

劳动合同对于进城务工人员收入影响的有效性分析

陈 祎 刘阳阳*

摘要 本文重点讨论了《劳动合同法》的颁布对于进城务工人员收入的影响,我们用博弈论模型证明了签订劳动合同可以提高务工人员的收入,并且在一定条件下企业也可以通过生产率的上升而获利,实现“双赢”。从统计上看,签订合同的工人月收入高出347.19元,小时收入高出2.16元,OLS回归结果也发现合同对于收入有显著的正影响。但同时我们注意到有合同的劳动者本身有着更好的素质,Probit和Logit模型都验证了这一点,基于这种可能的内生性偏误,我们使用了“处置效应”来控制这一问题,并发现签订合同依旧显著提高了收入,估计月收入提高14.0%—14.9%,小时收入提高18.2%—21.5%。

关键词 劳动合同, 博弈论, 处置效应

一、引 言

在我国过去三十多年的改革过程中,要素市场特别是劳动力市场的改革相比于产品市场改革明显滞后,而最近劳动力市场改革的一项重要配套措施开始施行,即新《劳动合同法》于2007年6月29日颁布,并于2008年1月1日开始实行。与之配套的《中华人民共和国劳动合同法实施条例》于2008年9月18日公布。相比于之前的《劳动法》,本次颁布实行的《劳动合同法》具有如下几个特点:

第一,柔性条款明显减少,而刚性条款则显著增多。如规定企业裁减20人以上或者不足20人但占企业职工总数10%以上,必须提前30天向工会或全体职工说明,听取对方意见并且向劳动行政部门报告¹。

* 北京大学经济学院。通信作者及地址:陈祎,北京市海淀区颐 and 园路5号北京大学燕园楼45甲330, 100871;电话:13426241518;E-mail:chenyi.pkuecon@gmail.com。作者感谢北京大学经济学院叶静怡教授允许我们使用数据以及提出宝贵的意见,感谢北京大学经济学院夏庆杰教授对于本文计量模型的建议。另外还要特别感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

¹ 事实上,20人的人数限制没有区分大小企业的不同情况,规定显得有些过于刚性。

第二,更注重保障劳动者的利益。比如《劳动合同法》规定,劳动者月工资高于用人单位所在直辖市、设区的市级人民政府公布的本地区上年度职工月平均工资三倍的,向其支付经济补偿的标准按职工月平均工资三倍的数额支付,向其支付经济补偿的年限最高不超过十二年。

第三,劳动者与企业关于合同方面的谈判具有一定的主动性。比如《劳动合同法》规定,对于连续订立二次固定期限劳动合同,当劳动者提出要求签订无固定期限劳动合同²时,用人单位必须同意,除非存在法定事由。并且用人单位自用工之日起满一年不与劳动者订立书面劳动合同的,视为用人单位与劳动者已订立无固定期限劳动合同。

为了研究《劳动合同法》的效力问题,我们选择了一个特殊的群体进行研究——进城务工人员。我们之所以选择这样一个群体,是因为:一方面,我们认为相比于城镇高端劳动力市场,低端劳动力市场对于这一政策的反应更为明显,因为对于高端劳动力市场,即使没有法律出台,雇主依然有意愿通过合同的形式来留住人才,保证企业生产的稳定性。另一方面,如果将城镇低端劳动力市场参与者划分为本地人与外地进城务工人员,后者由于在信息与人际关系上的缺乏,在没有劳动合同的情况下很难保障自己的利益,而《劳动合同法》中规定的诸多保障性条款,也正是他们所急需的。³简而言之,《劳动合同法》的政策效应在该群体身上体现得最明显,而他们也最需要《劳动合同法》来保障自己的利益。

为了分析《劳动合同法》对于进城务工人员群体的影响,我们将分两步进行:第一步,我们要考虑,在存在《劳动合同法》的情况下,企业是否会与务工人员签订劳动合同,或者会与哪些务工人员签订劳动合同,因为如果企业不执行或以某种方式规避执行(比如全员辞职再重新签订劳动合同以规避无固定期限合同的,或把原有职工改为劳务派遣),那么《劳动合同法》就显然是无效的,至少不会产生直接的作用。第二步,我们要考虑签订劳动合同后务工人员的待遇是否得到提高,也就是说,即使所有企业都严格执行了法规,但如果合同本身对务工人员只存在形式上的意义,那么也不能认为

² 为了避免无固定期限劳动合同成为改革前的“铁饭碗”,法律规定了14种可以解除无固定期限劳动合同的情形,这14种情形是:(一)用人单位与劳动者协商一致的;(二)劳动者在试用期间被证明不符合录用条件的;(三)劳动者严重违反用人单位的规章制度的;(四)劳动者严重失职,营私舞弊,给用人单位造成重大损害的;(五)劳动者同时与其他用人单位建立劳动关系,对完成本单位的工作任务造成严重影响,或者经用人单位提出,拒不改正的;(六)劳动者以欺诈、胁迫的手段或者乘人之危,使用用人单位在违背真实意思的情况下订立或者变更劳动合同的;(七)劳动者被依法追究刑事责任的;(八)劳动者患病或者非因工负伤,在规定的医疗期满后不能从事原工作,也不能从事由用人单位另行安排的工作的;(九)劳动者不能胜任工作,经过培训或者调整工作岗位,仍不能胜任工作的;(十)劳动合同订立时所依据的客观情况发生重大变化,致使劳动合同无法履行,经用人单位与劳动者协商,未能就变更劳动合同内容达成协议;(十一)用人单位依照企业破产法规定进行重整的;(十二)用人单位生产经营发生严重困难的;(十三)企业转产、重大技术革新或者经营方式调整,经变更劳动合同后,仍需裁减人员的;(十四)其他因劳动合同订立时所依据的客观经济情况发生重大变化,致使劳动合同无法履行的。

³ 在后文的模型的假设与结论中,我们将对这一点进行进一步的阐述。

《劳动合同法》是有效的。

我们将首先建立一个理论模型，分两部分分别说明企业在什么样的条件下会选择与员工签订合同，以及实际工资如何受是否签订合同的影响。随后，我们使用关于在京务工人员的实地调查数据，来对理论进行检验。与理论相对应，检验也分为两部分进行：第一步，我们将分析企业与进城务工人员签订合同的决策是否与理论预测一致；第二步，我们将合同变量加入收入计量方程，考察是否签订合同对务工人员收入有无显著的影响。最后，我们讨论了OLS方程中可能存在的偏误问题，采用了代理变量和处置效应（treatment effect）两种方法来处理这一问题。

全文结构如下：第二部分将对国内外有关劳动合同的理论与实证研究进行综述；在第三部分我们将建立一个博弈模型，讨论劳动合同对于务工人员可能的影响；第四部分将使用调查数据对于博弈模型中关于企业是否与务工人员签订合同的决策进行检验，并对合同对收入的影响进行初步的探讨；第五部分则是对第四部分更深入的探讨，重点考察计量模型中可能存在的偏误；第六部分则是相关的讨论与总结，并提出了若干政策性建议。

二、文献综述

根据引言中的分析，《劳动合同法》要发挥作用首先要求企业对此有积极的反应而不是采取消极的措施以规避法律，其次是合同要对进城务工人员收入产生实质性的影响。因此我们有必要对《劳动合同法》颁布前的情况进行一个简单的综述，同时，我们还将考察国内外劳动力市场中有哪些关键因素可能影响劳动合同的效力问题。

在劳动合同签订率方面，2004年全国性抽样调查结果显示，进城务工人员劳动合同签订率仅有12.5%（总报告起草组，2006），《劳动合同法》颁布以后，进城务工人员劳动合同签订率有了显著提高，但仍然偏低。根据我们的调查，北京市外来进城务工人员的劳动合同签订率只有44%（排除了自我雇佣的样本），一些官方的调查也支持了这个数据。刘辉和周慧文（2007）对杭州市进城务工人员进行的专项调查显示，近60%的进城务工人员没有签订劳动合同，进城务工人员是否签订劳动合同与其所在企业的性质、人员规模有关，也与企业所在行业有关，他们认为应采取措施尽快提高进城务工人员劳动合同的签订率。

在合同对收入有无显著影响方面，学者们意见不一。刘林平和张春林（2007）通过对珠江三角洲进城务工人员问卷调查资料的回归分析，构建了一个决定进城务工人员工资水平的模型，发现合同对于收入的影响并不显著。⁴

⁴ 在我们后面的模型中，将说明之所以之前合同的影响不显著，是因为之前合同的约束更多的是不受保障的软性约束，并没有实际增强进城务工人员与用人单位谈判的能力。

而孙丽君、李季山和蓝海林(2008)以952份有效样本调查资料为基础,实证探讨了劳动关系和谐性与企业绩效的关系。得出了劳动合同管理状况和员工基本合法权益维护正向影响企业绩效的结论,并提出了提高企业绩效的新思路,认为企业与员工签订劳动合同对双方都有利,其既能提高企业业绩,也能增加员工收入。

对于国内外劳动力市场的差别,我们特别指出两点可能的影响因素(这两点的影响途径都将在模型中给出):

