



劳动经济与公共政策研究中心

LABOR ECONOMICS AND PUBLIC POLICY RESEARCH CENTER

ZHEJIANG UNIVERSITY

工作论文系列

LEPP WORKING PAPERS SERIES

本文已发表《经济研究》2005年第7期，转载请注明出处！

家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析

姚先国 谭岚
(浙江大学经济学院, 浙江 杭州 310027)

本文系国家自然科学基金重点课题《中国人力资本投资与劳动力市场管理研究》阶段性成果，课题负责人为姚先国教授，项目编号：70233003。

作者简介：

姚先国 (1953-), 男, 浙江大学经济学院教授, 博导, 常务副院长。

电话：0571-87951800

通信地址：浙江大学经济学院； 邮政编码：310027。

email: cec_yaoxg@zju.edu.cn。

谭岚 (1978-), 女, 浙江大学经济学院博士研究生。

电话：0571-88215673

通信地址：浙江大学经济学院； 邮政编码：310027。

email: tltanlan@163.com。

家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析

摘要: 在中国经济的转型期间女性劳动参与率出现了明显下降。这种下降趋势在年龄较大以及教育程度较低的妇女群组中表现更为突出。与此同时我国的男女收入差距也在不断扩大。然而丈夫收入并不能充分解释女性劳动参与率的变动。已婚妇女劳动参与率下降最大的家庭并不是丈夫收入增长最快的家庭。1995-2002 年间丈夫收入仅仅解释了整体已婚妇女劳动参与率变动的 12.87%，以及低收入家庭中已婚妇女劳动参与率变动的 7.74%。与其说我国女性劳动参与率的下降是家庭收入提高从而家庭重新分工的自主选择，不如说是严峻的就业形式所迫。

关键词: 女性劳动参与率 粗放边际 遭受挫折的劳动者

Family Income and Labor Force Participation of Married Women in Urban China

Abstract: The female labor force participation rate (FLFPR) has been declining in economic transition. The trend is more prominent for those women who are aged or have received less education. And at the same time, the gender income gap has been expanding. The husband's income can't fully explain the change in FLFPR. While the earning gains have been greatest for high-income men, the declines in FLFPR have been greatest for wives of low-income men. For women overall the increase in husband's income can account for 12.87% of the decline in FLFPR since 1995, while for women in low-income families, the same factor can only account for 7.74%. Our conclusion is that the decline of FLFPR is not the result of increase in family income, but the result of the severe labor market status.

Key Words: female labor force participation rate, extensive margin, discouraged workers

JEL Classification: J210, J220, J490

一、引言

自从 1978 年开始经济体制改革以来，我国从计划经济逐步走向市场导向的经济。随之而来的是收入的不平等程度普遍扩大，包括男女之间的收入差距也在扩大（李实等，1999；Gustafsson & Li，2000）。同时女性劳动参与率（即女性经济活动人口在女性劳动年龄人口中所占的比重，又称 FLFPR）则出现了明显下降。如图 1 所示，在过去的 15 年内，越来越多的女性退出劳动力市场。这一趋势甚至在 97 年以来得到了加速¹。1988 年，我国城镇的 FLFPR 高达 91.37%，2002 年降为了 83.33%，下降了 8.04 个百分点。对比之下，男性劳动参与率则相对稳定，1988 年和 2002 年男性劳动参与率分别为 96.41% 和 94.11%，下降幅度为

¹数据来源：如无特别说明，本文的数据均根据中国城调队 1988-2002 年入户调查的相关指标计算而得。我们所采用的计算方法是女性劳动参与率 = 女性经济活动人口 / 女性劳动年龄人口。经济活动人口，又称劳动参与人口，包括了就业人口，目前没有工作但是正在积极寻找工作的失业人口，以及目前没有工作而面对工作机会时能在一定时间内接受的失业人口。女性劳动年龄人口是指 16-55 岁之间有劳动能力的女性人口。关于经济活动人口的范围，不同国家有不同的界定方法。本文沿用了 Juhn & Murphy (1997) 的定义，将学生和军人排除在劳动年龄人口和经济活动人口之外。由于界定标准不同，本文计算出的 FLFPR 的绝对值与已有的研究存在一定区别，但是变动趋势与变动结构却与以往研究有类似之处。

2.3 个百分点。

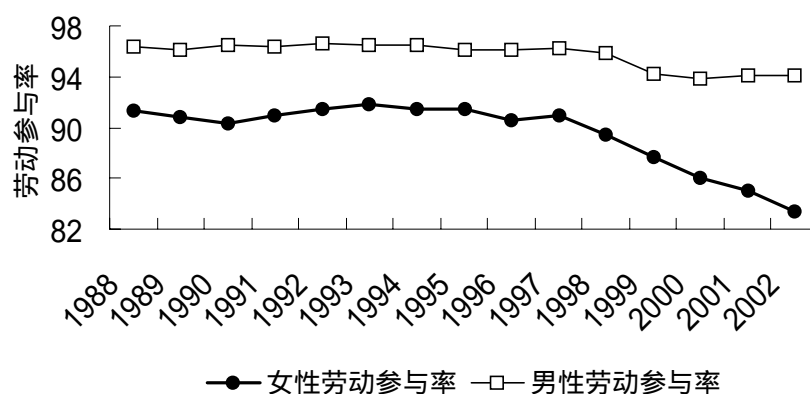


图 1 1988-2002 年间我国城镇 FLFPR 的变化

FLFPR 下降的诱因是什么？性别工资差距和 FLFPR 变动的关系如何？在传统的劳动供给理论中，两者是密切相关的。当家庭中丈夫和妻子的潜在工资水平差距加大时，市场工资较高的一方将更多的从事市场劳动，而市场工资较低的一方则相对更多地从事家庭生产，也就是说当妻子相对于丈夫的工资水平下降后，她参与市场劳动的概率会降低。这一理论已经在西方国家经过了多次的验证。那么该理论是否足以解释中国转型期 FLFPR 的变动呢？如果说转型国家中丈夫收入的确仍是妻子劳动供给决策的一个影响因素的话，那么其影响力度又是多大呢？

