

被动加班、工时满意度与最优工时

——来自中国家庭追踪调查（CFPS）的证据

王 茜 罗连化*

内容提要 加班现象在中国非常普遍，但是它合理吗？中国劳动力的最优工作时间是多少？本文基于劳动力供给方视角，采用 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，构建以工时满意度为因变量、以工作时间为主要自变量的半参数模型，通过刻画工时满意度随工作时间变化的非线性轨迹，证实了加班导致的工时延长显著降低了中国劳动力的工时满意度，进而推导出中国劳动力市场上普遍存在的加班现象在整体上是消极且不合理的。并且，根据工时满意度随工作时间变化的倒 U 形轨迹，本文观测到使中国劳动力的工时满意度达到最高水平的每月工时安排大约是 22 天 \times 6 小时。

关键词 加班 工作时间 工时满意度 最优工时

一 引言

随着人口特征、工作种类和经济水平的不断变化，最优工时标准成为全球范围内具有争议性的话题。国际劳工组织 1991 年 1 号公约规定了每天 8 小时、每周 48 小时的标准工作时间，但是这一规定并不适用于所有国家和所有行业。国际劳工组织 2011 年发布的调查报告显示：在非洲，40% 的国家采用 40 小时工作标准，近 50% 的国家采用 42 ~ 48 小时工作标准；在拉丁美洲，48% 的国家采用 48 小时工作标准，36% 的国家采用 42 ~ 45 小时工作标准；在亚洲和太平洋地区，约 46% 的国家采用 48 小时工作标准，

* 王茜，中山大学岭南学院，电子邮箱：657342280@qq.com；罗连化，中山大学岭南学院，电子邮箱：xiaohua19880518@126.com。作者排名不分先后。

31% 的国家采用 40 小时工作标准；而在欧美发达地区，绝大多数国家采用 40 小时工作标准。由此可见，不同国家的工时标准各不相同。在中国，最优化工时标准应该是多少呢？

由智联招聘联合北京大学社会调查研究中心推出的《2012 年度中国职场人平衡指数调研报告》显示，中国职场人平均每天工作 8.66 小时，47.3% 的职场人平均每天工作超过 8 小时，30.3% 的职场人平均每天工作超过 10 小时。根据 8 小时工作制计算，这意味着中国近半数的职场人要加班，而 30.3% 的职场人平均每天加班 2 小时以上。加班现象在中国如此普遍，但是它合理吗？

加班可归结为两类，积极加班和消极加班。积极加班指劳动者为争取加班费或者谋求职业发展而主动选择加班，消极加班则指由于企业不合理的工作量安排而导致劳动者被动加班。在理性人假定下，根据劳动—闲暇模型，积极加班是劳动者自愿选择的结果，能够提高劳动者的效用水平，而消极加班是劳动者被动选择的结果，往往导致过度就业，损害劳动者的身体和心理健康（Spurgeon et al., 1997; Sparks et al., 1997; Spurgeon & Cooper, 2001; Dembe et al., 2005），从而会降低劳动者的效用水平。

如何观测加班是积极还是消极？最直接的标准是看加班是否由劳动者自愿。然而遗憾的是，中国并没有关于加班自愿性的大范围调查。刘林平等（2010）研究了农民工的加班自愿性，数据源于中山大学社会学系课题组的两期调查，该数据的调查对象仅限于珠三角地区农民工，无法满足我们的研究要求。除此之外，我们找不到直接调查劳动者加班意愿的其他数据。随着社会各界越来越重视劳动者的工作满意度，一些大型抽样调查项目调查了劳动者对工作时间的满意程度，因此我们可以从加班时间与工时满意度之间的关系出发，间接研究加班是积极还是消极。

工时满意度指员工对其工作时间的满意程度。当实际工作时间接近意愿工作时间时，工人的工时满意度提高；而当实际工作时间远离意愿工作时间时，工人的工时满意度下降。根据这一思路，如果加班是积极的，那么加班导致的工时延长不会降低甚至能够提升劳动者的工时满意度；反之，如果加班是被动消极的，那么加班导致的工时延长会显著降低劳动者的工时满意度。

