

# 农民兼业行为对非农工资性收入的影响研究 ——来自CFPS的微观证据

刘进<sup>1,2</sup>, 赵思诚<sup>1,2</sup>, 许庆<sup>1,2</sup>

(1. 上海财经大学财经研究所, 上海 200433;

2. 上海财经大学三农研究院, 上海 200433)

**摘要:**随着非农工资性收入占中国农民收入比重的逐年增加,为了实现家庭收入最大化,绝大多数农民采取兼业行为。那么,农民兼业行为对非农工资性收入究竟有何影响?文章采用处理效应模型和收入分解方法,利用2012年“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据,考察了兼业行为对农民非农工资性收入的影响作用及其内在机理。研究表明:兼业农民的非农工资性收入和小时工资水平均显著低于纯非农就业农民。进一步研究发现,由兼业行为引起的歧视效应是产生这种收入差距的主要原因。因此,实施促进农民增收政策时,应瞄准不同人群采用不同的惠农富农政策,以提高政策的精准性:既要着力破除以户籍制度为代表的制度性约束,鼓励部分兼业农民向非农部门彻底转移,提高其工资性收入;又要深化农业供给侧改革,增加农民土地财产性收益,从而促进农民增收。

**关键词:**兼业行为; 非农工资性收入; 收入分解

**中图分类号:**F323.8; F326 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)12-0045-13

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.2017.12.004

## 一、引言

实现共同富裕是社会主义的本质要求,而提高农民收入、缩小城乡收入差距是实现共同富裕的重要途径。虽然经过多年不懈努力,中国农村居民收入状况逐年改善,2016年人均可支配收入已达12 363元,<sup>①</sup>但还是面临着增收乏力、增收长效机制不健全以及贫困人口增收困难等问题。随着工业化和城镇化的发展,受城乡工资差异的影响,农村劳动力大量向城市转移,非农工资性收入占农民收入比重逐年增加,且已超过农业经营性收入,成为农民收入的最主要来源。<sup>②</sup>在此现实背景下,考察农民的增收动力机制及政策选择,无疑有助于回答如何完善惠农富农政策,从而提升促进农民持续增收政策的精准性。

收稿日期:2017-03-10

基金项目:国家社会科学基金重点项目(16AZD012);国家自然科学基金面上项目(71673173、71773068);上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2016-442)

作者简介:刘进(1989—),男,湖北荆州人,上海财经大学财经研究所、上海财经大学三农研究院博士研究生;

赵思诚(1989—),男,山西大同人,上海财经大学财经研究所、上海财经大学三农研究院博士研究生;

许庆(1971—),男,江苏镇江人,上海财经大学财经研究所、上海财经大学三农研究院教授,博士生导师。

<sup>①</sup>数据来源:国家统计局:《2016国民经济和社会发展统计公报》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228\_1467424.html。

<sup>②</sup>数据来源:国家统计局:《2016年中国统计年鉴》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2016/indexch.htm。

与此同时,在户籍制度改革有所推进但未取得重大突破的现实约束下,为了追求收入最大化,兼业经营已成为我国大多数农户采取的生产经营模式(张红宇,2015)。换言之,农民兼业行为是其面临制度约束下为了实现收入最大化而采取的权宜之计。可以预期的是,随着工业化和城镇化的发展、户籍制度改革的深化,受城乡工资差异的影响,兼业农民更可能选择全职从事非农业生产,增加非农劳动时间供给,提高非农工资性收入水平。已有文献指出,随着部分兼业农民完全退出农业生产,势必会促进农地流转和农业经营规模扩大(黄枫和孙世龙,2015),并通过利用相对富裕要素替代相对稀缺要素,提高农业技术水平(郑旭媛和徐志刚,2016;许庆等,2017),从而提升农业经营的规模收益,促使农民收入增加。

关于兼业行为与非农工资性收入关系,国内外大部分研究往往着重强调某一方面,较少考察兼业行为对工资性收入乃至农民增收的影响作用。因此,本文拟从个人兼业<sup>①</sup>而非家庭兼业入手,提出兼业行为与非农工资性收入相关关系的研究假说,并利用全国性微观调查数据2012年“中国家庭追踪调查数据”(CFPS),采用处理效应模型和收入分解方法实证检验这种影响作用。研究结论表明,兼业行为对农民的非农工资性收入具有明显的负向作用;是否存在兼业行为是造成兼业农民和纯非农就业农民的非农工资性收入差异的主要原因。

本文可能的贡献主要体现在:第一,将赚取非农工资性收入的农民分为兼业农民和纯非农就业农民两类,并从小时非农工资层面考察了农民兼业行为对非农工资性收入的影响。第二,通过对既有文献的梳理,将影响农民收入的因素归结为个体特征差异、职业选择以及是否存在兼业行为三类,并且把兼业行为对农民非农工资性收入的影响作用视为一种“歧视效应”。第三,综合运用均值分解和分布分解两种收入分解方法,将因兼业行为而引发的“歧视效应”从不同分组的收入差距中剥离,观察其对收入差距的解释力,从而为今后促进农民增收政策的制定和提高政策实施的精准性提供参考。

## 二、文献简评与研究假说

非农工资性收入作为农民收入的重要组成部分(Nguyen等,2015),一直以来都备受关注,现有文献对农民工资性收入的研究大体可以分成两类。一类着重考察农民个体特征对其工资性收入的影响,比如健康(魏众,2004)、受教育程度(陈玉宇和邢春冰,2004)、社会资本(叶静怡和周晔馨,2010)、宗教信仰(乐君杰和叶晗,2012)。另一类文献则将研究视角聚焦于外生制度环境,探讨了户籍制度(谢嗣胜和姚先国,2006;邓曲恒,2007)、职业培训制度(王德文等,2008)、乡镇企业发展(钟宁桦,2011)、农村基础设施建设(骆永民和樊丽明,2012)等因素如何影响农民工资。但值得注意的是,农民个人兼业行为是其在充分考虑自身劳动能力和所处劳动力市场环境之后作出的劳动时间配置决策,因此,兼业行为对个人非农工资性收入也会产生影响。

