

剥离收入效应和替代效应

——对城镇女性市场参与变化的解释

吴要武*

内容提要 改革开放以来，中国城镇女性的劳动参与率出现了显著的下降。当劳动力市场供给不足、经济增长缺乏动力时，提高女性劳动参与率，就成了一个可行的政策建议方向。本文利用计划经济向市场经济转型这一社会经济背景，将城乡分割体制被打破视为一个自然实验，构建一个“控制-干预”框架，在经验数据中分离出城镇劳动力市场工资增长带来的替代效应和收入效应，解释了有配偶女性市场参与率下降的原因：工资增长带来的收入效应在城镇家庭中占主导地位，使妻子将更多的时间配置在家庭中，从而引起了其市场参与率的下降。

关键词 收入效应 替代效应 女性劳动参与

一 引言

回顾 20 世纪发达国家劳动力市场所发生的变化，最突出的特征莫过于：女性劳动参与率持续上升——由 20 世纪初的 10% 左右提高到今天的 60% 以上，而男性劳动参与率则出现了轻微下降，劳动参与率的性别差距缩小（Goldin, 2006；Macunovich, 2012）。这一现象被视为女性社会地位得到改善、走向性别平等的重要标志之一。

新中国建立以来，政府不仅将参与劳动视为获取生活资料的基本手段，还将其视

* 吴要武，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：wuyw@cass.org.cn。作者感谢在清华大学财政研究所召开的香樟讨论会和全国妇联妇女研究所讨论会上所有参与者的评论和建议，但文中所有可能的错漏由作者承担。

为一种基本的公民权利。平等的劳动权是女性获得经济自由的必要前提。无论城乡，中国女性就业率和男性就业率之间的差距都远低于发达国家和其他发展中国家。然而，改革开放以来，劳动参与率的性别差距开始拉大。从1982年的第三次全国人口普查数据可知，20~54岁城镇女性的劳动参与率达到了83.9%，男性为95.7%。此后，男性劳动参与率在保持基本稳定的情况下，女性劳动参与率却持续下降。2005年，20~54岁女性的劳动参与率下降至70.3%；男性劳动参与率虽同样在下降，但仍高达89.9%。根据中国发展进程中的一些特征化事实，人们可以从中找到女性劳动参与率下降的部分原因：其一，受教育年限的普遍增加使年轻人进入劳动力市场的时间推迟；其二，养老保险覆盖面的扩大及高替换率则吸引大龄劳动者退出劳动力市场。然而，即使不考虑20~24岁与45~54岁这两个年龄阶段的女性人口，25~44岁年龄阶段的女性群体也出现了劳动参与率下降的现象。换言之，劳动参与率下降的现象几乎出现在女性生命周期的所有阶段上。这一现象引发了一个值得社会关注的问题：难道经济发展没有平等地惠及男女双方，向市场经济转型使女性的就业机会受到相对剥夺？

改革开放后，中国经济的高速增长吸纳了数以亿计的劳动力进入非农部门。从2004年开始，中国遭遇了劳动力短缺和工资上涨的发展瓶颈，同时人口结构变化又使新增劳动年龄人口持续减少。2012年以来，中国经济进入增速放缓阶段，增长动力开始变得不足，寻找劳动力资源也成为紧迫的现实任务。在此情况下，人们将目光转向提高女性劳动参与率上（都阳、陆旸，2013）。那么，提高女性的劳动参与率是切实可行的干预措施吗？本文从城镇家庭面临的经济环境变化进而改变其成员“市场-家庭”的选择行为入手，分析女性劳动参与率变化的微观基础，探讨进一步利用女性劳动力资源的可能性。

二 理论与假说

建国伊始，在特殊的国内外环境下，中国政府选择了重工业优先增长的赶超道路，以便在尽可能短的时间内建成完备的工业体系（林毅夫等，1994）。与赶超战略相协调，中国建立了政府主导的城镇劳动制度：凡是有劳动能力的劳动适龄人口都要就业。1982年第三次全国人口普查数据显示，25~54岁城镇女性的劳动参与率为81.8%，其中城镇本地女性的劳动参与率达到了85.2%。与之相比，经济合作与发展组织国家（不包括美国）从1990年至2010年，25~54岁女性的平均劳动参与率从67.1%提高到79.5%，其中只有瑞典和丹达到了中国城镇本地女性人口1982年的水平，而美国在

2010 年的女性劳动参与率只有 75% (Blau & Kahn, 2013)。中国城镇女性的高劳动参与率可以从如下两个方面来解释：一方面，充分就业和“不劳动者不得食”是个执政理念；另一方面，为创造更多积累而人为压低工资的制度安排，也决定了只有夫妻同时就业，才能养活 2~4 个孩子。

改革开放初期，中国城镇劳动力市场开始发育，民营经济不断壮大，经济的高速增长使得工资水平也不断提高。这个过程不仅持续了较长时间，而且惠及几乎所有家庭。工资水平提高，意味着一个家庭可以从市场上购买更多的商品、消费更多闲暇以从事家务劳动；而家务劳动与消费从市场购买的商品之间常常是互补关系：通过家务劳动，才能将商品转化为最终消费品。因此，家庭成员需要根据变化了的社会经济环境，最优配置其在“市场-家庭”之间投入的时间，以实现家庭总效用最大化。

在单个代理人的“收入-闲暇”模型中，代理人工资水平提高，会同时带来收入效应和替代效应：一方面，工资提高可以购买更多的闲暇，代理人得以减少工作时间，这是收入效应；但工资提高本身又意味着闲暇的机会成本增加，代理人愿意放弃闲暇而工作更长时间，这是替代效应。代理人会怎样分配“工作-闲暇”的时间，最终取决于收入效应和替代效应谁占主导地位；并且，这是一个经验事实，我们无法从理论上先验地判断谁会占主导地位。在单个代理人决策模型中，工资增长最初带来的是替代效应：一方面，它会吸引更多的劳动年龄人口进入劳动力市场；另一方面，已进入劳动力市场的劳动者愿意工作更长时间。然而，当工资水平继续提高到某一点后，收入效应开始超过替代效应，代理人希望消费更多闲暇而开始减少劳动供给。这就是理论上“向后弯折的劳动供给曲线”。当劳动供给的决策主体为家庭时，工资增长同样会带来替代效应和收入效应并引起时间配置在家庭成员中的调整。假定夫妻双方以家庭效用最大化为目标，遵循传统的偏好模式：丈夫总是参与劳动力市场，妻子则将丈夫的工资视为自己的财产。工资增长会带来收入效应，使妻子投入到劳动力市场的时间减少。从而，工资增长会使家庭中“工作-闲暇”的选择达到一个新的均衡。

在转型初期，城镇本地人的劳动供给已经达到了最大水平，即使提高工资，也不会发生替代效应，只会带来收入效应引起的劳动供给减少。然而，工资水平提高也意味着劳动需求的增加，那么，谁来填补城镇劳动力市场上的供求缺口呢？显然，工资提高引起“替代效应”的作用对象是市场外排队等候就业的劳动年龄人口^①，在城镇

① 替代效应也可以表现为：工资水平提高，丈夫工作更长时间，获得更多收入；这会进一步增强妻子的收入效应，使更多妻子退出劳动力市场。

本地居民劳动供给达到饱和的情况下, 填补城镇劳动力市场供求缺口的劳动者群体只能来自农村。当时农村的剩余劳动力是接近于无限供给的(刘易斯, 1954)。在改革开放前, 这个庞大的劳动者群体被城乡分割体制限定在农村, 然而城镇更高的工资水平一直对农村劳动力有着巨大的吸引力。因此, 劳动力市场城乡分割的状态一旦有所松动, 就会吸引大量农村劳动者向城镇流动。1984年, 家庭承包制在全国范围内确立后, 经济体制改革的重心从农村转向城镇。政府开始允许农村劳动力从事长途贩运、个体经营等经济活动; 1986年, 政府进一步放宽政策, 允许农村劳动者在自理口粮的前提下, 到城镇从事非农生产经营(见1986年一号文件)^①。城乡分割的壁垒开始被打破, 劳动力开始在城乡之间迁移和流动。据统计, 改革开放后, 城镇就业快速增长, 从1978年的9514万从业者, 增加到2014年的3.931亿。近3亿人的新增就业主要来自两个方面: 第一, 新增劳动年龄人口大部分被城镇市场所吸纳; 第二, 农业劳动力向城镇非农部门转移。然而, 城乡分割体制的打破和城乡劳动力的流动并没有改变原有的城镇户籍制度, 城市人口被户籍制度分割为两个群体: 本地人口与外来人口。

当城镇工资水平持续增长时, 替代效应和收入效应的作用群体是不同的: 替代效应表现为外来劳动者进入城镇就业, 增大了全国城镇非农就业的规模; 收入效应体现在城镇本地家庭重新配置劳动力资源, 增加闲暇和家务劳动的时间, 而减少市场劳动的参与。因此, 当工资增长时, 替代效应使得外来女性的劳动参与率仍保持较高水平, 但收入效应使得城镇本地女性的劳动参与率下降。当外来人口突破户籍制度障碍, 融入城镇社会后, 其家庭内的劳动力资源配置模式会和本地人趋同; 那么, 收入效应占主导地位的现象也会发生在她们身上, 从而导致城镇女性的平均劳动参与率下降。

从以上的背景分析和理论解释可以引申出一些能被经验数据检验的假说与推论:

