

人力资源开发与就业

家庭经济因素对城镇个人劳动供给决策的影响

丁仁船

(安徽建筑工业学院 法律与政治学院, 安徽 合肥 230601)

摘要: 本文利用合肥市家庭抽样调查资料, 通过建立逻辑斯蒂回归和赫克曼两步法模型, 消除样本有偏问题, 以夫妻就业状况关联假设、岗位结构属性(低工资和长工时并存)解释中国家庭劳动供给的反常现象。得出家庭劳动供给异化现象严重, 负担重、条件差的家庭被动接受低工资或退出市场, 财产收入高的家庭就业优势互相强化或主动退出市场的结论。

关键词: 微观经济; 劳动供给; 保留工资; 就业关联

中图分类号: F241.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2009)04-0037-06

The Influence of Family economic Factors on Personal Labor Supply in China's Cities

DING Ren-chuan

(Anhui University of Architecture Law and Polical College, Hefei 230601, China)

Abstract: This paper makes use of households sample survey in Hefei, eliminates biased sample problem through logistic and Heckman two-step model, establishes the association of husband and wife's employment and the structure Properties of posts (low wages and long working hours co-exist). These could explain the anomaly of China's labor supply. It concludes that the labor supply of family is significantly different, poor families accept low wages or withdraw from the market passively, employment advantage of couple with high-income is strengthen mutually or withdraw from market actively.

Keywords: microeconomic; labor supply; labor participation ratio; employment association

个人劳动供给决策是将工资率、闲暇效用、其他收入(家庭成员工资收入、财产性收入)进行比较后做出的。自实行市场经济体制以来, 家庭收入不断提高并呈多元化趋势, 其他收入不断增加, 工资率也不断上升, 然而同

期城镇劳动参与率呈现快速下降的趋势。对于这一下降现象, 学者们纷纷展开研究。蔡昉、王美艳、姚先国、谭岚、郭继强等利用微观调查数据试图以个人及家庭属性来解释¹⁻²⁾①, 丁仁船利用宏观统计数据试图从失业、经济水

收稿日期: 2009-03-17

基金项目: 安徽省教育厅人文社科重点研究项目阶段性成果(2009sk439zd); 安徽建筑工业学院博士启动基金项目。

作者简介: 丁仁船(1970-), 安徽合肥人, 安徽建筑工业学院副教授, 人口学博士, 研究方向为人口统计。

① 郭继强. 劳动供求状态: 基于向下倾斜劳动供给曲线的理论与经验 [Z]. 浙江大学经济学院政治经济学专业博士学位论文, 2005.

平、经济结构来解释^[3]。这些研究开拓了我国就经济因素对劳动供给影响方面的研究,部分地解释了劳动参与率长期下降的原因。然而这些研究并不能很好地相互印证,例如蔡昉等的实证研究表明,家庭其他成员的收入对本人劳动参与的影响不显著,而郭继强的模型根本就没有其他家庭成员收入变量,而且其研究对象是劳动时间。姚先国、谭岚仅仅对已婚妇女做出分析。目前劳动参与率下降究竟是“沮丧退出”,还是收入提高导致家庭分工加深的选择结果,是被动退出为主还是主动退出为主?微观经济研究结论与宏观经济研究结论是否一致?家庭财产收入与其他家庭成员工资收入的影响是否一致?回答这些问题还需要做进一步的深入研究。

本文在实地调查的基础上,详细分析家庭经济因素对我国城镇家庭劳动供给的影响。

一、数据与方法

1. 数据来源。本研究采用分层选点与随机抽样相结合的抽样调查方法,调查地点选在合肥市。调查前,先根据收入状况将社区分为富裕、一般、较贫困三个类型,在地理位置上分为老城区、新城区、近郊区三个区域。通过访谈了解居民区经济状况,最终选中6个居民区作为调查点,调查中先取得调查居民区的家庭户信息,将家庭户编码后再随机等距抽样。此次调查共发放问卷703份,回收有效问卷687份,有效率97.7%。样本群体中15岁及以上人口共有989人,其中男性514人,占51.97%,女性475人,占48.03%。