第一,我国与外国成熟劳动力市场在解雇工人的成本方面有较大差异。Dominique *et al.* (2001)采用了1000家法国公司的面板数据进行了检验,这些数据记录了1988—1992年这些公司在每一种劳动合同下招聘和离职的员工数量。他们发现在不定期劳动合同下,企业解聘员工比雇用他们的成本更高。这与中国劳动力市场(尤其是进城务工人员劳动市场)差别较大,企业解聘进城务工人员往往是零成本(总报告起草组,2006)。随着《劳动合同法》实施的程度加深,这一成本可能会增大。

第二,在工会力量方面,国外的工会力量要强于我国。Ayala *et al.* (2002)利用OECD国家的样板数据,发现集体谈判会重新调整合约期限,在工会存在的情况下就更加明显,它降低了失业率和在工作替代率。Tribó (2005)对西班牙的劳动力市场进行了检验,发现集体谈判覆盖西班牙劳动力的68%的比例。工会在这些劳动力市场中,不仅降低了失业率,而且常常为了保持与企业讨价还价的能力而选择集体签订短期合约。这种集体谈判与我国进城务工人员与用工单位的零散谈判形成鲜明的对比,在模型中我们将说明,这种初始谈判能力的缺乏会使得《劳动合同法》的效果更为显著。

三、劳动合同效力的博弈分析

在这一部分里我们将使用博弈论的分析方法对《劳动合同法》可能对进城务工人员产生的影响进行分析,并且这种影响将分为两步:首先,《劳动合同法》的出台是否会促使企业与进城务工人员签订合同;其次,签订合同是否会提高进城务工人员的工资。这里值得注意的是,我们所建立的模型都是经济意义上的模型,之所以这么操作原因有二:一方面,尽管法律体系可以通过强制性手段硬性执行法律,但如果这一决策在经济上是不合理的,即使它为进城务工人员提供了保障,对企业却可能是不利的,进一步,可能对社会总体也是不利的;另一方面,即使强制执行在短期内可能保障进城务工人员的利益,但长期内由于企业发现用工成本增加,会相应地减少招募人数,从而进城务工人员的工作机会也随之减少,就长期来看,即使对进城务工人员也可能是不利的。由此可见,讨论在经济意义上合理的决策是非常有必要的。

(一) 关于企业是否与进城务工人员签订合同的博弈分析

我们建立的第一个博弈模型如下：我们首先假定，进城务工人员可以选择自己的努力程度为 e 或 0 ，进城务工人员付出努力 e 一定会获得产出 y ，而偷懒将以概率 p 获得产出 y ，以 $1-p$ 获得产出 0 。其次，假定市场上存在着两种用工企业，一种是关心员工利益，设为 θ_1 ，另一种是只关心利润而不关心员工利益，设为 θ_2 ，企业类型是私人信息，也就是说，这里存在着信息不对称问题，雇主知道自己的企业类型，但员工是不知道的。需要注意的是，关于企业类型是私人信息这一假设条件只有在类似进城务工人员市场这样企业大多小而分散的情形下才适用，因为对于一些大型企业，他们是否关心员工利益往往是容易知道的，相反，在小型用工单位，由于员工人数较少，加之进城务工人员本身信息来源相对缺乏，才使得企业类型是私人信息的假设是合理的。

博弈过程是在《劳动合同法》颁布后企业采取不同的应对策略。有的企业积极落实《劳动合同法》，比如提高企业内部固定期限和无固定期限劳动合同签订率，行动记为 α_1 ；有的企业消极应对《劳动合同法》，比如全员辞职再重新签订劳动合同以规避无固定期限合同，把原有职工改为劳务派遣，或只和核心员工签订无固定期限劳动合同，行动记为 α_2 。当企业采取行动后，它预测到进城务工人员将根据自己的行动修正对其类型的判断，因而选择一个最优的类型依存行动战略。同样，进城务工人员知道企业选择的是给定类型和考虑信息效应情况下的最优战略，因此使用贝叶斯法则修正对企业类型的判断，并依据期望效用最大化原则来选择自己的最优行动。

假定员工关于企业类型的先验概率为 $p(\theta_1) = p(\theta_2) = 1/2$ ，当《劳动合同法》实施后，类型为 θ_1 的企业会选择行动 α_1 ，类型为 θ_2 的企业会选择行动 α_2 ，其数学形式表述为：

$$p(\alpha_1 | \theta_1) = p(\alpha_2 | \theta_2) = 1.$$

企业的这一选择给员工释放了信号，员工观察到企业行动后，关于企业类型的后验概率为：

$$p(\theta_1 | \alpha_1) = p(\theta_2 | \alpha_2) = 1.$$

Shapiro and Stiglitz (1984) 提出了这种情况下的工人不偷懒条件 (no-shrinking-condition)：

$$w - \left[e + w_0 + \frac{e}{p} \left(\frac{b}{u} + \rho \right) \right] \geq 0, \quad (1)$$

其中 w 表示工资， e 、 p 的含义如前文所述， w_0 是保留工资，即进城务工人员自我雇佣获得的收入， b 为离职率， u 为失业率， ρ 为贴现率。面对进城务工人员的这一决策原则，企业的决策满足，

第一, 当企业选择行动 α_1 时, 进城务工人员不偷懒的条件为

$$\omega_1 - \left[e + \omega_0 + \frac{e}{p} \left(\frac{b_1}{u} + \rho_1 \right) \right] \geq 0. \quad (2)$$

第二, 当企业选择行动 α_2 时, 进城务工人员不偷懒的条件为

$$\omega_2 - \left[e + \omega_0 + \frac{e}{p} \left(\frac{b_2}{u} + \rho_2 \right) \right] \geq 0. \quad (3)$$

一般来说, 在员工知道企业关心自己利益的情况下, 对企业忠诚度更高, 更富有献身精神, 积极性更高, 对未来的评价也更高(贴现率更低), 因此有 $b_1 < b_2, \rho_1 < \rho_2$ 。此外, 我们在博弈模型的第二部分里, 将证明 $\omega_1 > \omega_2$ 。

给定 e, p , 由于 $b_1 < b_2, \rho_1 < \rho_2$, 如果工资 ω 是满足某一分布的随机变量, 则易证有:

$$\Pr\left(\omega_1 \geq \left[e + \omega_0 + \frac{e}{p} \left(\frac{b_1}{u} + \rho_1 \right) \right]\right) > \Pr\left(\omega_2 \geq \left[e + \omega_0 + \frac{e}{p} \left(\frac{b_2}{u} + \rho_2 \right) \right]\right). \quad (4)$$

也就是说, 当工人知道所在企业是一个关心员工利益的企业时, 其偷懒的概率会降低, 劳动效率将得到提高。因此, 假定企业的劳动使用量为 L , 选择行动 α_1 时, 企业的生产函数为 $f_1(L, s)$, 也代表企业每期的产出, 其中 s 表示进城务工人员的人力资本存量(接受教育的程度、接受培训等), 选择行动 α_2 时, 企业的生产函数为 $f_2(L, s)$, 它也代表企业每期的产出。根据前面的分析可知, $f_1(L, s) > f_2(L, s)$ 。这样, 企业选择行动 α_1 的充分必要条件就是

$$f_1(L, s) - L\omega_1(s) > f_2(L, s) - L\omega_2(s). \quad (5)$$

另外, 考虑到越是内在能力高的进城务工人员偷懒与不偷懒的生产率差异越大, 因此有:

$$\frac{\partial(f_1(L, s) - f_2(L, s))}{\partial s} > 0. \quad (6)$$

另外, 实证研究表明, 员工获得的工资只是自身边际生产率的一部分, 如 Heckman (2005) 指出, 我国职工的工资只有他们边际产量的 10% 左右, 而低技能员工的这一差异要小得多, 也就是说, 随着教育水平的提高, 职工为企业提供的“剩余”也在增加。将 Heckman 的研究成果运用到我们的博弈模型中, 尽管企业支付给进城务工人员的工资一般随着进城务工人员教育水平的提高而增加, 但变化的幅度低于生产率的增加幅度, 也就是说,

$$\frac{\partial(\omega_1(s) - \omega_2(s))}{\partial s} < \frac{\partial(f_1(1, s) - f_2(1, s))}{\partial s}. \quad (7)$$

根据 (6) 式与 (7) 式, 假设企业的生产对于劳动力是规模报酬不变的, 如果产出或工资是随机变量, 则易证:

$$\frac{\partial \Pr[f_1(L, s) - Lw_1(s) > f_2(L, s) - Lw_2(s)]}{\partial s} > 0. \quad (8)$$

也就是说，进城务工人员的内在素质越高，企业在《劳动合同法》实施后就越有可能与其签订合同。

(二) 合同对于进城务工人员的收入影响

在上一部分里，我们对《劳动合同法》对进城务工人员的影响的第一个环节进行了分析，现在我们分析第二个环节。为了考察合同对收入的影响，我们必须先考察在更广义上的雇佣关系（雇佣可以签合同也可以不签）。在经济学的视角中，劳动力市场中的雇佣关系可以认为是一种契约。契约理论（Davis and North, 1971）是自20世纪70年代兴起的新的经济学分析方法，它是伴随着信息理论、博弈理论和新制度经济学的不断发展而逐渐进入主流的。契约的实施有三种方式：自我实施（self enforcement）、相互实施以及第三方实施（the third-party enforcement）。自我实施一般被认为是一种“隐性合约”，第三方实施则是一种“显性合约”，而签订具体的劳动合同在某种意义上就是隐性合约的显性化过程。