如果再考虑到 FLFPR 的长期变动趋势的话，那么另外一个更令人感兴趣的问题就是：随着市场化进程的推进，丈夫收入对妻子劳动参与决策的影响作用是在上升还是在下降呢？在传统的计划经济国家中，政府以一种强大的行政力量人为地抹煞了男女在生理和心理等方面天然存在的差距，从而强制实行两性在工资和就业机会上的完全“平等”就业。经济转型中这种行政力量的取消必然会带来女性在就业与工资水平上和男性差距的不断扩大。在这种情况下，女性更多的退出劳动力市场，从事家庭生产，可以更好的实现双方的比较优势，从而实现家庭联合效用的最大化。于是本文的假说就是：经济转型中传统的家庭分工方式得到了加强，这应该体现在丈夫收入对妻子劳动参与作用的逐年加强上。

本文运用了 1988-2002 年的相关经验数据分析了我国城镇女性劳动参与率的影响因素，并着重研究了妻子劳动供给决策的变动在多大程度上可归因于丈夫收入的变动。研究表明：虽然整体上看妻子劳动参与率的下降离不开丈夫收入的提高，但是后者并不能充分解释前者的变动，通过对家庭经济情况分组可以发现，妻子劳动参与率下降得最快的并不发生在丈夫收入增长最快的家庭中。丈夫收入增长对妻子劳动参与率下降的作用并没有变大。而对照之下体现在教育年数上的人力资本存量对妻子劳动参与决策正起到越来越大的作用。论文其余部分安排如下：第二部分文献综述，对以往相关文献进行了简要回顾；第三部分数据简介，对数据来源和 FLFPR 变动的基本特征进行描述；第四部分应用该经济计量模型对女性劳动供给行为的决定因素进行经验分析并对分析结果加以讨论。最后一部分是文章结论及政策建议。

二、文献回顾

Mincer (1962) 的开创性研究为分析女性劳动参与率的变动及其影响因素提供了一个很好的框架。他指出市场工资不仅仅影响市场劳动和闲暇之间的时间分配，还影响到了市场劳动和家庭生产之间的时间分配。市场工资相对于家庭生产的“隐形工资”的提高促使市场劳动代替家庭生产，作用的大小取决于市场上购买的商品和家庭生产的物品之间的替代性。在

控制其他因素的前提下,家庭收入的提高与闲暇正相关,即家庭收入的提高能够减少总的工作时间,但是它对市场劳动时间和家庭生产时间的影响则是不确定的。如果对市场上所购买商品收入弹性大于家庭生产物品收入弹性的话,那么即使家庭收入提高,市场劳动时间也可能不会出现下降。很多研究都运用了横截面的数据对这一理论框架进行了验证。Mincer (1962)对二十世纪五十年代美国 57 个城市中的 FLFPR 进行研究,并发现妻子的工资与 FLFPR 正相关,而丈夫的收入与 FLFPR 负相关,其中后者的相关性要弱得多。妻子的工资和丈夫的收入能够解释 FLFPR 变动的 50%。Juhn & Murphy (1997)则发现,随着时间的推移女性劳动供给函数中的系数发生了明显改变,其中一个突出特征是丈夫收入对 FLFPR 的作用正逐年减弱。

对比之下有关我国女性劳动参与的理论和实证研究文献都不多,相关的文献大体上可以分为三类。第一类属于定性分析,其中冯华 & 冯永超(2001)、潘海棠(2002)等都对我国经济转型前后女性就业的变动及其制度背景进行了详细的描述。第二类则从宏观层面上对 FLFPR 的变动和影响因素进行定量分析。Barrett 和 Bridges (1991)用计量的方法,对比分析了我国农村和城市的 FLFPR 及其决定因素。陆铭和葛苏勤(2000)比较了就业体制改革前后居民劳动供给行为的变化,并得出结论,经济体制的转轨是导致我国改革以后劳动参与率下降的主要因素。第三类从微观层面上对家庭成员个体的劳动行为进行分析。Putterman (1990)认为我国劳动供给工资弹性为正,Burkett & Putterman (1993)研究了工资对工作天数的影响,Haizheng Li (2002)发现,工资和家庭收入的变动对户主的劳动供给行为没有太大影响,而非户主的家庭成员劳动供给则会有比较显著的变化,其中女性劳动供给行为的调整幅度更大。蔡昉&王美艳(2004)通过研究揭示了城镇失业率和劳动参与率之间的关系,认为劳动参与率的下降是失业的结果。其中第三类的研究和本文研究的出发点是一致的,即从微观层面上对转型经济中劳动供给模式进行分析。但是以往的研究大多并不直接针对女性劳动供给,而少数针对女性劳动供给进行的研究,采用的指标或是工作时数,或是工作周数,分析的均为劳动力在集约边际(intensive margin)上对工作与闲暇多少的选择;而本文则重点分析了女性劳动供给在粗放边际(extensive margin)²上的选择:即选择工作还是选择退出劳动力市场。

