

# 城镇已婚女性劳动供给影响因素分析

张世伟, 周闯

(吉林大学商学院, 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**摘要:** 本文首先采用 Heckman 两阶段选择法估计了 Mincer 方程, 在考虑了样本选择偏倚的情况下得到了非劳动供给已婚女性的预期工资水平并且对影响已婚女性劳动参与的因素进行了分析。在获得了非劳动供给女性的预期工资水平的基础上, 采用 Tobit 方法估计了已婚女性的劳动供给方程, 分析了影响已婚女性劳动供给的因素, 通过 Tobit 估计的结果得到了已婚女性的劳动供给的工资弹性。

**关键词:** 城镇已婚女性; 劳动参与; 劳动供给; Heckman 两阶段选择模型; Tobit 模型

**中图分类号:** F224.0

**文献标识码:** A

## 1. 引言

劳动参与率是指经济活动人口与劳动年龄人口的比, 是反应就业状况的一个重要指标。与男性的劳动参与及供给不同, 女性的劳动参与及供给更易受到经济发展状况和非经济因素(比如文化特征)的影响。由于不同国家的经济发展情况和一些非经济因素并不相同, 女性劳动参与和供给表现出不同的趋势, 影响女性劳动参与和供给的因素也并不相同。

二战后, 包括美国在内的许多发达国家的女性劳动参与率呈现逐渐上升趋势, 从而引发了国外学者对女性劳动参与及供给的分析。女性劳动供给的开创性工作来自于 Mincer(1962), 他利用标准的收入分解和传统价格理论的价格效应解释了由时间序列和截面数据得到的白人女性市场工作形式差异。Becker(1965)把时间的概念引入到经济活动中, 从而使时间成为影响女性生育、健康和居住等其他方面的主要决定因素。Gronau(1974)在劳动供给估计方法中考虑了选择性偏倚问题; Heckman(1974b)则考虑了审查样本的时间和工资的联合分布问题。上个世纪 80 年代和 90 年代以及本世纪初, 大量的文献关注于女性劳动参与率的变化趋势和影响因素 (Journal of Labor Economics,) 以及女性劳动力供给对自身工资弹性的变化及其对丈夫工资交叉替代弹性的变化 (参看 Blundell 和 MaCurdy, 1999)。得出的基本结论是: 随着女性教育水平的提高和工作机会的增多, 女性劳动力供给对其自身的工资弹性逐渐增加, 而对其丈夫工资的交叉弹性逐渐减小, 女性劳动力供给对其自身工资的弹性与男性劳动力供给对其自身工资弹性相比要敏感的多。

我国是人口大国, 劳动力供给异常丰富将是长期特征, 对总人口数一半左右的女性的劳动参与及供给影响因素加以分析从而更好的开发和利用人口红利将会具有重要的现实意义。已婚女性构成女性劳动年龄人口的绝大部分, 对其劳动参与和供给进行分析可以反映女性劳动参与及供给的基本趋势。目前国内关于女性劳动参与和供给的研究并不多。从已有的文献来看。周庆行、孙慧君(2004)通过统计资料分析了我国女性劳动参与率的变动趋势。王萍(2002)对已婚女性劳动力供给行为的分析, 揭示了影响已婚女性就业选择的各种因素, 并提出了解决已婚女性如何兼顾家庭劳动和市场工作的对策, 但是她的研究主要是定性分析, 缺乏定量的实证检验。唐和陈士芳(2007)利用北京和济南的问卷调查数据使用 Tobit 方法估计了城镇已婚女性的劳动供给影响因素, 但是他们所使用的问卷调查样本数量较少并且在解释变量的选取方面并不充分。

本文以吉林省为例, 使用大样本抽样调查数据, 利用 Heckman 二阶段选择模型分析了影响吉林省城镇已婚女性参与劳动力供给的因素并且估计了城镇已婚女性的劳动力供给方程。本文主要分为五部分。第一部分是引言; 第二部分数据描述; 第三部分介绍估计方法和变量的选取; 第四部门给

