华南农业大学学报(社会科学版)
2014 年第 2 期 (第 13 卷) JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY (SOCIAL SCIENCE EDITION) No. 2 2014 (Vol. 13)

生存或发展:农民工工作匹配机制识别

梁海兵, 卢海阳

(浙江大学 中国农村发展研究院,浙江 杭州 310058)

摘 要: 采用联立方程法和 Acemoglu 识别法分别对农民工工作匹配决策机制加以识别,联立方程法检验结果表明收入正向且显著性影响工作任期,而福利虽正向影响并通过收入渠道间接影响工作任期但效果并不显著。Acemoglu 识别法检验结果进一步支持了联立方程法检验结论,即农民工工作匹配决策机制为生存导向型,还未上升到发展层面,同时福利待遇已成为农民工稳定就业的重要考量因素。

关键词: 农民工; 工作匹配; 工资水平; 福利待遇

中图分类号: F323.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672 - 0202(2014)02 - 0059 - 10

一、问题的提出与文献启示

《中国流动人口发展报告(2013)》显示流动人口由生存型向发展型转变:其进入城市不仅仅是为了挣钱,而是对未来发展有更多新期待。改革开放初期农村劳动力流动的目标是得到收入更高的就业机会[1],因对工作性质和自身能力认识不足[2],一般而言,只要预期收益高于其保留工资,他们就接受该工作。然而,随着国家经济水平日益提升,当温饱已经不再成为生存的主要障碍时,越来越多的外出务工者对工作有了新的要求或期待。直接产生的问题是:当面临多个工作机会,且每份工作预期工资均高于其保留工资时,农民工务工决策又将如何? 此时,一个经典的且影响深刻的"保留工资(reservation wage)"决策原则并不能给出令人信服的解释。同时国内当前就业决策理论研究依然停留在西方经典假设基础上,即理性经济人在一定环境因素约束下追求自身利益最大化的行为,缺乏更为深入的理论讨论或拓展,尤其是对农民工以就业谋发展的探讨及其实证分析尚鲜见于各篇研究之中。经典的劳动力市场理论认为劳动力参与市场活动的临界条件为搜寻成本等于搜寻收益,或保留工资与闲暇价值相等[3]。但当一段时间内并不能顺利找到工作时,失业工人的保留工资因搜寻成本递增而被迫下调[4],这意味着工人当前工资水平可能低于其最初保留工资,一定程度上为其日后工作转换以期获得更高工资埋下伏笔。然而,经典的匹配决策存在一个严格的基本假设,即一旦匹配,工人将不转换工作直到退休[5]。这一点显然与现实劳动力市场情况明显不符。为此,后续研究放松了"一旦匹配直到退休"的严格假设而拓展了劳动力市场匹配理论研究范畴。如果新工作的工资高于当前工资水平,那么工人就有动机主动放弃目前正在从事的工作而实现工作转换[6]或者在职搜寻[7-8]。总之,国外关乎搜寻匹配的研究主要围绕工资理论来展开并拓展,并没有考虑到除工资因素外,如工作福利因素等对工作匹配产生的重要影响。而考虑我国实际情形,城市职工不仅获得货币工资而且享有许多物质福利,农民工作为外来城市建设者却一直被排斥在城市福利之外[9],更甚是中国农民福利这个长期缺乏社会福利理论视角的

收稿日期: 2014 - 02 - 18

基金项目: 国家自然科学基金(71073137);浙江省哲学社会科学规划项目(13NDJC087YB)

作者简介: 梁海兵(1985—),男,河南信阳人,浙江大学农业经济管理博士研究生,主要研究方向为农民工就业。E-mail:11120042@zju.edu.cn

边缘化议题[10],因此,在中国当前经济社会转型时期,只考虑工资而未足够重视福利因素对农民工城市就业影响的研究框架在解释劳动力市场"工作搜寻与匹配"问题时存在一定的理论缺陷和缺乏一定的现实依据。改革开放初期最早外出务工的劳动力其就业决策是以收入为核心参考因素[11],然而,伴随国家综合经济水平的逐步提升、人们物质生活水平的显著提高,劳动力就业决策显现局部变化,务工人员对工作的收入回报逐渐弱化和对工作福利的期许明显增强是近年来劳动力市场外出务工者行为的重要表现,出现两种就业决策差异明显的匹配机制:一种以收入为就业最重要的参照标准;另一种以福利待遇作为工作匹配的直接依据,或通过福利待遇渠道间接提升收入水平作为工作匹配的依据。

与已有研究相比,本研究从实证角度有力地论证农民工工作匹配决策机制,即农民工工作匹配决策机制为生存导向型,还未上升到发展层面,同时福利待遇已成为农民工稳定就业的重要考量因素。该结论直接启示为增加农民工收入仍是政策持续关注重点,同时提高农民工工作福利待遇是降低其工作流动性的有效途径。这样的研究不仅较好地弥补了当前此类研究的缺陷而且具有重要的理论意义,而且为政府制定相关就业政策保障外出务工者合法利益、促进社会公正与稳定提供强有力的理论支撑,具有深刻的现实意义。

