

# 相貌与女性劳动参与决策

——来自 CLDS 数据的证据

李 楠

(中南财经政法大学公共管理学院, 湖北 武汉 430073)

**摘 要:** 本文利用 2016 年 CLDS 数据, 从经验数据中分离劳动力市场上相貌带来的“主妇化”效应和“美貌溢价”效应, 解释貌美者女性劳动参与率下降的原因。尽管劳动力市场上存在“美貌溢价”或“相貌歧视”, 但貌美并没有对女性的劳动参与决策产生明显的促进作用, 反而呈现越是貌美者, 劳动参与概率越低; 以劳动参与时间替代劳动参与决策后, 研究结论依然稳健。对受教育程度不同的女性个体来说, 其劳动参与决策存在显著的低学历“主妇化”效应。虽然貌美者的劳动参与概率显著低于非貌美者, 但这种低劳动参与概率仅出现在体制外单位。本文揭示相貌引致的“美貌溢价”和“主妇化”效应对女性劳动参与率下降产生的影响及背后的机制, 为我国女性劳动参与率下降现象提供一个新的补充解释。

**关键词:** 相貌; 主妇化; 美貌溢价; 劳动参与决策

**中图分类号:** F241.4      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1004-4892(2019)10-0003-09

## 一、引 言

随着社会经济的发展, 我国女性的社会地位在不断提升<sup>[1]</sup>。然而, 在女性地位提升的背后, 其劳动参与率不但没有上升, 反而呈下降趋势<sup>[2]</sup>。世界银行的数据显示, 我国女性的劳动参与率由 1990 年的 72.7% 持续降至 2014 年的 64.0%。“六普”数据也表明, 城镇地区女性劳动年龄人口劳动参与率平均为 63.61%。虽然经济社会的发展促使大部分女性进入职场, 但在职女性面临正式工作和家务劳动的双重压力时, 越来越多的已婚女性在年富力强之际辞职回家<sup>[3]</sup>。随着人口结构的转变和人口红利的削弱<sup>[4]</sup>, 女性劳动参与率的不断下滑不仅意味着劳动力资源的闲置和浪费<sup>[5]</sup>, 也使劳动力市场上的供求矛盾显得越来越严重。因此, 提高适龄女性的劳动参与率成为一个可行的政策建议方向<sup>[6]</sup>。

关于我国女性劳动参与率的下降, 现有研究已从市场化改革导致的严峻就业形势和歧视、国企改革导致的下岗、家庭结构的变迁、医疗和养老政策等角度给予充分的解释。自 Hamermesh 和 Biddle(1994)发现外貌较好的劳动者工资一般比外貌看起来中等/偏下者更高以来<sup>[7]</sup>, 相貌对个人在劳动力市场上的影响受到越来越多的关注。然而, 关于相貌与女性劳动参与决策的研究却很少涉及。特别是在“干得好不如嫁得好”的传统性别话语的背景下, 探讨相貌对女性劳动参与决策的

收稿日期: 2018-10-08

作者简介: 李楠(1987-), 女, 安徽砀山人, 中南财经政法大学公共管理学院博士生。

影响对激活现有劳动存量、缩小劳动供需缺口具有一定的现实意义。那么,相貌与女性劳动参与决策之间是否存在某种天然的联系?是否貌美者更多地参与劳动,而非貌美者更多地成为家庭主妇?事实果真如此吗?这些疑问均有待考证。基于此,本文从主妇化效应和美貌溢价效应两个层面探讨相貌影响女性劳动参与决策的理论机制,利用 CLDS(2016)数据实证检验相貌对女性劳动参与决策的影响及其异质性特征。

## 二、相貌影响女性劳动参与决策的机制解析

### (一)主妇化

“主妇化”(housewifization)最早由玛利亚·麦斯(Maria Mies)在 1982 年的著作中提出,指“妇女被社会性地定义为家庭主妇的过程,她们被认为经济上依靠丈夫的收入生活,而不论其是否为真正意义上的家庭主妇”<sup>[8]</sup>。伴随女性弃职回家的意愿不断上升,越来越多的女性加入主妇行列<sup>[9]</sup>。“主妇化”在我国已成为一种不可忽视的社会现象<sup>[10]</sup>。“中国妇女社会地位调查”的数据显示,对“干得好不如嫁得好”的传统性别角色观念的认同率从 2000 年的 34% 上升到 2010 年的 44%<sup>[11]</sup>。传统观念的回潮与女性的劳动参与决策不无联系,女性漂亮是“嫁得好”的一个因素,而且是一个很重要的因素<sup>[12]</sup>。在现实生活中,长得漂亮的女性总是生活的宠儿,在择业和婚姻等方面往往拥有更多的选择权,漂亮的女性基于自身效用最大化的选择更易在工作收益与享受闲暇或从事家务之间进行最优选择。基于“嫁得好”的支撑,漂亮的女性更容易或更可能主动退出劳动力市场,进而成为家庭主妇。