出估计的结果，并对其进行解释；最后一部分给出结论。

## 2. 样本描述

本文所使用的数据来自于 2005 年吉林省微观调查数据。从中选取了户主为男性，配偶为女性，并且配偶的年龄在 55 岁以下的家庭进行了分析。得到年龄在 55 周岁以下已婚女性的样本总数为 47014，其中参与劳动供给的城镇已婚女性样本数为 18948。表 1 给出了所有已婚女性和参与劳动供给已婚女性的统计特征。第 2 至第 6 行分别给出了所有已婚女性和参与劳动供给已婚女性的平均年龄、丈夫平均月收入以及参与劳动供给已婚女性的平均周工作时间。第 10 至 14 分别给出了所有已婚女性和参与劳动供给女性获得相应的最高学历的人数。第 16 至第 22 行分别给出了参与劳动供给的已婚女性在不同工作单位类型就业的人数。最后一行给出了所有已婚女性和参与劳动供给已婚女性学龄前孩子的总和。

表 1. 样本描述

	所有已婚女性	工作已婚女性
	平均值	
年龄:	40.46	68.16
周工作时间(小时):	—	47.62
月收入:	—	187.27
丈夫月收入:	167.01	205.88
	总 和	
样本数:	47014	18948
受教育程度:		
小学及以下	5639	950
初中	21870	6758
高中	13539	6312
大学专科	4008	3183
大学本科及以上	1838	1642
工作单位类型:		
机关团体事业单位	—	5001
国有及国有控股企业	—	4062
集体企业	—	849
个体工商户	—	5679
私营企业	—	1354
其他类型单位	—	2003
学龄前孩子数:	6935	3161

表 2 按年龄分的劳动参与率和劳动供给时间

年龄	劳动参与率	单位:小时/周
		劳动供给时间
25-	0.388	48.65
26-35	0.521	47.37
36-45	0.471	46.97
46-55	0.231	46.36

表 3 按受教育程度分的劳动参与率和劳动供给时间

受教育程度	劳动参与率	单位:小时/周
		劳动供给时间
小学及以下	0.166	46.83
初中	0.308	49.55
高中	0.438	47.36
大学专科	0.798	42.39
大学本科及以上	0.897	40.65

表 4 按工作单位类型分的周平均工作时间

工作单位类型	单位:小时/周
	劳动供给时间
机关团体事业单位	41.83
国有及国有控股企业	43.71
集体企业	45.63
个体工商户	54.6
私营企业及其他类型单位	49.04

表 2 给出了按年龄分组的已婚女性的劳动参与率以及参与劳动供给已婚女性的周平均工作时间。从表 2 中可以看出,已婚女性的劳动参与率随着年龄的增加呈现先增加后减少的趋势,劳动参与率最高的是 26—35 的已婚女性。参与劳动供给已婚女性的周平均工作时间随着年龄的增加而减少。周平均工作时间最长的年龄组是 25 岁及以下年龄组,周平均工作时间为 48.65 小时。周平均工作时间最短的年龄组是 55 岁及以上年龄组,周平均工作时间为 45.44 小时。表 3 给出了按受教育程度分组的已婚女性的劳动参与率以及参与劳动供给已婚女性的周平均工作时间。从表 3 可以看出已婚女性的劳动参与率随着受教育程度的增加而呈现增长趋势。就劳动参与供给女性的周平均工作时间来看,高中及以下组的周平均工作时间较长,而大学专科及以上受教育组的周平均工作时间较短。周平均工作时间最长的受教育组是初中组,而周平均工作时间最短的组是研究生及以上组,分别为 49.55 小时和 39.85 小时,初中组已婚女性比研究生及以上组的已婚女性周平均工作时间高出 24%。这可能是因为高学历者具有较高的工资,并且多数在正规部门就业,从而其周平均工作时间较短。而低学历者的工资较低,并且多数就业于非正规部门,从而必须工作较长的时间来赚取保证其生活的收入。

表 4 给出了按工作单位类型分的周平均工作时间。从表 4 中可以看出在机关团体及事业单位、国有及国有控股企业和集体企业就业的已婚女性的周平均工作时间较短,而个体工商户和在私营企业及其他类型企业就业的已婚女性的周平均工作时间相对较长。

### 3. 估计方法

本文采用 Heckman 二阶段选择法估计 Mincer 方程,从而获得工资率的估计,在此基础上利用 Tobit 模型估计已婚女性的劳动供给对自身工资弹性和以对丈夫工资的弹性,并确定影响劳动参与及劳动供给的各种因素。