实际上,为实现收入最大化,由于受城乡工资差异和户籍制度的约束,农民不得不采取了兼业经营方式,在农业部门和非农部门重新配置劳动时间。由于兼业农户同时具有农业经营收入和非农工资性收入,既往研究考察了农户兼业经营的增收效应。例如,夏义军(2012)分析了日本20世纪90年代土地制度改革背景下农户兼业行为对其收入的影响,结果表明农户兼业经营有很明显的增收作用。基于我国山东省数据的实证分析也验证了这个结论(鞠小妮,2012)。当然,兼业经营的影响远不局限于农民收入,农户兼业行为对农地流

<sup>①</sup>所谓个人兼业指的是个人同时从事农业和非农业生产。

转(Yao, 2000; 钱忠好, 2008; 廖洪乐, 2012; 张忠明和钱文荣, 2014)、化肥施用(纪月清等, 2015)、农业生产效率(赵建梅等, 2013)等方面的影响也是相关研究的热点。此外, 经验研究表明, 由于不同非农行业的工资水平差距很大, 职业选择是影响农民工资性收入的重要因素(葛玉好, 2007; 尹志超和甘犁, 2009)。由于非农部门工资通常高于劳动力的农业边际产出, 农民一般会将劳动力资源优先配置给收益更高的非农部门, 然后再决定农业劳动投入, 其农业劳动投入决策往往是一种被动决策, 因此, 非农职业选择直接关系到农民是否从事兼业生产。

本文通过分析 2012 年 CFPS 数据发现, 纯非农就业农民的非农工资高于兼业农民, 而且纯非农就业农民的小时工资也高于兼业农民, 这是一个值得注意的现象。本文把这种收入差距归结为一种劳动力市场上的“歧视”, 而引起这种歧视效应的主要原因是非农雇主对全职员工和非全职员工的区别对待。一方面, 对跨区域流动并从事兼业生产的劳动力而言, 他们的非农劳动供给存在中断的情况, 劳动力供给中断会给企业造成暂时性的劳动力短缺, 而且如果这类劳动力在返乡期间作出新的就业决策, 那么原来用人单位还会面临着因缺工而进行的劳动力招聘, 这在一定程度上增加了企业的交易成本。另一方面, 对就近从事兼业生产的劳动力而言, 日常的农业劳动会严重分散其在非农生产过程中投入的时间、精力, 影响非农劳动投入的质量。从这一角度而言, 相对于全职进行非农生产的劳动力, 非农雇主更倾向于给从事兼业经营的劳动力开出更低的工资。

综上所述, 本文提出以下两个研究假说。

假说 1: 兼业行为不仅减少了农民非农工资性收入, 同时也降低了其小时工资水平。

假说 2: 农民非农工资性收入主要受到个体特征差异、非农职业选择以及自身是否存在兼业行为等因素的影响, 而农民是否存在兼业行为则是兼业农民和纯非农就业农民工资性收入差距的主要成因。

### 三、实证模型设定与数据来源

(一) 实证模型设定。在分析兼业行为对农民非农工资的影响时, 直接在回归方程中加入农民是否兼业的分组虚拟变量是一个简单易行的办法。然而, 农民是否进行兼业活动受其自身特征、职业选择等多种因素的影响, 存在自选择偏误引起的内生性问题, 而处理效应模型(treatment effects model)是解决这种问题的典型方法。此外, 不同组别的农民其收入差距主要是由个体特征差异、职业选择和不同非农就业模式共同引起的, 单纯的回归分析无法清晰区分其在收入差距中所扮演的角色, 而收入分解方法可以很好地解决这一问题。因此, 本文的计量分析将分成两部分: 一是采用处理效应模型研究兼业行为对农民非农工资性收入的影响; 二是基于收入分解法研究造成不同分组农民其收入差距的影响因素。

1. 兼业行为对农民工资水平的影响。本文在 Mincer 工资决定方程基础上, 加入了婚姻、性别控制变量和是否从事兼业生产的分组变量, 得到回归方程如下:

$$\begin{aligned} \ln(wage) = & \beta_0 + \beta_1 Gdummy + \beta_2 Edu + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp^2 \\ & + \beta_5 Marriage + \beta_6 Gender + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

如前所述, 方程中的分组虚拟变量  $Gdummy$  会引起内生性问题, 需要通过处理效应模型进行处理, 处理效应模型是 Maddala(1983)年在 Heckman(1979)基础上提出的一种解决处理变量内生性的方法, 模型的基本结构如下:

$$Y = X'\beta + \gamma D + \epsilon \quad (2)$$

式(2)中处理变量  $D$  为内生变量,被如下的处理方程所解释:

$$D = 1(Z'\delta + u) \quad (3)$$

假设随机扰动项服从如下二维正态分布:

$$\begin{bmatrix} \epsilon_i \\ u_i \end{bmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\epsilon^2 & \rho\sigma_\epsilon \\ \rho\sigma_\epsilon & 1 \end{bmatrix} \right] \quad (4)$$