### (二)美貌溢价

大量的研究证实劳动力市场上存在“美貌溢价”。一般来讲,人们往往偏好具有高面孔吸引力的长相<sup>[13]</sup>。相关研究表明“丑的就是不好的”,丑的面孔相比于中等或中等以上面孔吸引力的相貌而言拥有更多不好的人格品质<sup>[14]</sup>。尽管应聘者的外貌吸引力与其实际胜任力之间的关系较弱,但良好的外表仍能增强应聘者的竞争优势<sup>[15]</sup>,使雇主认为应聘者具有更高的能力。Kuhn 和 Shen (2011)基于招聘广告的统计数据得出,约 7.7% 的企业要求应聘者具有良好的相貌,2.6% 的企业对应聘者有明确的身高要求,即便是对学历要求较低的企业,也存在对形象和身高的明确要求<sup>[16]</sup>。因此,长相越漂亮,越容易找到工作。

## 三、数据来源、变量选择与研究方法

### (一)数据来源

本文使用的数据来自 2016 年中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS)。该样本覆盖中国(除港澳台、西藏和海南外)29 个省(市、区)的家庭户及其所有家庭成员,包含 401 个村居社区、14226 个家庭户、21086 个人样本,涵盖个体的相貌、人口社会学特征、就业特征和家庭收入等相关数据。

根据研究内容的需要,我们对样本进行筛选。首先,排除男性样本和正常的处在劳动力市场之外的人口(即学生和已退休人员);其次,因为农民身份本身就被认为其处于在业状态,目前的调查均无法准确测量农民的在业与不在业的问题,所以排除农村劳动力;最后,劳动力年龄限定在 16~55 岁之间,剔除其他年龄段的劳动力,得到 4462 个观测值。其中,未就业劳动力 395 个,占样本总量的 8.85%;受访者平均年龄为 40.54 岁,受教育程度多数处在初中水平,家庭年均收入为 6.97 万元。

表1 样本特征统计结果

变 量	定义	频数	占比(%)	变 量	定义	频数	占比(%)
劳动参与状况	无工作	395	8.85	年龄	16~25	349	7.82
	有工作	4067	91.15		26~35	1053	23.6
相貌	较差	375	8.4		36~45	1368	30.66
	一般	1794	40.21		46~55	1692	37.92
	较好	1904	42.67	婚姻状况	在婚	3950	88.53
	非常好	389	8.72		其他	512	11.47
教育	未上学/小学	1548	34.69	健康	不健康	514	11.52
	初中	1488	33.35		一般	1240	27.79
	高中/中专/职高技校	615	13.78		健康	2708	60.69
	大学专科	409	9.17	户口	农业	3248	72.79
	本科及以上	402	9.01		非农业	1214	27.21
0~3岁儿童	0	4075	91.33	父亲职业	高管	353	7.91
	1	357	8		其他	4109	92.09
	2	30	0.67				

## (二) 变量选取

1. 因变量。本文分析的因变量是女性个体的劳动参与状况,首先利用女性目前是否有工作的二值虚拟变量进行度量,有工作的赋值为1,无工作的赋值为0。根据 Heckman(1993)的观点,女性劳动供给的变化可分为劳动参与(广度)和工作时间(深度)的变化<sup>[17]</sup>,因此实证分析中尝试采用劳动供给时间替代劳动参与决策进行稳健性检验,并以女性平均每周工作时间来度量。

2. 核心变量。CLDS(2016)中劳动者的相貌是由访员直接给出的评价,共分为10个等级,从1到10表示“很差”到“很好”。参照郭继强等(2016)的研究<sup>[18]</sup>,本文将相貌分为较差(1~4档)、一般(5~6档)、较好(7~8档)和非常好(9~10档)四个等级,占比分别为8.4%、40.21%、42.67%和8.72%。