采用 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，本文构建以工时满意度为因变量、以工作时间为主要自变量的半参数模型。通过刻画工时满意度随工作时间变化的非线性轨迹，我们不仅观测到由加班导致的工时延长显著降低了中国劳动力的工时满意度，从而推导出加班在整体趋势上是被动消极的；而且根据工时满意度随工作时间变化的

倒 U 形轨迹，我们还观测到使中国劳动力总体工时满意度达到最高水平的工作时间大约是每月 22 天 \times 6 小时。

本文的贡献有三点：第一，拓展了关于加班的研究，相比于以往文献的定性分析，本文的定量分析能得到更确切的结论；第二，基于实证分析，证实了中国劳动力市场中过度加班现象的总体不合理性；第三，本文的实证结果显示，使中国劳动力的工时满意度达到最高水平的工时制度是带双休日的 6 小时工作制。本文的结论对规范企业工时安排、保护劳动者合法权益和提高劳动者福利水平等都具有重要的实际参考价值。

文章余下部分结构安排如下：第二部分对样本数据和指标变量进行详细说明；第三部分构建并估计以工时满意度为因变量、以工作时间为主要自变量的半参数模型，报告估计结果，并就我们要研究的问题展开详细分析；第四部分是文章的总结和相关讨论。

二 数据与变量描述

（一）数据来源

本文所用数据来源于 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS），由北京大学中国社会学调查中心提供。该数据的目标样本覆盖 25 个省市自治区，具有充分的代表性，并且调查内容丰富，较为全面地反映了中国劳动力的基本状况。

本文的研究对象是全职工作的受雇佣劳动力，因此需要对 CFPS 成人调查数据原始样本进行如下限定：只保留有工作的个体样本（保留对问卷中“您现在有工作吗”这一问题回答为“是”的样本）；只保留未离/退休的个体样本（剔除对问卷中“您是否已经离/退休”这一问题回答为“是”的样本）；只保留非务农的个体样本（剔除对问卷中“您现在主要从事农业工作吗”这一问题回答为“是”的样本）；只保留处于劳动年龄（年龄为 16~60 岁）的个体样本；只保留月工资收入大于 0 的个体样本。由于调查期是 2010 年，只能录得劳动力上一年即 2009 年的详细工作时间，我们假设一份稳定工作的工作时间在相邻年份不会发生较大变动。为使工时满意度（对目前工作时间的满意程度）与工时尽量匹配，我们只保留至少从 2008 年开始就在同一单位工作的个体样本。

（二）主要解释变量——工作时间

2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）从三个维度记录了劳动力在 2009 年的工作时

间分布情况，由调查对象对以下三个问题的回答来反映：第一，过去一年，您工作了几个月（有薪时间）？第二，去年工作的月份里，您平均每个月工作了多少天？第三，去年工作的天数里，您平均每天工作了多少小时？

对问题 1，回答为“12 个月”的样本数占总样本比例达 75% 以上。年平均工作月数小于 12 个月的个体可能是自雇佣私营业主、非全职工作的劳动力或某些较特殊行业从业人员。为严格限定研究对象，我们对这些样本予以剔除。

接下来，我们计算月平均工作时数 = 月平均工作天数 × 天平均工作时数，作为自变量工作时间的度量。为避免极小和极大异常值给实证分析结果带来不利影响，我们对工作时间进行双侧 5% 的截尾处理。截尾之后工作时间的最小值为 90 小时，最大值为 420 小时，数值在合理区间内。

（三）被解释变量——工时满意度

在 CFPS 成人问卷中，劳动者会回答这样一个问题：“您对目前的工作时间有多满意”，非常不满意取值为 1，不太满意取值为 2，以此类推，最高档次的非常满意取值为 5。以工时满意度为因变量的计量模型实际上是有序响应模型，但为估计简便起见，本文将工时满意度看作连续变量，稳健性分析表明这样的处理并不影响本文实证结论的可靠性。

（四）控制变量

除工作时间外，个体因素、岗位因素和制度因素也会影响劳动力对其工作时间的满意程度。考虑上述因素指标在 CFPS 数据中的可得性，我们选取如下控制变量集合：

1. 个体因素

包括年龄（age）、性别（gender）、受教育程度（edu）、健康状况（health）。对性别（gender）虚拟变量，男性取值为 1，女性为 0。受教育程度（edu）分 8 个等级，没有上学取值为 1，小学取值为 2，初中取值为 3，高中取值为 4，专科取值为 5，本科取值为 6，研究生取值为 7，博士取值为 8。健康状况用劳动力的自评健康来度量，健康取值为 1，一般健康取值为 2，比较不健康取值为 3，不健康取值为 4，非常不健康取值为 5。