2. 研究方法。以原始调查资料直接研究经济因素(主要是工资率)对劳动参与决策的影响,反映影响力大小的回归系数是有偏的,因为非经济参与人口和失业人员的工资率是未知的,工资率无法纳入模型而被剔除在外。因此需要将不在业人口工资率先预测出来。然而根据在业人口的工资率方程预测不在业人口的潜在工资率,同样存在样本选择性问题,即在业人口与不在业人口本身存在一定的差异,在业人口的工资决定函数并不能代表不在业人口,即两类人群存在一些不可观测的变量同时

影响就业决策和工资水平。

为了解决样本选择的内生性问题,赫克曼(Heckman)提出了控制方程的工具变量法^[4],即通过构造逆米尔斯比率(the Inverse Mill's ratio)的选择项来对不可观测的选择性进行控制,逆米尔斯比率代表在业人口和不在业人口回归方程中的随机扰动项的差异。此方法分为两个步骤:

第一步,利用概率模型估算劳动参与决策方程:

$$p(\text{劳动参与}, p=1; \text{非劳动参与}, p=0) = \alpha_i Z_i + \epsilon \quad (1)$$

根据回归结果,计算逆米尔斯比率: $M = \frac{\varphi(\alpha Z)}{\Phi(\alpha Z)}$, $\varphi(\alpha Z)$ 和 $\Phi(\alpha Z)$ 分别表示以决策方程(1)中的 αZ 为变量的标准正态分布的密度函数和累计概率密度函数。

第二步,将逆米尔斯比率作为新变量带入工资方程,利用最小二乘回归法得出一致的工资方程:

$$\ln W_i = \beta_i X_i + \sigma_{\epsilon_b} \frac{\varphi(\alpha_i Z_i)}{\Phi(\alpha_i Z_i)} \quad (2)$$

二、几个有关就业问题的描述分析

1. 女性劳动的工具性强于男性。劳动依然是谋生的手段,接近八成的劳动者工作是为了收入。工作目的与家庭总收入没有显著关系,而与财产收入显著相关。收入不同者的工作目的在取得收入、自我发展、喜欢工作、获得社会地位上没有差异,在获得技能上有显著的差异,表现为非本人工资收入低的和高的,获得技能的意愿都比较强烈,低收入者可能为提高收入而重视技能的获得,而高收入者可能是为了自我发展的需要。工作目的与家庭负担也有着显著的关系,家庭负担越重的,以取得收入为劳动目的的比例越高,而以自我发展和获得社会地位的越少。家庭负担更为准确地反映家庭的实际经济状况,是家庭生活成本与收入的比较,此指标已内涵了家庭收入。收入高的家庭未必经济压力就轻,如果必要的经济支出很大,这些家庭的负担也很重,比如生病和意外伤残很容易使一个中等收入家庭贫困化。

同时家庭负担存在一定的心理认知, 虽然经济收入不高但家庭支出少的, 往往也觉得很满意。因此个人在劳动决策时家庭负担是一个重要的参考依据。工作目的与收入高低、家庭负担轻重有关, 也完全符合马斯洛原理。

工作目的存在一定的性别差异, 在 6 个工

表 1 不同家庭负担者的工作目的

工作目的	很重	比较重	一般	较轻	很轻	平均	卡方检验
取得收入	82.35	82.93	76.18	72.63	60.98	77.09	0.022
自我发展	16.18	29.88	31.86	45.26	48.78	32.67	0.000
喜欢工作	10.29	8.54	15.63	23.16	14.63	14.43	0.019
获得技能	16.18	9.76	10.32	11.58	19.51	11.46	0.285
社会地位	4.41	3.66	8.55	12.63	14.63	7.92	0.028

2 劳动供给曲线后弯。工资上升, 劳动供给减少。家庭人口周工作时间与工资率的关系为负相关。周工作 40 小时的占 38.11%, 平均小时工资为 9.60 元; 周工作不足 40 小时的占 15.43%。平均小时工资为 16.52 元; 周工作时间超过 40 小时占 46.46%, 平均小时工资为 5.17 元。工资率越高者劳动时间越少。以上数字似乎说明合肥目前经济和工资水平是处于劳动供给曲线转折点之后, 收入效应大于替代效应。但这显然不符合我国实际状况。中国目前还是一个发展中国家, 工资水平较低, 获取工资是大多数劳动者工作的目的, 工资率上升, 劳动供给理应增加。从另一方面来看, 劳动时间的延长更不可能造成工资率的下降, 边际工作时间的劳动报酬应该是递增的, 例如我国规定节假日企事业单位的加班, 单位必须支付劳动者更高的报酬, 因此劳动供给的增加理应增加工资率和工资收入。