3. 控制变量。由于劳动者出生在一定的社会环境中,自动被阶层、居住地等因素区别开来,而这些因素都影响劳动者未来的就业<sup>[19]</sup>,因此本文在分析中引入户口和教育等变量。由于未婚(或无配偶)女性没有丈夫可分享收入,更可能把时间分配到劳动力市场上,所以我们认为婚姻状况影响女性的劳动参与决策。由于生育责任和照看孩子等原因,女性较男性更易间歇性地离开劳动力市场<sup>[20]</sup>,故模型中引入家中是否有0~3岁儿童这一虚拟变量。一般地,雄厚的经济基础可为女性提供更多的安全保障,在竞争激烈的劳动力市场上,优越的家庭条件降低女性劳动参与的积极性<sup>[21]</sup>,因而分析中引入家庭收入变量。同时,在我国体制转型的过程中,单位承担重要的再分配功能,父亲就业类型对子代产生一定的影响<sup>[22]</sup>,所以模型中控制父亲就业类型。本文还引入在本地是否可得到朋友/熟人的支持和帮助,以衡量女性个体的社会资本。此外,由于各地区经济社会文化特征的差异也影响个体的劳动参与概率<sup>[23]</sup>,因而模型中还引入省级层面的地区虚拟变量。

表2报告全样本、有工作子样本和无工作子样本的主要变量统计结果。从样本的个人特征看:相貌方面,无工作样本的相貌等级较高;受教育程度方面,无工作样本的受教育程度较高;健康状况方面,无工作样本的健康状况较差;婚姻状况方面,无工作样本中84.3%的人有配偶,较有工作样本低4.63%;年龄方面,有工作样本的平均年龄约为40.87岁,而无工作样本的平均年龄为37.22岁。从样本的家庭特征看:有工作样本为非农业户口的概率较大,父亲为负责人或技术人员的可能性较高,家庭经济状况较好,有0~3岁学龄前儿童的概率更低,在本地得到熟人帮助的可能性也更高。由样本信息我们发现,有工作和无工作样本具有不同的相貌等级,但差异并不是很大。那么,劳动力市场如何理解相貌对女性劳动参与行为的影响呢?接下来,我们借助实证分析给予解释。

表 2 变量的描述性统计分析

变 量	赋 值	总体	有工作	无工作
相貌	1 = 较差, 2 = 一般, 3 = 较好, 4 = 非常好	2. 5170 (0. 7696)	2. 5055 (0. 7690)	2. 6354 (0. 7665)
受教育程度	1 = 小学及以下, 2 = 初中, 3 = 高中及相当, 4 = 大专, 5 = 本科及以上	2. 2445 (1. 2660)	2. 2383 (1. 2827)	2. 3089 (1. 0785)
健康状况	1 = 不健康, 2 = 一般, 3 = 健康	2. 4917 (0. 6931)	2. 4955 (0. 6909)	2. 4532 (0. 7158)
婚姻状况	1 = 初婚 + 再婚, 0 = 其他	0. 8853 (0. 3188)	0. 8894 (0. 3137)	0. 8430 (0. 3642)
年龄	岁	40. 5428 (9. 5393)	40. 8653 (9. 2657)	37. 2228 (11. 4982)
户口	1 = 非农业, 0 = 农业	0. 2721 (0. 4451)	0. 2739 (0. 4460)	0. 2532 (0. 4354)
父亲职业	1 = 负责人或技术人员, 0 = 其他	0. 0791 (0. 2699)	0. 0811 (0. 2731)	0. 0582 (0. 2345)
是否有 0 ~ 3 岁儿童	1 = 有, 0 = 没有	0. 0867 (0. 2815)	0. 0775 (0. 2673)	0. 1823 (0. 3866)
家庭收入	万元	6. 9657 (9. 0379)	7. 002 (9. 0942)	6. 5943 (8. 4381)
在本地是否可得到熟人的帮助	1 = 是, 0 = 否	0. 8359 (0. 3704)	0. 8387 (0. 3679)	0. 8076 (0. 3947)
N		4462	4067	395

#### 四、相貌影响女性劳动参与决策的实证分析

##### (一) 相貌对女性劳动参与决策的影响

由于因变量为二值虚拟变量, 且个体劳动参与决策是通过不同选择引致的效用进行比较而决定的, 因此本文使用 Logit 回归模型分析相貌对女性劳动参与决策的影响, 完全模型如下:

$$P(y_i = 1) = A(\alpha_0 + \alpha_1 B_1 + \alpha_2 B_2 + \alpha_3 B_3 + \beta X) \quad (1)$$

其中, 虚拟变量  $B_1$ 、 $B_2$  和  $B_3$  分别表示相貌的四个等级,  $B_1 = 1$  表示相貌一般,  $B_2 = 1$  表示相貌较好,  $B_3 = 1$  表示相貌非常好, 基准组是相貌较差。X 是反映劳动者个体、家庭和地区特征的控制变量, 如受教育程度、健康状况、年龄、户口、婚姻状况、是否有 0 ~ 3 岁儿童、父亲职业、家庭收入、在本地是否可得到熟人的帮助及地区特征。