二、机制识别与模型构建

(一)识别方法

考察农民工在接受可供选择的工作时存在生存和发展两种可能的决策依据,研究拟以收入和福利分别对应作为生存和发展的代理变量展开分析,为有效区分到底是哪一种导向在农民工工作匹配行为中起主导作用需要运用机制识别法。目前业界比较认可的机制识别法主要有:联立方程法与 Acemoglu 识别法。

1. 联立方程法,即采用联立方程的模式将各种渠道同时置于同一个系统中,通过有效的系统估计法来确定到底哪一种渠道更为重要。如 Mobarak[12] 探讨波动(volatility)与民主(democracy)对经济增长的影响哪一种更为显著便是采用联立方程模型法。

2. Acemoglu 识别法,即将要考察的各种渠道(一般为两种)以及交叉项置于同一模型之中回归并分析其显著性,再寻找某一种渠道的代理变量引入原模型中重新回归并分析渠道变量与代理显著性及其变化,并运用预先的判断规则断定哪一种渠道更为重要。如于蔚等[13]研究政治关联融资约束的信息效应与资源效应,方红生、张军[14]考察中国税收超 GDP 增长即采用该方法。

(二)模型构建

研究拟采用以上两种方法分别检验农民工工作匹配决策行为,其中联立方程模型包括两个单方程:

方程 I:$JT = \alpha_0 + \alpha_1 income + \alpha_2 jtype + \alpha_3 X_1 + \varepsilon$

方程 II:$income = \beta_0 + \beta_1 jtype + \beta_2 X_2 + \varepsilon$

其中,JT 表示工作匹配效果,拟采用首份工作任期来表征。$income$ 代表工作收入,拟用月工资来代表,$jtype$ 表示工作福利,拟选用单位所有制类型来表征(选用理由见变量界定分析)。X 为控制变量集。α_0、β_0 均为常数项,α_i($i = 1、2、3$)、β_j($j = 1、2$)分别为方程 I 和 II 中解释变量或控制变量的相应系数,ε 为随机扰动项。

而 *Acemoglu* 识别法需要首先构建模型 *III*(即引入两种渠道及其交互项):

$JT = \alpha_0 + \alpha_1 income + \alpha_2 jtype + \alpha_3 income \times jtype + \alpha_4 X_3 + \varepsilon$

然后,该识别法需要为农民工工作匹配生存与发展两种决策机制分别选取一代理变量($ivjtype$)以进一步考察两种渠道中哪一种起主导作用,特构建模型 *IV*(在模型 *III* 基础上引入代理变量):

$$JT = \alpha_0 + \alpha_1 income + \alpha_2 jtype + \alpha_3 income \times jtype + \alpha_4 ivjtype + \alpha_5 X_4 + \varepsilon$$

进而借用以下判断规则来衡量哪一种渠道更为重要：

1. 如果核心变量（如 *income*、*jtype* 和 *income* × *jtype*）系数与显著性均发生显著性变化，而代理变量（如 *ivjtype*）统计显著，则表明代理变量替代的渠道更为重要；

2. 如果核心变量（如 *income*、*jtype* 和 *income* × *jtype*）系数与显著性均未发生显著性变化，而代理变量（如 *ivjtype*）也统计显著，则表明核心变量替代的渠道更为重要；

3. 如果核心变量（如 *income*、*jtype* 和 *income* × *jtype*）系数与显著性均未发生显著性变化，而代理变量（如 *ivjtype*）统计并不显著，则表明核心变量替代的渠道更为重要。

三、变量界定与数据来源

（一）变量界定

1. 被解释变量

对于联立方程而言，被解释变量包括两个：模型 I 为工作任期，模型 II 为收入。而对于 Acemoglu 识别方法而言，被解释变量只有工作任期。

模型 I 考察的是农民工工作匹配决策机制。事实上，衡量农民工就业决策到底是收入导向还是福利导向是一个比较复杂而艰难的过程，原因是：（1）决策结果单一且瞬间完成。当面临一个工作机会时，农民工要么接受要么放弃。（2）决策过程却是一个复杂而综合的心理过程。农民工既要考虑到个人效应，同时也要考虑到家庭效应，是一个综合效应最大化的决策结果。考虑以上因素，本文在考察农民工工作匹配决策时拟以其选择结果及其持续性来加以检验，即以农民工工作任期来表征其工作匹配决策。不论农民工工作匹配是收入导向还福利导向，工作任期都是一个不错的代理变量：工作任期较长，表明工作匹配效果较好，或匹配质量较高；反之，工作匹配效果较差，或匹配质量较低。模型 II 是收入与福利两因素的一个区分方程。当用一个代理变量去替代福利变量时，观察收入方程的变化即可判定农民工工作匹配的决策机制，即判定决策重在考虑收入因素，还是工作的福利因素。