三、数据简介

1、数据来源

本文所采用的数据来源于国家统计局城市社会经济调查总队 1988 - 2002 年的城市住户调查。调查范围覆盖了中国不同地理和经济特点的六个省,包括:北京、广东、辽宁、山西、四川和浙江。调查内容包括了城市居民家庭成员个人基本情况、住房、就业、主要耐用消费品拥有情况、收入和支出情况等方面。为了研究丈夫收入对妻子劳动供给的影响,本文选取了的样本具有以下特征:已婚的且丈夫和妻子的相关数据都齐全的家庭;丈夫和妻子都属于劳动年龄人口的家庭;丈夫和妻子均不是在校学生,也不是在役军人的家庭。因此本文的样本中,男性年龄在 22-60 岁之间,女性年龄在 18-55 岁之间。随后为了研究 FLFPR 的长期变动趋势,并为了简化分析,我们单独列举出了 1988、1995 和 2002 这三年数据的有关指标进行了对比。三年的样本分别包括了 11244, 3039 和 7653 个家庭。

2. FLFPR 变动的年龄特征和文化程度特征

年龄是劳动参与率的一种重要影响因素,可以体现出女性参与劳动的生命周期特征。一般来说,年龄越大越倾向于不参与劳动(见表 1)。从数据看来,各年的 FLFPR 均在 16-44

² 区分劳动供给在集约边际和粗放边际上的选择,是劳动供给研究在近几年以来最突出的理论成就之一,Heckman(1993)对此有详细的论述。

年龄段中维持较高水平，而从 45 岁起就开始加速下降。这和以往的研究成果保持一致，如蔡昉&王美艳（2004），以及张车伟&吴要武（2003）等。从时间序列来看，FLFPR 变动幅度最大的是 35-44 这一年龄段，1988-2002 年间该年龄段的 FLFPR 下降了 2.4 个百分点，其次是 45-55 年龄段，下降幅度为 1.86 个百分点。分年龄段的 FLFPR 的变动趋势差异意味着年龄较大的女性更有可能退出劳动力市场，并且年龄和 FLFPR 的这种负相关关系正随时间推移而变得越来越明显。

表 1：1988-2002 年按年龄段分组的 FLFPR

年龄	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
16-19	99.11	99.2	99.45	98.87	98.49	98.81	100	97.1	98.15	100	100	100	100	100	100
20-24	99.71	99.72	99.15	99.41	99.12	99.48	99.73	99.44	99.68	99.67	100	99.63	99.3	99.61	99.65
25-34	98.98	98.79	98.57	98.88	98.87	99.77	98.99	99.12	98.96	98.35	99.05	98.29	98.36	97.85	96.53
35-44	97.16	97.49	96.99	96.99	97.88	98.34	98.7	98.6	98.02	98.25	97.93	98.05	96.53	96.82	94.76
45-55	66.8	66.21	66.57	65.45	68.16	71.09	68.5	69.11	69.71	72.12	69.24	66.88	65.45	64.38	64.94
56-65	19.42	17.22	17.04	13.9	17.9	17.67	21.29	17.97	19.07	17.5	13.1	17.25	13.47	14.05	12.95
总计	91.37	90.79	90.35	90.92	91.43	91.8	91.42	91.42	90.6	90.94	89.49	87.72	86.02	84.99	83.33

文化程度反映的是劳动者的人力资本含量，一般来说，文化程度越高，劳动参与概率越大（参见图 2）。观察 FLFPR 和文化程度的关系可以发现，无论在哪一年，劳动参与率最低的都是小学及小学以下文化程度的人，并且她们的劳动参与率下降幅度也最大，1988-2002 年间从 70.04% 下降到了 49.73%，下降了 20.31 个百分点之多。

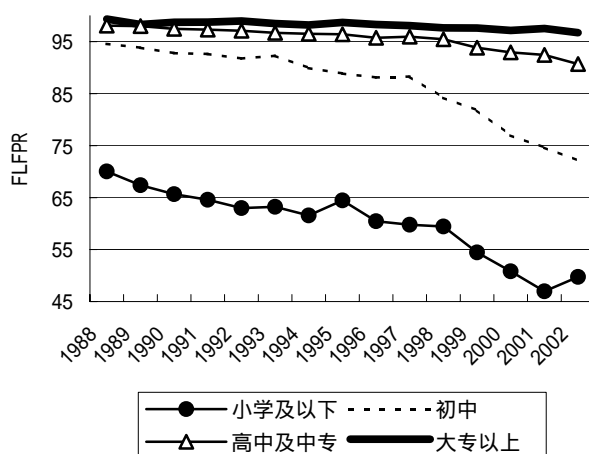


图 2：1988-2002 年按教育程度分组的 FLFPR

年龄越大，或者文化程度越低，其劳动参与率也越低，这一点并不难理解，因为年龄越大，或者人力资本含量越少，在职位的竞争中就越处于不利地位。在我国就业形式严峻、下岗分流加速的情况下，这部分人更容易受到改革的冲击而失去工作，她们一旦以提前退休或者下岗的形式离开原工作岗位后，在寻找新工作时容易遭受更大的挫折，从而成为“遭受挫折的劳动者”而退出劳动力市场，因此她们的劳动参与率也降低得更快。