表 3 相貌对女性劳动参与决策的影响 (N = 4462)

变 量	(1)	(2)	(3)
相貌	一般 -0. 162 (0. 225)	-0. 141 (0. 228)	-0. 166 (0. 231)
(参照组: 相貌较差者)	较好 -0. 416 * (0. 221)	-0. 357 (0. 227)	-0. 438 * (0. 231)
	非常好 -0. 605 ** (0. 261)	-0. 532 ** (0. 271)	-0. 732 *** (0. 280)
受教育程度		0. 080 (0. 049)	0. 113 * (0. 064)
健康状况		0. 217 *** (0. 081)	0. 218 *** (0. 084)
年龄		0. 336 *** (0. 040)	0. 384 *** (0. 048)
年龄的平方		-0. 004 *** (0. 001)	-0. 005 *** (0. 001)
婚姻状况 (参照组: 不在婚)			-0. 382 * (0. 212)
户口 (参照组: 农业)			-0. 215 (0. 157)
父亲职业 (参照组: 一般员工)			0. 199 (0. 236)
家庭收入			0. 010 (0. 008)
是否有 0 ~ 3 岁儿童			-0. 586 *** (0. 176)
在本地是否可得到熟人的帮助			0. 173 (0. 143)
地区固定效应			已控制
常数项	2. 639 *** (0. 207)	-4. 832 *** (0. 764)	-5. 164 *** (1. 086)
pseudoR <sup>2</sup>	0. 004	0. 046	0. 075

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为标准误。下同。

表 3 由三个回归模型组成, 模型的因变量均为是否就业。首先, 不加任何控制变量, 以相貌的



三个虚拟变量作为因变量的模型(1)结果显示,相貌较好和相貌非常好对劳动参与均存在负向显著影响。其中,相貌较好者劳动参与概率比参照组(相貌较差者)低34% ( $1 - e^{-0.416} \approx 0.34$ ),相貌非常好者劳动参与概率比参照组低45% ( $1 - e^{-0.605} \approx 0.45$ )。由此可见,美貌的确降低女性的劳动参与概率,此时美貌带来的“主妇化”效应占主导性作用,即长相越漂亮,劳动参与概率越低,越容易成为家庭主妇。

在模型(1)的基础上,模型(2)加入个体特征变量——受教育程度、健康、年龄及年龄的平方项。结果显示,加入控制变量后,相貌对劳动参与的影响效果减弱,仅相貌非常好对劳动参与存在显著影响。模型(3)在模型(2)的基础上又增加婚姻状况、户口、父亲职业、是否有0~3岁儿童、在本地是否可得到熟人的帮助及省级固定效应(即形成式(1)的完整模型),全部变量的导入使相貌对劳动参与的影响稍微增强,且结果依然显示越是貌美者,劳动参与概率越低。

其他变量的回归结果与已有研究一致,健康对女性个体劳动参与决策具有显著的正向影响,即健康状况越好,女性个体的劳动参与概率越高<sup>[24]</sup>。年龄对劳动参与的影响呈倒U型关系,说明对劳动力而言存在年龄的黄金时期,随着年龄的增长,前期积累的体力和精力都达到最佳状态,女性的劳动参与概率也随之增加,但此后年龄的增加可能意味着体力和精力的下降,使她们在劳动力市场上日渐处于劣势地位,劳动参与概率也随之降低<sup>[25]</sup>。婚姻状况对女性个体的劳动参与存在负向影响,与不在婚相比,在婚女性的劳动参与概率下降,其原因在于女性较男性承担更多的家庭责任<sup>[26]</sup>,因此她们极易表现更低的寻找工作意愿、更频繁的进入和退出劳动力市场及更高的保留工资水平等<sup>[27]</sup>。同时,家中有0~3岁儿童对女性个体的劳动参与概率具有显著的制约作用,平均降低44% ( $1 - e^{-0.586} \approx 0.44$ )。

## (二)相貌影响女性劳动参与决策的异质性分析

由于义务教育的实施,我国女性受教育程度得到很大的提高。即便是高等教育和中等教育规模的扩大影响了劳动参与概率,但对决策主体来说,参与市场劳动还是从事家庭劳动完全是个体自主选择的结果,劳动力市场环境仅提供一个影响选择的约束条件<sup>[6]</sup>。为加强样本之间的可比性,本文着重考察受教育程度不同的女性劳动参与决策受相貌影响的异质性。