式(3)中的  $1(\cdot)$  为示性函数,参照两步法的估计办法,首先使用 *probit* 模型估计式(3)得到系数估计值  $\hat{\delta}$  进而计算逆米里斯比率  $\hat{\lambda}$ ,其次使用  $y$  对  $X$ 、 $D$  和  $\hat{\lambda}$  进行回归得到最终结果;<sup>①</sup>综上所述使用如下的控制方程控制不同分组的内生性问题:

$$D = eduy + age + \exp^2 + \sum_{i=2}^{20} industries_i + \epsilon \quad (5)$$

其中:  $age$  表示样本年龄,而  $industries_i$  表示不同的行业。

2. 兼业行为与不同分组农民工资差距。工资分解方法被广泛应用于不同群体之间工资差距的分解问题,本部分使用均值分解和分布分解两种思路来分析兼业行为对农民工资性收入的影响。作为传统的均值分解方法,Oaxaca-Blinder(1973)分解长期被广泛地应用于不同收入群体之间的收入差距分析。然而,由于 Oaxaca-Blinder 分解存在明显的问题,比如指数基准问题、没有考虑样本职业对工资差距的影响等,学者们对该分解进行了改进 (Neumark, 1988; Neuman 和 Oaxaca, 2003)。其中,Neumark 分解给出了一个介于两个收入组工资均值之间的合理工资的计算方法,对工资歧视部分做了进一步的细分。这里采用 Neumark 分解处理,其基本思想为:

$$\begin{aligned} \ln(\bar{W}_f) - \ln(\bar{W}_j) &= \bar{X}_f \hat{\beta}_f - \bar{X}_j \hat{\beta}_j \\ &= \bar{X}_f \hat{\beta}_f - \bar{X}_j \hat{\beta}_j + (\bar{X}_f + \bar{X}_j) \hat{\beta}^* - (\bar{X}_f + \bar{X}_j) \hat{\beta}^* \\ &= \underbrace{(\bar{X}_f - \bar{X}_j) \times \hat{\beta}^*}_A + \underbrace{\bar{X}_f \times (\hat{\beta}_f - \hat{\beta}^*)}_B + \underbrace{\bar{X}_j \times (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_j)}_C \end{aligned} \quad (6)$$

其中:下标  $f$  表示非兼业组, $j$  表示兼业组,按照以上分解方法,把分组对数工资均值的差距分解为 A、B 和 C 三个部分,其中 A 部分表示不同分组样本特征差异和职业选择行为可以解释的收入差距,B 部分表示纯非农就业农民因收入歧视效应获得的好处,C 部分表示兼业农民因遭受歧视而蒙受的收入损失; $\hat{\beta}^*$  表示不同分组之间不存在歧视时的最优工资生成机制,其计算方法如下:

$$\hat{\beta}^* = \Omega \times \hat{\beta}_f + (1 - \Omega) \times \hat{\beta}_j; \Omega = (X'X)^{-1} (X_f'X_j) \quad (7)$$

其中: $\hat{\beta}^*$  是由不同分组工资形成机制  $\hat{\beta}_f$  和  $\hat{\beta}_j$  加权平均后形成的; $\Omega$  为最优权重,是由全样本的个人特征和非兼业样本的个人特征共同决定。

虽然根据样本均值分解方法可以分离出收入差距的个人特征效应和分组歧视效应,但是对整个分布来说,均值分解很难描述出不同分位数处的收入差距分解问题。因此,在均值分解的基础上,本文还将借助 Machado 和 Mata(2005)分解法(简称“M-M”分解),分析整个分布上的收入差异分解情况。在分位数回归中,通过对同一组观测值取不同分位数,可获得样本的一个条件分布,但是收入的分布分解需要的是样本的边际分布,Machado 和 Mata

<sup>①</sup>处理效应模型还可使用极大似然估计(MLE),但是 MLE 估计方法对计算机的计算能力要求非常高,所以本模型使用两部法估计。

(2005)证明了通过如下抽样办法和分位数回归方法可以拟合出样本的边际分布：

第一步，从均匀分布  $U[0,1]$  当中抽取  $m$  个随机数作为下一步分位数回归中的分位数；

第二步，在兼业农民样本中分别以这  $m$  个随机数做分位数回归，并保存每一个分位数回归的系数向量  $\hat{\beta}_i^j, i=1,2,\dots,m$ ，最终得到  $m$  个系数向量；

第三步，从兼业农民样本组中有放回地抽取  $m$  个样本，记录这些样本的自变量矩阵为： $\{x_i^*(j)\}, i=1,2,\dots,m$ ；

第四步，使用第二步获得的系数矩阵与第三步得到的自变量矩阵相乘，计算整理可得兼业农户样本非农工资边际分布： $\{y_i^*(j)\} = \{x_i^*(j)\hat{\beta}_i^j\}, i=1,2,\dots,m$ 。

同理，通过以上 4 步也可以得到非农就业组的非农工资边际分布。

M-M 分解参考了 Oaxaca-Blinder 分解的思路，把收入差距分解成了特征效应和系数效应两个部分，这样一来在计算分组边际分布的基础上还必须计算两个分组的反事实分布。计算兼业农民的反事实分布只需要把上面第四步中的兼业农民抽样样本换成非农就业农民抽样样本，即可拟合出兼业组农民在非农就业组收入生产机制下的非农收入分布：

$\{y_i^*(j)^*\} = \{x_i^*(j)\hat{\beta}_i^f\}, i=1,2,\dots,m$ ，同理易得非农就业组农民在兼业组收入生成机制下的非农收入分布： $\{y_i^*(f)^*\} = \{x_i^*(f)\hat{\beta}_i^j\}, i=1,2,\dots,m$ 。

如上步骤完成后，即可进行 M-M 分解，设兼业组农民的边际工资分布为： $f_j(x(j), \hat{\beta}^j)$ ，非农就业组农民的边际工资分布为： $f_f(x(f), \hat{\beta}^f)$ ，非农就业组的反事实分布为： $f_f(x(f), \hat{\beta}^j)$ ，两个分组收入分布差距的分解公式为：

$$f_j(x(j), \hat{\beta}^j) - f_f(x(f), \hat{\beta}^f) = \underbrace{f_j(x(j), \hat{\beta}^f) - f_f(x(f), \hat{\beta}^f)}_{AA} + \underbrace{f_j(x(j), \hat{\beta}^j) - f_j(x(j), \hat{\beta}^f)}_{BB} \quad (8)$$

其中：两个分组的非农收入分布被分解为 AA、BB 两个部分，其中 AA 表示个体特征和职业选择差异，BB 表示农民是否兼业引发的歧视效应，与均值分解方法不同的是，M-M 分解可以在不同分位数和整个分布上观察这两种效应。