如果进城务工人员没有与企业签订合同，那么双方的博弈过程就适用于隐性合约理论，隐性合约理论（implicit contract theory）是为解释劳动力市场工资刚性和非自愿失业等现象而发展起来的一种理论，由Baily（1974）、Gordon（1974）和Azariadis（1975）提出，以完全信息和风险偏好不对称（工人厌恶风险、企业风险中性）为假设前提，这个模型说明了在劳动力市场上普遍存在着非明文规定的合约。而很多研究表明，隐性合约在我国更为明显，杨瑞龙和卢恩来（2004）认为，我国进城务工人员大部分与雇佣者具有地缘或者血缘关系，因而二者具备签订自我实施契约的条件，所以非正式契约（不签订正式的劳动合同）是二者的最优选择，导致二者契约常常难以实施的原因在于，进城务工人员的直接雇佣者往往是分包商，他们与总承包商的正式契约常常难以实施。我们随后的分析借鉴了Bull（1987）的具有自我约束力的隐性合约标准模型，来研究不存在明确的劳动合同时，企业与进城务工人员的相互影响。

现考虑如下的博弈：首先，企业给工人开了一个工资水平 w 。其次，工人选择接受还是拒绝企业的工资。如果工人拒绝了 w ，则工人返回农村重新成为农业劳动者，收入水平为 w_0 （ $w_0 < w$ ），如果工人接受了 w ，那么工人将可以为企业提供产出 $f_2(s)$ （由于这里只是单个员工的情况，劳动使用量暂不考虑），这样企业的收益为 $f_2(s) - w$ 。最后，企业选择守约⁵或者毁约，若企业选择守约，则企业最终收益为 $f_2(s) - w$ ，工人最终收益为 w ；若企业选

⁵ 事实上，这里的“守约”指的是遵守隐性合约。

择毁约,则企业选择的是自己利益最大化的战略,即不支付工人任何报酬,这样企业最终收益是 $f_2(s)$ (由于这里不存在显性的劳动合同,因此企业的这种行为不会受到直接的惩罚),工人最终收益是 0。

考虑无限重复博弈,并假定企业毁约将会给自己的声誉带来永久性负面影响,以至于没有工人愿意来这里工作。假定贴现率为 $\rho(0 < \rho < 1)$, ρ 越大,代表企业越看重眼前的利益。这样,合作能够维持的充分必要条件是:

$$\frac{f_2(s) - w}{\delta} \geq f_2(s), \quad (9)$$

整理后得到

$$w_0 < w \leq w_2^{\max} = (1 - \rho)f_2(s). \quad (10)$$

(10) 式只是给出了进城务工人员的工资区间,但并未确定最终的工资。我们假定,(10) 式中 w_0 给出了进城务工人员能够接受的最低工资,而 $(1 - \rho)f_2(s)$ 给出了企业能够接受的最高工资(否则企业就会毁约,并退出市场),而在两个最值之间的具体位置则是由双方在劳动力市场中讨价还价能力确定的,我们分别用 AP^d 、 AP^s 表示劳动力需求方(即企业)与劳动力供给方(即进城务工人员)讨价还价的能力(arguing power, AP),因此,在不签订劳动合同情况下最终工资为:

$$w_2 = w_0 + \frac{k_2}{k_2 + 1} w_2^{\max}, \quad k_2 = AP_2^s / AP_2^d, \quad (11)$$

其中 k_2 表示进城务工人员的相对讨价还价能力,由(11)式易知,当进城务工人员在市场中有更大的讨价还价的能力时,他们的工资也会有所上升,结合《劳动合同法》具体的法律条文,我们不难看出,一旦进城务工人员有了合同以后,他们与企业讨价还价的能力有明显上升,即

$$k_2 = AP_2^s / AP_2^d < AP_1^s / AP_1^d = k_1.$$

以同样类似的思路,我们考察签订明确的劳动合同时进城务工人员工资的确定,具体的合同使得博弈有了第四步:企业如果选择不遵守约定,会受到法律的惩罚,其违约成本设为 c 。

企业守约的充分必要条件将更改为

$$\frac{f_1(s) - w}{\rho} \geq f_1(s) - c. \quad (12)$$

由第一个模型,我们知道 $f_2(s) < f_1(s)$, 整理后得到

$$w_0 < w \leq w_1^{\max} = (1 - \rho)f_1(s) + \rho c. \quad (13)$$

最终工资决定式为

$$\omega_1 = \omega_0 + \frac{k_1}{k_1 + 1} \omega_1^{\max}. \quad (14)$$

将 (11) 式与 (14) 式相减后, 得到:

$$\omega_1 - \omega_2 = \frac{k_1}{k_1 + 1} \omega_1^{\max} - \frac{k_2}{k_2 + 1} \omega_2^{\max} > 0. \quad (15)$$

由 (15) 式可以看出签订合同后进城务工人员的工资上升了, 将 (15) 式进行一个简单的分解后得到:

$$\begin{aligned} \omega_1 - \omega_2 &= \frac{k_1}{k_1 + 1} (\omega_1^{\max} - \omega_2^{\max}) + \frac{k_1 - k_2}{(1 + k_1)(1 + k_2)} \omega_2^{\max} \\ &= \frac{k_1}{k_1 + 1} (1 - \rho) (f_1(s) - f_2(s)) + \frac{k_1}{k_1 + 1} \rho \alpha \\ &\quad + \frac{k_1 - k_2}{(1 + k_1)(1 + k_2)} \omega_2^{\max}. \end{aligned} \quad (16)$$

我们可以看出, 工资上升可以分为三个部分: 第一部分是源于进城务工人员获得劳动合同后更为努力地工作而增加的工资, 这一部分并不与《劳动合同法》直接相关, 可以说是一种间接效应; 第二部分是由于《劳动合同法》增加了企业不遵守合同的成本, 从而为进城务工人员提供了更多的保障; 第三部分则来源于相对讨价还价能力的提高, 即《劳动合同法》赋予了进城务工人员更强的讨价还价能力, 从而使其能够在市场上为自己获得更高的工资。

另外, 由 (16) 式, 我们也可以解释为什么相对其他群体进城务工人员受《劳动合同法》影响更大, 因为工资的变化幅度主要取决于签订合同后解雇成本的变化以及相对讨价还价能力的变化。一方面, 对于进城务工人员这样的劳动力市场, 解除合同的成本几乎都来自于解雇的直接成本, 而生产性上的损失十分有限, 因为企业能较容易地找到替代品, 而其他市场则解雇成本相对于生产性损失可能比重较低; 另一方面, 由于在实际中进城务工人员与企业讨价还价的能力非常低, 如果没有法律保障则几乎由企业完全主导, 而对于高端市场由于人才本身具有企业需要的素质, 即使没有法律保障其也具有相当强的讨价还价能力。从这两方面看, 《劳动合同法》对于进城务工人员收入的影响要大于对其他群体的影响。

小结: 本模型中我们假设了企业存在两种类型——关心员工的与不关心员工的, 而进城务工人员愿意在前一种企业中更努力地工作。我们将企业面临《劳动合同法》的决策视为一个向员工释放信号的过程, 因为员工会根据企业的决策推断企业的类型, 这时, 虽然严格执行《劳动合同法》会承担相当的成本 (比如进城务工人员会要求更高的工资, 企业解雇员工时需要付出额外的成本), 但能通过增加员工忠诚度从而提高生产率获得收益, 而这种收益是与员工的人力资本密切相关的。

根据我们的博弈模型,我们的计量检验应包括两个部分:

第一,企业是不是更愿意与受教育程度更高,接受更多的培训的进城务工人员签订合同?

第二,签订劳动合同后进城务工人员的收入是否有显著提高?