表4 受教育程度的异质性分析

变 量	(4) 初中及以下	(5) 高中及相当	(6) 大专及以上
相貌	-0.243 ** (0.096)	-0.424 ** (0.194)	0.023 (0.221)
健康状况	0.207 ** (0.099)	0.592 ** (0.237)	0.168 (0.287)
年龄	0.303 *** (0.060)	0.467 *** (0.109)	0.606 *** (0.175)
年龄的平方	-0.004 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.008 *** (0.002)
户口	-0.572 *** (0.203)	-0.089 (0.312)	0.477 (0.383)
婚姻状况	-0.383 (0.320)	-0.799 * (0.468)	-0.270 (0.485)
父亲职业	0.607 (0.411)	0.177 (0.502)	-0.347 (0.409)
家庭收入	0.014 (0.014)	-0.010 (0.012)	0.025 (0.018)
是否有0~3岁小孩	-0.826 *** (0.238)	-0.531 (0.395)	-0.397 (0.459)
在本地是否可得到熟人的帮助	0.014 (0.168)	0.086 (0.409)	1.074 ** (0.445)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制
pseudo R <sup>2</sup>	0.075	0.132	0.156
N	3033	583	681

由表4所示,相貌对女性劳动参与决策的影响只在高中及以下学历体现其重要性,即相貌对劳动参与决策存在显著的负向影响。而具有大专及以上学历的女性个体的相貌对劳动参与决策只存在正向影响,虽然在统计学上并不显著,但在一定程度上反映女性的劳动参与决策存在低学历的“主妇化”效应和可能的高学历“美貌溢价”效应。也就是说,美貌带来的“主妇化”效应在低

学历群体中占主导地位,使女性的劳动参与率下降;而在高学历群体中,美貌带来的“美貌溢价”效应可能使女性的劳动参与率增加。

进一步地,受教育程度为初中及以下的女性个体的相貌对劳动参与决策具有显著的负向影响,即长相越漂亮,劳动参与概率越低。家中有 0~3 岁儿童对女性的劳动参与也具有明显的制约作用。当受教育程度为高中及相当时,相貌对劳动参与决策虽然具有显著的负向影响,且影响效果比初中及以下学历还要大,但自高中开始,随着受教育程度的提升,家中是否有 0~3 岁儿童对劳动参与决策的影响不再显著。其原因可能是受教育程度不同的女性对职业认知的差异,对高学历的女性个体而言,劳动不仅是谋生的手段,更是一种自我实现的高层次需求,接受更多教育能提高女性在劳动力市场上的生产率,使她们拥有更多的市场机会,吸引她们更多地参与市场劳动,而不是进入家庭。在样本数据中,自认为工作是主要谋生手段的个体,高中及以下学历者占比 82.43%,大专及以上学历者占比仅为 17.57%。由此可见,接受更多教育的个体参与劳动的可能性更大<sup>[28]</sup>。虽然劳动参与年龄随受教育年限增加而推后,但受教育程度提高却增加未来劳动参与强度、稳定性及参与年限,这也是将来充分利用人力资源减小相貌差异对劳动参与影响的重要趋势,与发达国家劳动力市场的技能偏好演进趋势相一致<sup>[29]</sup>。所以,从长远来看,人力资本的提高有助于弱化相貌对劳动力市场的影响,提高整体的劳动参与强度。

### (三)相貌影响女性劳动参与决策内生性的处理

当然,貌美者可能也具有一定的选择性。从生物学的角度看,相貌是外生的,良好的相貌是优良遗传基因的体现<sup>[30]</sup>,但随着经济的发展,相貌的内生性也逐渐凸显。例如,是否接受良好的教育、是否拥有较好的家庭资本,这些都可能影响一个人的气质,进而影响相貌。在 CLDS(2016)问卷中,访员对受访者进行相貌评价时还要评价受访者待人接物能力,配合度较高的受访者一般给访员留下较好的印象,访员也会不自觉地提高受访者的相貌评分,进而产生偏误。基于此,本文采用倾向值匹配法来解决由于样本“自选择偏差”而引起的内生性问题。

表 5 相貌对女性劳动参与决策的倾向值分析<sup>①</sup>

匹配方法	处理组	控制组	ATT 估计值	Bootstrap 标准误	T 值
核匹配	0.894	0.912	-0.018	0.011	-1.66 *
K 邻匹配	0.894	0.918	-0.024	0.012	1.95 *

在对年龄、人力资本(受教育程度和健康状况)、家庭资本(父亲职业和户口)、受访者的配合程度和地区特征进行匹配后,表 5 分别报告处理组和对照组的差异及其显著性水平。对全部样本而言,处理组与对照组的差异显示,貌美者的劳动参与概率较非貌美者平均降低 2.1%  $((0.018 + 0.024)/2)$ ,该结果在 10% 的统计水平上显著。尽管在倾向值匹配后,相貌对女性劳动参与决策的影响比基于 Logit 的估计值低一些,但结果仍证实相貌确实在女性的劳动参与决策中发挥重要作用。