3、FLFPR 变动的家庭经济特征

表 2 概括了 1988、1995 和 2002 年家庭劳动供给相关经济变量的基本特征。平均来说，1988-2002 间，丈夫和妻子的工资与收入都有大幅提高，但是妻子工资和收入的增加速度却明显慢于丈夫。丈夫和妻子工资之比从 1988 年的 1.33 倍扩大到了 1.62 倍，收入之比从 1988 年的 1.31 倍变成了 1.47 倍。与此相对应的是，丈夫的劳动参与率仅有略微的下降，从 96%

降为 94%，而妻子的劳动参与率则从 90%大幅度下降到了 81%。整体的数据支持丈夫收入提高将降低妻子的劳动参与概率这一假说。

表 2：1988、1995、2002 年 FLFPR 变动的家庭经济特征³

	1988 年		1995 年		2002 年	
	样本均值	标准差	样本均值	标准差	样本均值	标准差
丈夫工资	1950.317	867.7415	3686.719	2581.623	5296.815	4606.454
妻子工资	1471.917	811.7299	2761.898	2225.189	3277.668	3782.207
丈夫总收入	2240.256	947.3443	3891.482	2646.146	6087.989	4610.789
妻子总收入	1715.521	829.3768	3009.005	2234.438	4136.004	3715.607
丈夫的劳动参与概率	0.9635361	0.1874497	0.9680816	0.1758118	0.9485169	0.2209954
妻子的劳动参与概率	0.9019032	0.2974587	0.9121422	0.2831346	0.8127532	0.390135
丈夫教育年数	10.783	3.149631	11.57585	2.804367	11.73592	2.770667
妻子教育年数	9.448595	3.216924	10.74169	2.653716	11.08781	2.652091
丈夫年龄	41.65315	8.681674	42.71504	7.814531	45.04613	7.488925
妻子年龄	38.8545	7.866244	40.28299	7.202485	42.90082	7.288755
小于 6 岁的小孩人数	0.3863394	0.785879	0.1164857	0.3239223	0.0676859	0.2532947
6-12 岁的小孩人数	1.053006	1.011822	0.6485686	0.5456969	0.4685744	0.545582

观察表 2，可以发现另外一个不可忽视的变化：即收入和工资的标准差大幅度增加。这表示随着市场化改革进程的推进，工资结构发生了改变，收入差距不断拉大。为了对女性劳动参与率和性别工资差距变动的结构进行分析，本文沿用了 Juhn & Murphy (1997) 的方法，根据丈夫的收入水平对家庭经济情况进行了分组。其中丈夫收入在男性收入分布曲线最下端 20%的家庭被定义为低配偶收入家庭；丈夫收入水平处于 40%-60%之间的属于中等配偶收入家庭；处于最上端 20%的则为高配偶收入家庭。随后对不同组的家庭收入以及女性劳动参与率的变动进行了对比。表 3 的 A 栏描述了 1988-1995 和 1995-2002 年期间丈夫和妻子劳动参与率的变动；B 栏描述了这两期丈夫和妻子收入对数值的变动。

表 3：家庭收入分组后丈夫和妻子劳动参与率以及收入的相对变动

家庭经济情况	丈夫		妻子	
	1988-1995 年	1995-2002 年	1988-1995 年	1995-2002 年
A：劳动参与率的变动				
低配偶收入家庭	-1.64	-0.46	-0.76	-14.51
中等配偶收入家庭	4.98	-2.66	4.72	-9.42
高配偶收入家庭	-0.22	-0.74	1.7	-5.26
所有家庭	-0.17	-2.32	1.02	-9.94
B：收入取对数值后的变动				
低配偶收入家庭	0.283633	0.129074	0.374364	0.228539
中等配偶收入家庭	0.493095	0.427831	0.444281	0.258106
高配偶收入家庭	0.82729	0.470628	0.749894	0.275307
所有家庭	0.527825	0.376385	0.490361	0.258276

通过对比分析妻子劳动参与率与丈夫收入对数值的变动，可以发现一个有趣的现象。虽然表 2 中的初步统计表明，丈夫的收入越高，妻子的劳动参与率越低。但是结构性的数据却并不支持这一观点。丈夫收入增加越快，并不意味着妻子的劳动参与率下降速度也会越快。同样，丈夫收入增长幅度越大也并不意味着妻子劳动参与率下降的幅度也会越大。首先，从

³ 本文中的工资和收入是以 1988 年为基年计算出的真实工资和真实收入。

时间序列上看，第一期（1988-1995 年间）丈夫收入迅速提高，增长了 50 多个百分点，同期妻子的劳动参与率没有下降，反而提高了约 1 个百分点；对比之下，第二期（1995-2002）丈夫的收入增加速度放慢，从 0.53 降为了 0.38，而妻子的劳动参与率却在这一期加速下降，减少了约 10 个百分点。第二，从横截面的数据看，无论是第一期还是第二期，丈夫收入的提高主要发生高配偶收入家庭中，低配偶收入家庭中丈夫的收入仅略微有所增长。例如，高配偶收入家庭中丈夫的收入在两期分别增长了 83%和 47%，而低配偶收入家庭中丈夫收入在两期仅仅分别增长了 28%和 13%。妻子劳动参与率变动结构却刚好相反。两期中妻子劳动参与率下降最多的都是低配偶收入家庭。例如，第一期中妻子的劳动参与率在低配偶收入家庭中下降了 0.76 个百分点，在高配偶收入家庭中却上升了 1.7 个百分点；第二期中妻子的劳动参与率在低收入家庭和高收入家庭中分别下降了 14.51 和 5.26 个百分点。总之，结构性的数据显示，丈夫的收入变动并不能充分解释妻子劳动参与率的变动。

