.45 ***	过度识别检验		
健 康	783.64 ***	833.49 ***	Score chi2	chi2(2) = 2.41	chi2(5) = 6.03
户 主	263.36 ***	43.91	Prob > Chi2	0.299 5	0.303 4
城镇生活人口数	9.92	0.75	Hausman 检验		
农村老家人口数	10.07	-42.57	F-statistic	F(2,1020) = 7.54	F(2,1272) = 3.95
家庭最低生活费	0.794 1 ***	0.572 3 ***	Prob > F	0.000 6	0.019 5

性工作时间具有正向影响,说明维持家庭最低生活水平费用的提高,会促使男性增加工作时间。根据式(8)可以计算农村迁移家庭中女性和男性工作时间的工资弹性分别为 -0.2613 和 -0.3443 ,男性工作时间不具有收入弹性,而女性工作时间的收入弹性为 -0.0733 ,工作时间对于非劳动收入的反应要远小于对小时工资的反应。

4 结 论

中国改革开放以来,大量农村剩余劳动力迁移到城市,在城市中生活和就业。依据中国微观数据,本文应用微观经济计量方法分析了城市中农村迁移家庭的劳动供给行为。工资方程的估计结果表明:农村迁移家庭中女性和男性的教育收益率分别为 3.71% 和 4.97% ,明显低于城市居民的教育回报率,这一方面可能源于城市劳动力市场存在户籍歧视,另一方面可能源于农村教育质量较低。同时,男性工作时间方程的估计结果表明:随着教育年限的增长,男性工作时间将明显增加,主要源于教育有助于工资率的提升。由于农村迁移人口平均受教育程度较低且受教育质量较低,政府发展农村的教育,将能够有效地促进农村迁移家庭收入的提升。

女性劳动参与方程、女性工作时间方程和男性工作时间方程的估计结果表明:身体健康不仅有助于女性的劳动参与,而且有助于女性和男性工作时间的增加。由于农村医疗卫生服务条件较差,政府发展农村的医疗卫生服务,将会提高农村居民的身体素质,有助于农村劳动力向城市迁移,进而有助于农村迁移家庭劳动供给和收入的增加。

工作时间方程的估计结果表明:随着年龄的增长,个体倾向于减少工作时间;但随着经验的增长,个体倾向于增加工作时间。由于经验的边际贡献大于年龄的边际贡献,说明向城市迁移时相对较年轻的个体在劳动供给方面占有优势,政府应鼓励年轻的农村剩余劳动力尽早向城市迁移,尽早地融入城市将有助于其工作经验的积累,进而有助于其收入水平的提升。

工作时间方程的估计结果表明:女性工作时间的工资弹性和收入弹性分别约为 -0.2613 和 -0.0733 ,而男性工作时间的工资弹性约为 -0.3443 ,虽然女性和男性工作时间的工资弹性均较小,但仍说明农村迁移家庭中女性和男性的工作时间曲线均向右下倾斜。向右下倾斜的工作时间曲线暗示着农村迁移家庭的收入水平较低,为维持家庭在城市的基本生活需要,农村迁移劳动力不得不工作较长的时间。长时间的工作使得迁移劳动力缺少机会进行人力资本投资,而较低的人力资本水平又进一步限制了他们收入水平的提升,导致许多农村迁移家庭陷入贫困陷阱。同时,女性劳动参与方程的估计结果表明:劳动参与

的工资弹性为 0.5395 ,远大于工作时间的工资弹性,说明市场工资水平的提升,能够有效地促进女性的劳动参与和就业,进而促进女性劳动供给的增加。

中国作为一个发展中国家,促进农村剩余劳动力向城市合理有序的迁移,不仅有助于抑制城乡居民收入差距的持续扩大,而且有助于促进经济持续稳定的增长。因此,政府部门应该努力发展农村的教育和医疗卫生服务,适当提升城市最低工资标准,为进行个体经营的农村迁移劳动力提供优惠政策,消除针对农村劳动力的就业歧视和工资歧视,将城市社会保障体系逐渐覆盖全部农村迁移人口,促进农村迁移人口人力资本水平、工资水平和就业水平的提升,促使农村迁移人口尽快摆脱贫困陷阱,达到农村迁移家庭和城市居民的和谐和融合,进而达到提高中国社会整体社会福利水平的政策目标。

(编辑:于 杰)

参考文献(References)

- [1] 韩长赋. 中国农民工发展趋势与展望[J]. 经济研究, 2006, (12): 4-12. [Han Changfu. The Trend and Perspective of Rural Migrant Workers in China[J]. Economic Research Journal, 2006, (12): 4-12.]
- [2] 蔡昉. 中国人口流动方式与途径[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2001. [Cai Fang. Pattern and Channel of Population Migration in China[M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2001.]
- [3] Heckman J. What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years? [J]. American Economic Review, 1993, 83(1): 116-121.
- [4] Blundell R, MaCurdy T. Labor Supply: A Review of Alternative Approaches [M]// Ashenfelter O, Card D. Handbook of Labor Economics, Volume 3A. Amsterdam: Elsevier, 1999: 1559-1695.
- [5] Li Haizheng, Zax J. Labor Supply in Urban China[J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(4): 795-817.
- [6] 姚先国, 谭岚. 家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析[J]. 经济研究, 2005, (7): 18-27. [Yao Xianguo, Tan Lan. An Analysis of Family Income and Labor Supply Decisions of Urban Married Women in China[J]. Economic Research Journal, 2005, (7): 18-27.]
- [7] 杜凤莲. 家庭结构、儿童看护与女性劳动参与[J]. 世界经济文汇, 2008, (2): 1-12. [Du Fenglian. Family Structure, Child Care and Female Labor Supply[J]. World Economic Papers, 2008, (2): 1-12.]
- [8] 张世伟, 周闯. 城市贫困群体就业扶持政策的劳动供给效应[J]. 经济评论, 2008, (6): 23-30. [Zhang Shiwei, Zhou Chuang. Labor Supply Effects of Employment Supporting Policies on Urban Poor Group[J]. Economic Review, 2008, (6): 23-30.]
- [9] 张世伟, 周闯. 中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为[J]. 管理世界, 2010, (5): 56-64. [Zhang Shiwei, Zhou Chuang. Labor Supply Behaviors of Different Income Groups in Urban