2. 岗位因素

包括工资水平（wage）、是否有行政/管理职务（manager）。工资水平（wage）用每月基本工资的对数值来度量，为避免异常值和极端值的影响，对工资水平（wage）进行双侧 5% 的截尾处理。若劳动力在企业中有行政/管理职务，则是否有行政/管理职

务（manager）虚拟变量取值为1，否则取0。

3. 制度因素

包括户籍（hukou）、是否体制内（state）两个虚拟变量。如果劳动力为非农户籍，户籍（hukou）虚拟变量取值为1，否则取0。如果劳动力现在工作的机构属于党政机关/人民团体/军队、国有/集体事业单位、国有企业/国有控股企业，是否体制内（state）虚拟变量取值为1，否则取0。

（五）描述性统计

我们得到的样本总数为3760个。所有变量的描述性统计见表1，由表1可知：第一，中国劳动力（非务农）的平均工时满意度在等级3左右。从整体上看，中国大部分劳动力（非务农）处于对其工作时间既不满意又不厌烦的一般状态；第二，中国劳动力（非务农）的平均工作时间为每月218小时，这个数值大于双休日和8小时工作制下的176小时，说明加班现象在中国较为普遍。

表1 变量的描述性统计

变量名称	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
工时满意度	1	3.30	3	5	0.93
工作时间(小时)	90	217.96	203	420	59.20
年龄(岁)	17	39.36	39	60	9.63
性别	0	0.62	1	1	0.49
受教育程度	1	3.76	4	8	1.31
健康状况	1	1.53	1	5	0.70
工资水平	6.22	7.37	7.31	8.85	0.55
是否有行政管理职务	0	0.17	0	1	0.37
户籍	0	0.63	1	1	0.48
是否体制内	0	0.40	0	1	0.49

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年全国基线调查数据计算得到。

接下来，我们就工时满意度与工作时间的关系进行简单的统计分析，按工时满意度分组的统计结果如表2所示。由表2中的数据可知，中国劳动力的工时满意度与其工作时间总体上负相关，即随着工作时间的增加，工时满意度降低。

表 2 工时满意度与工作时间

工时满意度	工作时间(平均数,小时)	工作时间(中位数,小时)
非常满意	195	176
比较满意	198	176
一般	220	208
不太满意	263	252
非常不满意	271	270

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年全国基线调查数据计算得到。

三 实证分析

本文的核心问题是：总体来看，加班导致的工时延长会使工时满意度如何变化？由于工作时间与工时满意度之间更可能是复杂的非线性关系而非单调的线性关系，我们构建以工时满意度为被解释变量、以工作时间为主要解释变量的半参数模型，模型设定形式如下：

$$\text{hour_sas}_i = m(\text{work_hour}_i) + X_i\beta + \varepsilon_i$$

其中，下标 i 表示个体， $m(\cdot)$ 为未知的光滑函数， X 代表控制变量集合， β 是待估参数列向量。

采用 Robinson (1988) 提出的方法估计该半参数模型，估计步骤如下：首先，利用基于核函数的非参数方法估计 $E(\text{hour_sas}/\text{work_hour})$ 和 $E(X/\text{work_hour})$ ，得到 hour_sas 和 X 的预测值 \hat{y} 和 \hat{X} ，令 $X^* = X - \hat{X}$ ，令 $\text{hour_sas}^* = \text{hour_sas} - \hat{y}$ ；然后，对 $\text{hour_sas}^* = X^*\beta + \varepsilon$ 进行 OLS（普通最小二乘法）估计，得到 β 的估计量 $\hat{\beta}$ ；最后，令 $\tilde{y} = \text{hour_sas} - X\hat{\beta}$ ，利用基于核函数的非参数方法估计 $E(\tilde{y}/\text{work_hour})$ ，得到 $m(\text{work_hour})$ 的估计量 $\hat{m}(\text{work_hour})$ 。