还值得注意的是,一般的均值比较和最小二乘估计在这里可能存在问题,因为我们的模型预计受教育程度越高的进城务工人员越可能获得劳动合同,而受教育程度对收入是有正的影响的⁶(Becker, 1964; Spence, 1973),也就是说合同这一变量事实上是一个内生变量⁷,这一问题在计量分析中我们也将作重点讨论。

四、数据说明与基本计量检验

我们这次研究所采用的数据来自由北京大学经济学院叶静怡教授主持的“在京进城务工人员收入和社会网络状况调查”项目⁸,调查完成于2008年10月,也就是新法正式实行后10个月左右⁹,调查涉及了北京市各地区的进京务工人员共计1067个样本。调查所涉及的进城务工人员来自全国各地,其中比重最大的三个省份是河南、河北、山东,分别占到了19.12%、18.28%和10.31%,我们研究所主要使用的定性变量如表1所示(一般来说,我们排除进城务工人员自身就是雇主的情形,因为对于这类人群而言没有签订合同的必要,虽然他们的回答一般是“没有签订合同”,但和其他没签订劳动合同的进城务工人员存在本质的区别)。

表1 定性变量的描述统计

变量名	含义	比例(%)
CONTRACT	1=签订劳动合同	44.00
	0=未签订劳动合同	56.00
SEX	1=男	65.57
	0=女	34.43
MARRIAGE	1=已婚	45.76
	0=未婚(或离婚)	54.24

⁶ 虽然一般都认为教育对收入有正的影响,但对这种影响是如何实现的学术界有两种截然不同的理论,一种是以 Gary Becker 为代表的人力资本理论,认为教育增加了工人的生产率,从而工人获得更高的工资;另一种是以 Michael Spence 为代表的信息传递理论,认为教育是一种释放高能力信号的途径,对生产率没有直接的影响。

⁷ 严格地说,导致内生性的原因是残差中包含了类似“能力”这样的未观测变量,而如果“能力”与教育不是线性关系,那么即使在 OLS 方程中加入教育因素内生性依然可能存在,在第五部分中我们将说明 treatment effect 是如何弱化这一问题的。

⁸ 作者参与了该项目的问卷设计以及数据收集工作。

⁹ 事实上,由于该法 2008 年 1 月 1 日起正式施行,企业的应对策略可能在之前已经发生,所以新法的作用时间要长于 10 个月。

(续表)

变量名	含义	比例(%)
PARTY	1=党员	5.28
	0=不是党员	94.72
STATE	1=工作单位是国有企业	15.18
	0=工作单位不是国有企业	84.82
PRIVATE	1=工作单位是私营企业	72.17
	0=工作单位不是私营企业	27.83
MANUFACTURING	1=工作单位属于建筑业或制造业	30.25
	0=工作单位不属于建筑业或制造业	69.75
SERVICE	1=工作单位属于服务业或零售业	62.38
	0=工作单位不属于服务业或零售业	37.62
FOODORLIVE	1=工作待遇为包吃或者包住	22.55
	0=工作单位不吃且不住或包吃住且包住	77.45
FOODANDLIVE	1=工作单位包吃住	53.58
	0=工作单位不吃包住	46.42

注:(1)排除“自我雇佣”的样本。

(2) State 和 Private 是一组虚拟变量,用来表示工作单位的性质。

(3) Manufacturing 和 Service 是一组虚拟变量,用来表示工作单位所属的行业。

从描述统计中,我们看出进城务工人员签订劳动合同的比例为 44%,未超过一半,这说明劳动合同在进城务工人员中的普及程度尚需加强。而来京打工的进城务工人员群体中,男性比例达到了 65.57%,占到了大多数,并且进城务工人员中结婚比例较低,说明进城务工人员中还是以青年为主。而其他的比例单独地看并没有明显的意义,需要放在回归方程中与其他变量一起考虑。表 2 是我们所主要使用的定量变量。

表 2 定量变量的描述统计

变量名	含义	未签合同		签订合同		合计	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
MONTHINC	月收入	1 519.19	893.34	1 866.38	1 197.13	1 671.97	1 051.66
HOURLINC	小时收入	5.83	3.8	7.99	6.73	6.78	5.4
WORKHOUR	月工作小时数	273.39	66.3	253.18	63.35	264.45	65.75
EDU	受教育年限	9.5	2.7	10.2	3.03	9.81	2.87
AGE	年龄	30.11	11.33	28.79	9.69	29.53	10.65
MIGRANT_EXP	打工经验	5.45	5.78	5.45	5.44	5.45	5.63
OTHER_EXP	其他工作经验	9.16	11.32	7.14	9.46	8.27	10.58
TRAIN	接受培训次数	0.5	1.15	0.84	1.92	0.65	1.55
FARMLAND	迁出地耕种亩数	5.81	8.21	6.71	17.66	6.21	0.62
BURDEN	家庭每 16—60 岁的人要负担的 15 岁以下或 60 岁以上的人数	0.46	0.63	0.43	0.62	0.44	13.23

注:(1)“收入”包括了所有形式的收入,包括基本工资、奖金、加班费等。

(2)原问卷中所问的是受教育程度而不是受教育年限,我们对其进行转化,小学设为 6 年,初中(以及相当的受教育程度)设为 9 年,高中设为 12 年,大学设为 16 年,这里我们并没有考虑辍学问题。

(3)打工经验为开始打工的年份距离 2008 年的年数。

(4)其他工作经验用年龄减去受教育年限,减去打工经验再减 6 后获得。

从表2中我们看出,从总体上看,签订劳动合同的进城务工人员待遇普遍比未签订劳动合同的高,不论是月收入还是小时收入,签订合同的进城务工人员都高于未签订合同的进城务工人员,并且每月工作时间比未签订合同的短。但从另一方面看,签订合同的进城务工人员本身就有着比没有合同的更好的条件,比如他们所受的教育程度高于没有合同的进城务工人员,迁出地所耕种的土地也比较多,并且家庭负担也轻于没有合同的进城务工人员,所以说,在此并不能简单地认为劳动合同提高了进城务工人员的收入,这一问题将在随后的计量分析中详细讨论。另外,外出打工的进城务工人员平均年龄为29.5岁,说明当前外出打工者确实主要是年轻人。

下面,我们使用这组数据对博弈模型所预测的《劳动合同法》对进城务工人员的影响进行检验,按照模型,检验也将分为两步:一是看企业是否按《劳动合同法》的要求与进城务工人员签订合同,如果大部分企业以某种形式规避法律,则该法律的效力显然会大打折扣,而且我们的模型预测,企业在经济意义上愿意与进城务工人员签订合同的条件是进城务工人员接受过一定程度的教育和培训。这里之所以特别强调“经济意义”而不是法律意义的原因是,即使企业受法律限制被迫签订合同,但如果是不经济的,那么企业在随后的决策中会减少雇佣进城务工人员,这样进城务工人员虽然短期可能收益,但长期却未必;从另一个层面说,如果法律限制严重违背了经济规律,那么从整个市场的角度讲无疑是低效率的,即使可能对进城务工人员这一个群体是有利的,对于整个社会却可能是不利的。

我们使用Probit和Logit模型来考察决定是否签合同的主要因素,回归结果见表3。

表3 决定签订合同的Probit和Logit估计

VARIABLES Method	(1)	(2)	(3)	(4)
	contract	contract	contract	contract
	Probit		Logit	
Edu	0.0409** (2.270)	0.0391** (2.130)	0.0670** (2.242)	0.0633** (2.071)
Other_exp	-0.00321 (-0.531)	-0.00460 (-0.734)	-0.00543 (-0.545)	-0.00805 (-0.770)
Migrant_exp	-0.00120 (-0.127)	-0.00532 (-0.539)	-0.00223 (-0.146)	-0.00811 (-0.499)
Sex	0.146 (1.564)	0.0561 (0.551)	0.235 (1.558)	0.0945 (0.567)
Marriage	-0.106 (-0.873)	-0.172 (-1.387)	-0.164 (-0.829)	-0.273 (-1.336)
Party	0.108 (0.576)	0.113 (0.578)	0.171 (0.578)	0.193 (0.611)

(续表)

VARIABLES Method	(1)	(2)	(3)	(4)
	contract	contract	contract	contract
	Probit		Logit	
Train	0.0935*** (2.968)	0.0821** (2.390)	0.151*** (2.812)	0.137** (2.232)
Burden	-0.0108 (-0.153)	0.00877 (0.122)	-0.0139 (-0.122)	0.0200 (0.172)
Farmland	0.00364 (1.234)	0.00123 (0.430)	0.00580 (1.275)	0.00182 (0.412)
State		0.620*** (3.619)		1.011*** (3.560)
Private		0.202 (1.486)		0.332 (1.477)
Manufacturing		-0.208 (-1.128)		-0.340 (-1.128)
Service		-0.385** (-2.268)		-0.627** (-2.273)
Foodorlive		0.483*** (3.722)		0.786*** (3.709)
Foodandlive		-0.0780 (-0.713)		-0.124 (-0.694)
Constant	-0.654*** (-3.007)	-0.506* (-1.686)	-1.064*** (-2.967)	-0.827* (-1.688)
Observations	912	912	912	912
Pseudo R ²	0.0241	0.0691	0.0241	0.0691

注:(1) *** 表示系数在 0.01 的水平上显著, ** 表示系数在 0.05 的水平上显著, * 表示系数在 0.1 的水平上显著。

(2) 这里计算 t 值所采用的标准差都是 White 稳健方差。

(3) 这里的回归都排除了“自我雇佣”的情况。

我们首先将合同变量对于有关进城务工人员个人特性的变量进行 Probit 回归,从显著性看,教育正如我们模型所预测的,对于进城务工人员获得合同有显著的影响,(在 5% 的水平上显著),这也说明了确实是受教育程度较高的人更有可能获得劳动合同,而不论是人力资本理论还是信号理论,都指出受教育程度越高收入越高,从这个意义上说,教育对于进城务工人员而言有双重作用:一是直接增加收入;二是提高获得劳动合同的概率,从而使工作更有保障。这一点与 Zhao (1997) 的研究很类似, Zhao 对 1979—1988 年北京市昌平区的研究发现,教育对于农民的迁出概率有显著的影响,从而一方面教育直接提高了农民收入;另一方面教育通过提高迁出概率间接提高农民收入(考虑到城镇地区与农村地区的收入差距),她认为单纯的 Mincer 模型