假说: 家庭是“工作-闲暇(市场-家庭)”决策的主体, 在传统的家庭分工模式下, 当市场工资上升时, 丈夫选择专门从事市场劳动, 妻子致力于家务劳动, 这会使得有配偶女性的市场劳动参与率下降或市场投入时间减少。

本文观测了有配偶女性的市场选择, 其经验依据是未婚(或无配偶)女性没有丈夫可以分享收入, 更可能把时间配置到市场劳动上; 同时, 未婚女性需要更少的家务

^① 1983年颁布的《国务院关于城镇劳动者合作经营的若干规定》虽然是针对城镇劳动者的, 但市场经营会涉及城市之间和城乡之间的交流; 其中第十三条规定: “为了建设小集镇, 农村户口的人员也可以申请在集镇从事合作经营, 但不得改变其农村户籍, 国家不供应口粮。”对农村劳动力来说, 他们的流动开始变得合法, 而不再是受到社会戒备、政府打压的“盲流”。

劳动与服务，不必把时间专门配置在家庭内。可以预期，在一个工资水平持续上升的经济环境里，未婚女性的市场劳动参与率将会是相对稳定的。假定传统的家庭模式下，丈夫是市场参与者，妻子根据丈夫的收入选择是否进入市场劳动和进入市场后的劳动时间。工资水平提高会影响女性的选择但不会影响男性的选择。这个假定不严格，但符合大多数人的经验认知：男性的市场参与率变化更小。大多数国家都有类似的经验证据：女性更容易退出市场（Ichino & Moretti, 2009）。

根据中国城镇家庭面临的特殊约束条件，可从假说引申出能用经验数据检验的推论。

推论 1：中国区域经济不平衡，在率先改革开放的地区，工资最先出现增长，那里会最先发生由收入效应引起的（有配偶）女性市场参与下降。

推论 2：城乡分割体制被打破，而户籍制度得到长期保留，工资上涨引起的替代效应会吸引众多农村劳动力进入城镇；而在城市本地女性人口中，收入效应引起的女性劳动力市场退出会更多。

推论 3：城镇外来人口受工资上升所吸引，替代效应占主导地位。因此，这个群体的市场退出会更少。

“市场-家庭”模型不仅能解释女性市场参与下降，也可以解释男性市场参与的下降：尽管本文假定“男主外-女主内”的家庭模式，但受教育水平提高使女性更具市场竞争优势（吴要武、刘倩，2014），家庭内的谈判能力提高；因此，家庭模式可能会发生分化，受教育水平高的妻子从事全职工作、丈夫退出市场的可能性增大。

三 数据

本文使用 1982 年、1990 年和 2000 年全国人口普查数据的微观样本和 2005 年全国 1% 人口抽样调查微观数据来检验以上假说与推论。本文依据中国城镇退休制度的规定对年龄重新做了分组，60 岁为男性的法定退休年龄，大多数城镇劳动者会在此前退休。1999 年以来，高校扩招不仅增加了大学毕业生的供给，也使高中阶段的入学率引致性上升；16~19 岁正是高中阶段的适龄人口，该年龄组人口的劳动参与率在此期间大幅度下降。本文研究家庭决策中的市场参与选择，有配偶女性是主要观测对象。中国城镇女性的初婚年龄大都在 20 岁以上，这也是婚姻法规定的女性婚姻年龄。基于上述原因，本文将 20~59 岁人口群体作为观测对象。

本文辅助使用了《中国城市统计年鉴》的汇总数据，将各个城市相关年份人均

GDP对数值和人口普查微观数据匹配起来,控制代理人所处的宏观经济环境;同时辅助使用了2010年全国妇联第三次妇女社会地位调查微观数据,观察受教育程度不同的女性群体在家庭内的时间利用情况,分析高学历女性参与市场劳动所面临的制约因素。

表1的描述性统计结果显示,1982年以来,无论男女,20~59岁城镇人口的劳动参与率都呈现出下降的趋势;男性从1982年的94.5%下降到2010年的87.3%;女性则从80.1%下降到67.4%,降幅大于男性。从时间上看,1982-2005年的下降幅度显著,2005-2010年则有停止下降的势头。中国城镇的劳动力市场环境在此期间发生了巨大变化,描述性统计只能提供粗略的数量信息,无法准确反映其内在的结构变化。首先,相比于改革开放初期,城镇人口数量有了巨大增长;到2010年,中国城镇化率已经超过50%。其次,城镇人口素质和结构变化显著,这尤其体现在劳动者受教育水平的迅速提高方面,受教育水平提高主要体现在相对年轻的人口队列中。对于受教育程度不同的劳动年龄人口,他们的市场劳动参与率是不同的。因此,对劳动参与率变化更准确的分析,还要依赖特定设计下的回归分析。

表1 中国城镇劳动参与率

单位: %

	1982年	1990年	2000年	2005年	2010年
男性					
20~29岁	94.6	90.4	89.8	87.3	79.8
30~39岁	98.1	98.8	96.6	95.1	96.3
40~49岁	98.1	98.0	94.4	91.6	94.2
50~59岁	82.4	81.0	73.2	72.2	75.0
小计	94.5	92.9	90.8	88.0	87.3
女性					
20~29岁	92.7	86.5	79.3	74.6	69.6
30~39岁	91.0	90.5	80.7	78.2	79.2
40~49岁	77.5	78.9	70.8	70.9	75.2
50~59岁	30.5	27.5	32.4	36.3	34.1
小计	80.1	77.8	71.2	67.5	67.4

注:2010年的人口普查数据为汇总数据。

资料来源:根据1982年、1990年、2000年和2010年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

代理人所处的生命周期阶段会影响“市场-家庭”选择，为了弄清20~59岁人口的工作变化状况，我们对城镇人口的活动类型做了整理与分类，结果报告在表2中。把“工作”和“失业”视为市场参与者，这个群体在目标人口中的比例在下降：在男性样本中，工作者和失业者从1982年的94.6%下降到2005年的89.5%，下降了5个百分点；在女性样本中，则从80.2%下降到67.9%，下降了12.3个百分点。与之形成对比的是，“家庭劳动者”所占比例在上升：在男性样本里，从1982年的0.2%上升到2005年的0.6%；在女性样本里，则从12.8%上升到18.8%。虽然高等教育和中等教育扩大规模、养老保障扩大覆盖面都会影响劳动参与率，但女性劳动年龄人口进入家庭则是劳动参与率下降的主要贡献因素。遭受失业冲击或许推动了女性劳动者进入家庭，但就业形势好转后，这些有就业意愿的女性会重新进入劳动力市场，提高劳动参与率。换言之，对决策主体来说，参与市场劳动还是从事家庭劳动，是其自主选择的结果，劳动力市场环境仅仅提供了一个影响选择的约束条件。

表2 不同普查年份城镇劳动年龄人口的状况

单位：%

	男性				女性			
	1982年	1990年	2000年	2005年	1982年	1990年	2000年	2005年
工作	94.1	91.3	84.5	87.4	79.4	76.0	65.2	66.2
失业	0.5	1.6	6.3	2.1	0.8	1.8	6.0	1.7
学生	1.6	3.1	2.1	1.7	0.8	1.8	1.5	1.7
退休	2.5	2.7	3.3	2.8	5.8	6.9	6.9	6.8
家庭劳动者	0.2	0.2	0.6	0.6	12.8	12.9	17.8	18.8
其他	1.2	0.8	2.5	2.6	0.4	0.4	2.1	4.1
丧失工作能力	—	0.3	0.7	2.7	—	0.2	0.5	1.0

注：表2中数据统计的是20~59岁的城镇劳动年龄人口；1982年数据中不包含“丧失工作能力”这一类别。

资料来源：根据1982年、1990年和2000年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

四 识别策略

本文以中国由计划经济向市场经济转型这一自然实验作为构建“控制-干预”框架的基本机制。当代理人的工资水平上升时，对替代效应和收入效应的评估以及“市

“市场-家庭”间劳动配置的决策并没有时间上的先后次序，在经验数据中把这两个效应区分开来是本文要解决的关键性技术难题。在观测数据里，收入效应和替代效应很难在家庭内观察与分解^①，我们只能在理论上推断：家庭面对的外部环境发生变化时，夫妻投入“市场-家庭”的劳动时间配置也会发生变化。通过分析代理人（妻子）面临的外部环境变化，可以预期她在市场参与选择上的变化方向，这会在经验数据里呈现出来。因此，从研究策略来看，本文是在做一个间接的检验。

当城乡分割壁垒被打破，农村劳动年龄人口被允许进入城镇谋求生存，然而户籍制度仍将城市人口划分为本地人口与外来人口两个群体。市场的工资水平提高，对城镇本地人口和外来人口产生的影响是不同的：城镇家庭面临工资上涨时，因其劳动力资源已经全部进入市场，在扩展边际上不会再产生替代效应，只能产生收入效应；而对于进入城镇的农村迁移者来说，则会产生扩展边际上的替代效应。因此，工资提高的替代效应和收入效应难以分离的问题，通过向市场转型和城乡壁垒的打破这个外生冲击以及户籍制度门槛的继续存在，得以有效地剥离开来，从而使我们能够观察到这两个效应如何分别作用于不同的市场主体，并能解释最近30年来城镇女性劳动参与率的持续下降。一方面，本文把打破城乡分割体制的改革区分为改革前与改革后，并据此对数据进行赋值。城镇劳动力市场的发育和农村劳动力开始向城镇流动从1984年开始，因此，本文把1982年的人口普查数据视为改革前，把1990年及以后的人口普查数据视为改革后。另一方面，户籍制度的存在使样本中的本地人口与外来人口被区分为两个群体：受到城市偏向政策优待的本地人口，以及不受优待的外来人口——无论她来自农村还是其他城镇。这样，本文的识别策略可以在一个严格的“控制-干预”框架下展开。