(二)数据来源。本文使用 2012 年“中国家庭追踪调查数据”(CFPS)，CFPS 样本覆盖 25 个省/市/自治区，目标样本规模为 16 000 户，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员，重点关注中国居民的经济与非经济福利，以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题，是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。2012 年成人数据库包括 2010 年未满 16 岁但在 2012 年时达到 16 岁及以上和 2012 年新增家庭成员中年龄处在 16 岁及以上的个人，总样本量为 35 720 个。根据研究需要，本文将对象分成两组：第一组是同时从事农业生产和非农业生产的兼业农民，第二组是个人完全从事非农生产，以此分析兼业行为对农民非农收入的影响。通过剔除变量缺失值和异常值，本文共使用 4 266 份样本，其中兼业样本和纯非农样本各为 2 466 个和 1 800 个。主要变量选择如下：

1. 兼业经营行为，即是否兼业生产。首先，在初步筛选中已经保证有效样本为从事农业生产的农户，兼业分组变量只是用来区分个体是否存在兼业行为。其次，重点关注兼业行为对农民非农收入的影响，因此把有兼业行为的农民分成一组，把纯非农就业农民分成另一组。

2. 农民非农工资与非农小时工资。CFPS 数据中包含详细的非农工作信息样本，包括样本每一份工作持续时间和具体收入。结合研究目标，本文把调查期内观测样本的每份工

作的非农工资收入进行加总获得年度非农工资收入,然后除以加总的非农工作时间得到非农小时工资数据。

3. 受教育年限与工作年限。由于CFPS缺乏反映工作经验的问项,借鉴葛玉好(2007)和李任玉等(2014)的做法,本研究将采取如下公式计算样本的工作年限: $experience = age - edu\_year - 6$ 。

4. 其他控制变量,包括性别、婚姻、年龄、主要非农就业行业类型等。其中,婚姻状况变量使用2012年调查时是否在婚为判别标准。关于主要非农就业行业类型的选取,本文参照2011年国民经济行业分类标准,<sup>①</sup>将非农就业行业划分为采矿业、制造业、建筑业、交通运输业、批发零售、住宿餐饮、居民服务和其他服务、教育、公共管理和社会组织等19类。

#### 四、实证结果分析与讨论

(一)基本描述性统计。表1给出了主要变量的均值描述性统计,由表可知,在年度非农工资性总收入方面,纯非农就业样本平均收入超过19 855元,而兼业样本组平均收入为14 687元左右,二者相差5 100多元。产生这种收入差距的重要原因之一是非农劳动时间投入差异。在小时非农工资方面,全职非农样本组的小时工资为7.375元,高于兼业样本的5.988元。这反映出,全职从事非农生产的农民其工资水平确实高于兼业人群的工资水平,未来较长一段时间内农民增收的思考方向之一应该既要深入推进农村改革,提高农业综合效益和竞争力,又要拓宽非农就业渠道,提高农民的非农参与率,促进农民收入快速增长、解决农民增收乏力问题。

从非农就业行业类型方面看,制造业和建筑业是农民主要的非农就业行业,分别有63.9%和54.6%的兼业样本和纯非农就业样本。其中,建筑业是兼业农民最主要的就业行业,占兼业样本的33.5%以上;制造业则是纯非农就业农民的最主要就业行业,这一行业的样本比例为38.5%。这是因为建筑行业属于劳动密集型产业,具有生产流动性强、周期长、跨区域等特征,便于兼业农民在农闲期及时就业,在农忙期从事农业生产;而制造业尽管也属于劳动密集型产业,但是在人员管理方面相对较为严格。其他行业的就业量差别不大。

从个人特征看,受教育水平较高者、年轻者和独身人员更愿意选择全职从事非农工作,这是因为这部分人群年富力强,而且家庭牵挂较少,在劳动力市场更有可能获得非农就业机会。在工作经验方面,兼业农民组样本的平均工作年限超过28年,比纯非农样本的工作年限高约8年,而兼业农民的平均年龄也比纯非农就业农民高出约7岁,这反映了当前农村青壮年劳动力大量向非农部门转移,农业劳动力呈老龄化现象。此外,选择兼业行为的男性占兼业样本的72.6%,完全从事非农就业的男性占纯非农就业样本的59.7%,均高于女性农民。

表1 主要变量的基本描述性统计(均值)

变量名称	全样本	兼业样本	纯非农就业样本
年非农工资性收入(元)	16 867.963 (12 514.242)	14 687.512(1 162.281)	19 855.18(13 030.347)
小时非农工资(元)	6.573(4.869)	5.988(4.652)	7.375(5.043)
受教育年限(年)	7.258(4.080)	6.780(4.103)	7.913(3.957)
工作经验(年)	25.267(14.638)	28.855(13.701)	20.351(14.456)

<sup>①</sup>国家统计局:《2011 国民经济行业分类》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/hyflbz/2011/。

续表1 主要变量的基本描述性统计(均值)

变量名称	全样本	兼业样本	纯非农就业样本
年龄(年)	38.525(12.787)	41.635(12.075)	34.264(12.506)
婚姻(在婚人数)	0.815(0.388)	0.877(0.329)	0.731(0.444)
男性(1=是)	0.672(0.470)	0.726(0.446)	0.597(0.491)
就业行业: <sup>①</sup>			
采矿业(1=是)	0.035(0.185)	0.041(0.199)	0.027(0.163)
制造业(1=是)	0.338(0.473)	0.304(0.460)	0.385(0.487)
建筑业(1=是)	0.194(0.395)	0.335(0.472)	0.161(0.368)
交通运输业(1=是)	0.039(0.195)	0.041(0.197)	0.038(0.191)
批发零售(1=是)	0.065(0.247)	0.045(0.207)	0.093(0.291)
住宿餐饮(1=是)	0.038(0.193)	0.031(0.173)	0.050(0.218)
居民服务和其他服务(1=是)	0.031(0.174)	0.022(0.149)	0.043(0.204)
教育(1=是)	0.029(0.167)	0.027(0.163)	0.031(0.173)
公共管理和社会组织(1=是)	0.032(0.176)	0.039(0.192)	0.022(0.149)
观测样本(个)	4 266	2 466	1 800