会低估教育的收益率,因为这样没有考虑教育的间接收益。

考察其他变量系数的显著性,我们发现经验(无论是打工经验还是其他工作经验)的系数都是不显著的,这一点与传统的收入方程有很大不同¹⁰,说明尽管工作经验能够提高进城务工人员的收入,但是对他们获得一份有合同保障的工作并没有显著影响。另外一个有显著影响的是接受培训的次数,我们发现培训次数在只考虑个人特征的情况下显著性达到了1%,即使控制了工作特征变量后依然在5%的水平上显著,说明培训对于获得劳动合同有显著的帮助。随后我们用Logit模型对以上的分析进行了验证,发现与Probit模型并没有显著的差异。

接下来,我们进一步加入一系列工作特性变量。加入工作变量后,个人变量系数并没有太大的变化,只是培训次数的显著水平从1%下降到了5%。工作变量中对获得劳动合同有显著影响的是国有企业,我们发现在国有企业工作的进城务工人员比在其他性质企业工作的人更容易获得劳动合同,这与国有企业有相对正式用工体制有关,从表4中我们可以看出,在国有企业工作的进城务工人员有62.5%的概率签订劳动合同,而私营企业只有41.17%,其他企业更是只有16.75%。在行业变量中,服务业的系数显著为负,说明在服务业中获得劳动合同的比例更低,这可能与服务业员工相对建筑业与制造业有更强的流动性有关。

表4 不同性质企业签订合同的比例

	国有企业	私营企业	其他企业	总计
未签合同	37.50%	58.83%	83.25%	61.01%
签订合同	62.50%	41.17%	16.75%	38.99%
总计	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

另外有趣的一点是,包吃或者包住前的系数是非常显著的,但包吃并且包住的系数反而是不显著的,我们的解释是,企业对员工包吃或者包住事实上是承认员工对于企业的作用,并且代表了一种长期合作的意向,在这种情况下签订合同的概率也较大。但包吃并且包住这种情况一般发生在个体单位中,由于企业规模本身就很小,雇主与雇员之间都很熟悉,这时候劳动合同可能是不必要的,所以系数是不显著的。用Logit模型回归的结果依然与Probit模型并没有太大的差异。

从上述的分析中,我们看出企业是否与进城务工人员签订合同的决策是与进城务工人员的教育水平和培训次数有着密切关系的,这也进一步验证了合同的内生性。下面我们考察《劳动合同法》对进城务工人员影响的第二个

¹⁰ 在本文后面的收入方程中,经验的系数显著为正。

环节，即签订合同是否会对进城务工人员收入有显著的影响。

我们对于进城务工人员的收入分析从最简单的 Mincer (1974) 收入方程开始，收入方程设定为：

$$\ln(Y) = a_0 + a_1 \text{Sch} + a_2 \text{Exp} + a_3 \text{Exp}^2 + \beta Z + \epsilon,$$

其中 Sch 表示受教育年限（有时模型也会加入 Sch² 以考察教育的规模收益），Exp 表示工作经验，Z 为一系列虚拟变量（如性别、工作部门等，当然，我们的模型中最重要的变量就是是否签订合同）。考虑到进城务工人员的工作经验有外出打工经验和其他工作经验¹¹（外出打工之前的经验，如务农或在乡镇企业工作）有区别，我们将打工经验与其他经验分开来考虑，设定计量模型为：

$$\begin{aligned} \ln(\text{Monthinc}) = & \alpha + \beta_1 \text{EDU} + \beta_2 \text{OTHER_EXP} + \beta_3 \text{OEXP2} \\ & + \beta_4 \text{MIGRANT_EXP} + \beta_5 \text{MEXP2} + \epsilon. \end{aligned}$$

回归结果如表 5 所示，从表中我们可以看出，受教育年限以及两种经验都对于进城务工人员的收入¹²有显著的影响，且受教育年限和两种经验的一次项都为正（但打工经验的系数大于其他经验系数的四倍，说明打工经历是一个更重要的决定收入的因素），经验的二次项都为负，说明经验收益有明显的随着年数增加而递减的趋势，而教育收益率约为 5.19%¹³，虽然显著为正，但这一数字与其他学者关于城镇地区的教育收益率的估计相比偏低，但略高于农村地区的教育收益率。Johnson and Chow (1997) 用 1988 年的数据发现农村的回报率在 4.0% 左右，而城镇地区达到 5.3%—8.6%；李春玲 (2003) 用比较新的 2001 年的数据，发现城乡教育投资回报率差异已经高达 7.1%（城镇 11.4%，农村 4.3%）。相比城镇地区 20 世纪 90 年代回报率的增长，农村地区增长缓慢，侯风云 (2004) 估算了 2002 年农村地区的教育投资回报率，仅有 3.44%，与 80 年代相比并没有一个显著的增长。因此，从这一意义上说，进城务工人员所在的劳动力市场与城镇地区本地人所在的劳动力市场虽然在空间上是一致的，但实质上还存在相当严重的分割现象。根据 Kuznets 著名的“库兹涅茨曲线”理论 (Kuznets, 1955)，他认为伴随经济增长收入不平等程度呈现一个倒“U”形，在经济起步时不平等暂时扩大但最终会趋于缩小，“库兹涅茨曲线”所描绘的现象在我国是否成立还有待深入研究，但要引起注意的，“库兹涅茨曲线”预测最后不平等收入缩小有一个重要的前提条件是农村人口向城市的流动，而就中国目前现状而言，虽然城乡分

¹¹ 这里我们的经验是通过(年龄-受教育年限-6)计算得到的，并根据问卷中有关“哪一年开始外出打工”一问估算打工经验，总经验减去打工经验得出其他经验(如农活)。也就是模型里我们的“年龄”因素通过经验的途径进入模型，故计量模型中不再加入“年龄”变量。

¹² 这里所有涉及收入的分析都排除了收入最高的 1%，以防止极端值对于估计的影响。

¹³ $e^{0.0506} - 1 \approx 5.19\%$ ，后文若无特殊说明，百分比都采用回归系数还原后的结果。

表5 基本收入方程估计

VARIABLES Method	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	lmminc			OLS		lnhinc	
edu	0.0506*** (7.847)	0.0439*** (6.908)	0.0404*** (6.494)	0.0507*** (8.079)	0.0424*** (7.110)	0.0617*** (8.678)	0.0490*** (7.334)
other_exp	0.0138*** (3.621)	0.00629 (1.442)	0.000961 (0.227)	0.0139*** (3.843)	0.00217 (0.533)	0.0134*** (3.172)	-0.00150 (-0.325)
oexp2	-0.000254*** (-2.670)	-0.000174* (-1.777)	-8.75e-05 (-0.951)	-0.000274*** (-3.049)	-0.000144* (-1.682)	-0.000264** (-2.537)	-9.08e-05 (-0.927)
migrant_exp	0.0608*** (8.110)	0.0513*** (6.420)	0.0421*** (5.535)	0.0472*** (6.440)	0.0286*** (4.241)	0.0379*** (4.734)	0.0196*** (2.588)
mexp2	-0.00176*** (-4.698)	-0.00171*** (-4.492)	-0.00152*** (-4.295)	-0.00134*** (-3.634)	-0.00112*** (-3.594)	-0.00110*** (-2.782)	-0.000986*** (-2.709)
sex		0.174*** (5.416)	0.157*** (4.866)		0.175*** (5.664)		0.152*** (4.356)
marriage		0.141*** (3.085)	0.0982** (2.210)		0.0879** (1.967)		0.0948** (1.995)
party		0.0699 (0.936)	0.127* (1.732)		0.0487 (0.735)		0.157** (2.039)
train		0.0168* (1.829)	0.0128 (1.476)		0.0162** (1.974)		0.0204* (1.847)
burden		-0.0366 (-1.525)	-0.0310 (-1.316)		0.0228 (1.053)		0.0109 (0.439)
farmland		0.00104 (0.936)	0.00149 (1.506)		0.000397 (0.456)		-0.000439 (-0.418)
state			-0.174*** (-3.385)		-0.123** (-2.203)		0.0166 (0.254)
private			-0.102** (-2.470)		-0.0335 (-0.727)		-0.00616 (-0.121)
manufacturing			0.215*** (3.198)		0.157** (2.258)		0.160** (1.975)
service			-0.0185 (-0.291)		-0.0947 (-1.421)		-0.134* (-1.722)
foodorlive			-0.126*** (-2.856)		-0.141*** (-3.191)		-0.207*** (-4.066)
foodandlive			-0.228*** (-5.895)		-0.220*** (-5.621)		-0.344*** (-8.124)
contract				0.129*** (4.313)	0.105*** (3.774)	0.201*** (5.898)	0.155*** (4.876)
Constant	6.544*** (82.72)	6.524*** (83.20)	6.832*** (62.32)	6.507*** (85.71)	6.782*** (63.20)	0.861*** (10.07)	1.291*** (10.70)
Observations	1 050	1 050	1 050	901	901	895	895
Adjusted R-squared	0.147	0.180	0.240	0.159	0.278	0.154	0.291