2. 解释变量

本研究的核心解释变量即为收入与福利。值得说明的是福利变量的选取，福利一般包括健康保险、带薪假期、过节礼物或退休金等形式，是员工的间接报酬。将其作为发展的代理变量，从一定程度上反映了农民工对其未来发展的期待，即除工资因素外，工作福利因素为农民工未来发展提供的服务是其就业决策的重要考量因素，如李亚青等[15]研究认为社会保险福利有助于降低农民工的流动意愿。研究拟为工作福利选择的代理变量为工作单位所有制类型，分事业单位与非事业单位。其中事业单位指党政机关、国家或集体事业单位以及民办企事业单位，而非事业单位主要是指私营独资企业、小微个体等。如此选择的依据主要是：事业单位一般能够为员工提供较好的福利待遇，如各种保险、职业晋升通道等，农民工就业稳定性较高[16]。而非事业单位，尤其是一些个体经营者、私营企业等，一般只能为员工提供工资，福利待遇较少甚至没有。

同时，研究认为农民工的人力资本（如受教育年限）或社会资本是影响其工作匹配与收入的重要性因素，也是本研究考察的重要变量。因工作匹配是求职者个人就业决策问题，相比较而言，受教育水平等人力资本是农民工就业的重要影响因素[17]，而社会资本更多地影响农民工收入水平[18]。此外，某些工作特征，如周工作时间、是否签订合同等也是影响农民工工作匹配质量的因素，性别、年龄和婚姻状况的差异是影响农民工收入差异的重要因素。综合而言，变量选择与界定具体如表 1 所示。

表1 变量界定

	变量	变量说明
被解释变量	工作任期	单位:月(不满1个月按1个月算)
	收入(模型Ⅱ)	单位:元/月
核心解释变量	收入(模型Ⅲ)	单位:元/月
	福利	单位所有制类型:事业单位=1;非事业单位=0
其它解释变量		
人力资本	受教育年限	单位:年(扣除跳级和留级的影响)
	非农经历	有非农经历=1;否则=0
社会资本	工作渠道	亲戚朋友等社会关系搜寻=1;自己搜寻或其它=0
工作特征	合同签订	合同工=1;其它=0
	工作时间	单位:小时/周
个人特征	性别	男=1;女=0
	年龄	单位:周岁
	婚姻状况	已婚=1;未婚=0
代理变量	留城预期	留城=1;不准备留城或不确定是否留城=0
	留乡预期收入	单位:元/月
工具变量	单位是否购买失业保险	有=1;无=0
	是否高考	是=1;否=0

(二)数据来源

"CHIPS"数据库是迄今中国收入分配与劳动力市场研究领域中最具权威性的基础性数据资料。本文研究数据选自CHIP2007(即2012年最新公开的数据资料)流动人口部分,剔除遗失数据、不符合变量要求数据,共计得到3389样本。其中流动人口部分数据还包括有首份工作、目前工作、个体经营等具体分类,而本研究最终选用的是首份工作相关数据。选择首份工作作为工作匹配研究切入点的原因是:一、在没有工作经历的背景下,农民工首份工作的选择更加体现了其工作初衷,到底是收入导向还是福利导向;二、农民工首次外出的初次搜寻体验是农民工职业生涯过程中有意识地认真地寻找工作的重要环节,首次行为决策与选择及其结果往往在其整个就业周期过程中具有重要的启示作用;三、农民工职业流动的频繁性及其选择性记忆使农民工对首份工作情景记忆深刻,较为客观真实,研究价值较高。因此,研究以农民工首份工作匹配情况作为研究对象。

表2 数据描述性分析与预期效应

变量	均值(标准差)	预期效应	
		工作任期	收入
工作任期	19.39(28.50)		
收入	785.52(773.47)	+	
福利	0.026(0.15)	+	+
受教育年限	9.04(2.37)	+	
工作渠道	0.71(0.45)		+
合同签订	0.40(0.49)	+	
工作时间	62.28(19.55)	-	
性别	0.61(0.48)		+/-
年龄	31.30(9.10)		-
婚姻状况	0.68(0.46)		+/-
留城预期	0.74(.43)	+	
留乡预期收入	691.83(452.67)	-	
非农经历	0.086(0.28)		
是否参加高考	0.11(0.31)		
单位是否购买失业保险	0.092(0.28)		

数据描述性分析与预期效应如表2所示。结果显示:首份工作的平均工作任期约为1年半(19.39个月),平均收入仅为785.52元。将近97%的农民工首份工作都是非事业单位,71%的农民工依靠亲戚朋友等社会关系获得就业(均