#### 估计方法

个体  $i$  的市场工资率  $w_i$  由一系列变量  $X_{wi}$  决定:

$$w_i = X_{wi}\beta_w + \varepsilon_{wi} \quad (1)$$

$\varepsilon_{wi}$  是均值为 0 的随机扰动项。估计方程 (1) 时最重要的一个问题是未工作个体的市场工资率是不可观测的。最简单的方法是基于工作个体的子样本来估计, 然而, 这会产生样本选择的偏倚。解决这个问题的一种方法是应用 Heckman 二阶段选择法。

$$\begin{aligned} y_i^* &= X_{ri}\beta_r + \varepsilon_{ri} \\ y_i &= 1, & \text{if } y_i^* > 0, \\ y_i &= 0, & \text{if } y_i^* \leq 0. \end{aligned} \quad (3)$$

$y_i$  表示个体  $i$  的劳动供给,  $y_i = 1$  表示个体参与劳动供给,  $y_i = 0$  表示个体不参与劳动供给,  $X_{ri}$  是影响个体参与劳动供给的因素,  $\varepsilon_{ri}$  同样是均值为零的随机扰动项。基于参与劳动供给个体样本估计的工资率函数给出了  $w_i$  的条件期望。

$$\begin{aligned} E(w_i | y_i = 1) &= E(w_i | y_i^* > 0) = E(w_i | \varepsilon_{ri} > -X_{ri}\beta_r) \\ &= X_{wi}\beta_w + E(\varepsilon_{wi} | \varepsilon_{ri} > -X_{ri}\beta_r) \\ &= X_{wi}\beta_w + (\rho_{rw} / \sigma_r) M_i \end{aligned} \quad (4)$$

$M_i = [\varphi(z_i)] / [\phi(-Z_i)]$ ,  $Z_i = -(X_{ri}\beta_r) / \sigma_r$ 。这里假定  $\varepsilon_{ri}$  和  $\varepsilon_{wi}$  服从二元正态分布, 方差为  $\sigma_r^2$  和  $\sigma_w^2$ , 协方差为  $\rho_{rw}$ ,  $\varphi(\cdot)$  和  $\phi(\cdot)$  是标准正态分布的概率密度函数和概率分布函数。这样估计的市场工资率函数为:

$$w_i = X_{wi}\beta_w + (\rho_{bw} / \sigma_b) M_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

尽管  $M_i$  未知, 但是其一致估计量  $\hat{M}_i$  可以通过对个体工作概率的 Probit 估计得到。其中  $Z_i$  是 Probit 估计中所使用的自变量。对每个个体计算  $\hat{M}_i$ , 并将其加入到工资率的方程当中。

在获得了估计的工资率后, 可以基于整个样本对劳动供给函数进行估计, 所使用的方法是 Tobit 估计。Tobit 估计不仅能够估计工作时间方程, 而且能够估计劳动参与方程。Tobit 考虑了样本的截断特征。

劳动供给方程引入一个潜变量  $b^*$

$$\text{如果 } b^* > 0, \text{ 那么 } b_i = b^*, \text{ 如果 } b^* \leq 0, \text{ 那么 } b_i = 0, \quad b_i = b^*, \quad \text{if } b_i^* > 0, \quad (6)$$

估计的似然函数为:

$$\begin{aligned} L(\beta_b, \sigma_b^2) &= [\prod_{b_i^* \leq 0} p(b_i = 0)] [\prod_{b_i^* > 0} p(b_i = b_i^*)] \\ &= [\prod_{b_i^* \leq 0} \phi(-\frac{X_{bi}\beta_b}{\sigma_b})] [\prod_{b_i^* > 0} \phi(\frac{X_{bi}\beta_b}{\sigma_b})] \end{aligned} \quad (7)$$

P 表示概率。最大化 (7) 可以得到  $\hat{\beta}_b$  和  $\hat{\sigma}_b^2$  的估计。劳动参与的概率为:

$$P(b_i^* > 0) = P(X_{bi}\hat{\beta}_b + \varepsilon_b > 0) = \phi(\frac{X_{bi}\hat{\beta}_b}{\hat{\sigma}_b}) \quad (8)$$