① 关于为何不在家庭内直接观察收入效应和替代效应变化的解释：本文的数据结构和拥有的变量无法做这样的设计，因为对家庭内的夫妻进行匹配后，发现关于妻子“市场参与”、“职业选择”的推论无法得到支持。婚姻市场上存在选型匹配效应，男女都偏好与自己阶层相当的配偶（Choo & Siow, 2006; Schwartz & Mare, 2005），这个效应导致的内生性偏差超过了妻子的收入效应，从而扭曲了观测结果。举例来说：一个从事正规就业并拥有高收入的丈夫，按照本文的理论推断，工资提高更可能使得收入效应占主导地位，让其妻子退出市场或从事半日制工作（非正规就业），以增加家庭内服务与照料的投入。但婚姻的选型匹配效应更强：从事正规就业的男性更可能娶从事正规就业的女性。这时，观测结果为：对于配偶从事正规就业的女性，其自身从事正规就业的概率也显著高于配偶从事非正规就业的女性。尽管她从事正规就业的概率已被“收入效应”所降低，但仍显著高于低阶层夫妇中妻子从事正规就业的概率。在劳动参与方面，这样的选择性偏差也同样会扭曲观测结果，如陆利丽（2014）使用中国城镇住户调查数据发现，对于收入位于最高20%分位点以上的男性，工资提高使他们妻子的劳动参与率下降幅度反而较小（参见原文表3至表6）。

城镇市场在 20 世纪 80 年代开始发展，但其发展步伐在地域上是不同步的。部分东部沿海地区，如珠三角地区、泉州、温州等城市，市场最先得到发展和持续的推进；而东部省份的大部分地区以及中西部省份，市场发展的进程仍比较缓慢，市场主体还比较脆弱。城镇市场的快速发展是从 1992 年开始的——党的“十四大”明确了“社会主义市场经济”为改革方向。有学者指出，劳动力市场改革取得突破性进展始于 1995 年全员劳动合同制的推行（陆利丽，2014）。所以，本文在比较本地人口和外来人口的市场表现时，根据模型设定的需要，也会把 1990 年视为改革前；2000 年和 2005 年视为改革后。将前文的理论分析和改革开放以来的历史事实相结合，本文设计的经验策略为：分别用城镇本地人口和外来人口、城镇非农户籍和农业户籍人口，检验收入效应和替代效应。

本文根据人口普查数据中能够识别的活动类型，将“工作者”和“失业者”定义为“市场参与者”；将不工作人口中的“家务劳动者”定义为参照组。本文排除了“学生”、“退休者”和其他类型人口（如“失地农民”、“丧失劳动能力”等），这样处理能更准确地测量中国劳动力市场发生的变化。市场参与者和家务劳动者在历年的目标人口群体（20~59 岁）中大约占 88.4%~93.9%。利用人口普查数据样本量大且质量较高的特点，本文将目标人口群体中的所有女性和男性作为观测对象；根据是否有配偶，划分出四个次级群体：有配偶女性、无配偶女性、有配偶男性和无配偶男性。可以假定，无配偶的成年男女都会以市场参与作为最优先的选择；有配偶女性会以家庭为决策单位，将配偶的收入视为家庭收入进行决策，以实现全家效用最大化。因此，无配偶女性可视为有配偶女性的参照组，无配偶男性可视为有配偶男性的参照组。

如果将女性在市场参与和家庭劳动之间的选择作为观测结果，那么是什么因素导致了代理人选择的改变呢？第一，时间因素。中国是个高速增长的经济体，随着时间向后推移，代理人的工资水平会不断提高（卢锋，2012），因此工资提高的收入效应会更加显著。从 1982 年到 2005 年，收入增长使得家庭在“市场-家庭”之间重新配置其成员的劳动力资源，其结果会被“记录”在不同时期的人口普查数据中。第二，地区经济差异。在改革开放以前，中国就存在显著的地区差异。对城镇家庭来说，由于户籍制度的限制，这一经济差异不仅是外生的，而且很难改变。改革开放是有优先序的，最先改革开放的地区和初始发展水平高的地区，其代理人的收入增长最先发生、增长速度也最快。可以预期，这些地区工资提高的收入效应引起女性市场参与变化的效果也会更加显著。第三，出生队列的时间特征。在改革前进入工作岗位的人口队列，到 2005 年，已经是接近退休的“大龄劳动人口”，他们对“工作-闲暇”的

偏好与选择,与年轻人口队列的差异很大:大龄劳动者对经济环境的变化来不及作出充分的反应与调整,而年轻劳动者则能灵敏地作出调整。可以确信,在家庭内难以识别出来的收入效应,在全社会范围内,会在不同时间的观测数据里显现出来:只要工资水平持续提高,就会有越来越多的妻子从市场退出,从而拉低女性(或次级)群体的市场参与率。

本文的历次人口普查数据为混合截面数据结构。本文依据混合截面数据和人口队列的特征设定双差分方程(Duflo, 2001),本文的经验方程设定如下:

$$Y_i = a + T_i b_1 + M_i b_2 + T_i M_i b_3 + X_i b_4 + c_i \quad (1)$$

$$Y_i = \alpha + T_i \delta + M_i \theta + G_i \gamma + T_i M_i \rho + T_i G_i \tau + M_i G_i \varphi + T_i M_i G_i \beta + X_i \xi + \varepsilon_i \quad (2)$$

方程(1)为双差分方程,可以分性别考察有配偶者在1982-2005年期间市场参与与选择发生的变化。T代表观测时间,在此为离散变量,分别取1982年、1990年、2000年和2005年。M为配偶状况,0代表无配偶,1代表有配偶;工资增长时,无配偶女性的选择可以视为有配偶女性的参照组。X为控制变量,包括年龄、民族、受教育水平以及城市人均GDP的对数值等。方程(2)为三次差分方程,是对方程(1)的扩展,将性别G引入方程:男性定义为0,女性定义为1。将男性作为女性控制组的经验依据为:第一,性别差异是外生的。第二,男性人口与女性人口处于共同的经济和社会环境、经历了同样的经济社会变化,其市场参与应该有相同的变化趋势;但由于家庭内部的分工不同,使女性在家庭禀赋发生变化时会调整其市场部门的时间配置。在不同的调查时间和不同的人口队列,有配偶人口的比例是相对稳定的;即使有配偶体现为一种选择性,这种选择性可以看作不随时间变化的固定效应,用差分的办法可以消除这种偏差。

本文重点观察20~49岁人口队列的市场参与选择变化。将50~59岁人口队列的市场参与选择变化作为辅助性信息。这样设计,既考虑了中国法定退休年龄制度的限制——工人会在50岁退休,50岁以上人口的市场参与选择可能不同于50岁以下人口,这是生命周期因素;又考虑了出生队列的时间特征,大龄队列经历了改革开放前的计划经济时代,其市场参与的偏好或许不同于年轻队列。

表3分析了女性样本在1982-2005年之间的市场参与变化情况,模型关注的核心变量为“观察年份”与“是否有配偶”的交互项。在20~49岁的总样本中,有配偶女性的交互项系数在1990年已经显著为负(-4.19%);随着时间的推移,交互项系数的绝对值进一步变大:在2000年为-10.73%;2005年为-8.68%。分年龄段考察的回归结果显示,越是年轻的人群,交互项系数的绝对值越大。在20~29岁队列,1990

年有配偶女性参与市场的可能性比 1982 年下降了 6.78%；2000 年则比控制组 1982 年下降了 13.6%；到 2005 年，下降态势变缓，为 -14.18%。接着观察更大龄队列，30~39 岁和 40~49 岁人群在 1990 年还没有作出反应，交互项系数不到 1% 且统计上不显著；到 2000 年，交互项系数开始显著下降，分别为 -6.84% 和 -5.62%；到 2005 年，这个下降态势已经变平缓。这意味着，随着收入持续上升和时间延长，较大年龄的劳动人口，也会根据市场环境变化，调整自己的“市场参与和家庭劳动”选择。这一点尤其体现在 1990 年的 30~39 岁队列到 2000 年变为 40~49 岁队列时，交互项系数显著下降。对比不同年龄组女性在工资提高时的市场参与选择，以上结论与理论预期相一致：面对市场（影子）工资的增长，年轻队列最先作出积极的反应，有配偶年轻女性市场参与率的收入效应非常显著。50~59 岁年龄组的回归结果不同于年轻人口群体，其交互项系数显著为正。下文会继续讨论这个队列。