值为 0.71）。只有不到一半的农民工首份工作与雇主签订劳动合同（均值为 0.40）。大部分农民工为男性（均值为 0.61），年龄平均为 31.3 岁，受教育程度平均水平为初中及以下（平均受教育年限为 9.04 年），已婚者居多（均值为 0.68）。以上信息综合表明，外出务工的农民工具有较为齐整的特征：一般为受教育程度较低的已婚农村青壮年劳动力，依靠社会资本搜寻就业是他们进入劳动力市场的重要途径，然而给农民工购买失业保险的单位不足 10%，一定程度上反映了农民工就业福利的缺失。劳动合同签订率较低（占比 40%），同时平均收入较低（约 786 元），可能是农民工首份工作任期短、发生转换的重要原因。

留城预期均值为 0.74，表明大部分农民工希望将来能够留在城市，一定程度上反映他们进城务工已经不仅仅追求收入的积累，而是期盼一个留在城市的发展机会。同时，相比较在城市务工，他们预期留乡收入均值为 691.83 元，这种城乡收入预期差距可能正是他们外出务工的主要原因。农民工外出务工到底是生存（收入）导向抑或发展（福利）导向还有待实证分析给出更加可靠的研究结论。

四、实证分析

（一）机制识别结果分析

研究分别运用上述提及的联立方程法和 Acemoglu 识别法两种机制识别方法检验了我国农民工工作匹配决策机制。实证结果如表 3 所示。

1. 联立方程法估计结果

表 3 列①与列②为联立方程 OLS 估计结果. 收入在 1% 显著水平上的载荷为 0.0033，表明收入对工作任期具有正向显著的微弱影响；而福利对工作任期影响为负且不显著（载荷为 -5.15），反映福利待遇降低了农民工的工作任期，与预期效应不符；同时福利对收入具有正向显著性影响（载荷为 220.03），但两者的交互效应不显著。该结论反映出农民工工作匹配具有直接的收入导向，且福利因对收入具有正向显著性影响而产生对工作任期的间接性效应，但其对工作任期的影响效果并不显著。考虑到 OLS 估计法是单一方程估计而忽略了各方程之间的关系（包括各方程振动项之间的联系），将联立方程中所有单方程作为一个整体进行估计（即系统估计法）更有效率[22]。最常见的系统估计法为三阶段最小二乘法（即 3SLS），但考虑到联立方程可能存在的变量内生性问题，系统估计法（3SLS）对核心变量之一的“福利”变量分别采用工具变量法和普通法估计以便更加明晰农民工工作匹配决策识别机制（具体见本节第二部分的变量内生性讨论）。

列③与列④为联立方程 3SLS 在没有控制福利变量为内生变量条件下的估计结果。收入与福利均对工作任期具有正向影响（载荷分别为 0.040 和 6.25），与预期效应相符，然而，福利对工作任期影响并不显著（如列③示），而对收入作用呈正向显著性（如列④示），但两者交互效应并不显著。这说明农民工工作匹配决策过程中福利对匹配决策存在两种效应：直接效应（福利对工作任期的正向显著性影响）与间接效应（福利对收入产生正向显著性影响，收入再对匹配产生正向显著性影响）。当控制收入决策机制之后，福利对工作任期具有直接的正向影响，其间接影响为正且显著，两者的净效应为正但并不显著。由此，研究结果可确定为农民工工作匹配机制为收入导向（生存型导向），还并没有上升到福利层面（发展型导向）。

列⑤与列⑥为联立方程 3SLS 把福利变量控制为内生变量条件下的估计结果。估计结果与列③和列④结果除系数发生发化以外，各变量显著性没有发生变化，估计结果依然表明农民工工作匹配机制为收入导向（生存型导向），还并没有上升到福利层面（发展型导向）。研究结论同时表明福利与收入之间的显著性要远超过福利对匹配决策的影响，当农民工搜寻到的工作单位为事业单

位时并不能有效延长其工作任期,或者说提高其工作匹配质量,但其收入效应表现显著,相对于非事业单位,事业单位的农民工平均月收入约提高985元(依据第⑥列福利载荷);收入对工作任期的直接效应(依据第⑤列收入载荷)表明雇主工资每提高1元,农民工工作任期约增加0.96天(0.032×30天=0.96天,工作任期单位为月)。经过换算后,福利对工作任期的直接效应(依据第⑤列福利载荷)约为18.47年(221.65÷12个月=18.47年),间接效应(参考模型I和II,并依据第⑤列收入与福利和第⑥列福利载荷)约为2.63年(984.69×0.032÷12个月=2.63年),这虽然从数量上反映出农民工择业时工作单位的福利待遇确实是其考量的重要因素,也与《中国流动人口发展报告(2013)》调研结果相一致,但统计结果并不显著。而收入虽然对工作任期影响较小,但统计结果显著。据此,从计量角度而言,本研究更倾向于收入导向(生存型导向)是农民工工作匹配的决策依据。

