

性别收入差异再探

——基于 2010 年中国妇女地位调查数据*

贺光烨 计迎春 许苏琪

提 要：基于 2010 年中国妇女地位调查，本文从人力资本及家务劳动的角度对当代中国男女收入差异进行了剖析。OLS 回归结果显示，控制了个体其他特征之后，女性的收入比男性低 40%。相比人力资本，家务劳动对两性收入差异的解释力更大。分析进一步采用非条件化分位数回归和布林德—瓦哈卡反事实分解来检验不同收入分位下的性别收入差异。结果显示，调整了女性劳动参与的选择性偏误后，女性在收入低分位呈现优势，随收入分位增加，女性劣势越发明显。主要原因在于，对于高收入群体，女性家务负担相较男性仍旧更高；婚姻、工作时间对女性的收入惩罚更大；女性在私企外企的收入回报相较男性更低。此外，相比男性，女性的教育年限和专业职业资格的收入回报随收入分位数的增加而变大。

关键词：性别收入差异 人力资本 家务劳动 公私领域分离

一、引 言

回顾新中国成立 70 年来的社会发展，转型前后的社会不平等演变始终是各界关注的重要议题。其中，性别不平等这一融合了宏观经济与文化、中观组织和机构、微观家庭及个体的议题也聚集了学术界的研究目光。70 年中，女性的受教育程度不断提升、女性主义与平等主义观念不断传播，可性别收入不平等的情况似乎并未得到改善。李实等人（2014）通过分析 1995 年、2002 年和 2007 年中国居民收入调查数据发现，在 1995 年，由性别本身所带来的城镇职工收入差距为 10.5%、

* 本研究获得国家社科基金青年项目（项目编号：17CRK024；主持人：贺光烨）的资助。文责自负。

2002 年达到 17.4%、2007 年增至 29.7%。类似地,还有学者指出,从 1987 年到 2004 年两性的收入差异逐渐从 8%—10% 上升至 17%—32%。这一趋势尽管自 00 年代中后期有所缓解,却仍然严重(边燕杰、张展新,2002;王天夫,2008;Chi & Li, 2008; Liu et al., 2000; Wu & Zhou, 2015)。不仅如此,简·格雷(Golley et al., 2019)等学者近期有关收入不平等的研究甚至发现,在众多因素中,性别对其背后机会不平等程度的影响几乎是最大的,且这一影响并不局限于某一年龄段,而普遍存在于所有年龄段中。在这一背景下,对性别收入不平等作用机制的进一步深入且细致地研究是必要且亟须的。

解释两性收入差异的最经典理论是人力资本理论(Becker, 1964)。学者们往往认为两性在人力资本上的差异是导致他们收入差异的主要因素。在已有研究中,学者们大多用教育水平来表证人力资本。贝克尔(Becker, 1962)曾指出,人力资本分为通用型和专用型。教育水平在很大程度上只能反映通用型的人力资本。而专用性人力资本,这种专属于特定行业特定职业的特殊人力资本往往才是个体保持核心竞争力的重要优势。不仅如此,随着高等教育的大规模扩张,两性的教育水平趋于一致甚至出现反转,教育水平的影响逐渐减弱,人力资本理论的解释力在实证层面受到了质疑。

对两性收入差异的另一个结构性的解释是公私领域分离的视角(Ferguson, 2013)。该视角的观念基础在于其根据男女的天性以及在社会和家庭生活中的作用将社会分成两个领域,即公共领域(工作)和私人领域(家庭),认为公共领域属于男性,而私人领域属于女性。其通过强调女性在公共领域的从属地位合理化女性在公共领域的劣势。在西方社会工业化和市场经济推进的过程中,女性主义学者对公私领域的分离进行了批评,指出这种结构层面的变化是性别不平等的根源。借鉴这一思想,计迎春等学者(2017)基于中国 20 世纪 70 年代末 80 年代初以来的市场化大背景,进一步提出了中国情境下的公私领域分离和性别观念理论。其认为,市场转型后,单位制瓦解,原先由国家与单位部分承担的社会再生产职责被部分推回到私人领域的个体家庭中,这些家庭职责再一次落回女性身上。对于工作女性,市场化加剧了她们的家庭困境,严重阻碍了女性在公共领域的表现,也加重了女性在家庭中的负担,从而加剧了性别收入不平等。

有关公共领域性别收入差异的研究大多关注男女在收入差异上的平均效应,而忽略了不同收入梯度内不同个体产业结构职业分布的差异,两性在公私领域教育、

家务劳动等特征的分布和影响,以及可能存在的歧视在不同收入梯度也可能有所不同。且抛去纯粹的性别歧视因素,两性在人力资本尤其是专用型人力资本的差异,也可能是造成当今性别收入差异的重要因素。然而由于数据限制,专用性人力资本在以往的收入估计中常常被忽略。基于2010年中国妇女地位调查,本文采用非条件分位数回归(RIFQR)尝试对两性在不同收入分位上的差异进行再探究。为寻找导致不同收入分位上性别差异的主要因素,本文还将结合布林德—瓦哈卡(Blinder-Oaxaca)分解结果回答:两性在不同收入分位上所呈现的差异到底是由于两性在不同分位上的特征(尤其是专用性人力资本和家务劳动)分布差异,还是特征回报的差异,或者是存在某些歧视(Jann, 2008)。