- China[J]. *Management World*, 2010, (5): 56-64.]
- [10] 张世伟, 贾朋. 中国城镇居民劳动参与工资弹性的地区差异[J]. *吉林大学社会科学学报*, 2011, 51(1): 121-129. [Zhang Shiwei, Jia Peng. Regional Differences in Urban Residents' Labor Participation Elasticity to Wages[J]. *Jilin University Journal Social Sciences Edition*, 2011, 51(1): 121-129.]
- [11] 张世伟, 周闯, 贾朋. 东北地区城镇家庭劳动供给行为研究——基于劳动供给离散选择模型的经验分析[J]. *中国人口科学*, 2011, (1): 54-63. [Zhang Shiwei, Zhou Chuang, Jia Peng. Joint Household Labor Supply of Northeastern Urban Residents: An Empirical Analysis Based on Discrete Choice Model of Labor Supply[J]. *Chinese Journal of Population Science*, 2011, (1): 54-63.]
- [12] 张世伟, 郭凤鸣. 东北城镇居民劳动供给行为分析[J]. *东北亚论坛*, 2010, 19(4): 112-119. [Zhang Shiwei, Guo Fengming. Labor Supply in Northeast Urban Labor Market[J]. *Northeast Asia Forum*, 2010, 19(4): 112-119.]
- [13] 张世伟, 周闯. 中国城镇劳动力市场中劳动参与弹性研究[J]. *世界经济文汇*, 2009, (5): 39-48. [Zhang Shiwei, Zhou Chuang. Labor Participation Elasticity in China's Urban Labor Market[J]. *World Economic Papers*, 2009, (5): 39-48.]
- [14] 张世伟, 周闯, 万相昱. 个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径[J]. *吉林大学社会科学学报*, 2008, 48(4): 98-106. [Zhang Shiwei, Zhou Chuang, Wan Xiangyu. Labor Supply Effects of Personal Income Tax Reform: An Approach Based on Natural Experiments[J]. *Jilin University Journal Social Sciences Edition*, 2008, 48(4): 98-106.]
- [15] 于洪. 我国个人所得税税负归宿与劳动力供给的研究[J]. *财经研究*, 2004, 30(4): 50-59. [Yu Hong. Research on Individual Income Tax Incidence and Labor Supply in China[J]. *The Study of Finance and Economics*, 2004, 30(4): 50-59.]
- [16] 余显才. 所得税劳动供给效应的实证研究[J]. *管理世界*, 2006, (11): 28-40. [Yu Xiancai. A Case Study of the Effect of Income Tax upon Labor Supply[J]. *Management World*, 2006, (11): 28-40.]
- [17] 郭继强. 中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析[J]. *中国社会科学*, 2005, (5): 16-26. [Guo Jiqiang. Labor Supply of Rural Migrant Workers in Urban Secondary Labor Market[J]. *China Social Sciences*, 2005, (5): 16-26.]
- [18] Eissa N. Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment[R]. NBER Working, 1995: 5023.
- [19] Killingsworth M. *Labor Supply* [M]. New York: Cambridge University Press, 1983.
- [20] Blundell R, Smith R. Coherency and Estimation in Simultaneous Models with Censored or Qualitative Dependent Variables [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 64(2): 355-373.
- [21] Fortin B, Lacroix G. A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labor Supply[J]. *Economic Journal*, 1997, 107(443): 933-955.
- [22] Dessing M. Labor Supply. The Family and Poverty: the S-shaped Labor Supply Curve [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2002, 49(4): 433-458.

An Analysis of Labor Supply Behaviors of Rural Migrant Households in China's Cities

ZHANG Shi-wei JIA Peng ZHOU Chuang

(Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun Jilin 130012, China)

Abstract The labor supply behavior of rural migrant households in cities is one of the main issues in development economics. In this paper, we construct a labor participation model and a working hours model of rural migrant households in China's cities. These two models are used to analyze the labor participation behaviors of rural migrant households. The results show that labor participation rate and working hours of rural migrant workers is much higher and they mainly work in informal sectors; the rates of return to education for female and male workers in rural migrant households are 3.71% and 4.97% respectively and male workers tend to increase working hours significantly with the increase of education; a healthy body can not only increase labor participation rate of female labor force, but also increase working hours of both female and male workers; individuals tend to reduce working hours with the increase of ages but tend to increase working hours with the increase of experience; female working hours elasticities to wages and income are -0.261 3 and -0.073 3 respectively, while male working hours elasticity to wages is -0.344 3, indicating that both the male and female working hours curves slope downwards to the right; female labor participation elasticity to wages is 0.539 5, larger than the working hours elasticity to wages. As a result, by developing education and medical services in rural areas and increasing minimum wages in cities, the employment and income of rural migrant households in cities can be increased effectively.

Key words rural migrant household; labor supply; labor market; wage