只能从两点来解释, 一是低工资间接诱使劳动力增加劳动, 低工资导致收入的低水平, 家庭生活困难, 劳动力不得不增加劳动供给以增加收入。二是低工资率与劳动供给时间受同一因素决定, 这一因素就是劳动者所获得的工作岗位。很多因素决定个人获得职位的优劣, 好的职位一般是高工资也是标准工时或低于制度工时, 而那些差的岗位即是低工资也是长工时。为了证实以上第二点的推断, 本文通过劳动力就业单位的性质来进一步考察。在单位或企业上班的, 即正规就业者中约一半为周工作

目的多重选项中, 76.53%的男性和 79.24%的女性选择了工资收入, 女性的工作获利性略微高于男性。这也可能说明女性工作更多的是为补偿配偶工资收入的不足。在自我发展、获得技能、获得社会地位的选项上, 女性都低于男性。

40 小时, 有 35.14%的单位或企业工作者周工作超过 40 小时, 个体经济中约有 80%的劳动者周工作超过 40 小时。正规就业中劳动时间比较短, 而非正规就业中劳动时间一般比较长。样本中属于单位或企业劳动者占 66.67%, 而工资在 400 元以下的低收入组, 单位或企业劳动者仅占 23.08%, 在中、高工资组中此比例都高于 75%。说明正规就业者工资相对较高, 而个体户、给个体户的非正规就业者工资水平较低。

以上说明, 工资水平和劳动时间都与工作单位或工作性质有关。非正规就业工资水平低、劳动时间长, 正规就业工资水平相对较高、工作时间较短。工资水平和工作时间更多地表现为同一岗位或者同一工作单位的两种属性, 二者相伴出现, 是一种结构性的关系, 而不是因果关系。

3. 夫妻就业状态高度关联。从表 2 可以看出, 夫妻就业有着很大的关联性。妻子就业的, 丈夫参与率达到 93.16%, 比妻子非参与的高出 41.28 个百分点。丈夫就业的妻子参与率也高达 76.39%, 高于丈夫非参与者 56.14 个百分点。并且配偶失业的人口, 自身失业率也最高。

表 2 配偶就业状态不同者的劳动参与

配偶就业状况	男		女		合计	
	参与率	失业率	参与率	失业率	参与率	失业率
配偶非参与	51.88	11.59	20.25	37.50	31.95	16.47
配偶失业	82.05	18.75	63.16	50.00	57.89	27.27
配偶就业	93.16	2.75	76.39	11.16	70.25	7.10

注: 卡方检验 $p=0.000$ 。

配偶未工作者的劳动时间无论是不足 40 小时还是超过 40 小时的比例都比较高, 说明此类人群分化程度高, 可以分为两类: 一是配偶失业或者是作为沮丧的失业者而退出, 本人增加劳动时间补偿配偶的收入, 因而劳动时间长。另一部分人可能和配偶一样, 在劳动力市场上处于不利的就业地位, 处于不完全就业状态。二是配偶是主动退出者, 这样的家庭有着较高其他收入, 本人不足 40 小时的比例自然也比较高。

但夫妻之间就业状况的关联是传统理论无法解释的, 本文将在后文对此做出分析。

4. 夫妻就业强化。配偶工资高者, 本人工资水平也高, 劳动时间少。夫妻双方组织家庭, 在家庭内部实行分工。配偶的工资对本人劳动供给的影响仅仅为收入效应。配偶工资越