#### 4. 变量的选取和估计结果

##### 4. 1 工资方程的估计

在工资方程的估计过程中, 按照 Mincer 的设定,  $X_w$  包括了受教育年限 EDU 和工作经验 EXP 以及工作经验的平方项 EXP2。工作经验通常由个体处于劳动力市场的时间来表示, 个体在整个生命周期内处于劳动力市场的时间可能并不是连续的, 在我们的调查无法准确地获得个体处于劳动力市场的时间数据, 在估计中我们采用了近似的处理方法, 用个体的年龄减去受教育年限再减去 6 来表示个体的工作经验。在个体就业概率的 Probit 估计过程中, Z 包含了年龄、教育、丈夫收入、学龄前

孩子以及个体所处地区的失业率。根据生命周期理论，个体在生命周期的不同阶段市场生产率和家庭生产率是不同，因此其市场劳动参与程度和市场劳动供给程度是不同的。年龄以代理变量的形式进入方程，把年龄分四组：25 岁及以下年龄组、26-35 岁年龄组、36-45 岁年龄组和 46-55 岁年龄组，其中参照组为 25 岁及以下年龄组；依据人力资本理论，具有较高教育年限的个体，其市场劳动生产率较高，预期受教育年限高的个体其劳动参与率较高。教育以代理变量的形式进入方程，把教育水平分成五个组：小学及以下组、初中组、高中组、大学专科组、大学本科及以上组；照顾学龄前孩子会增加个体的家庭劳动时间，减少市场劳动时间，同时由于抚养学龄前孩子会增加家庭支出，从而会促使个体增加劳动参与的积极性，学龄前孩子对劳动参与和劳动供给的影响是不确定的。由于调查的样本中具有学龄前孩子的家庭绝大多数都是具有一个学龄前孩子，所以学龄前孩子以代理变量的形式进入方程，具有学龄前孩子为 1，不具有学龄前孩子为 0；地区失业率表示劳动力市场紧度，失业率越高，个体找到工作的概率越低，失业率越低，个体找到工作的概率越高。国内外许多的研究表明，丈夫收入的增加等同于增加了已婚女性的非劳动收入从而降低了已婚女性的参与劳动供给的概率，在我们有研究中，也增加了丈夫收入这个变量来检验这种效应。需要注意的是，由于我们的调查中无法准确的获得已婚女性家庭非劳动收入的数据，从而无法分析非劳动收入对劳动参与的影响。表 5 和表 6 分别给出了工资方程和劳动参与方程 Probit 估计的结果。

表 5 工资方程估计的结果

自变量	工资方程
受教育年限 EDU	0.2744*** (0.0019)
工作经验 EXP	0.0982*** (0.0027)
工作经验的平方 EXP <sup>2</sup>	-0.0022*** (0.00006)
$\hat{M}$	1.1760*** (0.0215)
Wald chi2(3)	104803.24
Prob > chi2	0.0000

注：\*表示在 10%的水平下显著，\*\*表示在 5%水平下显著，\*\*\*表示在 1%水平下显著，括号里表示系数估计的标准差。

表 6 是否参与劳动供给的 Probit 方程估计的结果

自变量	Probit
25 岁及以下年龄组	—
26-35 岁年龄组	0.2934*** (0.0329)
36-45 岁年龄组	0.1522*** (0.0340)
46-55 岁年龄组	-0.4046*** (0.0352)
小学及以下组	—
初中组	0.2723*** (0.0222)
高中组	0.6935*** (0.0230)
大学专科组	1.5803*** (0.0308)
大学本科及以上组	1.9610*** (0.0460)
丈夫收入	0.0778*** (0.0030)
学龄前孩子	-0.2060*** (0.0208)
失业率	-0.0093*** (0.0016)
常数项	-1.0152*** (0.0016)