注：“( )”为标准差。数据来源：本研究计算整理所得，2017年。

(二)兼业行为对农民非农工资性收入的影响作用分析。表2主要汇报了农民非农工资性收入影响因素的回归结果,包括全样本和分组样本两大部分。

首先,在全样本方面,本文分别给出了基本处理效应回归结果(即模型一)、未控制非农就业类型的回归估计结果(即模型二)以及控制非农就业类型的回归估计结果(即模型三)。由表2可知,在三个模型中,是否兼业均对小时非农工资具有显著的负向影响,即在其他变量不变的情况下,与未兼业的非农务工人群相比,兼业会使兼业农民的小时非农工资明显降低。在其他变量方面,工作经验对非农工资的影响呈倒U形,这一结果符合经典Mincer方程假说。教育年限对农民非农工资的边际影响均大于经验的边际影响,这其实说明教育投入增加相对于工作经验增加来说更有益于提高农民的非农收入。此外,在其他变量不变的情况下,相对于女性而言,男性的非农工资收入较高。类似地,已婚人群的工资性收入也明显大于未婚人群。

其次,模型四和模型五分别为纯非农就业样本和兼业样本的回归估计结果。从分组回归的结果看,两个分组的回归结果依然基本满足Mincer方程假定:非农就业组的教育回报大于兼业农民组的教育回报,而且非农就业组农民的工作经验对其工资性收入具有显著的正向作用。兼业组工作经验一次项不显著,二次项十分显著的主要原因是,兼业农民组的平均年龄比较高,工作经验相对丰富,工作经验增加带来的非农收入增加已经不如从业初期明显,根据工作经验与非农收入的倒U形关系,未来一段时间内兼业农民组成员工作经验的增加甚至会对非农收入产生负向影响。

最后,表2第(6)列汇报了观测样本兼业决策模型的回归结果。实证结果显示,工作经验丰富者、男性和已婚农民更有可能成为兼业农户。回归结果还显示,受教育年限对农民是否兼业具有显著的负向作用,即在其他变量不变的条件下,随受教育年限增加,农民选择兼业行为的概率会明显降低。

<sup>①</sup>由于篇幅限制,仅汇报了就业人数超过100人的九大类非农行业基本情况。当然,如需其他行业基本统计情况,可与作者联系。

表2 回归分析结果

	(1)Ln(小时工资)	(2)Ln(小时工资)	(3)Ln(小时工资)	(4)Ln(小时工资)	(5)Ln(小时工资)	(6)是否兼业
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
兼业行为	-0.701*** (-3.463)	-0.235*** (-7.461)	-0.221*** (-7.018)	NA	NA	NA
受教育年限	0.041*** (9.236)	0.040*** (9.232)	0.035*** (7.790)	0.053*** (6.721)	0.023*** (4.281)	-0.016*** (-6.22)
工作经验	0.020** (3.125)	0.009* (2.118)	0.009* (2.099)	0.014* (2.022)	0.008 (1.476)	0.019*** (9.87)
工作经验的平方项	-0.0006*** (-4.551)	-0.0004*** (-4.019)	-0.0003*** (-3.875)	-0.0003** (-2.792)	-0.0003** (-3.172)	-0.0002*** (-6.54)
男性	0.516*** (15.612)	0.495*** (15.523)	0.489*** (14.426)	0.352*** (6.558)	0.596*** (13.691)	0.061*** (3.74)
已婚	0.140** (2.991)	0.136** (2.915)	0.116* (2.480)	0.138* (2.038)	0.046 (0.695)	0.005 (0.21)
非农就业行业类型 <sup>①</sup>	NA	NA	控制	控制	控制	控制
常数项	1.018*** (13.985)	0.952*** (14.540)	1.084*** (13.174)	0.952*** (7.287)	0.934*** (8.335)	NA
Adj R <sup>2</sup>	0.095	0.115	0.128	0.092	0.150	NA
N	4 266	4 266	4 266	1 800	2 466	4 266

注:(1)\*、\*\*和\*\*\*分别表示P值<0.05、P值<0.01和P值<0.001。(2)最后一列中数值为边际效应计算结果。(3)数据来源:本研究计算整理所得,2017年。

(三)农民个人兼业行为的“歧视效应”分析。前文分析结果表明,兼业经营行为显著降低了农民的非农工资性收入,但难以区分造成这种差异的原因究竟是来源于个体特征还是由于是否兼业选择造成的歧视效应。因此,本研究将分别使用均值分解和分布分解两种方法,对兼业样本和纯非农就业样本之间非农工资性收入的差异进行细分,重点关注非农收入生成机制对收入差距的影响。<sup>②</sup> 相应的回归分析结果由表3和表4给出。

1. 基于Neumark均值分解方法的结果分析。由表3可知,根据邹至庄检验的结果,强烈拒绝原假设,即两个分组之间存在结构突变,采用收入分解方法是恰当的。分解结果显示,分组工资均值的对数差距与Neumark分解结果中A、B和C三部分之和无差异,均为0.242,计算误差为10<sup>-8</sup>。而在分解结果的三部分中,不同分组的个体差异可以解释工资差距中的12.668%,市场对兼业农民的歧视可以解释全部分组工资差距的36.849%,纯非农就业农民因为歧视效应而获得的好处可以解释全部收入差距的50.483%。因此,通过歧视效应可以解释的收入差距占到全部收入差距的87.332%,分组之间的个体差异只能解释12.668%。这表明,兼业农民非农收入水平低于纯非农就业农民非农收入水平的根本原因并非是个人的特征差异,而是源于分组之间的歧视效应。也就是说,纯非农就业农民因为歧视效应获得的好处要大于兼