计量软件 Stata 中的 semipar 命令可以实现上述操作，选用较平滑的 Epanechnikov 核做相应非参数估计，未知参数 β 的估计量 $\hat{\beta}$ 如表 3 第 2 列所示，非线性部分 $m(\text{work_hour})$ 的估计量 $\hat{m}(\text{work_hour})$ 如图 1 所示。

（一）最优工时

图 1 描述了工作时间与工时满意度之间的非线性关系。由图 1 可知，第一，工作

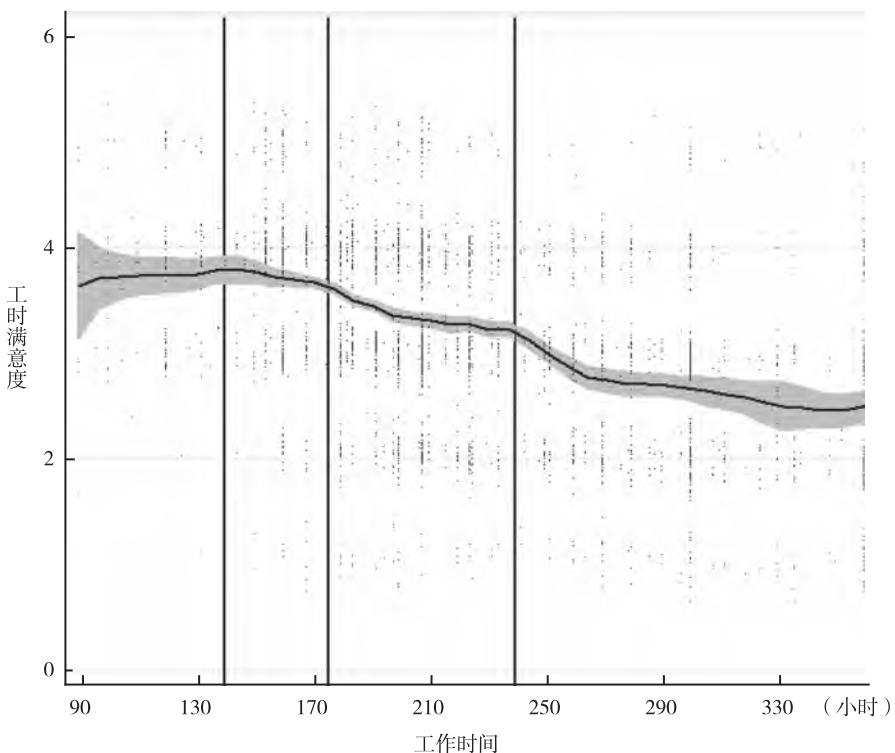


图1 非线性部分的估计结果

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年全国基线调查数据计算得到。

时间与工时满意度之间存在显著的非线性关系，并且这种非线性关系体现为左端相对平缓、右端相对陡峭的倒U形轨迹，这与劳动—闲暇假说的理论预期相一致：在既定偏好和工资水平下，工人有最优的意愿工作时间；当实际工作时间少于意愿工作时间时，工时满意度随工作时间的延长而提升；当实际工作时间超过意愿工作时间后，工时满意度随工作时间的延长而下降。

第二，在90~140小时区间段，随着工时的延长，工时满意度从中等水平缓慢上升，然后稳定在中等偏上水平。从图形看，使中国劳动力工时满意度达到最高水平的月意愿最优工时落在120~140小时区间内，将月最优工时分配到天，则每月大约工作22天，每天大约工作6小时。这个最优工时水平略小于中国现行双休日和8小时工作制下的22天×8小时。

第三，在140~176小时区间段，随着工作时间越过最优区间，工时满意度开始下

降，但下降幅度非常小。在工作时间达到 176 小时后，工时满意度迅速下降。176 小时是一个非常重要的临界点，它与中国现行的双休日和 8 小时工作制高度一致，一定程度上证实了双休日和 8 小时工作制的适用性。这说明，双休日和 8 小时工作制已被大众普遍接受，是一项比较合理的制度安排。

第四，在 200 ~ 240 小时区间内，工时满意度延续了随工时增加而下降的趋势，但下降速度变缓。当工作时间超过 240 小时后，工时满意度再次快速下降。240 小时是另一个重要的临界点。这也符合中国的现实情况：一方面，许多企业并没有严格执行双休日制，在巨大的工作和就业压力下，一部分劳动者不得不被动地在休息日加班；另一方面，一部分劳动者虽然无需在双休日加班，但却不得不在正常工作日内超负荷长时间工作，每天工作时间 12 个小时左右。上述原因使得 240 小时（30 天 × 8 小时）成为一个被局部接受的工时安排。