表 3 女性“参与市场-家务劳动”间选择的变化

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~29岁	30~39岁	40~49岁	20~49岁	50~59岁
有配偶	-0.0465** (0.0125)	-0.0225** (0.0088)	-0.0004 (0.0095)	-0.0343** (0.0105)	-0.0279* (0.0105)
1990年	0.0012 (0.0038)	-0.0264** (0.0060)	-0.0442** (0.0150)	-0.0050 (0.0035)	-0.0779** (0.0268)
2000年	-0.0334** (0.0080)	-0.0807** (0.0114)	-0.0642** (0.0178)	-0.0453** (0.0109)	-0.0269 (0.0326)
2005年	-0.0495** (0.0116)	-0.0911** (0.0161)	-0.0724** (0.0224)	-0.0634** (0.0163)	0.0422 (0.0447)
1990年*有配偶	-0.0678** (0.0085)	-0.0098 (0.0054)	-0.0019 (0.0092)	-0.0419** (0.0076)	0.0737** (0.0120)
2000年*有配偶	-0.1360** (0.0085)	-0.0684** (0.0069)	-0.0562** (0.0104)	-0.1004** (0.0089)	0.0428** (0.0116)
2005年*有配偶	-0.1418** (0.0116)	-0.0602** (0.0072)	-0.0531** (0.0097)	-0.0868** (0.0113)	0.0299** (0.0100)
观测值	1270527	1423348	1001746	3695621	473922
R ²	0.106	0.042	0.046	0.062	0.078

注：控制变量为年龄、民族、受教育年限和城市人均 GDP；括号内为在地级市层面的聚类标准误；* 和 ** 分别代表在 5% 和 1% 的水平上统计显著。

资料来源：根据 1982 年、1990 年和 2000 年全国人口普查数据与 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据整理计算得到。

接着,我们考察同年龄组男性在此期间市场参与选择的变化(见表4)。由于传统的家庭分工模式未改变,正如理论所预期的那样,收入增长没有显著影响男性的选择,即无论工资是否增长,他们一直参与市场劳动。无论是年龄高低,还是观察时间变化,有配偶男性的交互项系数都低于1%。应该指出的是,在40~49岁年龄组的有配偶男性在2000年的交互项系数为-0.57%,且统计上显著,与更年轻队列的表现不同。到2005年,这个年龄阶段有配偶的男性,系数缩小到-0.33%,但统计上变得不显著。在50~59岁年龄组中,交互项系数要大于年轻的年龄组,但远低于女性。从整体看,有配偶男性在观察期间也出现了市场参与的下降,但下降幅度要比有配偶女性小得多。他们在市场选择上的相对稳定,可以作为参照组,测量女性在市场参与方面发生的变化。

表4 男性“参与市场-家务劳动”间选择的变化

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~29岁	30~39岁	40~49岁	20~49岁	50~59岁
有配偶	0.0003 (0.0002)	0.0033** (0.0009)	0.0098** (0.0021)	0.0029** (0.0002)	0.0262** (0.0051)
1990年	-0.0004 (0.0003)	0.0011 (0.0012)	0.0020 (0.0026)	-0.0003 (0.0003)	0.0050 (0.0065)
2000年	-0.0031** (0.0005)	-0.0033** (0.0010)	-0.0005 (0.0027)	-0.0030** (0.0005)	-0.0039 (0.0065)
2005年	-0.0024** (0.0005)	-0.0010 (0.0010)	-0.0009 (0.0022)	-0.0021** (0.0005)	-0.0086 (0.0073)
1990年*有配偶	-0.0004 (0.0002)	-0.0019 (0.0011)	-0.0032 (0.0026)	-0.0008** (0.0002)	-0.0049 (0.0057)
2000年*有配偶	-0.0002 (0.0003)	-0.0008 (0.0009)	-0.0057* (0.0025)	-0.0017** (0.0003)	-0.0120* (0.0052)
2005年*有配偶	-0.0003 (0.0002)	-0.0017 (0.0010)	-0.0033 (0.0020)	-0.0011** (0.0003)	-0.0061 (0.0052)
观测值	1260860	1488677	1125263	3874800	618580
R ²	0.001	0.001	0.002	0.002	0.011

注:控制变量为年龄、民族、受教育年限和城市人均GDP;括号内为在地级市层面的聚类标准误;*和**分别代表在5%和1%的水平上统计显著。

资料来源:根据1982年、1990年和2000年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

把男性与女性样本混合在一起做三次差分估计时,三次交互项是模型的核心变量。估计结果见表5。可以看出,其结果与表3的女性样本类似:越是年轻且有配偶的女

性，在“市场参与-家务劳动”间作出的调整幅度越大。在20~49岁总样本中，有配偶女性在1990年的市场参与下降了1.53%，统计上不显著。可以解读为：20~49岁有配偶女性在1982-1990年期间，还没有对这个时期的收入增长作出显著的反应；然而，到2000年，三次交互项系数下降了7.85%，统计上非常显著；到2005年，三次交互项仍然显著为负，但其绝对值比2000年略有缩小，为-7.05%。三次差分估计的结果显示年轻女性在工资上涨时对“市场参与-家务劳动”间的选择作出了充分的调整：在1990年，20~29岁队列的三次交互项系数比1982年该队列显著下降了4.2%；到2000年，比1982年下降了12.4%；2005年，进一步比1982年下降了13.5%。接着观察30~39岁和40~49岁年龄组，这两个年龄组的显著调整都发生在2000年，比1982年分别下降了6.8%和7.24%；到2005年，这两组的三次交互项系数仍显著为负，但下降的态势趋缓。从以上结果可判断：年轻的有配偶女性对市场上出现的收入增长，最先作出了灵敏的反应，改变了“市场参与-家务劳动”间的选择。

表5 已婚女性“参与市场-家务劳动”间选择的变化

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~29岁	30~39岁	40~49岁	20~49岁	50~59岁
女性	-0.0073** (0.0014)	-0.0445** (0.0110)	-0.1584** (0.0280)	-0.0193** (0.0030)	-0.4788** (0.0317)
有配偶	0.0035 (0.0022)	-0.0025 (0.0035)	-0.0084** (0.0026)	0.0167** (0.0024)	0.0001 (0.0047)
1990年	-0.0017 (0.0012)	-0.0125** (0.0028)	-0.0102* (0.0038)	-0.0037* (0.0014)	-0.0015 (0.0063)
2000年	-0.0156** (0.0034)	-0.0308** (0.0055)	-0.0329** (0.0070)	-0.0176** (0.0040)	-0.0160 (0.0099)
2005年	-0.0232** (0.0053)	-0.0358** (0.0075)	-0.0475** (0.0101)	-0.0255** (0.0067)	-0.0197 (0.0141)
1990年*有配偶	-0.0112** (0.0019)	-0.0033 (0.0021)	-0.0047 (0.0033)	-0.0116** (0.0018)	-0.0097 (0.0056)
2000年*有配偶	-0.0044* (0.0018)	0.0004 (0.0024)	-0.0011 (0.0029)	-0.0112** (0.0018)	-0.0145** (0.0045)
2005年*有配偶	-0.0028 (0.0017)	0.0018 (0.0028)	0.0018 (0.0021)	-0.0093** (0.0017)	-0.0054 (0.0046)
1990年*女性	-0.0003 (0.0015)	-0.0027 (0.0062)	-0.0074 (0.0162)	-0.0012 (0.0020)	-0.0659** (0.0229)
2000年*女性	-0.0079* (0.0032)	-0.0254** (0.0083)	0.0189 (0.0211)	-0.0132** (0.0046)	0.0155 (0.0223)

续表

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~29岁	30~39岁	40~49岁	20~49岁	50~59岁
2005年*女性	-0.0059* (0.0028)	-0.0216* (0.0094)	0.0394 (0.0222)	-0.0125** (0.0043)	0.0886** (0.0270)
女性*有配偶	-0.0587** (0.0127)	-0.0287** (0.0098)	0.0217* (0.0103)	-0.0709** (0.0134)	-0.0066 (0.0113)
1990年*女性*有配偶	-0.0422** (0.0081)	-0.0038 (0.0063)	-0.0046 (0.0092)	-0.0153 (0.0085)	0.0943** (0.0119)
2000年*女性*有配偶	-0.1243** (0.0087)	-0.0680** (0.0077)	-0.0724** (0.0114)	-0.0785** (0.0101)	0.0576** (0.0135)
2005年*女性*有配偶	-0.1351** (0.0115)	-0.0649** (0.0080)	-0.0730** (0.0106)	-0.0705** (0.0117)	0.0319* (0.0123)
观测值	2531387	2912025	2127009	7570421	1092502
R ²	0.145	0.105	0.125	0.120	0.316

注：控制变量为年龄、民族、受教育年限和城市人均GDP；括号内为在地级市层面的聚类标准误；*和**分别代表在5%和1%的水平上统计显著。

资料来源：根据1982年、1990年和2000年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

五 对东部6省市的扩展检验

利用地区经济不平衡导致的家庭环境差异是本文进行模型识别的关键策略之一，通过“时间差和地区差”，捕获率先发展地区在改革初期的“局部干预效应”。当收入增长带来家庭禀赋变化时，预期那些最先发生收入增长地区的家庭，有配偶女性也会最先调整在“市场-家庭”间的时间配置。东部地区的率先发展给检验这一推论提供了机会。

本文把广东、福建、浙江和江苏四个省份视为改革开放先行地区，把北京和上海视为初始发展水平最高地区。可以预期，1982-1990年期间，这些省份的工资上升已经开始导致家庭内重新分工。那么，有配偶女性退出市场和从事家务劳动的比例要高于其他地区。模型设定如方程(2)。

分别观察三次交互项随时间变化的状况可知：在1982-1990年样本中，1990年东部6省市有配偶女性参与市场的比例比1982年下降了1.75%，统计上不显著；只观察1982-2000年样本，把1990年和2000年都视为干预后，三次交互项系数为-2.99%，统计上显著异于零；把1990年、2000年和2005年同时视为干预后，三次交互项系数