表3 控制行业Neumark分解结果

Neumark分解结果主要项目	数值
结构突变检验(chow test)	4.074
分组对数小时工资差距,ln( $\bar{W}_f$ )-ln( $\bar{W}_j$ )	0.242
Neumark分解A、B和C三部分之和,A+B+C	0.242
计算结果误差,ln( $\bar{W}_f$ )-ln( $\bar{W}_j$ )-(A+B+C)	7.636e-08
不同分组的特征差异,A	0.031
纯非农就业农民因为其实效获得的好处,B	0.122
兼业农民因为遭受歧视而,C	0.089
不同分组特征差异占比,A/(A+B+C)	12.668%
纯非农就业农民获得好处占比,B/(A+B+C)	50.483%
兼业农民遭受歧视占比,C/(A+B+C)	36.849%

资料来源:本研究整理所得,2017年。

①同样限于篇幅,在此未给出非农就业行业类型的回归估计值。

②在利用Neumark分解和M-M分解时,本文均控制了样本非农就业行业类型。



业农民因歧视效应遭受的损失。

2. 基于 M-M 分布分解方法的结果分析。图 1 和图 2 分别显示了兼业农户与纯非农样本的非农工资性收入在不同分位数上的变化趋势，<sup>①</sup>由图发现：(1)常数项对农民非农收入的影响在两个分组中均有相同的趋势，都是由负转正，并随着分位数的增加而增加。(2)教育年限对两类人群非农工资性收入均具有正向影响作用，但这种正向作用对处于低收入水平兼业农民的影响作用较大。(3)工作经验对兼业农民和纯非农就业农民的非农收入的影响存在差异性：首先，整体上，工作经验对农民非农收入均存在正的边际影响；其次，对兼业农民来说高分位数区和低分位数区的工作经验回报都很高，但是中间分位数区的回报相对较低；而纯非农就业农民的工作经验则是在低分位数区有高回报，并在此之后递减。(4)性别和婚姻状况对两类人群的非农工资性收入的影响均是在低分位数区回报较高，并随着分位数的增加而递减。

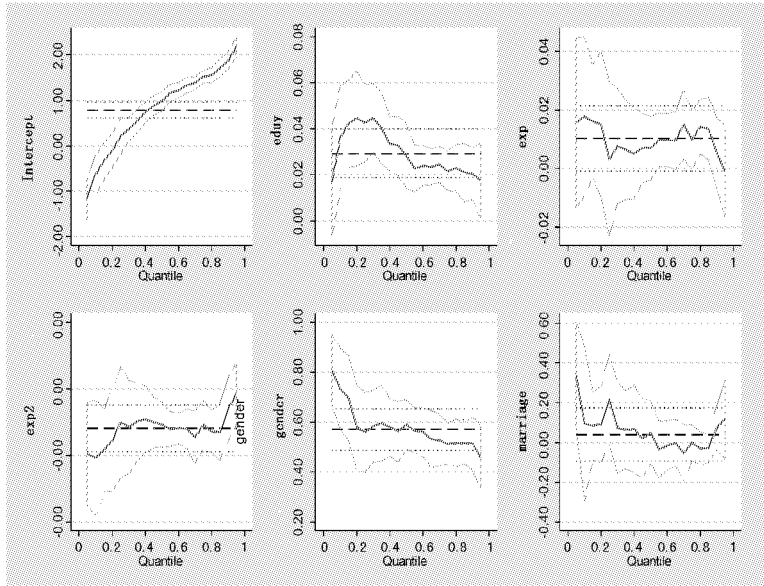


图 1 兼业样本分位数回归结果

资料来源：本研究整理所得，2017 年。

接下来，本文将使用分位数回归方法对观测样本的非农工资进行分解。需要说明的是，由于在最低分位数和最高分位数上分位数回归的结果存在一定的偏差，本文的分位数选择区间为 $[0.02, 0.98]$ ，M-M 分解回归结果和趋势图分

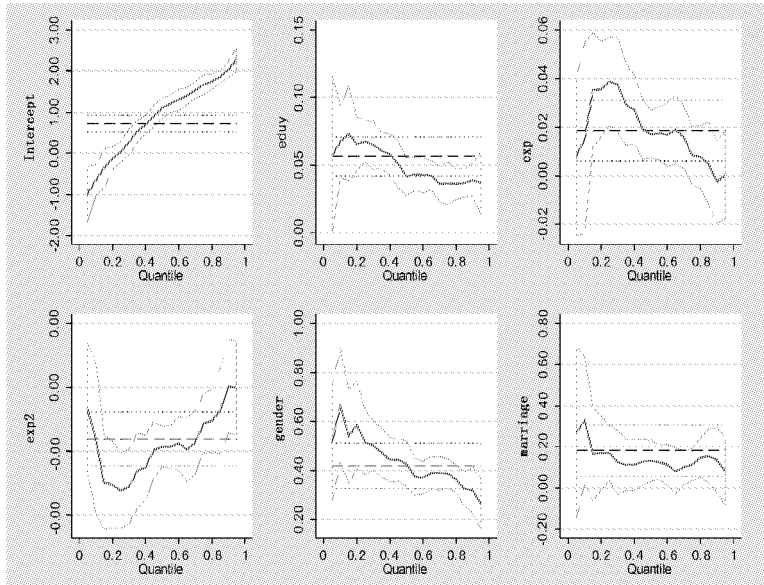


图 2 纯非农就业样本分位数回归结果

资料来源：本研究整理所得，2017 年。

①每一幅小图中的短横线表示 OLS 的回归结果，而上下两根虚线表示 OLS 估计参数的 95% 置信区间。每张图中向左为低分位数，向右为高分位数。

别由表4和图3给出。从表4和图3看,兼业组农民的非农工资在整个分布上都与非农就业农民存在差异,但是在高、中、低三种不同分位数上的个体特效应和歧视效应存在很大差距。