2. Acemoglu识别法估计结果

列⑦至列⑨为Acemoglu识别法估计结果。在运用Acemoglu识别法构建模型时一方面为收入和福利分别选取留乡预期收入和留城预期作为代理变量,另一方面考虑到福利与受教育年限的内生性问题,特为其挑选的工具变量分别为失业保险和是否参加高考。其中列⑦为未引入代理变量的基础模型的估计结果,而列⑧与列⑨为分别为基础模型引入福利变量的代理变量(留城预期)和收入变量的代理变量(留乡预期收入)的估计结果。列⑦估计结果表明核心解释变量中只有收入为正向显著,福利及其与收入的交互项并不显著。当把福利代理变量(留城预期)引入模型中(如列⑧所示),核心解释变量(收入、福利及其两者交互项)的系数与显著性并未发生显著性变化,且代理变量系数为正并在10%水平上显著。而当把收入代理变量(留乡预期收入)引入模型中(如列⑨所示),核心解释变量(收入、福利及其两者交互项)的系数与显著性也未发生显著性变化,且代理变量系数并不显著。按照事先约定的判断规则,两种估计结果均表明收入是影响农民工首份工作工作任期的显著性因素,即反映农民工工作匹配决策机制为收入导向而非福利导向。之所以选择留城预期作为福利的代理变量是因为是否愿意留在城市发展能够很好地反映农民工外出务工的发展诉求。据《中国流动人口发展报告(2013)》显示流动人口到城市来不仅仅是为了打工挣钱,他们在城市谋求发展,更希望融入这个城市。留城可能是农民工人生发展规划之中所追求的最大的福利。同时选择留乡预期收入作为收入的代理变量是因为留乡预期收入是农民工假设并未外出务工在农村每月获得的收入,能与城市每月收入形成鲜明对比,是其外出务工的重要考量依据。

综上分析,我国农民工现阶段工作匹配决策机制为收入导向,或者说外出务工为生存依赖型,还未上升到发展层面。这与彭安明等[19]研究结论相近。研究结果(如列⑤和⑥所示,即以联立方程3SLS估计结果为准)同时表明,是否签订合同、周工作时间等工作特征是影响农民工工作匹配的重要因素。签订合同有利于延长农民工工作任期,签订劳动合同的农民工的工作任期要较没有签订劳动合同的平均要长近9个月(合同签订载荷为8.81);而周工作时间延长则会缩短农民工工作任期,且周工作时间每延长1小时,工作任期将减少4.2天(载荷-0.14×1月=-4.2天)。受教育年限对工作任期具有负向显著性影响,表明较高受教育程度的农民工往往工作任期较短,即工作流动性相对更加频繁。社会资本(工作渠道)虽然有利于农民工更加便捷地寻找到工作,但对其收入却呈负向显著性影响,即通过亲戚朋友等社会关系找到工作的农民工收入水平相对那些自己搜寻而获得工作的农民工每月低约120元(载荷为-120.28)。男性较女性收入平均每月约偏高114元(载荷为113.90),同时年龄较长者收入水平相对较低,已婚的较未婚的农民工收入平均每月约低50元(载荷为-49.76)。

表 3　机制识别估计结果

变量	联立方程方法						Acemoglu 识别法		
	OLS 估计		3SLS 估计						
			福利(Not Instumented)		福利(Instumented)				
	工作任期 ①	收入 ②	工作任期 ③	收入 ④	工作任期 ⑤	收入 ⑥	模型 III ⑦	模型 IV ⑧	模型 IV ⑨
收入	0.003251***		0.03962***	–	0.03192**	–	0.004640**	0.004713**	0.004519*
	(0.0006)		(0.01515)		(0.01634)		(0.002355)	(0.002398)	(0.002328)
福利	-5.1502	220.0287***	6.2547	224.7209***	221.6498	984.6938***	94.2371	99.9681	90.5223
	(4.7337)	(82.8227)	(15.5685)	(82.7164)	(162.3686)	(110.0975)	(150.3667)	(153.6919)	(149.1266)
收入×福利	0.001028	–	-0.01221	–	-0.1392	–	-0.05501	-0.05785	-0.05296
	(0.003501)		(0.01635)		(0.0881)		(0.08484)	(0.08653)	(0.08414)
留城预期	–	–	–	–	–	–	–	4.9132*	–
								(2.5844)	
留乡预期收入	–	–	–	–	–	–	–	–	0.0008098
									(0.001191)
受教育年限	-1.0299***		-14.1278***		-13.9630***		-0.8479*	-0.9070*	-0.8604*
	(0.2121)		(2.4272)		(2.4234)		(0.4656)	(0.4768)	(0.4671)
工作渠道	–	-148.7135***	–	-129.0818***	–	-120.275***	–	–	–
		(29.3939)		(28.2737)		(29.1352)			
合同签订	3.3023***	–	9.8819***	–	8.8096***	–	2.6174*	2.5302*	2.6300*
	(1.0276)		(1.6258)		(1.7601)		(1.3834)	(1.4137)	(1.3766)
工作时间	0.04750*	–	-0.1293***	–	-0.1412***	–	0.04825*	0.04966*	0.04919*
	(0.02581)		(0.04191)		(0.04529)		(0.02843)	(0.02845)	(0.02827)
性别	–	94.0869***	–	106.6687***	–	113.8983***	–	–	–
		(27.6708)		(25.3004)		(26.8339)			
年龄	–	-6.1550***	–	-5.8721***	–	-6.3581***	–	–	–
		(1.9276)		(1.8015)		(1.8797)			
婚姻状况	–	-67.8877*	–	-65.8670**	–	-49.7646	–	–	–
		(37.003)		(33.0608)		(35.1292)			
常数项	21.9531***	1068.801***	120.1473***	1036.905***	123.6945***	1010.227***	18.3447***	15.0155***	17.9689***
	(2.7334)	(55.6507)	(13.8204)	(52.8056)	(13.9512)	(54.6558)	(4.9703)	(5.7204)	(4.9382)