注：\*表示在 10%的水平下显著，\*\*表示在 5%水平下显著，\*\*\*表示在 1%水平下显著，括号里表示系数估计的标准差。

由表 6 的结果可以看出，已婚女性随着年龄的增长，参与劳动供给的概率先增加后减少，呈倒

U 趋势, 26—35 岁年龄组的已婚女性参与劳动供给的概率最大, 46-55 岁年龄组的已婚女性参与劳动供给的概率最低。四个教育程度代理变量的系数均为正, 且呈现递增趋势, 这说明随受教育程度增加, 已婚女性参与劳动供给的概率逐渐增大。学龄前孩子和失业率项的系数为负, 这说明具有学龄前孩子会降低已婚女性参与劳动供给的概率, 失业率从而劳动力市场的紧度增加也降低了已婚女性参与劳动供给的概率。值得注意的是丈夫收入的较高的已婚女性其参与劳动供给的概率也较高, 这与国内外许多学者的研究是不同, 一个可能的解释是具有收入的男性更容易和具有高收入的女性结合成家庭。

#### 4. 2 劳动供给方程的估计

在获得了工资方程的估计后, 可以用周工作时间作为因变量, 工资和其他对劳动供给有影响的变量作为自变量对劳动供给方程进行估计, 非劳动参与已婚女性的预期工资利用上面得到的工资方程求得。在其他对劳动供给有影响的变量中, 引入了年龄、丈夫收入、学龄前孩子和失业率, 各变量的设定形式与工资方程估计过程中 Probit 方程的设定相同。除这些变量外, 还引入了已婚女性工作单位的类型用来表示劳动力市场需求方对劳动供给时间的需求, 工作的单位类型分为: 机关团体事业单位、国有及国有控股企业、集体企业、个体工商户、私营企业、其他类型单位, 估计过程中把机关团体事业单位设为参照组。Tobit 估计过程中周工作时间与收入都取对数形式。再次需要注意的是, 由于没有获得家庭非劳动收入的微观调查数据, 从而无法对劳动供给的家庭非劳动收入弹性进行估计。表 7 给出了模型估计的结果。

表 7 劳动供给方程 Tobit 估计的结果

自变量	Tobit
25 岁及以下年龄组	——
26-35 岁年龄组	0.0020*** (0.0242)
36-45 岁年龄组	-0.0905*** (0.0248)
46-55 岁年龄组	-0.2227*** (0.0260)
自身工资	1.007*** (0.0068)
丈夫收入	0.0030 (0.0022)
学龄前孩子	-0.0211* (0.0142)
失业率	-0.0095*** (0.0011)
机关团体事业单位	——
国有及国有控股企业	0.8509*** (0.0137)
集体企业	1.2077*** (0.0260)
私营企业及其他类型单位	1.1985*** (0.0212)
个体工商户	1.3086*** (0.0120)
常数项	-4.332*** (0.0409)
$\sigma$	0.7393*** (0.0042)
-2L	58455.4
Pseudo R2	0.4763

注: \*表示在 10%的水平下显著, \*\*表示在 5%水平下显著, \*\*\*表示在 1%水平下显著, 括号里表示系数估计的标准差。

从表 7 劳动供给方程的 Tobit 估计结果可以看出, 已婚女性的劳动供给时间随着年龄的先增加后减少呈倒 U 趋势, 这与劳动参与分析中所得到的结果是一致的, 其中已婚女性中劳动供给时间最长的年龄组是 26-35 岁年龄组, 最短的年龄组是 46-55 岁年龄组; 自身工资的增加使已婚女性的劳动供给时间增多, 这说明工资增加所产生的替代效应要大于其产生的收入效应; 丈夫收入项的系数并不显著, 说明丈夫收入对已婚女性的劳动供给并没有显著的影响; 具有学龄前孩子减少了已婚女性的劳

动供给时间；失业率的增加减少已婚女性的劳动供给时间，这主要是由于失业人数的增加引起的。Tobit 回归的样本中既包括了工作已婚女性也包含了未工作已婚女性，当失业率升高时，由于找到工作更加不容易从而使失业人数增加，导致平均劳动供给时间的下降；由工作单位类型的系数可以看出，在机关团体及事业单位工作的已婚女性的周劳动供给时间最短，而个体工商的已婚女性的周劳动供给时间最长，随着所处单位私有化程度的加深，已婚女性的劳动供给时间不断增加。最后由 Tobit 的估计结果可以计算已婚女性劳动供给的收入弹性为 0.4531。<sup>2</sup>

## 5. 结 论

尽管国外对于女性劳动参与以及劳动供给的研究已经很广泛，但国内在这方面的研究却并不多见，其根本原因在于劳动参与及供给的研究要用到劳动个体的微观数据，而微观数据的不易取得性限制了这方面研究的进展。本文采用大样本的微观数据以及相应的微观计量方法对影响已婚女性劳动参与及供给的因素进行了分析。