为-2.6%。在同样的模型内，增加城市人均GDP对数值作为控制变量，三次交互项的系数和显著性都明显提高了：在1982-1990年期间，工资提高使东部6省市有配偶女性的市场参与下降了2.49%；在1990年和2000年样本中，下降了4%；在1990年、2000年和2005年样本中，下降了3.64%。这个结果与本文的推论相一致：处于转型序列最前端的东部地区，有配偶女性最先开始了在“市场-家庭”间配置时间的调整，减少了市场参与时间。

表6 东部6省市女性“参与市场-家务劳动”间选择的变化

被解释变量(参与市场=1;家务劳动=0)	1982-1990年	1982-2000年	1982-2005年	1982-1990年	1982-2000年	1982-2005年
有配偶	-0.0254** (0.0051)	-0.0306** (0.0056)	-0.0438** (0.0059)	-0.0249** (0.0056)	-0.0314** (0.0061)	-0.0444** (0.0066)
6省市	0.0020 (0.0045)	0.0036 (0.0044)	0.0057 (0.0037)	-0.0241* (0.0117)	0.0058 (0.0058)	0.0086 (0.0051)
年份 ^①	-0.0038 (0.0025)	-0.0222** (0.0023)	-0.0282** (0.0023)	-0.0095** (0.0032)	-0.0212** (0.0037)	-0.0254** (0.0048)
年份*6省市	0.0084 (0.0045)	0.0191** (0.0045)	0.0172** (0.0042)	0.0131 (0.0090)	0.0208** (0.0052)	0.0196** (0.0055)
6省市*有配偶	0.0359* (0.0145)	0.0356* (0.0145)	0.0351* (0.0146)	0.0468** (0.0144)	0.0452** (0.0134)	0.0449** (0.0134)
年份*有配偶	-0.0437** (0.0063)	-0.0753** (0.0042)	-0.0763** (0.0048)	-0.0428** (0.0066)	-0.0749** (0.0047)	-0.0764** (0.0054)
年份*6省市*有配偶	-0.0175 (0.0103)	-0.0299** (0.0077)	-0.0260** (0.0091)	-0.0249* (0.0104)	-0.0400** (0.0094)	-0.0364** (0.0102)
城市人均GDP	-	-	-	是	是	是
观测值	949595	2015638	3878156	890752	1923905	3695620
R ²	0.097	0.072	0.055	0.101	0.073	0.056

注：该表的观测样本为20~49年龄段的女性；控制变量包括年龄、民族、受教育年限和城市人均GDP；括号内为在地级市层面的聚类标准误；*和**分别代表在5%和1%的水平上统计显著。

资料来源：根据1982年、1990年和2000年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

下文对东部6省市的率先开放城市做更准确的定义以减少测量误差，将珠三角、长三角和闽东南的部分地级市视为改革开放先行地区。这样划分的原因在于，在1982-1990

① 这里将1982年定义为0,1990-2005年都定义为1。

年之间,全国大多数地区的改革还处于探索和准备阶段,但珠三角、长三角和闽东南的部分城市已迈开了改革的步伐,收入水平快速增长,拉开了与其他地区的差距,其相对优势比今天更显著。有配偶女性的“市场-家庭”选择在1982-1990年期间的调整幅度较大,尤其是年轻人口群体中,三次交互项系数达到-3.55%^①。可以看出,对率先转型地区的准确识别,使模型中有配偶女性的市场参与下降幅度更大^②。

对比地区间的回归系数差异,可作为稳健性检验,更清晰地看出有配偶女性在市场选择上发生的变化。表7分别提供了两类地区的回归系数,模型中的核心变量为不同年份有配偶女性的交互项。在窗格A与B中,将20~49岁作为观测对象:在1990年,东部6省市的三次交互项系数下降了3.36%,统计上显著;其他省市,在此期间只下降了0.97%,且统计上不显著。观察更年轻的20~29岁队列,东部6省市下降了5.84%;其他省市只下降了3.57%;在2000年和2005年,其他省市样本的三次交互项系数开始接近于东部6省市。窗格C和D结果上的差异,与窗格A和B的差异基本一致。据此得出结论:在1990年,东部6省市年轻队列中的有配偶女性在“市场参与-家庭劳动”间的选择发生了显著变化,而大龄队列在这个阶段的选择几乎没有变化;但随着时间的推移,大龄队列开始在“市场参与-家庭劳动”间的选择上做出调整。其他省市的有配偶女性,也在做出调整但落后于东部6省市。这个结果,与推论相一致。

表7 东部6省市与其他地区女性市场参与比较

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~49岁	20~29岁	30~39岁	40~49岁	50~59岁
窗格A:6省市					
1990年*女性*有配偶	-0.0336** (0.0095)	-0.0584** (0.0117)	-0.0075 (0.0092)	0.0049 (0.0147)	0.0935** (0.0223)
2000年*女性*有配偶	-0.1010** (0.0068)	-0.1218** (0.0114)	-0.0691** (0.0068)	-0.0438** (0.0138)	0.0753** (0.0170)

① 正文里没有报告准确区分沿海率先改革地区地级市后的结果。感兴趣的读者可以向作者索要。-3.55%就是准确定义了“改革先行地区”后的结果。

② 限于篇幅,不再报告区分6省市后男性样本的回归结果,概述如下:无论是20~49岁的样本还是更年轻的20~29岁样本,市场参与几乎没有受到工资增长的影响:1990年和2000年,三次交互项系数不到千分之一且统计上不显著;2005年的三次交互项系数为0.07%,而且在统计上可视为不显著。可以判断:在经济增长和市场转型背景下,有配偶男性的市场参与选择没有受到工资增长的影响。

续表

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~49岁	20~29岁	30~39岁	40~49岁	50~59岁
2005年*女性*有配偶	-0.0892** (0.0107)	-0.1142** (0.0136)	-0.0555** (0.0107)	-0.0548** (0.0122)	0.0318 (0.0193)
窗格 B: 其他省市					
1990年*女性*有配偶	-0.0097 (0.0061)	-0.0357** (0.0063)	-0.0049 (0.0077)	-0.0065 (0.0127)	0.0824** (0.0118)
2000年*女性*有配偶	-0.0658** (0.0053)	-0.1198** (0.0061)	-0.0705** (0.0072)	-0.0802** (0.0096)	0.0423** (0.0115)
2005年*女性*有配偶	-0.0589** (0.0062)	-0.1403** (0.0065)	-0.0729** (0.0074)	-0.0776** (0.0097)	0.0244* (0.0102)
窗格 C: 6省市					
1990年*女性*有配偶	-0.0408** (0.0102)	-0.0646** (0.0126)	-0.0144 (0.0087)	0.0059 (0.0147)	0.0941** (0.0222)
2000年*女性*有配偶	-0.1112** (0.0076)	-0.1325** (0.0109)	-0.0783** (0.0070)	-0.0444** (0.0125)	0.0819** (0.0179)
2005年*女性*有配偶	-0.0992** (0.0104)	-0.1248** (0.0131)	-0.0644** (0.0099)	-0.0549** (0.0113)	0.0385 (0.0199)
窗格 D: 其他省市					
1990年*女性*有配偶	-0.0080 (0.0064)	-0.0350** (0.0068)	-0.0053 (0.0081)	-0.0093 (0.0135)	0.0903** (0.0121)
2000年*女性*有配偶	-0.0671** (0.0060)	-0.1208** (0.0067)	-0.0726** (0.0078)	-0.0831** (0.0100)	0.0467** (0.0116)
2005年*女性*有配偶	-0.0600** (0.0070)	-0.1420** (0.0071)	-0.0741** (0.0079)	-0.0798** (0.0103)	0.0281** (0.0105)

注：窗格 A 和 B 控制变量为年龄、民族和受教育年限；窗格 C 和 D 增加控制了各城市的人均 GDP 对数值；括号内为在地级市层面的聚类标准误；* 和 ** 分别代表在 5% 和 1% 的水平上统计显著。

资料来源：根据 1982 年、1990 年和 2000 年全国人口普查数据与 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据整理计算得到。

改革伊始，珠三角、泉州等地已开始吸引农村劳动力（Zhao, 2000；徐钢，2013）；1992 年以后，城镇之间的劳动力流动开始增加。在测量工资增长引起的收入效应时，因流动人口有更高的市场参与率，会发生衰减性偏差并低估交互项系数。本文控制这种衰减性偏差的办法是控制流动人口样本，对比观察城市本地人口与总人口的差异。按照本文假说，本地人口正是发生了收入效应的群体。表 8 报告了不同地区城镇本地人口和所有人口中，有配偶女性的市场参与变化。通过比较其系数大小与显著性可以看出：城镇本地人样本中，有配偶女性的市场参与下降幅度最大，显著性更高。

无论是在全国样本、6个发达省市，还是处于转型序列后端的其他省市，这样的数量关系都呈现出一致性：本地人女性样本有更大、更显著的市场退出。这种显著变化，尤其体现在1990年、6省市本地人中的有配偶女性，三次交互项系数高达-6.4%；在更年轻的20~29岁队列中，这个系数甚至达到了-8.9%。在本文的模型里，“其他省市”改革晚、收入低，但即使在这些省市的城镇本地人样本中，有配偶女性也显示出市场参与的显著下降：1990年，20~49岁样本下降了近3%；在更年轻的20~29岁队列，则下降了约5.4%。本文的推论2得到了很好的检验。将表5~表8的内容结合起来解读，可以认为：对收入效应的作用群体识别得越准确，市场参与下降的幅度越大。