### (四)相貌影响女性劳动参与决策的稳健性检验

为验证相貌对女性劳动参与决策的影响作用是否具有一致、稳定的效果,本文以女性劳动参与时间替代劳动参与决策进行再检验(如表 6 所示)。模型(7)~(9)的估计结果均显示,相貌对女性劳动供给时间具有显著的抑制作用,即长相越漂亮,劳动供给时间越短。由此可见,貌美不仅降低女性个体的劳动参与概率,也减少其劳动参与时间。

① 考虑到篇幅限制,在此仅展示倾向值分析结果,具体匹配过程略去,作者备案。

表6 相貌影响女性劳动参与决策的稳健性检验(N=4438)

变 量	(7)	(8)	(9)
相貌一般	-2.387* (1.260)	-2.662** (1.257)	-2.065* (1.250)
相貌较好	-2.641** (1.253)	-3.207** (1.269)	-2.190* (1.268)
相貌非常好	-4.394*** (1.602)	-5.097*** (1.633)	-3.313** (1.636)
控制变量		已控制 <sup>①</sup>	已控制 <sup>②</sup>
地区固定效应			已控制
常数项	46.685*** (1.146)	39.410*** (5.708)	32.613*** (6.909)
adj. R <sup>2</sup>	0.001	0.009	0.042

## 五、进一步的讨论

目前,劳动力市场是社会成员获得社会经济地位、实现向上流动的最重要场域<sup>[31]</sup>,所以个体期望的工作背后其实反映的是他们的社会身份和社会角色。为进一步说明貌美者的低劳动参与概率,本文假设劳动力市场是基于相貌分割的,即非貌美者只能从事X工作,而貌美者则可(或更容易)在工作X和Y之间自由选择,这在一定程度上反映劳动力市场上存在的“相貌歧视”或“美貌溢价”问题。由于体制内工作能给劳动者带来良好的社会声望及较大的晋升空间等额外收益<sup>[32]</sup>,基于“理性人”的考虑及体制内劳动力市场的较高“吸引力”和“排斥力”,进入体制内的工作单位就自然成为具有高技能人力资本含量(包括相貌、受教育程度和健康状况等)劳动力的首要选择。

基于上述讨论,本文将女性个体分为体制内就业、体制外就业和不就业三类群体。其中,党政机关、事业单位及国有企业视为体制内,私营经济、外资经济、个体经济和自由职业等视为体制外。进一步地,X抽象成体制外单位,Y看作体制内单位,以检验貌美者在体制内外的劳动参与决策的差异性。

表7 女性在体制内外的劳动参与的logit回归结果

变 量	体制内 vs 不就业		体制外 vs 不就业	
	(10)	(11)	(12)	(13)
相貌	一般	0.750 (0.461)	0.971** (0.483)	-0.160 (0.229)
	较好	0.683 (0.454)	0.717 (0.475)	-0.391* (0.228)
	非常好	0.515 (0.498)	0.524 (0.529)	-0.606** (0.275)
控制变量 <sup>③</sup>	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
受教育程度	初中	1.330*** (0.382)		-0.422*** (0.149)
	高中	2.146*** (0.413)		-0.636*** (0.192)
	大专	3.279*** (0.458)		-0.250 (0.250)
	本科及以上	4.473*** (0.509)		0.071 (0.317)
常数项	-14.238*** (1.755)	-18.512*** (2.090)	-5.074*** (0.851)	-4.332*** (0.867)
pseudo R <sup>2</sup>	0.315	0.416	0.063	0.070
N	898	896	3959	3957

我们分别对女性个体在体制内就业和不就业、体制外就业和不就业的情况进行两两比较。表7报告模型估计的结果,从模型(10)、(12)可看出,在其他因素相同的情况下,相貌对女性在体制外就业具有显著的负向影响,即长相越漂亮,在体制外就业的概率越低。加入受教育程度变量(模型(11))后,仅相貌一般者对体制内就业和不就业具有显著影响,表明相貌对女性在体制内就业和不就业之间的决策很大一部分是由于受教育程度的差异所致,受教育程度越高,劳动参与概率越