注：①***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；②列 1－4 括号内数字为标准误；③列 5－6 括号内数字为稳健的标准差。

(二)有关结论的进一步讨论

1. 农民工群体界定

为什么在对数据处理时没有把农民工进一步区分为老一代农民工和新生代农民工以免农民工因代际择业差异而致匹配机制识别出现偏差？因为以往关于农民工的研究大多集中在老一代农民工范畴内，老一代农民工在寻找工作时确实存在以收入为唯一择业标杆的可能，然而随着国家经济水平的逐渐提升，当物质生活不再成为农民工外出就业的唯一追求时，新生代农民工借助务工对自身发展的追求便应运而生。本研究之所以未将农民工细分为老一代农民工与新生代农民工是因为老一代农民工伴随外出务工经历的丰富，个人人力资本与社会资本都得到一定程度的积累，他们务工的目标也会随之发生改变，即当生存问题得到有效的稳定的缓解之后，他们也会对未来人生发展充满更多期待，而不是一成不变的。王春超、吴佩勋的研究结论也从侧面印证了这

一点,即城市农民工群体在面对政府的战略和政策环境调整时能够理性地认识到政府与企业利益导向的差异以及其与自身利益的一致性[20]。因此,研究采用发展的眼光看待农民工择业问题,在讨论农民工工作匹配机制时并未对之加以细分,而是从总体角度对农民工总体工作匹配决策机制加以识别。

2. 变量内生性讨论

采用联立方程估计时,解释变量内生性是必定要考虑的重要问题,因为若某个(些)解释变量存在内生性问题不仅严重影响估计结果的显著性导致估计错误,而且整个模型的解释度也将受到置疑。以 OLS 与 2SLS 估计结果核心解释变量福利为例,福利变量的系数出现显著性变化,而之前分析的福利变量预期对工作匹配(工作任期)产生的正向效果存在严重反差,明显地,2SLS 估计结果更加符合实际与预期情况,这也同时直接反映 OLS 估计结果可能没有考虑到某些变量的内生性问题而存在严重缺陷。如何实证检验解释变量内生性问题? 豪斯曼建议直接比较 OLS 与 2SLS 估计值,判断其差异是否存在统计显著。如果所有变量都是外生的,则 OLS 和 2SLS 估计结果相一致,而反之则说明变量存在内生性[21]。从本研究数据联立方程直观结果(如表 4 所示)可知,除工作任期与收入外,福利与受教育年限也可能存在内生性问题。考虑到传统的豪斯曼检验不适用于异方差情形(经验研究表明截面数据存在异方差的可能性极大),因而拟采用"杜宾—吴—豪斯曼检验"(Durbin-Wu-Hausman Test,简记为 DWH),该检验方法在异方差的情况下也适用且更为稳健[22]。同时考虑到研究使用的是联立方程模型,且 2SLS 估计理论要求所有工具变量都必须用作全部第一阶段回归的回归元[23],故估计时 2SLS 估计会自动将两单方程中所有外生变量全部纳为福利和受教育年限的工具变量。研究运用 DWH 法对解释变量做了内生性检验,结果如表 5 所示,