表8 城镇总人口与城镇本地人的市场参与变化

被解释变量(参与市场=1;家务劳动=0)	全国		6省市		其他省市	
	全样本	本地人	全样本	本地人	全样本	本地人
窗格 A: 20~49岁						
1990年*女性*有配偶	-0.0153** (0.0056)	-0.0376** (0.0066)	-0.0408** (0.0102)	-0.0639** (0.0160)	-0.0080 (0.0064)	-0.0296** (0.0074)
2000年*女性*有配偶	-0.0785** (0.0057)	-0.0953** (0.0062)	-0.1112** (0.0076)	-0.1258** (0.0115)	-0.0671** (0.0060)	-0.0864** (0.0069)
2005年*女性*有配偶	-0.0705** (0.0068)	-0.0905** (0.0067)	-0.0992** (0.0104)	-0.1171** (0.0113)	-0.0600** (0.0070)	-0.0822** (0.0075)
窗格 B: 20~29岁						
1990年*女性*有配偶	-0.0422** (0.0060)	-0.0621** (0.0073)	-0.0646** (0.0126)	-0.0892** (0.0210)	-0.0350** (0.0068)	-0.0537** (0.0078)
2000年*女性*有配偶	-0.1243** (0.0059)	-0.1427** (0.0072)	-0.1325** (0.0109)	-0.1607** (0.0132)	-0.1208** (0.0067)	-0.1369** (0.0083)
2005年*女性*有配偶	-0.1351** (0.0065)	-0.1665** (0.0076)	-0.1248** (0.0131)	-0.1573** (0.0155)	-0.1420** (0.0071)	-0.1688** (0.0085)

注：控制变量为年龄、民族、受教育年限和城市人均GDP对数值；括号内为在地级市层面的聚类标准误；*和**分别代表在5%和1%的水平上统计显著。

资料来源：根据1982年、1990年和2000年全国人口普查数据与2005年全国1%人口抽样调查数据整理计算得到。

六 对经验策略有效性的讨论

(一) 证伪检验

在城镇劳动力市场上，有本地人口和外来人口两个次级群体。外来人口既包括跨

县迁移而来的行政区以外的人口，也包括来自本地区的农业人口。在传统的城市偏向体制下，农业户口意味着被城市福利体系排除在外。根据理论分析，这些人口是替代效应发生作用的对象：她们的选择将有别于城镇本地非农业户口群体。观察外来人口和农业户籍人口的市场表现，就成了一个自然的证伪检验。在同样的模型设定形式下，三次差分的估计系数报告在表9中。由于1982年的微观数据无法准确识别迁移者的出发地，也缺少户口信息特征，这里只选取1990-2005年数据中的样本，将1990年视为改革前。

从表9可以看出，在20~49岁的全国城镇外来人口样本中，有配偶女性在2000年的市场参与率相对于1990年反而提高了5%；2005年，则比1990年提高了6.48%。这一结果与本地城镇人口的选择是完全相反的^①。在东部6省市，三次交互项系数都为正，但统计上不显著；在其他省市，外来人口中有配偶女性的交互项系数显著为正，略低于全国样本。在20~29岁样本中，估计结果与20~49岁样本基本一致。农业户籍人口样本的估计结果与外来人口样本一致：在20~49岁的全国样本中，有配偶女性的交互项系数在2000年比1990年增加了3.88%，在2005年比1990年增加了6.71%。在东部6省市，2000年的交互项系数为正但不显著；2005年则比1990年增加了6.79%，且统计上显著。在其他省市，这两个交互项系数更大且都显著为正。在20~29岁样本里，都有正的系数，但显著性变化较大；这可能是因为观测样本减少了。综上，城镇外来人口、农业户籍人口与本地人口呈现出完全不同的特征，这不仅支持了前文的推论，也反证了本文经验策略的有效性。

表9 城镇外来人口和农业户籍人口的市场参与变化

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	外来人口			农业户籍人口		
	全国	6省市	其他省市	全国	6省市	其他省市
窗格A: 20~49岁						
2000年*女性*有配偶	0.0500** (0.0181)	0.0118 (0.0160)	0.0499* (0.0216)	0.0388* (0.0156)	0.0400 (0.0312)	0.0450* (0.0184)
2005年*女性*有配偶	0.0648** (0.0184)	0.0265 (0.0167)	0.0539* (0.0215)	0.0671** (0.0154)	0.0679* (0.0326)	0.0695** (0.0176)

① 只观察1990-2005年样本，使用同样的模型设定，本地人口的“有配偶、女性及2000年”交互项系数为-0.0576，标准误为0.0055；“有配偶、女性及2005年”的交互项系数为-0.0528，标准误为0.0057。显著不同于外来人口和农业户籍人口。

续表

被解释变量(参与市场 = 1; 家务劳动 = 0)	外来人口			农业户籍人口		
	全国	6省市	其他省市	全国	6省市	其他省市
窗格 B: 20 ~ 29 岁						
2000 年 * 女性 * 有配偶	0.0459 ** (0.0150)	0.0228 (0.0180)	0.0404 * (0.0183)	0.0396 * (0.0165)	0.0503 (0.0329)	0.0327 (0.0197)
2005 年 * 女性 * 有配偶	0.0525 ** (0.0160)	0.0331 (0.0207)	0.0253 (0.0195)	0.0451 ** (0.0169)	0.0606 (0.0346)	0.0338 (0.0197)

注：由于 1982 年户籍信息缺失，本表选取 1990 年作为 2000 年和 2005 年的参照组；控制变量为年龄、民族、受教育年限和城市人均 GDP 对数值；括号内为在地级市层面的聚类标准误；* 和 ** 分别代表在 5% 和 1% 的水平上统计显著。

资料来源：根据 1982 年、1990 年和 2000 年全国人口普查数据与 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据整理计算得到。

50 ~ 59 岁年龄组人口的市场表现，可视为本文另一个证伪检验：2005 年的 50 ~ 59 岁队列在 1982 年为 27 ~ 36 岁，此时知青已经返城；且经过 1979 - 1981 年的调整，1982 年的城镇失业率下降到 1% 以下。对本地人口来说，这时的城镇就业是计划经济的一统天下。根据文化影响行为的假说 (Nunn, 2008; Nunn & Wantchekon, 2011) 可以推断，这些在计划体制下获得“铁饭碗”的劳动者，更看重工作岗位，而不是在工资水平提高时让妻子回归家庭。50 ~ 59 岁队列的估计结果显示，他们的市场行为显著不同于年轻队列：当年轻队列中的女性有配偶者越来越多地选择“家务劳动”时，大龄队列却呈现出更偏好“市场工作”的特点。表 3、表 5 和表 7 中 50 ~ 59 岁队列的估计结果都显示出，她们与年轻队列的选择不同。观察 1982 - 1990 年的市场参与变化可看出，只有 20 ~ 29 岁队列有显著下降，而 30 ~ 39 岁和 40 ~ 49 岁队列的市场参与都没有显著变化。当分别考察东部 6 省市和其他省份时，30 ~ 39 岁和 40 ~ 49 岁队列的有配偶女性，在此期间也都没有显著降低市场参与。

(二) 替代性解释

对城镇女性市场参与下降这一现象，还有其他一些解释。如国企改革冲击和就业困难引起的“沮丧工人效应”(姚先国、谭岚, 2005); 由于城镇家庭规模变小引起的家庭内劳动增加等(沈可等, 2012); 政府幼儿园数量减少引起家庭内照料的增加等(杜凤莲、董晓媛, 2010)。

1998 年到 2002 年，激进的国有企业改革使 6000 多万职工下岗失业，女职工受到的冲击更严重。这是改革开放以来，就业压力最大、且持续时间最长的一段时期。遭受失业冲击的女性，实现再就业的可能性要低于男性。如果因沮丧而退出市场成为劳

动参与下降的影响因素，那么，可以把改革开放以来的劳动参与率下降归因于这次国企改革的冲击吗？

如果观察 2000 年的市场参与变化，可以发现这个解释与经验证据相一致。尤其是 40~49 岁队列，不仅女性的交互项系数显著为负（见表 3），男性的交互项系数也显著为负（见表 4）。但我们认为，市场冲击仅仅给代理人调整市场参与选择提供了契机，而不是调整的原因。这是因为：第一，在国企改革前，1982-1990 年，女性的市场参与率就已经下降了。与 1982 年相比，1990 年的交互项系数显著为负。在收入水平增长更快的东部 6 省市，有配偶女性市场参与选择的下降幅度，并不低于 2000 年，尤其是本地人口中的有配偶女性。第二，2002 年以后，就业形势好转，劳动力短缺导致工资水平持续上升。如果女性退出市场仅仅是外部冲击所致，那么，就业形势好转后，她们会重新返回工作岗位，劳动参与率会上升到国企改革前的水平；但回归结果显示，2005 年和 2010 年，大多数年龄组的女性劳动参与率并没有显著上升。第三，1970 年以后的出生队列，遭遇国企改革冲击的程度更轻——国企在安排下岗分流时会设法保留年轻职工，但这些更年轻队列的女性市场参与下降幅度显著超过 1960 年代及以前的出生队列。回归分析结果显示，越是年轻的队列，如 20~29 岁，市场参与选择的下降幅度越大；国企改革冲击最严重的 40~50 岁群体，在选择“市场参与-家务劳动”时，反而没有显著的变化。