高, 个人更倾向于享用闲暇或更多的从事家务劳动。但从调查数据来看, 个人劳动参与与配偶工资收入存在一定正关联。传统理论再次受到挑战。

从劳动时间来看, 配偶工资水平越高, 本人劳动时间越短。分性别来看, 妻子的劳动时间变化更有规律, 说明妻子们的劳动时间比丈夫们更具有弹性。唯一例外的是丈夫处于最低收入组的女性周工作少于 40 小时的比例也比较高。正如前文所述, 这可能是个人处于不完全就业状态。当配偶工资处于平均工资之上时, 本人劳动时间较少。因而, 丈夫高工资和丈夫低工资的妻子们, 同样是周工作低于 40 小时, 但有着完全不同的经济意义。一个是更多享受闲暇, 一个是处于半失业状态。

表 3 配偶工资对本人劳动参与的影响

	400元以下	401~800元	801~1200元	1201~1600元	1601~2000元	2001~2400元	2400元以上
男参与率	80.00	88.64	100.00	92.86	97.14	100.00	100.00
女参与率	62.50	71.43	74.07	86.15	79.63	80.00	82.54

注: 卡方检验: $p=0.049$ 。

表 4 财产收入不同者劳动供给状况

	0元	1~999元	1000~9999元	10000~19999元	20000~29999元	30000元及以上
参与率 (%)	99.13	95.92	69.62	58.02	50.00	14.29
男 失业率 (%)	0.87	2.13	23.64	19.15	27.27	50.00
平均时间 (小时)	48.48	51.52	45.57	48.61	40.83	24.00
参与率 (%)	90.83	45.71	58.62	46.97	35.71	17.39
女 失业率 (%)	4.55	43.75	29.41	19.35	26.67	50.00
平均时间 (小时)	46.38	52.43	40.82	41.36	41.90	28.00

注: 卡方检验 $p=0.000$ 。

6. 负担越重, 男性劳动参与率越高, 劳动时间越长。劳动参与率与家庭负担成正相关关系与前面的推论是一致的, 家庭负担重迫使家庭成员增加劳动供给总量。另外, 资料表明失业率与家庭负担之间也呈正相关关系, 其实失业更多的表现为导致家庭收入减少, 家庭负担相对加重。但也不能排除负担加重会提高失业率, 负担重的家庭一般是子女较多或者是身体状况不好的成员较多, 不可避免地影响到工作精力的投入, 也影响自身的人力资本积累, 从而在就业方面存在一定的劣势。负担的轻重也影响到就业者的劳动时间, 负担与劳动时间成正相关关系。

表 5 家庭负担不同者劳动供给状况 %、小时/周

	很重	比较重	一般	较轻	很轻	平均
男 劳动参与率	82.69	86.21	78.10	71.01	69.70	78.91
男 失业率	18.60	10.00	5.82	8.16	0.00	8.17
男 平均时间	53.47	51.22	46.30	47.49	44.17	48.16
女 劳动参与率	67.44	63.89	67.84	70.31	63.33	66.88
女 失业率	24.14	26.09	9.09	4.44	15.79	13.65
女 平均时间	49.18	45.37	45.04	43.81	42.60	45.11

三、个人劳动供给决策模型分析

以上分析只说明不同类别人口在就业方面存在的差异状况, 这些差异是真实存在的, 但并不能说明差异就是这些因素引起的。究竟哪些因素影响个人的劳动参与、劳动量供给的决

策? 本文首先借助逻辑斯蒂 (logistic) 回归模型, 具体量化各因素对劳动供给的影响程度, 再用赫克曼两步法建立纠偏方程。根据劳动经济理论本文假设如下:

1. 劳动供给与配偶工资水平成负相关, 配偶工资只存在收入效应。
2. 个人劳动供给与家庭财产收入负相关, 家庭非工资收入只存在收入效应。
3. 个人劳动供给与家庭负担成正相关, 家庭负担强化劳动偏好。
4. 个人劳动供给时间与本人的工资率成正相关, 在低工资水平时, 替代效应大于收入效应。
5. 个人劳动供给与配偶的工资率成负相关, 家庭内部存在理性分工。

对配偶的工资收入以及财产收入取对数, 将负担、教育、雇佣保姆、居住方式等变量作二分变量处理, 假定个人 18 岁开始工作, 真实年龄与 18 岁的差额视作经验年数。由于篇幅所限, 逻辑斯蒂模型回归结果和赫克曼两步法的工资方程略去。