① 控制变量包括受教育程度、健康状况、年龄及年龄的平方项。

② 控制变量包括受教育程度、健康状况、年龄、年龄的平方项、户口、婚姻状况、家庭收入、父亲职业、是否有0~3岁儿童及在本地是否可得到熟人的帮助。

③ 控制变量包括健康状况、年龄、年龄的平方项、户口、婚姻状况、家庭收入、父亲职业、是否有0~3岁儿童及在本地是否可得到熟人的帮助。

大。模型(12)、(13)比较的是体制外就业和不就业的差异,发现在体制外,相貌非常好的劳动参与概率比参照组(相貌较差者)低 45.4% ( $1 - e^{-0.606} \approx 0.454$ ),且通过 5% 的显著性检验,即便加入受教育程度变量后,该结果依然显著,且是否受过高等教育对女性在体制外就业和不就业之间的决策不存在显著影响,说明貌美者的低劳动参与概率主要来自体制外,这可能源于貌美者对工作的“挑剔”。对貌美者而言,体制内的额外收益可使其实现自身效用的最大化,在体制内寻找工作失败的貌美者未必接受体制外就业。因为一旦进入体制外单位,劳动力市场的分割使再次踏入体制内变得更难,导致貌美者在这些单位的竞争和等待,有的可能宁愿以牺牲就业为代价,也不选择在体制外就业。这也恰恰反映劳动力市场存在的相貌歧视,因为非貌美者对工作的期望及要求不及貌美者高,她们的低报酬和低期望对雇主构成吸引力,所以她们在体制外的劳动参与概率较貌美者高。

## 六、结论与讨论

本文以 CLDS(2016)数据为基础,研究相貌与女性劳动参与决策之间的关系,并区分相貌对受教育程度不同的女性个体的异质性效果,探讨体制内外单位对女性整体就业的作用差异。研究结果显示,尽管劳动力市场上存在“相貌歧视”或“美貌溢价”,但貌美对女性的劳动参与决策并没有产生明显的正向作用,反而显著降低女性个体的劳动参与概率,即越是貌美者,劳动参与概率越低;对受教育程度不同的女性个体,其劳动参与决策存在显著的低学历“主妇化”效应,即具有高中及以下学历的女性个体的相貌对劳动参与决策存在显著的负向影响,而具有大专及以上学历的女性个体的相貌对劳动参与决策存在一定程度的正向影响,但结果并不显著;虽然貌美者的劳动参与概率显著低于非貌美者,但这种低劳动参与概率仅体现在体制外单位。

本文关于相貌对女性劳动参与决策的发现并不是要给出一个悲观的结论——越漂亮越不工作,而是分析提高女性劳动参与面临的制约因素,以便寻找突破口。在美貌追逐的现实社会中,我们要积极引导适龄女性个体理性对待相貌与就业,增强其主动学习的能力,提高女性人力资本的保值增值和持续投资,弱化貌美对低学历女性劳动供给的挤出,使其劳动参与更有效,进而实现以提高人力资本积累来削弱相貌对劳动参与决策的影响。

需要说明的是,本文在研究上也存在一些不足。首先,由于 CLDS(2016)数据没有提供访员的信息,而受访者相貌的评价是基于访员的个人评价,因而没有对访员进行控制是一个主要的不足。其次,文中提到高学历女性在劳动力市场上可能存在“美貌溢价”效应,但统计分析中并没有通过显著性检验,这还需在后续研究中加以论证。

### 参考文献:

- [1] 王靖雯,魏思琦.“婚姻法司法解释三”对女性劳动力供给的影响[J]. 经济学动态,2016,(7): 44-50.
- [2] 卿石松. 性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究[J]. 社会科学,2017,(11): 91-100.
- [3] 尹木子. 女性主妇化的影响因素——基于中国社会状况综合调查数据的研究[J]. 人口与发展,2016,(1): 19-27.
- [4] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究,2010,(4): 4-13.
- [5] 吴伟平,章元,刘乃全. 房价与女性劳动参与决策——来自 CHNS 数据的证据[J]. 经济学动态,2016,(11): 57-67.
- [6] 吴要武. 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[J]. 劳动经济研究,2015,(4): 3-30.
- [7] Hamermesh D. S., Biddle J. E. Beauty and the Labor Market[J]. American Economic Review, 1994, 84(5): 1174-1194.
- [8] 落合惠美子,宫坂靖子,周维宏. 亚洲社会的家庭和两性关系[M]. 北京:世界知识出版社,2011. 322.
- [9] 黄华. 从陈衡哲的女性观看当代中国“新主妇”[J]. 首都师范大学学报(社会科学版),2016,(6): 70-78.
- [10] 吴小英. 主妇化的兴衰——来自个体化视角的阐释[J]. 南京社会科学,2014,(2): 62-68.
- [11] 风笑天,肖洁. 中国女性性别角色意识的城乡差异研究[J]. 人文杂志,2014,(11): 107-116.
- [12] 吴利娟. 多元表述中的社会性别规范生产——对“嫁得好”与“干得好”的话语分析[J]. 中华女子学院学报,2017,(1): 69-76.