四、模型方法、实证分析结果及讨论

1、模型方法

当市场工资水平高于保留工资时，已婚妇女将选择进入劳动力市场。市场工资 W_i 受到了劳动者年龄、受教育程度等因素的影响，可以表示为 $W_i(\text{age}_i, \text{agesq}_i, \text{edu}_i)$ ，保留工资 \underline{W}_i 除了受到个人因素影响外，还受到了家庭因素的影响，可以表示为 $\underline{W}_i(\text{age}_i, \text{agesq}_i, \text{edu}_i, Y_i, \text{kid6}_i, \text{kid18}_i)$ 。其中 age_i 表示年龄， agesq_i 表示年龄的平方， edu_i 表示受教育年数， Y_i 为家庭其他成员收入，在本文的样本中则为丈夫收入，其中既包括了丈夫的劳动收入，又包括了丈夫的非劳动收入， kid6_i 和 kid18_i 分别为家中小于 6 岁和小于 18 岁的小孩人数。已婚妇女参与还是退出劳动力市场，将由以下函数决定：

$$P_i^* = W_i(\text{age}_i, \text{agesq}_i, \text{edu}_i) - \underline{W}_i(\text{age}_i, \text{agesq}_i, \text{edu}_i, Y_i, \text{kid6}_i, \text{kid18}_i)$$

当 $P_i^* > 0$ 时，已婚妇女将选择参与劳动力市场，此时 $\ln f_i = 1$ ；反之当 $P_i^* < 0$ 时，已婚妇女将选择退出劳动力市场，此时 $\ln f_i = 0$ 。

将 x_i 设为一组变量向量， β 为参数向量， ε_i 为随机误差项，则函数可以改写为：

$$P_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

我们用线性概率模型（LPM，即 linear probability model）来估计不同因素对已婚妇女参与或退出劳动力市场的影响。假设 ε_i 在 $[0, 1]$ 之间均匀分布， x_i 对劳动参与决策的影响则可以由下式决定：

$$\begin{aligned} P\{\ln f_i = 1 | x_i\} &= P\{P_i^* > 0 | x_i\} = P\{x_i' \beta + \varepsilon_i > 0 | x_i\} = P\{\varepsilon_i > -x_i' \beta | x_i\} \\ &= 1 - F(-x_i' \beta) = F(x_i' \beta) = F(z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ z, & 0 \leq z \leq 1 \\ 1, & z > 1 \end{cases} \end{aligned}$$

以往对 FLFPR 的研究最常用的模型有两种，一是 probit 模型，二是 LPM 模型。尽管 LPM 存在着两方面的缺陷，但是对我们的研究不会有太大的影响。首先，虽然 LPM 的预测值可能大于 0，或者小于 1，与概率值必须大于 0 以及小于 1 相矛盾，但是由于概率的预测值并不是分析的核心，而本文关注的是自变量在其他条件不变的情况下对概率的影响，因此这个问题对本文的分析不会产生太大的干扰。其次，虽然 LPM 存在着一定异方差性，但是大样本情况下应用 OLS 异方差稳健（heteroskedasticity-robust）的方法可以克服这一缺陷。并且与 probit 模型相比，LPM 模型的优势突出体现为容易估计和解释。因此本文采用了 LPM，并用 OLS 根据 19882-2002 年的数据对模型进行估计，同时计算了异方差稳健的 t 统计量。

2、1988、1995 和 2002 年回归结果及比较

表 4：1988-2002 年已婚妇女劳动参与的决定因素

自变量	(1) 1988 年	(2) 1995 年	(3) 2002 年	(4) 1988-2002 年	(5) 1988-2002 年
ln(y)	-0.0602*** (-9.38)	-0.034*** (-4.98)	-0.0513*** (-10.34)	-0.0528*** (-30.87)	-0.0476*** (-9.14)
Year*ln(y)	—	—	—	—	-0.0038 (-1.09)
Edu	0.0222*** (22.82)	0.021*** (10.54)	0.0308*** (19.80)	0.0242*** (66.87)	0.1990*** (17.68)
Year*edu	—	—	—	—	0.0036*** (4.08)
Age	0.0948*** (24.67)	0.108*** (12.12)	0.1416*** (20.88)	0.1088*** (78.16)	0.1084*** (76.57)
Agesq	-0.0014*** (-26.44)	-0.001*** (-12.83)	-0.0019*** (-23.18)	-0.0015*** (-84.98)	-0.0015*** (-82.73)
kid6	-0.0227*** (-5.61)	0.042*** (3.27)	-0.0291* (-1.72)	0.0037*** (2.86)	0.0134** (2.23)
Year*kid6	—	—	—	—	-0.0083 (-1.45)
kid18	-0.0191*** (-4.67)	0.024* (1.91)	-0.0421*** (-4.48)	-0.0017*** (-3.08)	-0.0065 (-1.52)
Year*kid18	—	—	—	—	0.0043 (1.03)
Year	—	—	—	-0.0099*** (-4.35)	-0.0194 (0.68)
_cons	-0.3296*** (-4.02)	-0.890*** (-5.22)	-1.467*** (-4.48)	-0.7378*** (-25.76)	-0.7241*** (-14.68)
obs	11243	3036	7622	92803	92803
R ²	0.325	0.316	0.2921	0.325	0.326