在工资方程中, 逆米尔斯比率回归系数十分显著, 说明对样本有偏选择的纠正十分必要, 工作人口与未工作人口在工资方面确实存在一定的差异。根据个人属性以及工资决定方程, 预测出不在业人口的潜在工资率, 并将预测结果作为新的变量, 带入劳动参与决策方程, 得出无偏估计系数如下:

样本选择性纠正前后, 回归系数的符号完全一致, 不同的是回归系数的大小发生一定程度的变化, 另外极个别变量的影响由最初的不显著变为显著。个人决定是否参与劳动, 很大程度上决定于自身的保留工资。兰卡斯特 (Lancaster) 和凯什 (Chesher) 发现在保留工资之下接受工作的求职者只是一个可以忽略不计的部分, 个人是否就业取决于保留工资与市场工资的比较^[5]。本次调查中设计了期望工资一项。波西因 (Boheim) 比较了英国男性劳动力报告的期望工资和接受的实际工资, 发现报告的期望工资的确是实际工资的一个指标^[6]; 普拉萨德 (Prasad) 发现人们报告的期望工资与实际接受的工资报价之间的差异趋向于

0^[7]。因而期望工资代替保留工资是可行的。下面我们具体分析劳动供给的影响因素。

表 6 劳动参与决策模型

	男 ($p=1$, 劳动参与)	女 ($p=1$, 劳动参与)	保留工资
常数	28.032	-47.151***	2.436*
LN 配偶工资	0.378	-0.725	0.725***
LN 财产收入	-0.431***	-0.375***	0.110**
LN 本人工资率	5.086**	6.347***	—
确切年龄	-2.043	0.725**	-0.041
年龄平方	0.015	-0.012***	0.000
经验	0.991*	-0.106	0.060
经验平方	-0.007	0.004*	-0.001**
小学	16.162	0.276	0.048
中学	1.488	1.218*	-0.076
大学	2.672	1.188	0.320
有 0~6 小孩	-1.470	-0.643	0.142
健康	2.839	2.101**	0.775**
婚姻	-19.169	-0.484	-0.251
判断正确率	84.6	96.7	—
R^2	0.487	0.528	0.433

注: *在 0.1 水平显著; **在 0.05 水平显著; ***在 0.001 水平显著。

男性劳动参与决策的影响因素很少, 几乎只受家庭财产收入的影响, 仅此一项通过显著性检验。男性工作的刚性很大, 正如前面所述, 低收入家庭的男性为了工资收入而工作, 高收入者是为了社会地位和自我发展, 因此无论哪类男性参与率都很高, 因而对其他一些变量反映不显著。女性的劳动参与影响因素较多。家庭收入的增加降低女性的劳动参与率, 而丈夫的工资收入影响不显著, 这一实证结果与姚先国等所得结论比较一致, 不同的是本文中丈夫工资收入回归系数的符号为负, 而姚先国等的回归系数符号为正, 但都没有通过检验^[8]。与男性显著不同的是家庭负担对女性参与率产生非常显著的影响, 系数为负, 负担加重不利于女性劳动参与。总的来说, 负担与劳动参与成负相关, 而与失业率成正相关。无论是男性还是女性, 个人的劳动参与决策显著地受到本人工资率的影响。工资率越高, 个人参与市场的愿望越强烈, 这与工作目的也是一致的。配偶的工资收入都没有起到显著降低本人参与率的作用, 假设 1 不成立; 家庭非工资收入降低成员的劳动参与率, 假设 2 成立; 家庭负担降低了女性劳动参与率, 假设 3 不成立, 可能因为家庭负担越重, 在男性优先就业的条件下, 女

性选择退出以料理家务, 另外, 负担重本身可能就是女性由于各种原因没有参与市场的结果。

家庭经济状况显著影响男性和女性的失业状况。对于男性, 家庭财产收入和配偶的工资水平都与失业成正相关, 且都在 0.01 水平上显著。对于女性来说丈夫的工资收入与其失业无显著关系。在总人口的决策模型中, 负担的影响非常显著, 负担越重, 失业的几率越大。