在[0.1,0.7]中分位数区间内,个人特征的差距仅能解释小部分的分组收入差距,歧视效应则可解释收入差距的绝大部分。这既说明歧视效应是分组收入差距形成的主要原因,也反映出在这个分位数范围内非农就业农民的个人特征也在一定程度上拉大了不同样本组之间的收入差距。值得注意的是,在[0.02,0.10]低分位数和(0.7,0.98]高分位数两个区间内情况发生了变化,虽然兼业组农民的非农工资依旧低于非农工作组农民,但是个人特征效应的作用不同。具体而言,非农工作组农民的个人特征缩小了收入差距,兼业组农民的个人特征更有利于增加非农收入。

从整体看,兼业组农民个人特征的这种增收效应最终被歧视效应所抵消,分组之间的收入差距依然存在。也就是说,一方面在高收入和低收入区间内,兼业农户组的个人特征存在一定的缩小收入差距的效果,但是这种效果并没有大到可以抵消歧视效应。另一方面,在中间收入组,无论是个人特征效应还是歧视效应都拉大了两个分组之间的收入差距。

此外,收入差距本身在整个分布上并没有呈现出某种单调性或相对稳定的趋势,相反,两个收入组之间的收入差随着非农工资的增加(分位数的增加)呈现出先增后降的趋势,即非农工资处于中分位数区间时,分组之间的非农工资差距水平高;而在非农收入的高分位数和低分位数区,分组之间的非农收入差距小。

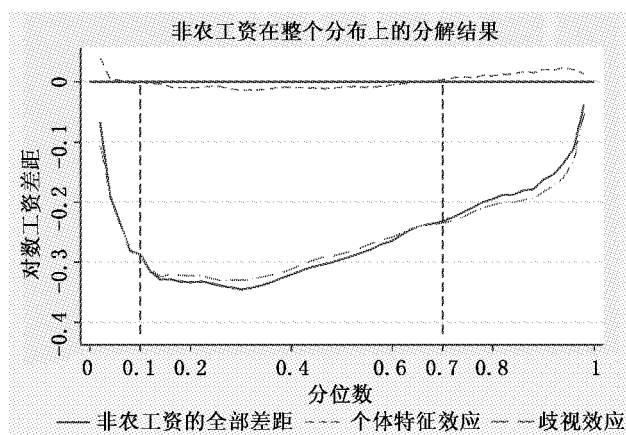


图3 非农工资 M-M 分解结果

资料来源:本研究整理所得,2017年。

表4 不同分位数上 M-M 分解结果

分位数	0.02	0.12	0.22	0.32	0.42	0.52	0.62	0.72	0.82	0.92
总体差距	-0.067	-0.315	-0.333	-0.342	-0.314	-0.290	-0.254	-0.225	-0.187	-0.154
个人特征效应	0.039	-0.003	-0.009	-0.013	-0.010	-0.008	-0.003	0.006	0.013	0.019
歧视效应	-0.106	-0.312	-0.323	-0.329	-0.304	-0.282	-0.251	-0.231	-0.200	-0.173
个人特征效应占比	-0.582	0.010	0.027	0.038	0.032	0.028	0.012	-0.027	-0.070	-0.123
歧视效应占比	1.582	0.990	0.973	0.962	0.968	0.972	0.988	1.027	1.070	1.123

## 五、结论与政策启示

本文基于兼业行为视角,将非农就业人群划分为兼业和纯非农就业两组,并利用2012年“中国家庭追踪调查”数据(CFPS),实证检验了农民兼业行为对非农工资性收入的影响,继而分别运用 *Neumark* 均值分解与 Machado 和 Mata(2005)提出的分布分解方法揭示了产生非农工资性收入差距的原因。经研究发现:(1)与纯非农就业人群相比,个人兼业行为不仅明显降低了农民的非农收入,而且也显著拉低了其小时工资。产生这一结果的原因主要是劳动力市场上要素配置引起的歧视效应。另外,文化程度、工作年限、婚姻状况和职业选择等个人特征也起着重要作用。(2)进一步将非农工资分为高中低三种分位数后发现,由于兼业组和纯非农就业组的个人特征存在差异,两组之间的非农工资性收入差距会在高、低两种分位数上缩小,但是在中等分位数上,两组间的收入差距则会有所拉大。

上述研究结论对增加农民收入具有清晰的政策涵义。随着工业化和城镇化的深入发展,工资性收入已成为促进农民增收的重要手段,但受户籍制度及相关制度的约束,农民采取了兼业行为,从而降低了其非农工资性收入。因此,在完善促进农民增收的支持性政策时,政府应当采用不同的惠农政策瞄准机制:一方面深入推进户籍制度改革,着力破除以户籍制度为代表的制度性约束,鼓励部分兼业农民向非农部门彻底转移,提高其工资性收入,进而促使其增收。另一方面,对难以全职从事非农工作的兼业农民和纯农民来说,促使这两类人群增收的重点应在于引导农户扩大农业生产经营规模,使其获得规模收益。对此,政府应以推进农业供给侧改革为契机,发展完善农地流转市场,提高其土地财产性收益,从而增加农民收入。

最后,由于长期以来中国政府相关惠农富农政策的目标在保障粮食安全与增加农民收入两者之间犹豫权衡,总想鱼与熊掌兼得,结果往往就是顾此失彼,最终还是延续过往工业优先的发展策略,总是将粮食安全放在农业生产的首位。随着中国进入决胜全面小康社会的新历史时期的来临,拓宽增收渠道,增加农民收入理应成为“三农”工作的中心任务,这也是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。诚然,如何切实有效地增加农民收入还需要依赖其他外部条件,比如劳动力市场的供需形势和农业适度规模经营的地区差异性等问题,这些将是未来研究的重要方向。

### 主要参考文献:

- [1]陈玉宇,邢春冰.农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色[J].经济研究,2004,(8):105-116.
- [2]邓曲恒.城镇居民与流动人口的收入差异——基于 Oaxaca-Blinder 和 Quantile 方法的分解[J].中国人口科学,2007,(2):8-16.
- [3]葛玉好.部门选择对工资性别差距的影响:1988-2001年[J].经济学(季刊),2007,(2):607-628.
- [4]黄枫,孙世龙.让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育[J].管理世界,2015,(7):71-81.
- [5]纪月清,刘亚洲,陈奕山.统防统治:农民兼业与农药施用[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,(6):61-67.
- [6]鞠小妮.山东省农户兼业对农民收入的影响研究[D].青岛:中国海洋大学硕士学位论文,2012.
- [7]乐君杰,叶晗.农民信仰宗教是价值需求还是工具需求?——基于 CHIPS 数据的实证检验[J].管理世界,2012,(11):67-76.