注：(1) 括号中为异方差稳健的 t 统计量

(2) ***表示在 1%的水平上显著，**表示在 5%的水平上显著，*表示在 10%的水平上显著。

(3) 1-3 列分别为 1988、1995 和 2002 年数据的回归结果；第 4 列和第 5 列为 1988-2002 年的混合横截面数据的回归结果。

1988、1995 和 2002 年的回归结果显示（见表 4 的 1-3 列），丈夫收入、教育、年龄和小孩数都对已婚妇女的劳动参与产生了预期的影响。首先，丈夫收入与女性劳动参与概率负相关，就 1988 年而言，丈夫收入每增加 10%，女性劳动参与概率下降 0.6%，并且这种相关性在统计上是非常显著的。这和预期的符号相一致。丈夫收入越高，对妻子个人的经济支持也越大，会使得个人容易退出劳动力市场。其次，教育年数与女性的劳动参与概率之间有着非常显著的正相关性，1988 年女性的受教育年数每增加一年，其劳动参与概率要增加 2.2 个百分点。这种影响非常巨大。与高中学历的女性相比，大学毕业的女性受教育年数要多出 4 年，则她们的劳动参与概率要高出 8.8 个百分点。教育年数反映出的是人力资本存量。受教育年数越长，女性在劳动力市场上的竞争优势越突出，潜在市场工资水平越高，从而其就业

愿望也越强烈。再次,年龄和年龄平方项表示的是女性参与市场劳动概率在其生命周期中的变动方式,年龄平方项为负,一次项为正,表示的是劳动参与概率随着年龄的增长先增加后下降,拐点为 $(-1)*[-0.095/(0.001*2)]$,约为48岁,即从48岁开始越来越多的女性将选择退休等方式退出劳动力市场。通过对这两个变量作异方差稳健的F检验可以发现,年龄和年龄平方项是联合显著的。最后,小孩人数对女性劳动参与概率产生了负的影响。6岁以下和6-18岁的小孩人数每分别增加1,女性的劳动参与率概率分别下降2.3和1.9个百分点。异方差稳健的t统计量显示,这两个变量的影响作用也都是十分显著的。这表明需要照顾的孩子越多,女性约容易退出劳动力市场。通过分析1995和2002年的回归结果也可以得出类似的结论。虽然kid6和kid18在1995和2002年的显著程度并不高,但是对kid6和kid18作异方差稳健的F检验,可以发现这两个变量在1%的水平上联合显著。总之,各年的回归结果显示:传统的家庭分工方式的确起到了一定的作用。“男主外,女主内”可以部分地解释出FLFPR的变动。

对比1988、1995和2002年的回归结果后则发现:教育年数对女性劳动参与概率的作用正逐年变大,其系数从1988年的0.022增加到了2002年的0.031。这意味着人力资本因素对女性劳动参与决策的影响力度越来越大。一方面,随着改革的深入我国的教育投资回报率在逐渐提高(Liu,1998),因此教育对女性潜在工资水平的影响也在逐渐加大,进而影响到女性的劳动参与率决策;另一方面,市场化改革对我国的婚姻家庭也带来了冲击,生育率和结婚率在转型国家中都发生了实质性的下降;而离婚率则有明显上升(Jan Svejnar,2002),而这将导致女性独立意识的提高,进而使得劳动参与决策越来越多取决于自身的人力资本存量,而不是家庭因素。对比之下,收入因素在女性劳动参与决策中所起作用的变动趋势却不是那么明显了。劳动参与概率对收入变动的弹性值,1988年为-0.06,1995年下降到了-0.034,而2002年又上升为-0.051。

为了进一步了解女性劳动参与影响因素在近15年的变动,我们对数据进行了合并,建立了1988-2002年的混合横截面数据,并利用年份和各变量的交叉项看各因素的影响力度随时间推移发生了什么变化(见表4的第4-5列)。第4列中增加了年份(Year)这一变量。Year的系数为负,表示在控制收入、教育年数、小孩数等因素后,已婚妇女的劳动参与概率随着时间推移逐渐变小。这和预期是一致的。随着市场化程度的加深,用人单位拥有了更多的自主权,在传统经济体制下被强制实施的男女完全“平等”就业模式被打破,对女性劳动力的工资歧视和就业歧视也随之显示出来。因此即使控制了丈夫收入、教育年数和家庭小孩数,在就业难度的加大和相对工资的降低的情况下,女性参与劳动力市场的概率也会降低。表4的第5列中增加了丈夫收入、教育年数和小孩数与年份的交叉项,交叉项反映的是不同年份各自变量系数的差异。回归结果显示,教育和年份交叉项的系数为0.0036,这说明在控制其他影响因素后,每隔一年教育对女性劳动参与概率影响系数要增加0.36个百分点,并且增加的趋势是显著的;在控制其他影响因素后,丈夫收入的影响作用也在上升,体现在时间和非劳动收入的交叉项系数为负,但是这种下降的作用并不显著,异方差稳健的t检验值仅为-1.09。这跟前文表4中1-3列的回归比较结果是一致的,即经济转型中丈夫收入对妻子劳动参与的作用的上升趋势并不显著,而教育的作用却在显著增加。于是虽然经济转型中传统的家庭分工模式起到了一定的作用,但是这种模式并没有随着改革的推进而得到强化。这说明经济转型中除了制度因素外还有其他因素在影响FLFPR的变动。