相比劳动参与决策, 个人的劳动供给时间决策更富有弹性, 影响因素最多。对于男性, 其工作时间与家庭财产收入无关, 与妻子的工资水平正相关, 与本人的工资率负相关, 妻子工资的影响程度超过本人工资率的影响。与此不同的是, 妻子的劳动供给时间与丈夫的工资无关, 而与家庭财产收入有关, 家庭财产收入增加, 女性劳动供给时间减少了。与男性一样, 女性劳动时间与本人的工资率是负相关, 这与郭继强所得结果也很一致。与前面描述分析不同的是无论是男性还是女性, 家庭负担都与个人劳动时间无关。以上说明假设 4 不成立。

四、结论与讨论

1. 家庭负担不利于个人劳动参与, 并形成非劳动供给与负担加重的恶性循环。家庭负担减少了个人的劳动参与而增加了失业机会, 并且对劳动时间也有一定程度的负效应。按经济学理论来说, 家庭负担重者边际挣得的效用较高, 应该会积极寻求工作机会, 而现实却正相反, 这无疑是非主观因素阻碍了个人更多的工作。负担重者, 个人获得的学习和培训的机会相对较少, 需要做的家务劳动可能更多, 这也可能就是其负担重的原因所在。由于负担较重, 其在工作搜寻中获得的物质支持较少, 处于弱势地位, 因而有着较高的失业率。高失业率和家务缠身激励个人退出劳动力市场, 从而进一步加重家庭负担, 二者形成累积效应。负担重的家庭本来经济拮据, 而面临的高失业、低参与, 使其无法摆脱低水平陷阱, 因而帮助这部分人获得就业技能或其他支持, 使其走上工作岗位, 才能逐渐减轻家庭负担。

2. 两性工资差距并没有促进家庭分工的深化, 夫妻就业优势强化。配偶的劳动参与、

高工资并没有减少本人的参与率和劳动时间。配偶的工资收入在经济意义上只存在收入效应, 配偶工资收入上升, 保留工资上升, 本人应该减少劳动供给。然而, 现实的结果与此相反, 夫妻就业状态关联假设可以合理解释之。从社会学的角度来看, 配偶工资高低隐含职位的高低, 进一步代表着社会资本和人力资本的存量水平。工资水平高的, 人力资本与社会资本水平也高, 因此可以认为低工资本身就是低社会资本与低人力资本的产物。夫妻间社会资本往往是共享的, 双方人力资本也有很大的关联性, 夫妻间学历水平差距一般比较小。配偶的低工资以及不利的就业状况, 从一定程度也说明本人的社会资本与人力资本往往也存在劣势, 而且从配偶方面获取的社会资源也比较少, 因此夫妻间就业表现出一定的正向关联, 当配偶收入高时, 本人劳动参与率高、劳动时间少, 因为他们都从事高收入正规部门, 高工资与低工时并存。夫妻就业存在一荣俱荣、一损俱损, 这使得经济条件不同的家庭异化程度进一步加深。就业关联使我们认识到, 弱势家庭夫妻就业困难相互强化, 使得社会不公平加剧, 这些家庭是帮助工作的重点。

3. 收入分配的多元化促进家庭分工, 家庭财产收入减少劳动供给。改革开放以后, 我国分配方式逐渐多样化, 从单一的按劳分配转变为以按劳分配为主配之按贡献分配、按要素分配等多种分配方式。家庭收入的差异日益扩大, 使得部分人不需要劳动也能生活得很好, 在高的非劳动收入刺激下, 个人退出劳动力市场的机会加大。2005 年城镇居民家庭中 10% 最高收入组的人均可支配收入为 10% 最低收入组的 9.2 倍, 比 2004 年的 8.9 倍进一步扩大。并且高低收入组的收入增长不平衡, 收入越高增长越快。2005 年, 10% 最高收入组的人均可支配收入比上年增长 13.4%, 而 10% 最低收入组的人均可支配收入比上年增长 9.5%, 比前者低 4.9 个百分点。非劳动收入提高了个人的保留工资水平, 降低了劳动参与率, 提高了失业率, 缩短劳动时间, 这与劳动供给的宏观经济影响因素研究的结论是一致

(下转第 77 页)