注:(1) ***表示系数在0.01的水平上显著,**表示系数在0.05的水平上显著,*表示系数在0.1的水平上显著。

(2) 这里计算 t 值所采用的标准差都是White稳健方差。

(3) 加入contract变量的方程都删去了自我雇佣的样本,另有6个样本未报告月工作小时数,所以观测数较月收入减少6个。

割的现状较改革初期有了相当的改善，但城乡分割严重的总体情况并没有改变，而且即使迁移至城镇地区这一部分劳动力群体也和城镇的本地居民存在严重的分割现象，这一状况不利于解决我国当前已经很严重的城乡收入差距扩大问题。

下面进一步考察进城务工人员的收入决定因素，我们先加入了与进城务工人员个体因素相关的一些变量，主要包括性别、婚姻状况、是否是党员、受过培训的次数、负担系数（用家庭每一个16—60周岁的人要抚养的15岁以下、60岁以上的人数来衡量）、家里承包土地的亩数。回归结果显示，性别和婚姻状况对收入的决定有显著的作用，其中男性的月收入比女性高约17%，而对于婚姻状况对收入的影响，一个可能的解释是尚未结婚的多数是刚刚出来打工的年轻人，收入相对较低。最后，我们将与进城务工人员工作相关的一些变量加入，主要包括单位性质（如国有、私营）、行业类别（如制造业、服务业）、工作待遇（如是否包吃包住），计量结果发现，进城务工人员在国有企业和私营企业的收入显著低于其他性质企业（外资企业、合资企业和自有企业），而且与不包吃包住的员工相比，包吃或者包住的员工收入大约降低11.8%，而包吃包住的员工收入下降大约20.4%，这也与成本理论相符，在相同工资条件下，企业对于包吃包住的员工要承担更大的成本，因此在均衡的市场上包吃包住的员工收入会有一定的下降。另外值得注意的是，与计量方程（1）相比，受教育系数从0.0506下降到了0.0404，说明教育提高收入的作用有一部分是体现在能够帮助进城务工人员找到待遇更好的工作而不是完全体现在生产率上面，而其他经验的系数不显著，但打工经验依然在1%的水平上显著，这也验证了对于进城务工人员而言外出打工的经历比其他经历更为重要。

随后我们将重点探讨劳动合同对于收入的作用，我们在模型计量方程中加入contract变量（签订劳动合同设为1，否则设为0），我们发现，原来的变量前面的系数都没有显著的变化，而签订合同对于收入的影响是显著的，签订合同收入将提高13.8%左右，而加入个人因素变量和工作因素变量后对结果并没有太大影响，所以直观地看劳动合同对于收入有显著的正影响，但这里还可能存在着其他问题，我们认为这里有一个问题需要重点探讨，即选择性偏误问题或者内生性问题。最小二乘回归的一个重要前提假设就是是否签订劳动合同是一个外生变量，但正如博弈模型和计量方程所分析的，企业愿意与能力更强（接受更好的教育或更多的培训）的人签订合同，而这部分人即使不签订劳动合同，由于他们能力高于平均水平，从而他们的收入依然应该高于平均水平，这种内生性可能导致是合同提高了收入的错觉。

上述分析我们都是以月收入来衡量进城务工人员的工资，下面将月收入换成小时收入后考察是否有显著的变化。

在表6中我们提取了表2描述统计中的一些关键信息，我们发现，签劳动合同的群体平均每月收入比没有签的高出了350多元，小时收入高出了2.1

元,并且从统计结果看,签订劳动合同的群体的每月工作小时数比没有签订的降低了26小时,因此签订劳动合同的高收入不能用更长的工作时间来解释,在表5最后两个计量方程中我们用小时收入替换了月收入,发现各项系数与之前的计量方程相比并没有显著的变化,值得注意的是用小时收入测量的教育收益都有相当的提升,大约提高了2个百分点,这与 Brauw and Rozelle (2007) 的研究结果是一致的,他们对之前已有的研究用小时收入替换后发现教育收益率有明显的上升。

表6 签订与未签订劳动合同群体的比较

变量	是否签订劳动合同			
	否		是	
	均值	标准差	均值	标准差
月收入	1519.19	893.34	1866.38	1197.13
小时收入	5.83	3.80	7.99	6.73
月工作小时	273.39	66.30	253.18	63.35
年龄	30.11	11.33	28.79	9.69
外出打工经验	5.45	5.78	5.45	5.44
其他工作经验	9.16	11.32	7.14	9.46
受教育年限	9.50	2.70	10.20	3.03
培训次数	0.50	1.15	0.84	1.92

注:统计中排除了“自我雇佣”的样本。

统计结果显示,签订合同的群体比未签订的平均多接受0.7年的教育,以及0.34次的培训,虽然年龄较低且由此导致各种经验都低于未签订合同群体,但总的来说可能确实是高素质的人可以签订劳动合同,而劳动合同本身可能对收入影响并不显著。随后的分析我们将重点讨论这一内生性问题。

小结:在这一部分里我们用实际数据对我们博弈模型中所作的关于《劳动合同法》颁布后企业是否与进城务工人员签订合同的决策以及签订合同是否影响收入这两个预测进行了检验,用 Probit 和 Logit 模型对是否签订合同进行回归发现,企业更愿意与接受更多教育以及更多培训的员工签订劳动合同。在用 OLS 对合同是否影响收入的检验中,我们发现无论是月工资还是小时工资,合同的影响都显著为正,但正如之前所分析的,合同是一个具有内生性的变量,导致 OLS 直接估计可能存在问题,所以对于博弈模型的第二个检验还需要进行进一步的讨论。

五、劳动合同的内生性讨论

在这一部分中,我们将承接上一部分有关合同对进城务工人员收入的影响的讨论,特别是处理内生性问题。正如之前所分析的,OLS 回归可能存在偏误,主要有两个原因:首先,残差项中可能包含了与 contract 变量相关但

却不能通过可观测变量（如性别、教育、年龄等）控制的因素¹⁴，再次，即使未观测变量可以由可观测变量解释，但如果二者之间关系是非线性的（如受教育年限的平方），那么 OLS 估计依然可能是有偏的。具体地，计量方程

$$y_i = \sum_{j=1}^k x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i = \sum_{j=1}^k x_{ik}\beta_k + \alpha_i + u_i, \quad \varepsilon_i = \alpha_i + u_i,$$

u_i 是一个白噪音， α_i 是某一个未被包括在回归方程里的变量，一种可能是 α_i 没有被观测到，另一种可能是 α_i 包含了可观测的变量的非线性部分。因此，处置效应可以从两方面降低外生性：首先，处置效应不要求线性假设，即在 CIA (conditional independent assumption) 条件成立但线性假设不成立时，OLS 是有偏的，处置效应是无偏的；其次，即使存在不可观测的变量，处置效应对于不同样本比较赋予的权重也是不同的，主要是对于类似的样本（获得合同的概率类似）进行，而假设这种相似性可以拓展到不可观测的变量也具有一定的合理性（如类似能力）。具体地，设 i, j 为通过匹配的两个拥有类似获得合同概率的样本，我们认为他们的内在能力类似，即 $u_i \approx u_j$ ，这时两者相减就可以去除这一未观测到的能力变量。但处置效应这一方法也存在其局限性：一个显然的局限性是这一方法只适用于 0—1 虚拟变量；另一个问题是并非所有的未观测变量可以通过匹配的方法消除¹⁵，比如个性。

我们采取两种方法处理这一问题。第一种方法是代理变量的方法，直接 OLS 估计之所以可能存在偏误，是因为残差项包含了个人能力的因素，导致残差项与因变量相关，如果将个人能力因素提取出来，那么剩下的残差项就与收入无关了，在这种情况下，一个常用的代理变量就是获得合同的概率，我们将获得合同的概率加入方程后进行估计。第二种处理方法是使用处置效应 (treatment effect) 的方法 (Rosenbaum and Rubin, 1983)，我们测算 treatment effect 的方法是用 p 值比较法 (pscore method, 见 Rosenbaum and Rubin, 1983)，其基本思想是先对合同变量进行 Probit 回归，估算出不同样本获得劳动合同的概率，并且将概率相近的样本进行匹配，在匹配的样本群中计算有劳动合同和没有劳动合同的进城务工人员收入的差异（在这个意义上说，第一种代理变量的方法可以认为是一种对 pscore 的线性匹配）。我们采用第一种方法进行讨论，估计结果如表 7 所示。

¹⁴ 形象地说，前一种原因可以理解为一个人的能力没有完全由教育等因素反映出来，后一种原因则可以理解为尽管能力可以由可观测变量完全反映，但二者之间的关系却不是线性的。

¹⁵ 我们认为能力这一未观测变量可以通过匹配的方式得到较好的控制，但我们却无法假设具有类似获得合同概率的人拥有类似的性格，但我们认为这种变量造成的系统性影响相对较小。