本文首先采用 Heckman 两阶段选择法估计了 Mincer 方程，在考虑了样本选择偏倚的情况下得到了非劳动供给已婚女性的预期工资水平并且对影响已婚女性劳动参与的因素加以分析，在获得了非劳动供给女性的预期工资水平的基础上，采用 Tobit 方法估计了已婚女性的劳动供给方程，分析了影响已婚女性劳动供给的因素，通过 Tobit 估计的结果得到了已婚女性的劳动供给的工资弹性。所得到的基本结论是：已婚女性劳动参与的概率随着年龄的增加呈倒 U 趋势，随着教育水平的提升而增加，随劳动力市场紧度的增加而增加，随丈夫收入水平的增加而增加，具有学龄前孩子会降低劳动参与的概率。国外许多研究得出的结论是已婚女性的劳动参与率随丈夫收入水平的增加而减少，但本文并没有得到相同的结论，一个可能的解释是具有较高收入水平丈夫能够帮助妻子更容易地获得工作，然而，这只是一种猜测，并没有得出确定的结论。工作已婚女性的劳动供给随着年龄的增加同样呈现出倒 U 趋势，劳动供给自身工资收入弹性为正，说明工资增加所产生的替代效应大于其所产生的收入效应，丈夫收入对工作已婚女性的劳动供给的影响并不显著，具有学龄前孩子并没有显著影响工作已婚女性的劳动供给时间，工作已婚女性随着其所处单位私有化程度的加深，劳动供给时间不断增加，由于市场紧度的增加，使退出劳动力市场的已婚女性增加，从而降低了平均的劳动供给时间。

### 参考文献：

- [1] Mincer J., Labor Force Participation of Married Women [A], in H. Gregg Lewis, ed., Aspects of Labor Economics, Universities National Bureau of Economic Research Conference Series[C], Princeton, NJ: Princeton University Press, 1962, 14, 63-97.
- [2] Becker ,Gary S., A Theory of the Allocation of Time [J], The Economic Journal, 1965,75(299):493-517.
- [3] Gronau,Reuben, Wage Comparisons--A Selectivity Bias [J], The Journal of Political Economy, 1974,82(6):1119-1143.
- [4] Blundell R., MaCurdy T., Labor Supply: A Review of Alternative Approaches [A], in Orley A., David C., eds., Handbook of Labor Economic s [C], Amsterdam: Elsevier, 1999, 3A, 1559-1695.
- [5] Heckman J., Sample Selection Bias as a Specification Error [J], Econometrica, 1979, 47(1) : 153-162.
- [6] Heckman J., Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply [J], Econometrica, 1974, 42(4):679-694.
- [7] 唐鑛, 陈士芳, 我国城镇已婚女性劳动供给影响因素实证研究[J], 经济问题探索,2007(2):107:111
- [8] 王 萍, 已婚女性劳动力供给行为研究[J], 经济问题探索,2002(6):29:31

## The Analysis of Influencing Factors of Urban Married Women's Labor Supply

Zhang Shiwei Zhou Chuang

( Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun 130012, China)

**Abstract:** In this paper, we use Heckman two-stage selection model to estimate Mincer equation. Taking into account sample selection bias, we have the non-labor supply married women's expected level of wages, and analyze the factors which have effects on the labor force participation of married women. In the base of accessing non-labor supply women's expected level of wages, we use Tobit model to estimate the married women labor supply equation, analyze the influencing factors of the married women's labor supply, and get the wage flexibility of married women labor supply through the results of Tobit estimation.

**Keywords:** Urban married women; labor force participation; labor supply; Heckman two-stage selection model; Tobit model

收稿日期: 2007 年 2 月 19 日

.....  
<sup>1</sup>为方便表达, 省略了表示个体的下标  $i$

<sup>2</sup>因为周工作时间和收入都已取对数形式, 弹性可以由  $\frac{\partial E[y|x]}{\partial x} = \beta \Phi\left(\frac{\beta'x}{\sigma}\right)$  求得, 其中  $\beta$  为自身收入的估计系数,  $x$  为各自变量的均值。