3、低收入家庭的回归分析

由于女性劳动参与率的下降主要发生在低收入的家庭中,因此有必要单独对低收入家庭中的女性劳动参与进行回归,回归结果如表5所示。

相对于高收入家庭而言,低收入家庭中丈夫收入以及妻子文化程度对妻子劳动参与决策

的影响力度更大,并且变大的趋势也更突出。低收入家庭中已婚女性的劳动参与概率相对于家庭收入的弹性值从 1988 年的-0.067 增加到了 2002 年的-0.114,教育的系数也从 0.014 增加到了 0.032。这说明低收入家庭内部的分工模式受到经济转型的冲击更为突出。然而即使如此低收入家庭中丈夫收入的变动也不能充分解释妻子的劳动参与行为。从解释力度上说,1995 年低收入家庭女性劳动参与对丈夫收入的弹性值为-0.084,这意味着丈夫收入增长 10%,妻子的劳动参与概率降低 0.84%。1995-2002 年间低收入家庭中丈夫收入增长了 12.9%,于是可预期的妻子劳动参与概率应下降约 1.08%。而同期同类家庭中的 FLFPR 下降了 14.51%,进而也就是说丈夫收入的变动解释了 1995-2002 年间低收入家庭中妻子劳动参与率变动的 7.47% (等于 1.08%/14.51%)。用同种计算方法可以得出,丈夫收入的变动解释了 1995-2002 年间所有家庭中妻子劳动参与率变动的 12.87%。总之,FLFPR 的下降主要发生在低收入家庭中,而丈夫收入对低收入家庭中女性劳动参与的解释力度并不大。这说明有其他更重要的因素在支配着妇女的劳动参与行为。

表 5：低收入家庭中已婚妇女劳动参与的决定因素

自变量	1988 年		1995 年		2002 年	
	高收入家庭	低收入家庭	高收入家庭	低收入家庭	高收入家庭	低收入家庭
Ln (Y)	-0.113*** (-4.45)	-0.067*** (-5.54)	-0.075*** (-2.92)	-0.084*** (-3.29)	-0.103*** (-4.85)	-0.114*** (-8.27)
Edu	0.029*** (13.19)	0.014*** (5.86)	0.023*** (5.27)	0.016*** (3.84)	0.029*** (8.96)	0.032*** (8.31)
Age	0.077*** (7.47)	0.083*** (11.37)	0.105*** (5.14)	0.093*** (4.97)	0.154*** (9.07)	0.120*** (8.45)
Agesq	-0.001*** (-8.55)	-0.001*** (-12.16)	-0.001*** (-5.50)	-0.001*** (-5.25)	-0.002*** (-9.87)	-0.002*** (-9.54)
kid6	-0.033** (-2.54)	-0.016** (-2.14)	0.067** (2.45)	0.070** (3.05)	-0.024 (-0.80)	-0.040 (-0.90)
Kid18	-0.025** (-2.54)	-0.015 (-1.64)	0.049* (1.68)	0.042* (1.73)	-0.060*** (-2.91)	-0.013 (-0.62)
常数项	0.372 (1.30)	0.021 (0.13)	-0.488 (-1.06)	-0.194 (-0.50)	-1.201*** (-2.94)	-0.610** (-1.88)
Obs	2056	2308	608	605	1536	1530
R ²	0.264	0.381	0.325	0.351	0.317	0.314

注：(1) 括号中为异方差稳健的 t 统计量

(2) ***表示在 1%的水平上显著, **表示在 5%的水平上显著, *表示在 10%的水平上显著。

五、结论及政策建议

我国的女性劳动参与率在近年内发生了明显的下降。与此同时我国的性别工资差距也在加大。传统的劳动供给理论认为,更多的女性退出劳动力市场,这是家庭在市场力量的作用下自主分工的结果。然而结构性的数据却表明,已婚妇女劳动参与率下降最大的家庭并不是丈夫收入增长最快的家庭,并且已婚妇女劳动参与率下降最快的时期也并不是丈夫收入增长最快的时期。这说明丈夫收入的变动并不能充分解释女性劳动参与率的变动。1995-2002 年间丈夫收入的变动仅仅解释了整体已婚妇女劳动参与率变动的 12.87%,以及低收入家庭中已婚妇女劳动参与率变动的 7.74%。教育年数是影响女性劳动参与的另一因素。教育程度越高,已婚妇女的劳动参与率也越高。最低文化程度的已婚妇女其劳动参与率的下降在所有女性中幅度是最大的。

从 FLFPR 影响因素的变动趋势上说,丈夫收入对女性劳动参与的影响力度并没有随着市场化进程的推进而加强,对照之下教育和 FLFPR 的正相关关系却正随着改革的推进而不断强化。换句话说,在转型经济中传统“男主外女主内”的家庭分工模式虽然在女性劳动参与决策中起到了一定的作用,但是这种分工模式并没有像假想的那样,随着政府在就业中强制作用的取消而起主导作用。已婚妇女劳动参与决策越来越多的取决于自身的人力资本存量。