- [8]李任玉,杜在超,何勤英.富爸爸、穷爸爸和子代收入差距[J].经济学(季刊),2014,(1):231-258.
- [9]廖洪乐.农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响[J].管理世界,2012,(5):62-70.
- [10]骆永民,樊丽明.中国农村基础设施增收效应的空间特征——基于空间相关性和空间异质性的实证研究[J].管理世界,2012,(5):71-87.
- [11]钱忠好.非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J].中国农村经济,2008,(10):13-21.
- [12]王德文,蔡昉,张国庆.农村迁移劳动力就业与工资决定:教育与培训的重要性[J].经济学(季刊),2008,(4):1131-1148.
- [13]魏众.健康对非农就业及其工资决定的影响[J].经济研究,2004,(2):64-74.
- [14]夏义军.农地制度变迁、兼业化与农民增收——中日比较[D].沈阳:辽宁大学硕士学位论文,2012.
- [15]谢嗣胜,姚先国.农民工工资歧视的计量分析[J].中国农村经济,2006,(4):49-55.
- [16]许庆,赵思诚,刘进.劳动力流失、资本替代与农业生产[R].工作论文,2017.
- [17]叶静怡,周晔馨.社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据[J].管理世界,2010,(10):34-46.
- [18]尹志超,甘犁.公共部门和非公共部门工资差异的实证研究[J].经济研究,2009,(4):129-140.
- [19]张红宇.新常态下的农民收入问题[J].农业经济问题,2015,(5):4-11.
- [20]张忠明,钱文荣.不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J].农业经济问题,2014,(3):19-24.
- [21]赵建梅,孔祥智,孙东升,等.中国农户兼业经营条件下的生产效率分析[J].中国农村经济,2013,(3):16-26.
- [22]郑旭媛,徐志刚.资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J].经济学(季刊),2016,(1):45-66.
- [23]钟宁桦.农村工业化还能走多远? [J].经济研究,2011,(1):18-27.
- [24]Blinder A S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates[J]. Journal of Human Resources,1973,8(4): 436-455.
- [25]Heckman J J. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society,1979,47(1):153-161.
- [26]Kilic T, Carletto C, Miluka J, et al. Rural nonfarm income and its impact on agriculture: Evidence from Albania[J]. Agricultural Economics,2009,40(2): 139-160.
- [27]Machado J A F, Mata J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression[J]. Journal of Applied Econometrics,2005,20(4): 445-465.
- [28]Maddala G. Limited dependent and qualitative variables in econometrics[M]. Cambridge: Cambridge University Press,1983.
- [29]Neuman S, Oaxaca R L. Gender versus ethnic wage differentials among professionals: Evidence from Israel[J]. Annales d'Economie et de Statistique,2003,(71/72):267-292.
- [30]Neumark D. Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination[J]. Journal of Human Resources,1988,23(3): 279-295.
- [31]Nguyen L D, Raabe K, Grote U. Rural-urban migration, household vulnerability, and welfare in Vietnam [J]. World Development, 2015,71: 79-93.
- [32]Yao Y. The development of the land lease market in rural China[J]. Land Economics, 2000,76(2):252-266.

## The Impact of Part-time Business on Peasants' Non-farm Income: A Micro Evidence from CFPS

Liu Jin<sup>1,2</sup>, Zhao Sicheng<sup>1,2</sup>, Xu Qing<sup>1,2</sup>

(1. *Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*; 2. *Agriculture, Countryside and Farmer Research Institute, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

**Summary:** To increase farmers' income and narrow the income gap between urban and rural residents in China, it is an important way to realize common prosperity. However, because of the slowing-down increase in farmers' income, some schemes should be taken to broaden income sources, tap latent potentialities and cultivate new points of income growth.

With the development of industrialization and urbanization, non-farm income that exceeds agriculture income has mainly accounted for the proportion of farmers' income. Due to Chinese household registration system, most farmers devote themselves to part-time business to maximize income. How does the business behavior have the influence on non-agricultural income? Based on a literature review of part-time business behavior and non-farm wage income, it could be found that most studies focus on part-time business or non-farm wage income, and have no systematic review of their relationship. Therefore, this paper investigates the effect of farmers' part-time behavior on non-farm wage income, and aims to perfect existing research and provide further research ideas.

In order to achieve above objectives, firstly, this paper puts forward two following hypotheses: firstly, part-time business behavior would not only reduce farmers' non-agricultural income, but also cut down hourly wage level. Secondly, individual characteristics, career choices and part-time business behavior would be the factors that play the important roles in farmers' non-farm wage income. What's more, the part-time business behavior is the main factor that would make wage income gap between farmers with combined occupations and farmers who only are busy with non-agricultural jobs. Then according to China Family Panel Studies (CFPS) in 2012, this paper empirically studies these effects by using treatment effect model and income decomposition method.

Results are showed that part-time business would significantly reduce farmers' wage income and actual hourly wages. What's more, it shows that the discrimination effect caused by part-time behavior is the main reason for non-farm income gap between farmers with combined occupations and ones who only are busy with non-agricultural jobs. Therefore, the implementation of policies to promote farmers' income should be aimed at improving policy accuracy, such as striving to break institutional constraints represented by dividing the household registration system to encourage farmers transferring to non-agricultural sectors, and deepening agricultural supply-side reform to improve the land property income and increase farmers' gross income.

**Key words:** part-time business; non-farm wage income; income decomposition

(责任编辑 许 柏)