表 4 OLS 与 2SLS 估计结果比较

变量	OLS 估计		2SLS 估计	
	工作任期(1)	收入(2)	工作任期(3)	收入(4)
收入	0.003316*** (0.0006)	-	-0.07426*** (0.01688)	-
福利	-3.9913(3.0663)	201.3277** (82.5161)	10.6557(7.8055)	201.3277** (82.5161)
受教育年限	-1.0273*** (0.2121)	32.7691*** (5.8557)	1.9351** (0.8096)	32.7691*** (5.8557)
工作渠道	0.6612(1.0911)	-137.8696*** (29.3251)	-9.6498*** (3.3811)	-137.8696*** (29.3251)
合同签订	3.3469*** (1.0286)	-	7.0204*** (2.5212)	-
工作时间	0.04666* (0.02582)	-	-0.03665(0.06271)	-
性别	-	81.3148*** (27.6401)	-	81.3148*** (27.6401)
年龄	-	-4.2206** (1.9497)	-	-4.2206** (1.9497)
婚姻状况	-	-53.5321(36.9249)	-	-53.5321(36.9249)
常数项	21.4406*** (2.8646)	703.0058*** (85.6853)	66.4838*** (11.8184)	703.0058*** (85.6853)

注:①***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;②括号内数字为标准误。

检验结果表明福利和受教育年限均在 1% 显著性水平存在内生性可能。因而在实际 3SLS 估计过程中(如表 3 所示),列 3 与列 4 的估计结果只对受教育年限做了内生处理而福利并未处理,列 5 与列 6 的估计结果则是对福利和受教育程度均做了内生性处理,经过比较两者虽然在变量显著性上并未发生显著性变化,但系数却明显不同。列 7 至列 9 均是引入工具变量后采用工具变量法在稳健标准差条件下的估计结果。

表 5 变量内生性检验

原假设	所有变量均为外生
被解释变量	工作任期
Durbin(score)chi2(2)	169.957(p = 0.0000)
Wu-Hausman F(2,3328)	89.2972(p = 0.0000)

五、简要结论及其启示

转型经济背景下，农民工工作匹配决策机制呈现多元化，除了以往的收入导向外，工作单位提供的福利待遇也可能成为其寻找工作的重要参考因素。农民工外出务工期望从生存到发展的嬗变既是其就业决策在我国经济转型过程中理性渐变的具体体现，也是其外出就业逐渐增加对城市就业环境和自身适应能力认知后的理性选择。研究采用联立方程法和 Acemoglu 识别法两种方法分别对我国农民工工作匹配决策机制，即生存或发展，展开定量检验。联立方程法检验结论是：收入对工作任期具有正向的显著性影响，且直接效应为雇主工资每提高 1 元，农民工工作任期约增加 0.96 天。而福利对工作任期影响虽为正但并不显著，并通过收入渠道间接影响工作任期但效果也并不显著，其直接效应约为 18.47 年，间接效应约为 2.62 年。这表明我国农民工现阶段工作匹配决策机制仍为生存导向型，还未上升到发展层面。同时福利待遇对工作任期具有较大的正载荷表明工作福利待遇已成为农民工稳定工作的重要考量因素。是否签订合同和周工作时间也是影响农民工工作任期的重要因素，研究表明，签订劳动合同的农民工的工作任期要较没有签订劳动合同的平均长近 9 个月，而周工作时间每延长 1 小时，工作任期将减少 0.14 天。值得说明的是：因每周时长固定且工人周工作时间不可超越最大时长（即 168 小时），故周工作时间对工作任期的边际效应更多地反映是其直接负效应，而非真正意义上的边际递减效应。

Acemoglu 识别法检验结论进一步支撑了联立方程的检验结论，即收入的代理变量影响显著，且其它变量系数与显著性并未发生显著变化，同时福利的代理变量影响并不显著，且其它变量系数与显著性亦未发生显著变化。依据渠道重要性判断原则，该两点共同表明，当前农民工工作匹配决策机制仍以生存导向为主，还未过渡到发展层面。此外，外出务工的农民工具有较为齐整的特征：一般为受教育程度较低的已婚农村青壮年劳动力，然而工作单位大多分布在非正规就业单位，依靠社会资本搜寻就业是他们进入劳动力市场的重要途径，享受失业保险的农民工不足 10%，劳动合同签订率低，同时收入较低可能是农民工首份工作任期短、发生转换的重要原因。74% 的农民工希望将来能够留在城市，一定程度上反映他们进城务工已经不仅仅追求收入的积累，而是期盼一个留在城市的发展机会。

针对以上研究结论，其直接政策启示为：（1）现阶段应当继续实行以促进农民工增收为主，同时提高其工作福利待遇为辅的并行政策。增加收入几乎是所有外出务工的农民工转移就业的根本目标，因此想方设法提高农民工收入，保障农民工合法收入应是政策关注的重点。除了最低工资以外，提高 8 小时工作时间外单位时间的加班工资水平不仅可以提高雇主用工成本，有效遏制企业对农民工用工时间的剥夺，从而缓解农民工生活工作压力，而且可以借助工作时间外自愿选择兼业或加班有效提高农民工日收入水平。（2）尽管福利对工作任期的影响并不显著，但其检验结果启示我们提高农民工福利待遇是有效降低农民工工作转换频率的重要途径。农民工因其高度流动性而无法成为稳定的产业工人和真正的城市人口，这将阻碍我国城镇化进程和“本世纪末成为中等水平发达国家”目标的实现。如何提高农民工的城市就业稳定性，使得他们在城市稳定就业、定居甚至融入城市，进而提高劳动力市场资源配置效率，是推进城镇化进程和缩小城乡收入差距的内在要求。而提高农民工工作福利水平，如生活困难补贴、托儿所、体育活动场所、节假日慰问等，是有效提高其工作稳定性的一个政策可选项。