沈可等（2012）从家庭结构变化的角度，为城镇女性劳动参与下降提出了另一个解释：由于家庭规模缩小了，父母或岳父母不再与成年子女生活在一起，妻子必须自己承担家务劳动，从而减少了市场参与。在逻辑上，这与本文的假说具有一致性，但妻子能够退出市场，首先来自于丈夫有足够多的收入。家庭规模缩小本身也是收入增长的结果：有钱购买新的住房，使扩展型家庭的成员能独立居住和生活。成年兄弟姐妹的分户居住，使家庭内的生产与服务无法再集约提供，增大了妻子退出市场的概率。本文的解释来自经济学最基本的原理，有更初始的逻辑起点，涵盖了家庭结构变迁的解释^①。

杜凤莲和董晓媛（2010）认为，20 世纪 80 年代以来，城镇的幼儿园大量关闭，使家庭中有婴幼儿的女性被迫退出了劳动力市场。如果仅仅看统计数据，幼儿园减少的

① 沈可等（2012）从家庭层面分析妻子的市场选择，遇到内生性偏差问题，她们试图用工具变量方法来解决这个估计偏差，但所选工具变量本身令人质疑：代理人的兄弟姐妹数量或她在家庭内的排行，属于劳动力市场上的“社会资本”，这会直接影响结构性方程里的因变量（是否工作、工资水平等），违背了工具变量的排他性原则。在观测样本不到 1000 个的情况下，2SLS 估计结果近似于完美，也加重了对工具变量有效性的怀疑。

逻辑是成立的。但杜凤莲和董晓媛(2010)也观察到,民营幼儿园的迅速增加能够替代关闭的公立幼儿园。可以断言,纳入到政府教育部门统计体系的幼儿园仅仅是学前教育的一部分,因而低估了民营幼儿园的数量和吸纳的儿童数量。在一个灵活的市场,不可能存在长期(学前阶段教育的)短缺。我们观察了数据中“未婚女性,已婚无子女女性和已婚有子女女性”(20~49岁)的市场参与变化,发现在1982-2005年期间,已婚有子女女性的市场参与下降态势与已婚无子女女性几乎没有区别:前者从1982年的88.4%下降到2005年的81.4%,后者从95.8%下降到85.9%。因此,缺少幼儿园假说不成立。而未婚女性的市场参与从99.3%轻微下降到98.5%,则辅证了本文的假说:没有配偶分享收入时,女性的市场参与不会下降。

(三) 可能的估计偏差及方向

在传统的城市偏向体制下,户籍制度伴生着各种福利制度,不仅歧视农业户籍人口,也歧视其他城市的非农户籍人口。对代理人来说,将迁移视为人力资本投资时,一个重要的激励就是获得城市非农户口,融入到“体制内”。2014年,城镇劳动力数量已超过3.9亿人,这个群体内,既包括出生时就是城镇本地非农户籍的人口,也包括出生时为农业户籍但突破障碍、获得了本市非农户籍的人口,以及仍然被排斥在城镇非农户籍之外的劳动者群体。一个显而易见的事实是,户籍制度被代理人突破,既发生在1982-1990年,也发生在2000-2010年。由于本地非农户籍的劳动年龄人口与外来人口的市场表现不一致,可以推断,那些成功融入本地非农户籍群体的代理人,其市场表现即使向本地非农户籍人口收敛,但在这个过程中,其市场参与程度会高于本地人口、低于外来人口。本文的数据结构特征无法把这个次级群体识别出来,因此,“本地人”因包含越来越多的“突破者”,会存在衰减性偏差,导致模型中交互项系数被低估。

七 女性的市场参与会重新提高吗?

女性的市场参与率是否会重新提高?可以从两个方面回答这个问题:其一,劳动力市场近来发生的特征化事实;其二,人口(教育)结构发生的变化。

我们在人口普查数据中观察了2000-2005年期间,20~29岁有配偶女性在改革先行地区的市场参与变化,发现三次差分项的系数为0.007,统计上不显著^①;在改革进程相对落后的其他省市,20~29岁已婚女性的市场参与率仍然在下降,约2个百分点。

^① 限于篇幅,正文未报告这个结果。

观察 30~39 岁队列，东部 6 省市女性的系数为正 (0.013)，但统计上不显著；其他地区为 -0.002，统计上不显著。40~49 岁队列，在东部 6 省市，三次交互项的系数为 -0.011，且统计上显著；在其他省市，这个群体的有配偶女性，三次交互项系数为正但统计上不显著。可以谨慎推断：随着发展水平的提高，女性提高市场参与的可能性是存在的。但仅凭东部 6 省市 20~29 岁队列在 2000-2005 年期间市场参与水平的轻微提升，还不能作出可靠的判断。

另一个特征化事实为女性受教育水平的持续提高。高校扩招以来，年轻队列中受过高等教育的女性甚至超过了男性。这是预测未来女性“市场参与-家庭劳动”选择变化的重要影响因素。我们考察了 1982-2005 年期间，受过高等教育的女性市场参与变化情况，发现相对于无配偶女性，有配偶女性的市场参与率一直在稳步提高，完全不同于女性总样本的持续下降（见表 10）。这与发达国家劳动力市场的技能偏好演进趋势相一致（Acemoglu & Autor, 2011）。可以推断，中国下一阶段的经济的发展，会给接受了高等教育的女性带来更多市场机会，吸引她们更多参与市场，而不是进入家庭。受教育水平提高会成为未来中国女性劳动参与率提高的重要贡献因素。

表 10 女性接受高等教育对市场参与的影响

被解释变量(参与市场=1; 家务劳动=0)	20~49岁	20~29岁	30~39岁	40~49岁	50~59岁
窗格 A					
1990年*大学*有配偶	0.0110* (0.0055)	0.0404** (0.0060)	0.0065 (0.0067)	0.0251* (0.0114)	-0.0893** (0.0233)
2000年*大学*有配偶	0.0668** (0.0055)	0.1066** (0.0064)	0.0699** (0.0065)	0.0876** (0.0097)	-0.0369 (0.0237)
2005年*大学*有配偶	0.0502** (0.0068)	0.1059** (0.0072)	0.0528** (0.0064)	0.0845** (0.0084)	-0.0335 (0.0224)
窗格 B					
1990年*大学*有配偶	0.0132* (0.0058)	0.0414** (0.0064)	0.0079 (0.0068)	0.0239* (0.0119)	-0.0874** (0.0230)
2000年*大学*有配偶	0.0700** (0.0063)	0.1085** (0.0073)	0.0734** (0.0067)	0.0882** (0.0108)	-0.0330 (0.0231)
2005年*大学*有配偶	0.0535** (0.0077)	0.1074** (0.0082)	0.0567** (0.0069)	0.0843** (0.0093)	-0.0312 (0.0217)

注：窗格 A 控制变量为年龄、民族和改革先行省市；窗格 B 增加控制了城市人均 GDP 对数值；* 和 ** 分别代表在 5% 和 1% 的水平上统计显著。

资料来源：根据 1990 年和 2000 年全国人口普查数据、2005 年全国 1% 人口抽样调查数据整理计算得到。

然而，接受了高等教育的女性，在抚养孩子时，需要更多的社会服务或家庭内其他成员的支持。2010年第三次中国妇女社会地位调查数据显示，20~49岁的已婚女性对3岁以下婴幼儿的照料模式为：在“大专及以上”群体中，“本人或配偶”照料的只有23.7%；在“中专及以下”群体中，“本人或配偶”照料的则达到62.2%（见图1）。

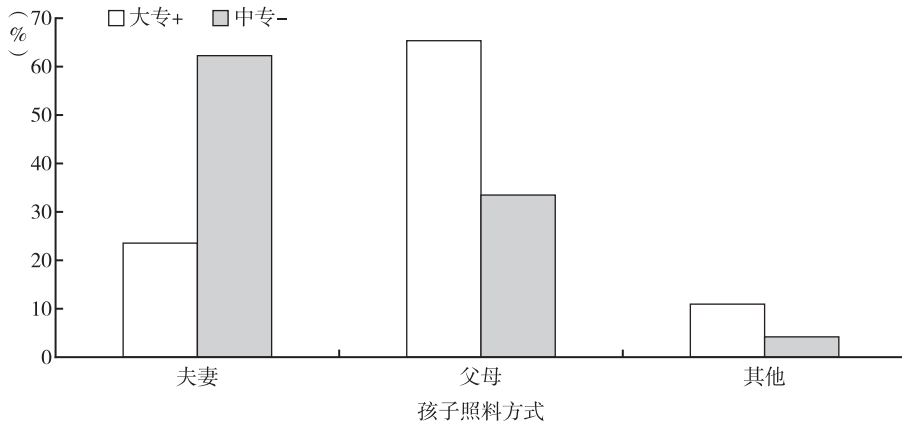


图1 城镇20~49岁已婚女性照料3岁以下儿童的方式

资料来源：根据全国妇联2010年第三次中国妇女社会地位调查数据整理计算得到。

八 结论与讨论

本文使用观测数据，将计划经济向市场经济转型和城乡分割体制被打破作为一个自然实验，把工资水平提高产生的收入效应和替代效应分解开来，解释城镇有配偶女性市场参与率下降的原因：工资提高带来的收入效应使她们选择更多地照料家庭，导致市场参与下降。