表7 加入 pscore 后的收入方程

VARIABLES	(12)	(13)	(14)	(15)
	lnminc	lnminc	lnhinc	lnhinc
edu	0.0467*** (7.708)	0.0373*** (5.148)	0.0544*** (7.977)	0.0421*** (5.114)
other_exp	0.00747** (2.121)	0.0111*** (2.877)	0.00424 (1.035)	0.00903** (1.984)
oexp2	-0.000191** (-2.283)	-0.000227*** (-2.669)	-0.000143 (-1.488)	-0.000191* (-1.943)
migrant_exp	0.0383*** (5.863)	0.0419*** (6.439)	0.0276*** (3.661)	0.0322*** (4.273)
mexp2	-0.00123*** (-3.940)	-0.00132*** (-4.455)	-0.000999*** (-2.673)	-0.00111*** (-3.121)
state	-0.0873 (-1.570)	-0.246*** (-2.864)	0.0522 (0.812)	-0.154 (-1.505)
private	-0.0247 (-0.542)	-0.0686 (-1.433)	0.00517 (0.103)	-0.0520 (-0.981)
manufacturing	0.184*** (2.635)	0.240*** (3.227)	0.177*** (2.202)	0.250*** (2.911)
service	-0.125* (-1.872)	-0.0221 (-0.269)	-0.164** (-2.146)	-0.0305 (-0.320)
foodorlive	-0.134*** (-2.945)	-0.260*** (-3.516)	-0.206*** (-4.030)	-0.370*** (-4.305)
foodandlive	-0.201*** (-5.087)	-0.180*** (-4.575)	-0.329*** (-7.699)	-0.303*** (-7.059)
contract	0.111*** (3.866)	0.102*** (3.606)	0.163*** (5.061)	0.151*** (4.740)
pscore		0.699** (2.334)		0.908** (2.538)
Constant	6.824*** (63.55)	6.568*** (41.69)	1.312*** (11.03)	0.979*** (5.347)
Observations	901	901	895	895
R-squared	0.261	0.266	0.281	0.288

注:(1) ***表示系数在0.01的水平上显著,**表示系数在0.05的水平上显著,*表示系数在0.1的水平上显著。

(2) 这里计算 t 值所采用的标准差都是 White 稳健方差。

这里 pscore 的计算选择了 Probit 模型中所预测的获得合同的概率,将其作为能力的代理变量代入回归方程。从回归结果看,一方面,能力确实对于收入有显著的正作用,无论是月工资还是小时工资,pscore 的系数都在 5% 的水平上显著;另一方面,即使除去了能力的代理变量,合同系数依然在 1% 的水平上显著,但系数分别下降了 7.36%—8.12%,从这个意义上说,合同本身对于进城务工人员收入确实有正的影响,而不完全是通过能力来间接反映。

第二种处理方法是使用处置效应 (treatment effect) 的方法 (Rosenbaum and Rubin, 1983) 来更好地控制进城务工人员的内在能力,从而更精确地估算劳动合同对于进城务工人员收入的作用。事实上,处置效应可以被认为是

第一种方法（线性匹配 pscore）的一种扩展，除线性匹配外，常用的匹配方法还包括（Cameron and Trivedi, 2005, Chapter 25）：最小邻近匹配（nearest-neighbor matching）、核匹配（kernel matching）、分层匹配（stratification matching）。Rosenbaum and Rubin（1983）证明了，如果对于给定 pscore 的条件下样本满足随机分布（即不存在选择偏误），那么平均处置效应（average treatment effect on the treated, 简称 ATT）可以计算如下：

$$\begin{aligned} \text{ATT} &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1\} \\ &= E[E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1, p(X_i)\}] \\ &= E[E\{Y_{1i} \mid D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} \mid D_i = 0, p(X_i)\} \mid D_i = 1], \end{aligned}$$

式中 D_i 是处置变量，取 1 表示接受处置，0 则表示没有（在我们的研究中“处置”就是签订劳动合同）， Y_{1i} 表示第 i 个被调查者签订劳动合同的收入，而 Y_{0i} 表示他没有签订劳动合同的情况下的收入，之前之所以存在选择偏误，关键在于 Y_{1i} 和 Y_{0i} 只有一个能被观测到，而另一个却无法被观测到，所以导致直接的 OLS 可能出现偏误，因为 OLS 估计只是针对已被观测的变量，而 treatment effect 能较好地解决这一问题。

在实际计算中，一个常用的估计式是

$$\text{ATT} = \frac{1}{N_{i \in \{D=1\}}} \left[\sum_i y_{1,i} - \sum_j \omega(i, j) y_{0,j} \right].$$

该式的直观含义是对于每一个获得合同的进城务工人员的收入，减去按照一定的权重计算与其有相近获得合同概率但实际未获得合同的进城务工人员的收入，获得由合同实际带来的收入。权重的确定随匹配方法的不同而不同。

最小临近匹配的匹配权重可以写成

$$\omega(i, j) = \begin{cases} 1, & j \in A_i(x) \\ 0, & j \notin A_i(x) \end{cases} \quad A_i(x) = \{j \mid \min_j \|x_i - x_j\|\}.$$

核匹配的匹配权重可以写成（ K 即是“核”）

$$\omega(i, j) = \frac{K(x_j - x_i)}{\sum K(x_j - x_i)}.$$

分层匹配的匹配权重的计算首先要对概率进行分层：

$$p \in [0, 1] \iff [0, 1/n] \cup (1/n, 2/n] \cup \dots \cup ((n-1)/n, 1].$$

将上式第 t 个区间的集合记为 A_t ，若第 i 个人获得合同的概率落在区间 A_t ，则分层匹配的匹配权重可以写成（ $\#$ 表示集合中元素的个数），

$$\omega(i, j) = \begin{cases} 1/\#A_i, & j \in A_i, \\ 0, & j \notin A_i. \end{cases}$$

这里我们使用了 Becker and Ichino (2002) 编写的 Stata 程序, 三种匹配方法分别用于计算月收入和小时收入平均处置效应 ATT, 结果如表 8 所示。

表 8 签订合同的 ATT 估计

匹配方法	月收入(元)	小时收入(元)	月收入(对数)	小时收入(对数)	工作时间(小时)
最小邻近匹配	286.956*** (3.820)	1.654*** (3.861)	0.131*** (3.957)	0.182*** (5.093)	-13.49** (2.479)
核匹配	316.211*** (4.348)	1.997*** (5.524)	0.139*** (4.058)	0.215*** (6.276)	-18.886 (4.528)
分层匹配	305.866*** (4.259)	1.953*** (4.586)	0.133*** (3.460)	0.208*** (6.298)	-18.754 (4.183)

注:(1) *** 表示系数在 0.01 的水平上显著, ** 表示系数在 0.05 的水平上显著, * 表示系数在 0.1 的水平上显著。

(2) 这里计算 t 值所采用的标准差是通过引导(bootstrap)方法计算的。

(3) 这里的回归都排除了“自我雇佣”的情况。

从表中我们可以归纳出如下两点:

第一, 即使我们控制了选择性偏误, 劳动合同对于进城务工人员的收入依然有明显的正向影响, 说明劳动合同对于进城务工人员的保护作用还是很明显的。尽管之前的 Probit 和 Logit 回归说明可能是素质更高的员工获得了劳动合同, 这里的分析说明, 这一说法无法解释劳动合同增加收入的全部(但确实解释了部分, 有合同的进城务工人员比没有合同的月收入平均高出 347.19 元, 小时收入高出 2.16 元, 每月工作时间少 20.21 小时, 我们发现 ATT 的估计结果都小于这几个数字), 即使控制了员工素质, 劳动合同对于收入的影响依然是显著的。

第二, 劳动合同对于进城务工人员的小时收入的增加幅度大于月收入, 签订合同的进城务工人员月收入提高 14.0%—14.9%, 小时收入提高 18.2%—21.5%, 说明签订劳动合同后进城务工人员的工作时间有显著的下降, 从表 8 最后一列也可以看出, 每月工作时间下降了 13.49—18.886 小时。

小结: 在这一部分里, 我们重点讨论了第四部分中合同对进城务工人员收入的正影响是否是由合同的内生性带来的, 我们采取了两种方法来处理这一内生性问题, 估计结果显示, 即使控制了进城务工人员的内在素质, 合同对于收入依然有显著的正影响, 至此, 我们博弈模型的第二个预测得到了较为有力的支持, 即劳动合同确实能够增加进城务工人员的收入, 在博弈模型中, 这一收入的增加主要是通过通过对违约企业的惩罚和增加进城务工人员与企业相对讨价还价的能力来实现的。遗憾的是, 由于数据的限制, 我们无法鉴别这两个效应各自的强弱, 但可以说明的是, 这两者联合在一起是有显著的正影响的。