集型企业难以承受, 另一方面也导致社会保险缴费基数严重不实, 有些地区的缴费基数只有社会平均工资的 20%。浙江国有企业的比重较低, 因此社会保障的历史债务相对较轻。而且近年来, 随着扩面征缴工作的加强, 浙江各项社会保险基金结余不断增多, 养老保险基金的支付能力达到 28 个月, 位居全国前列, 这客观上为降低社会保险缴费费率创造了条件, 但是具体的调整幅度不宜过大, 必须通过保险精算方法进行科学合理的测算, 然后分步到位。

参考文献:

- [1] 王晓琴. 浙江省社会保障水平与经济发达的适应性研究 [J]. 学术论坛, 2008, (5).
- [2] 国际劳工局. 2000 年世界劳动报告 [M]. 北京: 中国劳动和社会保障出版社, 2001.
- [3] 周小川. 社会保障与企业盈利能力 [J]. 经济社会体制比较, 2000, (6).
- [4] 郭金丰. 城市农民工社会保障制度研究 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2006.
- [5] 刘芳. 国外“农民工”社会保障经验及其借鉴 [J]. 观察思考, 2007, (6).

[责任编辑 肖周燕]

(上接第 42 页)

的^[9], 也与目前社会上出现的“专职太太”、“傍老族”现象是高度一致的。目前劳动参与率的快速下降, 部分是因为家庭收入的提高所引起的对过去参与过度的自然反应。

4. 工资上升刺激更多的劳动参与, 而并不刺激个人增加劳动时间, 出现中国特色的后弯劳动供给曲线。我国劳动力市场还不完善, 用工不规范现象还很普遍。工资率越高劳动时间越短并不能认为是收入效应大于替代效应, 而是劳动力市场分割与工作岗位刚性共同作用所致。劳动参与决策时个人拥有很大的主动权, 个人可以自主决定是否参与劳动市场。而在劳动力市场整体供大于求的时期, 工人几乎没有权力决定自己的劳动时间长度, 个人更不能根据自己的需要来调节时间的长短。岗位和劳动时间是紧密地结合在一起的, 如果决定劳动参与, 那么只能被动接受企业的工时制度。如果将单位供给的职位分为好坏两种, 那么, 好的职位一般是高工资率和制度工时制的; 坏职位只能是与低工资率与长工作时间联系在一起, 个人被动接受过长的工作时间。次级市场劳动力所从事的职位往往就属于此类, 工人拿的是月工资, 企业任意延长劳动时间隐性地压低了工资率。同时也说明, 个人更看重的是月收入, 而对工资率的反应并不是很敏感。从政策意义上来说, 最低工资应该规定为小时工资率。我国目前最低工资是按月薪来设定的, 由

于目前劳动监督机制还很不健全, 部分企业虽然提高了工资, 但通过延长工时得以弥补。后弯的劳动力供给曲线向我们提示, 低收入阶层不仅要接受劣质的岗位, 同时接受低工资和长劳动时间, 提高小时工资率方能增加他们的收入, 改善他们不利的经济环境, 真正起到保护弱势群体的作用。

参考文献:

- [1] 蔡昉, 王美艳. 中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义 [J]. 中国社会科学, 2004, (4): 68-79.
- [2] 姚先国, 谭岚. 中国经济转型中城镇女性劳动供给折为分析——兼论动态博弈框架下教育决策的内生性问题 [J]. 经济论坛, 2005, (1): 33-37.
- [3] 丁仁船. 宏观经济因素对我国城镇劳动供给的影响 [J]. 中国人口科学, 2008, (3): 11-19.
- [4] Heckman JJ. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 1979, (47): 153-161.
- [5] Lancaster, T., Chesher, A. An econometric analysis of reservation wages. *Econometrica*, 1983, (51): 1661-1676.
- [6] Boheim, rene. The association between reported and calculated reservation wages. Institute for social and economic research, university of essex; working paper, 2002, (7).
- [7] Prasad, Eswar S. The dynamics of reservation wages; preliminary evidence from the GSOEP. research department, IMF. Prepair for the GSOEP conference in Berlin, 2000, (7): 44-50.
- [8] 同 [2].
- [9] 同 [4].

[责任编辑 童玉芬]