（二）加班被动性

中国《劳动法》第 36 条规定：国家实行劳动者每日工作时间不超过 8 小时、平均每周工作时间不超过 44 小时的工时制度。按照平均每月工作 4 周计算，劳动者平均每月正常工作时数应在 176 小时之内，超过 176 小时则算作加班。

由图 1 可知，在工作时间达到 176 小时后，工时满意度随工作时间的继续增加而迅速下降，即加班导致的工时延长显著降低了中国劳动力的工时满意度，加班与工时满意度显著负相关。因此从整体趋势上看，中国劳动力加班是被动消极的。

为了更加清楚地表明加班使工作时间与工时满意度之间的关系发生了质的变化，我们对样本进行分组，工作时间小于等于 176 小时的为不加班组，工作时间大于 176 小时的为加班组。加班组的样本数为 2387 个，占总样本数的 60% 以上，说明在中国劳动力市场中，60% 以上的劳动力需要加班。对两组样本分别进行线性模型回归，结果如表 3 第 3 ~ 4 列所示。为说明将因变量 hour_sas 看成连续变量进行建模并不影响本文的结论，表 3 中也列示了相应有序 probit 模型的回归结果，如表 3 第 5 ~ 6 列所示。连续模型回归与有序 probit 模型回归得到的系数估计值大小虽然存在些微差异，但系数符号和显著性高度一致，说明本文的实证结果稳健。

如表 3 所示，在不加班组，工作时间的系数为负、系数绝对值较小（-0.002 或 -0.003）且不显著，这说明在正常的工作时间内，劳动力的实际工作时间与工时满意度之间并没有显著关联。而在加班组，工作时间的系数为负，系数绝对值较大（-0.006 或 -0.007），且在 1% 置信水平显著，这说明加班导致的工时延长会显著降低劳动力对工时的满意程度。因此，由实证结果可知，总体来看中国劳动力加班并不是劳动者自

愿的，而是在企业要求下被动选择的结果，即加班在总体上是被动消极的，中国普遍存在的加班现象并不合理。

表3 参数部分估计结果

	半参数模型	连续模型		有序 probit 模型	
		不加班组	加班组	不加班组	加班组
工作时间		-0.002 (0.001)	-0.006 *** 0.000	-0.003 (0.002)	-0.007 *** 0.000
年龄	0.009 *** (0.002)	0.005 ** (0.003)	0.011 *** (0.002)	0.007 ** (0.004)	0.013 *** (0.002)
性别	-0.019 (0.030)	-0.05 (0.043)	0.03 (0.040)	-0.075 (0.063)	0.034 (0.048)
受教育程度	-0.032 ** (0.014)	-0.023 (0.020)	-0.055 *** (0.019)	-0.034 (0.030)	-0.065 *** (0.022)
健康状况	-0.155 *** (0.020)	-0.121 *** (0.034)	-0.170 *** (0.027)	-0.171 *** (0.048)	-0.202 *** (0.033)
工资水平	0.057 ** (0.028)	0.075 * (0.041)	0.005 (0.037)	0.103 * (0.060)	0.007 (0.045)
是否行政/管理职务	0.161 *** (0.039)	0.144 *** (0.050)	0.176 *** (0.052)	0.217 *** (0.077)	0.212 *** (0.063)
户籍	-0.077 ** (0.034)	0.001 (0.059)	-0.078 * (0.041)	0.003 (0.087)	-0.098 ** (0.050)
是否体制内	-0.026 (0.032)	0.096 ** (0.046)	-0.128 *** (0.045)	0.139 ** (0.067)	-0.150 *** (0.054)
常数项		3.421 *** (0.355)	4.583 *** (0.305)		
样本量	3760	1373	2387	1373	2387
r^2_a 或 pseudo- r^2	0.033	0.029	0.140	0.013	0.054

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著性水平；括号内为标准误； r^2_a 为调整拟合优度，pseudo- r^2 为拟合优度。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年全国基线调查数据计算得到。