六、总结与政策建议

本文的研究目的是讨论《劳动合同法》的颁布对劳动力市场可能的影响，特别是对于进城务工人员这一特殊群体的影响。我们认为，如果《劳动合同法》要在市场中发挥作用，需要满足两个条件：首先，企业要积极响应这一法规，而不能消极回避，采取各种方式避免签订合同；其次，合同签订后应该对进城务工人员产生实际的影响，而不能是一纸空文。我们用博弈模型证明了，在《劳动合同法》颁布后，企业与进城务工人员签订合同的概率是与进城务工人员自身的素质相关的，受过良好教育和更多培训的进城务工人员更可能获得合同；我们还证明了，签订合同后进城务工人员的收入会上升，直接的原因包括法律体系对于违约企业的惩罚以及对职工的保护条例增强了进城务工人员与企业讨价还价的能力。随后我们使用关于在京打工的进城务工人员数据对上述结论进行验证，我们使用 Probit 和 Logit 模型考察可能影响是否签订合同的要素，发现教育和培训确实显著影响着进城务工人员是否能够获得合同。在检验合同对收入影响的检验中，我们发现，签订合同的进城务工人员月收入要比没有合同的高出 347.19 元，小时收入高出 2.16 元，用 OLS 回归发现不论对于进城务工人员的月收入还是小时收入都有显著的正影响，但同时我们也注意到，签订劳动合同的进城务工人员的内在素质也要高于没有合同的进城务工人员，无论是平均受教育年限，还是接受培训的次数都比较高。我们指出，OLS 回归可能受合同内生性影响而出现偏误，合同效果最准确的估计应该是同一个人签订合同和不签订合同收入之差，但现实中两者只能观测到其一，从而出现选择性偏误，我们使用了计量中的处置效应的方法来处理这种选择性偏误，发现进城务工人员之间素质的差异确实可以解释一部分收入的差异，但无法解释全部，合同对于进城务工人员的月收入和小时收入依然影响显著，并且显著降低了进城务工人员的月工作小时数。所以，我们认为，劳动合同确实提高了进城务工人员的收入。

根据我们的模型和数据，我们发现，《劳动合同法》影响较大的，实际上是进城务工人员这一相对低端的劳动力群体中高端的那一部分，因为他们接受过良好的教育和更多的培训，企业发现和与他们签订劳动合同，增加进城务工人员对企业的忠诚度，提高生产效率是经济的，在这种情况下可以实现企业与进城务工人员的帕累托改进。但对于进城务工人员中低端的那一部分，虽然模型预计他们如果得到合同后收入会增加，但模型也预计，事实上他们获得合同的概率是很低的，即使是通过法律强制手段，干预性地提高这部分人获得合同的概率，但由于企业因而发生亏损，在合同到期后可能不再续签，并且在招募员工时索性不再招募这类进城务工人员，所以在长期来看也未必合适。

上述分析的政策意义在于,《劳动合同法》的出台需要搭配以增加进城务工人员相应的职业技能培训才能使进城务工人员的工作长期化、稳定化,特别是进城务工人员中教育水平较低的人群。因此,要保障进城务工人员的合法权益,政府一方面要加强《劳动合同法》的推行力度,“硬性”地增加企业与进城务工人员签订劳动合同的概率,另一方面也要增加相应的职业技能培训,“软性”地提高企业与进城务工人员签订合同的意愿,实现劳动力供求双方的双赢。

当然,出于数据的有限性,本文对于《劳动合同法》的效力问题的讨论是不完整的,我们罗列了以下几点意见以供其他学者进行更深入的讨论,

1. 我们的研究说明了劳动合同能够增加现在有工作的进城务工人员的收入水平这一“正向影响”,但对于《劳动合同法》一个最直接的“负向影响”——失业率却没有进行更为深入的探讨,因为我们的调查无法观测到这一人群,事实上,最理想的数据是跨越《劳动合同法》颁布时点的有关进城务工人员的追踪调查(即面板数据)。

2. 要估计《劳动合同法》对于整个社会福利的影响,必须讨论《劳动合同法》对于厂商的影响,我们的模型虽然说明了在满足一定条件的情况(务工人员内在素质足够高)下签订合同能达到双赢,但在实证研究中对究竟多少合同是“双赢”合同并没有详细分析。如果这一比例很小的话,那么该法案对于厂商整体的作用可能就是负的。

3. 本文的调查是在《劳动合同法》颁布不到1年的时候,至少从劳动合同的签订率来看《劳动合同法》还尚处于逐步推行阶段。另外,《劳动合同法》规定了“连续订立两次固定期限劳动合同,而且劳动者没有可以被用人单位依法解除劳动合同的情形,再续订合同的,就必须签订无固定期限合同”,所以无固定期限合同的大范围出现应该在法案颁布2—3年后。也就是说《劳动合同法》的效力目前可能只发挥了一部分,其长期影响有待其他学者进行更进一步的分析。

参考文献

- [1] Ayala, L. R. Martinez, and J. Ruiz- Huerta, “Institutional Determinants of the Unemployment-earnings Inequality Trade-off”, *Applied Economics*, 2002, 34(2), 179—195.
- [2] Azariadis, C., “Implicit Contract and Underemployment Equilibria”, *Journal of Political Economy*, 1975, 83(6), 1183—1203.
- [3] Baily, M., “Wage and Employment under Uncertain Demand”, *Review of Economic Studies*, 1974, 41(125), 37—51.
- [4] Baldwin, C., “Productivity and Labor Unions: An Application of the Theory of Self-Enforcing Contracts”, *Journal of Business*, 1983, 56(2), 155—186.
- [5] Becker, G., *Human Capital*. New York: National Bureau of Economic Research, 1964.

- [6] Becker, S., and A. Ichino, "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores", *The Stata Journal*, 2002, 2(4), 358—377.
- [7] Brauw, A., and S. Rozelle, "Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China", *Review of Development Economics*, 2007, 12(1), 57—71.
- [8] Bull, C., "The Existence of Self-Enforcing Implicit Contracts", *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(1), 147—159.
- [9] Cameron, C., and P. Trivedi, *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005.
- [10] Davis, L., and D. North, "Institutional Change and American Economic Growth", *Journal of Economic History*, 1971, 30(1), 131—149.
- [11] Dominique, G., E. Maurin, and M. Pauchet, "Fixed Term Contracts and the Dynamics of Labour Demand", *European Economic Review*, 2001, 45(3), 533—552.
- [12] Gordon, D., "A Neo-classical Theory of Keynesian Unemployment", *Economic Inquiry*, 1974, 12(4), 431—459.
- [13] Heckman, J., "China's Human Capital Investment", *China Economic Review*, 2005, 16(1), 50—70.
- [14] 侯风云, "农村外出劳动力收益与人力资本状况相关性研究", 《财经研究》, 2004年第4期, 第88—100页。
- [15] Johnson, E., and G. Chow, "Rates of Return to Schooling in China", *Pacific Economic Review*, 1997, 2(2), 101—113.
- [16] Tribó, J., "An Analysis of the Length of Labour and Financial Contracts; a Study for Spain", *Applied Economics*, 2005, 37(8), 905—916.
- [17] Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 1955, 45(1), 1—28.
- [18] 李春玲, "文化水平如何影响人们的经济收入", 《社会学研究》, 2003年第3期, 第64—76页。
- [19] 刘辉、周慧文, "农民工劳动合同低签订率问题的实证研究", 《中国劳动关系学院学报》, 2007年第3期。
- [20] 刘林平、张春林, "进城务工人员工资:人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境? 珠江三角洲进城务工人员工资的决定模型", 《社会学研究》, 2007年第6期, 第114—137页。
- [21] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [22] Rosenbaum, P., and D. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 1983, 70(1), 41—55.
- [23] Shapiro, C., and J. Stiglitz, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 1984, 74(3), 433—444.
- [24] Spence, M., "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 1973, 87(3), 355—374.
- [25] 孙丽君、李季山、蓝海林, "劳动关系和谐性与企业绩效关系实证分析", 《商业时代》, 2008年第21期, 第34—35页。
- [26] 杨瑞龙、卢思来, "正式契约的第三方实施与权力最优化——对进城务工人员工资的契约论解释", 《经济研究》, 2004年第5期, 第4—12页。
- [27] Zhao, Y., "Labor Migration and Returns to Rural Education in China", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(4), 1278—1287.
- [28] 总报告起草组, "中国农民工问题研究总报告", 载国务院研究室课题组《中国农民工调研报告》。北京:中国言实出版社, 2006年。

An Analysis of the Effectiveness of Labor Contracts on Migrants' Income

YI CHEN YANGYANG LIU
(*Peking University*)

Abstract This paper studies the effect of the *Labor Contract Law* on the income of migrants. We use a game theoretical model to show that labor contracts can increase migrants' income, and under certain conditions enterprises can also benefit from the improvement of productivity, causing a "win-win" situation. Statistics show that workers who have labor contracts earn 347.19 yuan per month or 2.16 yuan per hour more than those without contracts. But we notice that workers with contracts also have higher qualities. We use the method dealing with treatment effects to deal with the problem, and find labor contracts still increase migrants' income by 14.0%—14.9% for their monthly income and 18.2%—21.5% for their hourly income.

Key Words Labor Contracts, Game Theory, Treatment Effect

JEL Classification J08, J41, J61