参考文献：

[1] 周其仁. 机会与能力——中国农村劳动力的就业和流动[J]. 管理世界，1997，(5)：81 - 100.

[2] 白南生，李　靖. 农民工就业流动性研究[J]. 管理世界，2008，(7)：70 - 76.

[3] MORTENSEN D T. Job Search and Labor Market Analysis[J]. Handbook of Labor Economics. 1986，(2)：849 - 919.

[4] KASPER H. The Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment[J]. The Review of Economics and Statistics. 1967, 49(2): 165 - 172.
[5] KENNETH BURDETT. A Theory of Employee Job Search and Quit Rates[J]. The American Economic Review. 1978,68(1):212 - 220.
[6] VAN DEN BERG GERARD J, GEERT RIDDER. An Empiracal Equilibrium Search Model of the Labor Market[J]. Econometrica. 1998,66(5):1183 - 1221.
[7] CHRISTENSEN B J, Lentz R, Mortensen D T, et al. On-the-Job Search and the Wage Distribution[J]. Journal of Labor Economics. 2005, 23(1): 31 - 58.
[8] CHRISTOPHER A PISSARIDES. Search Unemployment with On-the-Job Search[J]. The Review of Economic Studies. 1994,61(3):457 - 475.
[9] 杜书云,张广宇. 就业歧视与农民工福利缺失问题分析[J]. 农民经济问题,2004,(11):52 - 56
[10] 刘继同. 由集体福利到市场福利—转型时期中国农民福利政策模式研究[J]. 中国农村观察,2002,(5):36 - 44.
[11] 李 强. "双重迁移"女性的就业决策和工资收入的影响因素分析——基于北京市农民工的调查[J]. 中国人口科学,2012,(5):104 - 112.
[12] AHMED MUSHFIQ MOBARAK. Democracy, Volatility, and Economic Development[J]. The Review of Economics and Statistics,2005,87(2):348 - 361.
[13] 于 蔚,汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J]. 经济研究,2012,(9):125 - 139.
[14] 方红生,张 军. 攫取之手、援助之手与中国税收超 GDP 增长[J]. 经济研究 2013,(3):78 - 90.
[15] 李亚青,吴联灿, 申曙光. 企业社会保险福利对农民工流动性的影响——来自广东珠三角地区的证据[J]. 中国农村经济,2012,(9):61 - 73.
[16] 黄 乾. 城市农民工的就业稳定性及其工资效应[J]. 人口研究,2009,(3):53 - 62.
[17] 王文信,徐 云. 农民工就业影响因素分析——对安徽阜阳农村的调查[J]. 农业经济问题,2008,(1):85 - 90.
[18] 谢 勇. 基于人力资本和社会资本视角的农民工就业境况研究——以南京市为例[J]. 中国农村观察,2009,(5):49 - 55.
[19] 彭安明,朱红根,康兰媛. 新生代农民工择业需求优先序及其差异[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2014,(1):38 - 45.
[20] 王春超,吴佩勋. 产业结构调整背景下农民工流动就业决策行为的双重决定——珠江三角洲地区农民工流动就业调查研究[J]. 经济社会体制比较,2011,(5):77 - 87.
[21] 伍德里奇. 计量经济学导论(第四版)[M]. 北京:中国人民大学出版社,2010:213.
[22] 陈 强. 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京:高等教育出版社,2010:112.
[23] 克里斯托弗·F·鲍姆. 用 Stata 学计量经济学[M]. 北京:中国人民大学出版社,2010:169.

Mechanism Identification of Migrant Workers' Job Matching: Surviving or Developing?

LIANG Hai-bing, LU Hai-yang
(*China Academy for Rural Development*, *Zhejiang University*, *Hangzhou* 310058, *China*)

Abstract: Simultaneous equation method and Acemoglu identification method were used respectively to identify migrant workers decision-making mechanism. The empirical results acquired after using simultaneous equation method show that income has a positive and significant impact on job tenure; while the empirical results acquired after using Acemoglu identification method supported the same conclusion, that is, migrant workers' employment decision is still survival-oriented rather than developing-oriented, and welfare has become an important reference factor on stable employment decesion.

Key Words: migrant workers; job matching; income level; welfare condition