总之,在女性劳动参与决策中丈夫收入的增长并没有起到预期的作用,而教育的作用却日益显现出来。我国 FLFPR 的加速下降始于二十世纪 90 年代中期,这和我劳动力市场上就业压力日趋加重同时发生。随着经济体制改革尤其是劳动力管理体制改革的深入,经济体制下所隐藏的“就业泡沫”“过剩就业”和隐性失业也逐渐释放。于是在劳动力市场上处于不利竞争地位的劳动者如最低文化程度的女性等,就更容易失业,也更难以实现再就业。她们之所以退出劳动力市场,并不是因为有了足够的家庭收入作为经济来源,而是因为就业的现实困难导致了她们丧失信心,只好成为了“遭受挫折的劳动者”而退出劳动力市场。因此,与其说我国女性劳动参与率的下降是家庭收入提高从而家庭重新分工的自主选择,不如说是严峻的就业形式所迫。这一点有很强的政策含义。

首先,“遭受挫折的劳动者”人数的增多,意味着在可观测的失业人员外还存在着大量隐蔽的失业。参与率的下降与失业有类似的效果。虽然在就业困难的形式下,失业人员会因为就业机会的减少而丧失信心从而退出劳动力市场,但是一旦就业形式好转后,这部分人员将重新走向劳动力市场,从这一角度来说,失业率实际上是被低估了。当一个新的工作岗位被创造出来以后,失业人数并不能也因此而减少一个。因此政府在计算失业人口时,不仅应包括统计上的没有工作但是正在积极寻找工作的人,还应该包括这部分遭受挫折的劳动者。尤其是女性更是如此,女性失业人口事实上远大于通过传统统计口径而得出的统计数值。

其次,女性劳动参与率的下降主要发生在丈夫收入水平较低的家庭中,这说明丈夫和妻子的收入状况之间有很大的相关性,并说明我国家庭收入不平等程度在加剧,因此就低收入家庭而言其生活水平就令人堪忧了。而我国目前的社会保障水平并不高。在享受城镇最低生活保障的家庭中,62%每个月仅得到 100 元以下的补贴,30%得到的补贴在 100-200 元之间,得到 200 元以上补贴的只占 8%⁴。如何切实保障低收入家庭的生活水平,将是我国社会保障部门面临的一个严峻的现实问题。

第三,虽然“遭受挫折的劳动者”退出劳动力市场,可以在客观上起到劳动力“蓄水池”作用,但是它对经济发展的负面作用也同样不可忽视。大量人力资源被闲置了起来,无法为经济增长作出贡献。要充分利用闲置的人力资源,有如下两种途径。其一是从劳动力需求角度出发,在加快发展第二产业的基础上,大力发展就业弹性系数高的第三产业,吸纳更多的劳动力就业;二是从劳动力供给角度出发,由于女性劳动参与率的下降主要发生在低教育水平的妇女人群中,因此为低文化程度的妇女人群提供有针对性的教育和培训,将不失为一条提高女性就业能力,降低女性失业或者退出劳动力市场概率的有效方法。

⁴ 转引自蔡昉&王美艳(2004):《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》,《中国社会科学》2004年第4期。

参考文献：

- 蔡昉、王美艳，2004：《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》，《中国社会科学》第4期。
- 冯华、冯永超，2001：《理性的困境：公有制企业女职工的就业制度背景分析》，《广西大学学报》(哲学社会科学版)4月。
- 李实、别雍·古斯塔夫森，1999：《中国城镇职工收入的性别差异分析》，载赵人伟、李实和卡尔·李思勤主编《中国居民收入分配再研究》，中国财政经济出版社1999年版。
- 陆铭、葛苏勤，2000：《经济转轨中的劳动供给变化趋势：理论、实证及含义》，《上海经济研究》第4期。
- 潘海棠，2002：《经济转轨中的中国女性就业与社会保障》，《管理世界》第7期。
- 张车伟、吴要武，2003：《城镇就业失业和劳动参与：现状、问题和对策》，《中国人口科学》第6期。
- Burkett, John P., Putterman, Louis, 1993, "The case of Dahe commune", *Economica*, 60 (240), 381-396.
- Chinhui Juhn, Kevin M. Murphy, 1997, "Wage Inequality and Family Labor Supply", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, no. 1, pt. 1, 72-97.
- Gustafsson, B. and S. Li, 2000, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China", *The Journal of Population Economics*, 13(2), 305-329.
- Haizheng Li, Jeffrey S. Zax, 2003, "Labor Supply in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 31(4), 795-817.
- James J. Heckman, 1993, "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?", *American Economic Review*, 83, May, 116-121.
- Jan Svejnar, 2002, "Transition Economics: Performance and Challenges", *Journal of Economic Perspective*, 10(1, Winter), 3-28.
- Mincer, Jacob, 1962, "Labor Force Participation of Married Women", in H.G. Lewis (ed) *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press (for NBER).
- Putterman, Louis, 1990, "Effort, productivity, and incentives in a 1970s Chinese people's commune", *Journal of Comparative Economics*, 14 (1), 88-104.
- Richard E. Barrett, William P. Bridges, Moshe Semyonov, Xiaoyuan Gao, 1991, "Female Labor Force Participation in Urban and Rural China", *Rural Sociology*, 56(1), 1-21.
- Z. Liu, 1998, "Earnings, Education, and Economic Reforms in Urban China", *Economic Development and Cultural Change*, 46, 697-725.