从发达国家走过的道路可以看出，伴随着工资水平的长期持续提高，劳动者的（周）工作时间会持续减少，这可以视为收入效应占主导地位的表现——收入增长使劳动者偏好更多的闲暇和家庭内劳动。中国劳动者的工作时间变化，也遵循了同样的演进路径。

女性市场参与下降是环境和禀赋变化以及家庭成员偏好调整的共同结果，我们推测，它不会无限期地下降。例如，经济合作与发展组织国家女性的市场劳动参与程度一直在提升就给了我们一些有益的启示。另一方面，有配偶女性在“市场-家庭”中

重新配置劳动时间，是建立在家庭决策基础上的理性选择，不能因为劳动参与率下降，就认为女性的就业地位恶化，也不能轻易得出劳动力资源没有得到充分利用的结论。然而，偏好的调整是需要时间的。在东部发达地区，有配偶女性在“市场-家庭”间的调整似乎已经完成；2000-2005年，不再发生有配偶女性由市场向家庭的转移。但在发展水平相对较低的中西部地区，2000-2005年还处在调整的过程中。如果有2010年及更新的人口普查微观数据，可以追踪观察这个调整过程及其变化。

向后弯曲的劳动供给曲线存在于形而上的世界里，学者很少严肃地思考它后半段的形状：当收入效应超过替代效应，工资继续提高，劳动供给开始递减，弯折后的供给曲线是线性还是非线性的？是单调递减还是收敛于某个常数？这不仅是个有趣的理论问题，在中国，也对应着一个需要解决的现实问题。发达国家目前的周工作时间稳定在35小时左右，结合中国的经验证据，我们推测：女性参与市场的比例不会无限下降，它似乎遵循着一种类似“自然失业率”的统计规律，中国前一阶段的下降与发达国家近一个世纪的上升，可能会在某个区域（比如60%~70%之间）稳定下来，而时间在“市场-家庭”间的配置可能是背后的平衡机制。

从本文的研究结论可以得到一些政策启示：第一，女性市场参与率下降，并不是如一些人担心的性别歧视加重，而是城镇劳动年龄人口在改变了的内外部环境下，以家庭为决策单位重新选择的结果。第二，面对人口红利消失，一些学者希望通过提高女性的劳动参与率来缓解城镇劳动力短缺。这个建议符合逻辑，但女性投入家庭劳动而引起市场参与减少，是一个理性选择的结果。要想提高女性的市场参与以增加劳动供给，需要在家务劳动社会化方面，增加公共服务的供给并改进质量，实现对家庭内劳动的有效替代。第三，女性照顾家庭，大龄人口照顾处于婴幼儿阶段的孙辈，仍然是中国家庭内分工的主要模式。受过高等教育的群体，更加依赖其父母的帮助来照看婴幼儿。如果强制延长退休年龄，尽管在短期内可能会增加一部分大龄劳动者，但在长期却可能降低生育率：一些城镇年轻夫妇因为缺少对婴幼儿照料的外在帮助，会选择不生育或减少孩子数量。这会进一步降低总和生育率，减少长期的劳动力供给。为了提高年轻母亲的市场参与，又要鼓励她们生养孩子，增加社会照料等公共服务的供给就是必然选择，如便利、安全、纳入政府教育管理体系的托儿所、幼儿园等。对大龄劳动者，则可以设计更有弹性的退休政策。第四，对劳动力市场的正规化，要在综合考虑负面影响的前提下，慎重推进。近年来，面对劳动力短缺和工资提高，各级政府都在顺势推进劳动力市场的正规化：除了持续提高最低工资标准，还要求雇主与劳动者签订稳定的书面劳动合同，为劳动者提供“五险一金”。这会降低劳动力市场的弹

性，破坏掉那些灵活就业岗位，这些岗位更适合一些从事半日制工作的女性。政府推进正规化的过程，人为降低了女性的市场参与。而技术进步正在改变传统的工作方式，给女性更灵活地参与市场带来希望，利用互联网和信息技术开发出更多在家工作的岗位（Bloom et al., 2015）。第五，1999年以来的高校扩招使女性开始占据主导地位，受过高等教育的女性也有更高的市场参与率，这是提高未来女性劳动参与率的重要因素。然而，受教育水平高的女性，对婴幼儿照料的公共服务和外在帮助也有更大的需求。第六，1978年以来，城镇劳动力市场的从业者从9500万增加到3.93亿人，总体上来说，是替代效应占主导地位。但随着人口结构变化，城镇新增劳动力数量已经在下降，如果仍能保持经济增长和工资水平持续提高，收入效应将会在整体上占主导地位，有配偶女性的市场退出数量会更多，从而进一步减少劳动力供给。进入城镇并长期定居下来的农村迁移者，对“市场-家庭”的选择，预期会和城镇本地人口趋同。

本文并不是要给出一个悲观的结论——提高女性市场参与以开发更多的劳动力是不可能的，而是分析提高女性市场参与面临的制约因素，以寻找突破这些障碍的办法。提高女性市场参与的积极因素和阻碍因素都是客观存在的。本文对过去30年来女性劳动年龄人口的市场参与变化只是做了一个解释，结论仍然是建议性的。对未来女性劳动力供给趋势尚难给出准确的判断，那需要更新的数据来研究。

参考文献：

- 杜凤莲、董晓媛（2010），《转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究：以中国城镇为例》，《世界经济》第2期，第51-66页。
- 都阳、陆旸（2013），《经济发展新阶段的劳动供给形势与政策》，载于蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 No. 14》，北京：社会科学文献出版社，第38-61页。
- 林毅夫、蔡昉、李周（1994），《中国的奇迹：经济改革与经济发展》，上海：上海人民出版社。
- 刘易斯（1954），《劳动力无限供给条件下的经济发展》，载于刘易斯编著《二元经济论》，北京：北京经济学院出版社，第1-46页。
- 卢锋（2012），《中国农民工工资走势：1979-2010》，《中国社会科学》第7期，第47-68页。
- 陆利丽（2014），《中国城镇已婚女性劳动力供给及其收入分配效应研究》，博士学位论

- 文，浙江大学。
- 沈可、章元、鄢萍（2012），《中国女性劳动参与率下降的新解释：家庭结构变迁的视角》，《人口研究》第5期，第15-27页。
- 吴要武、刘倩（2014），《高校扩招对婚姻市场的影响：剩女？剩男？》，《经济学（季刊）》第14卷第1期，第5-30页。
- 徐钢（2013），《泉州民营企业发展概论》，北京：中国书籍出版社，第11-46页。
- 姚先国、谭岚（2005），《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研究》第7期，第18-27页。
- Acemoglu, Daron & David Autor (2011). Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. In Ashenfelter Orley & Richard Layard (ed.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, pp. 1043 - 1172.
- Blau, Francine & Lawrence Kahn (2013). Female Labor Supply: Why is the United States Falling Behind? *American Economic Review*, 103(3), 251 - 256.
- Bloom, Nicholas, James Liang, John Roberts & Zhichun Jenny Ying (2015). Does Working from Home Work? Evidence from a Chinese Experiment. *Quarterly Journal of Economics Advance Access*, 165 - 218.
- Choo, Eugene & Aloysius Siow (2006). Who Marries Whom and Why? *Journal of Political Economy*, 114(1), 175 - 201.
- Duflo, Esther (2001). Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment. *American Economic Review*, 91(4), 795 - 813.
- Goldin, Claudia (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family. *American Economic Review*, 96(2), 1 - 21.
- Ichino, Andrea & Enrico Moretti (2009). Biological Gender Differences, Absenteeism and the Earnings Gap. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 183 - 218.
- Macunovich, Diane (2012). Relative Cohort Size, Relative Income, and Married Women's Labor Force Participation: United States, 1968 - 2010. *Population and Development Review*, 38(4), 631 - 648.
- Nunn, Nathan. (2008). The Long Term Effects of Africa's Slave Trades. *Quarterly Journal of Economics*, 123(1), 139 - 176.
- Nunn, Nathan & Leonard Wantchekon (2011). The Slave Trade and the Origins of Mistrust in

Africa. *American Economic Review*, 101(7), 3221 – 3252.

Schwartz, Christine & Robert Mare (2005). Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621 – 646.

Zhao, Yaohui (2000). Rural-Urban Migration in China: the Past and Present. In West Loraine & Yaohui Zhao (ed.), *Chinese Rural Labor Flows*. Berkeley: Institute of East Asian Studies, pp. 15 – 34.

Untangling Income and Substitution Effect: An Explanation for Changes in Urban Female Labor Force Participation

Wu Yaowu

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Since reform and opening up, there is a substantial decline in urban female labor force participation rate. When there is shortage in labor supply and lack of impetus for economic growth, improving women's labor force participation could be a direction of policy recommendation. Utilizing the grand backdrop of China's transition from central planned economy to market based economy, this paper views the disintegration of urban-rural separation system as a natural experiment and designs a control-treatment framework. By doing so, we are able to untangle the substitution effect and income effect from a wage increase in the urban labor market. We find that married women's labor force participation decreases because the income effect dominates the substitution effect as a result of a wage increase for urban households. Hence, wives allocate more time in household productions, resulting a decline in their labor market participation.

Keywords: income effect, substitution effect, female labor force participation

JEL Classification: D13, J21, J21

(责任编辑: 周敏丹)