（三）其他因素对工时满意度的影响

由表 3 的参数估计量，我们还可以得到如下结论：年龄与工时满意度显著正相

关。这与国外的某些研究（如 Glenn et al. , 1977; Warr, 1992; Bernal et al. , 1998）相一致。年轻人通常由于对自己的职业道路不确定而心生抱怨，但随着年龄的增长，个体越来越安于现状。并且年龄增长一般伴随着职业地位提高、工作稳定性增强等一系列正面影响，年纪越大的个体越容易享受到工作带来的乐趣，工时满意度也越高。

性别对工时满意度没有显著影响。Clark (1997)、Bender et al. (2005) 等发现女性对工作的满意程度要高于男性，因为女性对工作的期望要低于男性。但在中国劳动力市场中，性别歧视现象非常严重（颜士梅等，2009），性别歧视导致的不利影响可能抵消了低预期的正向作用，使得女性的工时满意度与男性大致相同。

受教育程度的系数为负，即学历越高，员工的工时满意度反而越低。这与 Allen & Van der Velden (2001)、张勉和李树苗 (2001) 的研究发现相一致。随着员工受教育程度的提高，若其他因素不变，他们对工作的期望就越高，因而更容易对工作时间安排表现出不满意。健康水平对工时满意度具有显著的正向影响。劳动力身体越健康，越能承受长时间的工作，其工时满意度也越高。

工资水平对工时满意度的影响与是否加班有关。对不加班组，工资水平与工时满意度显著正相关。而对加班组，工资水平与工时满意度没有显著关联。行政或管理职务对工时满意度有显著的正向影响。有行政或管理职务的员工能从工作中获得成就感，这种成就感使他们对工作时间的满意程度更高。

户籍对工时满意度的影响与是否加班有关。对不加班组，城镇职工与农民工的工时满意度无显著区别；而对加班组，户籍虚拟变量的回归系数显著为负，说明城镇职工的工时满意度显著低于农民工。这是因为与城镇职工相对比，农村居民的工作期望较低（刘爱玉、陈彦勋，2010），并且愿意为挣取工资收入而长时间工作（刘林平等，2010；王静、王欣，2013），故在加班时表现出更高的工时满意度。

体制内虚拟变量对工时满意度的影响与是否加班密切相关。对不加班组，体制内工人的工时满意度显著高于体制外工人；而对加班组，体制内工人的工时满意度显著低于体制外工人。体制内工作的主要优势就是工作清闲，一旦加班覆盖了这一优势，体制内工作的劣势（例如薪酬低、升职机会少等）就会显现出来。

四 结论和讨论

加班现象在中国非常普遍，但是它合理吗？中国最优工时是多长时间呢？由于中

国没有调查加班自愿性的大范围数据，加班在整体趋势上是否合理尚无证明。得益于学者们对中国劳动力工作满意度的调查和研究，我们可以从加班与工时满意度之间的关系出发，间接研究中国劳动力市场上普遍存在的加班现象是否合理。

基于 2010 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，通过构建和估计以工时满意度为因变量、以工作时间为主要自变量的半参数模型，在控制个体因素、岗位因素和制度因素的情况下，本文分析了工时满意度随工作时间的非线性变化。研究结果发现，加班导致的工时延长与工时满意度显著负相关，这种负向关系表明，加班会显著降低劳动力的工时满意度。加班使劳动者的实际工作时间超过了意愿工作时间，在中国劳动力市场上，加班总体上是消极被动的。也就是说，从劳动者的角度看，中国普遍存在的加班现象并不合理。并且，根据工时满意度随工作时间变化的倒 U 形轨迹图，我们还观测到使中国劳动力总体工时满意度达到最高水平的工作时间大约是每月 130 小时，即最优工时安排大约是 22 天 × 6 小时。

本文的研究结论具有以下启示：第一，既然中国普遍存在的加班现象并不是劳动力自愿选择的结果，而是在企业压力下的消极被动行为，那么为保障劳动者合法权益，一方面需要加强《劳动合同法》的执行广度和力度，另一方面也要引导正确的工作文化。第二，对 6 小时工作制的可行性和可能性进行探讨。6 小时工作制并不陌生，欧盟国家尤其是北欧诸国早就实行了 6 小时工作制。前几年，浙江大学副校长姒健提议在中国也实行 6 小时工作制，一时引起激烈争论。诚然，在 8 小时工作制都尚未落实的中国，现在提议实行 6 小时工作制还为时过早。但 6 小时工作制确实有其优点，我们的研究也表明 6 小时工作制是令中国劳动力感到最满意的工时安排。从改善工作效率和提高劳动者福利水平的角度看，6 小时工作制值得进一步商榷和思考。