- [13] Griffey J. A., Little A. C. Infant's Visual Preferences for Facial Traits Associated with Adult Attractiveness Judgements: Data from Eye-tracking [J]. *Infant Behavior and Development*, 2014, 37(3): 268–275.
- [14] Griffin A. M., Langlois J. H. Stereotype Directionality and Attractiveness Stereotyping: Is Beauty Good or is Ugly Bad? [J]. *Social Cognition*, 2006, 24(2): 187–206.
- [15] 江求川, 张克中. 中国劳动力市场中的“美貌经济学”: 身材重要吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2013, (2): 983–1006.
- [16] Kuhn P., Shen K. Gender Discrimination in Job Ads: Theory and Evidence [Z]. NBER Working Paper, 2011, No. 17453.
- [17] Heckman J. What has been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years? [J]. *American Economic Review*, 1993, 83(1): 116–121.
- [18] 郭继强, 费舒澜, 林平. 越漂亮, 收入越高吗?——兼论相貌与收入的“高跟鞋曲线” [J]. *经济学(季刊)*, 2017, (1): 147–172.
- [19] 孟捷, 李怡乐. 关于劳动力市场分割动因的三种解释——评述与拓展 [J]. *当代财经*, 2012, (6): 5–15.
- [20] Kunze A. The Determination of Wages and the Gender Wage Gap: A Survey [Z]. IZA Working Paper, Bonn, 2000, No. 193.
- [21] 张樨樨, 生光旭. 全面二孩政策背景下的城镇女性劳动参与: 理论、实证与政策框架 [J]. *华东师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2017, (4): 112–122.
- [22] 边燕杰, 李路路, 李煜. 结构壁垒、体制转型与地位资源含量 [J]. *中国社会科学*, 2006, (5): 100–109.
- [23] 卿石松. 性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究 [J]. *社会科学*, 2017, (11): 91–100.
- [24] 解巫. 健康对劳动力退出的影响 [J]. *世界经济文汇*, 2011, (1): 109–120.
- [25] 杨凡. 流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究——基于倾向值方法的分析 [J]. *人口研究*, 2015, (6): 94–104.
- [26] Ortega C. Gender Gaps in Unemployment Rates in Argentina [J]. *Económica*, 2008, (54): 161–202.
- [27] Azmat G., Güell M., Manning A. Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries [J]. *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(1): 1–37.
- [28] 袁晓燕, 石磊. 受教育程度对女性劳动时间配置的影响研究 [J]. *上海经济研究*, 2017, (6): 31–41.
- [29] Acemoglu D., Autor D. H. Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings [J]. *Handbook of Labor Economics*, 2011, 4(1): 1043–1171.
- [30] 刘一鹏, 郑元, 张川川. 长得好有高收入?——中国劳动力市场的相貌歧视问题研究 [J]. *经济评论*, 2016, (5): 83–95.
- [31] 李路路, 朱斌, 王煜. 市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动 [J]. *中国社会科学*, 2016, (9): 126–145.
- [32] 刘志国, James Ma. 劳动力市场的部门分割与体制内就业优势研究 [J]. *中国人口科学*, 2016, (4): 85–95.

## Appearance and Women's Labor Participation ——Evidence from CLDS Data

LI Nan

(School of Public Management, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

**Abstract:** Based on the data from China labor-force dynamic survey(2016), this paper extracts the “housewifization” effect and the “beauty premium” effect in the labor market from the empirical data, and explain the reasons for the decline of attractive women's labor participation rate. First, although there is “appearance discrimination” or “beauty premium” in the labor market, beauty does not have a significant relation with women's participation in the labor market. On the contrary, the more beautiful the woman is, the lower probability of her participation in the labor market. This result still holds true when the labor participation decision-making factor is replaced by the labor participation time. Second, for female individuals with different educational levels, their labor participation decision-making has a significant effect of “housewifization” with low educational background. Third, although the labor participation probability of attractive women is significantly lower than that of unattractive ones, this kind of low labor participation probability mainly occurs in the units outside the system. This paper reveals the effect of “beauty premium” and “housewifization” effect on the decline of women's labor participation rate and the mechanism behind it, which provides a new explanation for the decline of women's labor participation rate in China.

**Key words:** Appearance; Housewifization; Beauty Premium; Labor Participation

(责任编辑: 化 木)