本文还存在一些不足。本文的研究只基于劳动力供给方的视角，而没有从劳动力的需求方——企业进行考虑，这将是我们下一步研究的方向。

参考文献：

刘爱玉、陈彦勋（2010），《工作满意度：农民工与城镇工人的比较》，《江苏行政学院学报》第 2 期，第 63—68 页。

刘林平、张春泥、陈小娟（2010），《农民的效益观与农民工的行动逻辑——对农民工

- 超时加班的意愿与目的分析》，《中国农村经济》第 9 期，第 48 – 58 页。
- 王静、王欣（2013），《进城农民工超时工作的成因与特征研究》，《统计研究》第 10 期，第 111 – 112 页。
- 颜士梅、颜士之、张曼（2009），《企业人力资源开发中性别歧视的表现形式——基于内容分析的访谈研究》，《管理世界》第 11 期，第 110 – 118 页。
- 张勉、李树苗（2001），《企业员工工作满意度决定因素实证研究》，《统计研究》第 8 期，第 33 – 37 页。
- Allen, Jim & Rolf Van der Velden (2001). Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On – the – Job Search. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 434 – 452.
- Bender, Keith, Susan Donohue & John Heywood (2005). Job Satisfaction and Gender Segregation. *Oxford Economic Papers*, 57(3), 479 – 496.
- Bernal, David, David Snyder & Michael McDaniel (1998). The Age and Job Satisfaction Relationship: Does Its Shape and Strength still Evade Us? *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 53(5), 287 – 293.
- Clark, Andrew (1997). Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work? *Labor Economics*, 4(4), 341 – 372.
- Dembe, Allard, Bianca Erickson, Rachel Delbos & Steven Banks (2005). The Impact of Overtime and Long Environmental Work Hours on Occupational Injuries and Illnesses: New Evidence from the United States. *Occupational and Environmental Medicine*, 62(9), 588 – 597.
- Glenn, Norval, Patricia Taylor & Charles Weaver (1977). Age and Job Satisfaction among Males and Females: A Multivariate, Multi-Survey Study. *Journal of Applied Psychology*, 62(2), 189 – 193.
- Robinson, Peter (1988). Root-N-Consistent Semiparametric Regression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 56(4), 931 – 954.
- Sparks, Kate, Cary Cooper, Yitzhak Fried & Arie Shirom (1997). The Effects of Hours of Work on Health: A Meta-Analytic Review. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70(4), 391 – 408.
- Spurgeon, Anne & Cary Cooper (2001). Working Time, Health and Performance. In Cooper Cary & Robertson Ivan (ed.), *Well Being in Organizations*, London: John Wiley & Sons

Ltd , pp. 91 – 124.

Spurgeon, Anne, Malcolm Harrington & Cary Cooper (1997). Health and Safety Problems Associated with Long Working Hours: A Review of the Current Position. *Occupational and Medicine*, 54(6) , 367 – 375.

Warr, Peter(1992). Age and Occupational Well-Being. *Psychology and Aging* , 7(1) , 37 – 45.

Passive Overtime , Hours Satisfaction and the Optimal Working Hours : Evidence from the Data of Chinese Family Panel Studies

Wang Xi & Luo Lianhua

(Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Abstract: Work overtime phenomena is very common in our country. Is it reasonable? What is the optimal working time in China? From the perspective of labors, using the data of 2010 Chinese Family Panel Studies(CFPS) , this paper uses a semi-parametric partial linear model to analyze the nonlinear effects of working hours on hours satisfaction of Chinese workers. The empirical results show that working hours extended by overtime work significantly reduce hours satisfaction, which implies that overtime is generally passive and unreasonable in the Chinese labor market. In addition, the optimal working time schedule in favor of Chinese workers should be 22 days × 6 hours a month , as judged by inverted “U” nonlinear relationship between working hours and hours satisfaction.

Keywords: overtime , working hours , hours satisfaction , optimal working hours

JEL Classification: J22 , J83 , J28

(责任编辑：王姣娜)