二、理论框架

西方经济学和社会学中关于男女在教育、就业和收入等方面的不平等及其变迁有着大量的论述。总体而言,性别不平等随着时间推移而有下降的趋势,这一过程与经济发展、教育扩张等社会趋势密切相关(Reskin, 2003)。自1978年市场转型以来,中国经济发生了翻天覆地的变化。GDP的增长、产业结构的优化令更多女性参与到比较优势更大、回报率较高的非农就业尤其是第三产业中。不仅如此,经济发展增加了对高教育劳动力的需求,加快了教育改革的步伐。自20世纪90年代以来,中国高等教育规模实现了快速扩张,两性的教育差距大大减少。不仅如此,年轻一代女性接受大学教育的比例甚至超过了男性。不少西方国家经验发现显示,不论是教育分层的变化还是教育扩张均有利于女性(Hout & Diprete, 2006)。可是在中国,导致性别收入差异居高不下的原因亟待研究。

传统的市场转型理论认为,市场化会导致经济效益成为企业衡量一切的最高指标,且雇主在劳动力配置和工资分配方面拥有较大的自主权,从而使得人力资本成为企业衡量劳动者的最高指标(边燕杰等, 2006; 王天夫等, 2008; 李春玲、李实, 2008)。在中国,劳动力市场上两性平均教育水平在2001年便已趋同,且至2010年女性在大学入学率方面甚至反超男性(Wu & Zhang, 2010)。贝克尔(Becker, 1962)将人力资本分为通用型和专用型两种。教育水平在很大程度上只能捕捉通用型的人力资本。而专用型人力资本,这种专属于特定行业特定职业的特殊

人力资本往往才是个体保持核心竞争力的重要优势。专用型人力资本越高，个体在岗位上越能发挥专用性优势，其对企业的绩效贡献也会更大，从而专用型人力资本的回报可能更高。高等教育扩张所致的两性教育水平差异减少反映的是男女在通用型人力资本上差异的缩小，而两性在专用型人力资本上的差异可能才是导致性别收入差异的主要因素。

然而，基于西方经济学的研究，即便雇主是理性的、不带任何偏见的，他们在雇佣员工及分配报酬时，仍可能对特定群体实行“统计歧视”（statistical discrimination）。即雇主在录用或评估员工时往往通过一些外在特征，比如性别、年龄等，基于群体的平均情况（而非个人的具体特征）对个体的能力作出判断（Arrow, 1974; Phelps, 1972）。就性别而言，基于传统性别角色分工，女性是家庭职责的主要承担者。在考虑雇佣，支付薪水时，很多雇主认为女性尤其是已婚、育有子女的女性会因为将时间精力更多地放在家庭中，而在工作上投入不足。即便其他特征相似，男员工的薪水也可能较女员工更高。

在中国，对于工作女性，传统性别分工模式所致的工作家庭冲突是影响她们职业生涯的重要因素（金一虹，2013；宋少鹏，2011）。计迎春等（2017）学者通过借鉴西方学者对于公私领域分离的批判，在中国市场改革的背景之下对中国性别不平等进行了进一步剖析。他们指出，市场转型之后，随着单位制的瓦解，原先由国家与单位部分承担的社会再生产职责被逐步推回到私人领域的个体家庭中。公共领域的物质生产功能和私人领域的社会再生产功能日益分化。也正因为传统性别分工，这一类包括子女与老人照料、家务等的负担又因为“路径依赖”落到女性的肩膀上。市场化使得工作女性面临两难境地，她们承受着来自工作和家庭的双重负担，这在一定程度上影响了女性在工作中的投入和劳动力市场的性别歧视，阻碍了她们在职业上的发展，进而加剧了两性在劳动力市场上的收入不平等（贺光烨，2015；Wu, 2019）。这一现象并非单向进程，而会进入一个能够形塑家庭与性别意识形态的恶性循环，造成性别本质主义、传统儒家男权文化的潜在复兴，以及新自由主义的扩张，这种结构上的变迁又和性别意识形态的变化相互呼应，进一步固化了性别不平等（计迎春、郑真真，2018；Ji et al., 2017）。因此，自市场转型以来，日益增加的家庭责任，以及相应所需承担的家务情况可能是解释性别收入差异增加的重要因素。

值得提及的是，目前有关性别收入差异的研究大多集中在平均工资方面，然而

对平均工资的研究无疑忽视了在不同收入层次上呈现的不同形态的性别收入差距。在不同收入分位内,产业结构职业分布等均存在差异。近年来,国内外越来越多的学者发现两性的收入差异确实不同收入层次上有所不同(陈建宝、段景辉, 2009; 葛玉好, 2011; 李雅楠, 2014; 姚先国, 2007; Albrecht et al., 2003; Blau & Kahn, 2017; Rica et al., 2004)。然而鉴于所研究国家的国情和时间跨度的差异,两性的收入差异到底在高收入层次还是低收入层次更明显在西方研究中并不一致。有学者指出,控制了其他特征之后,在英国、丹麦、芬兰、德国、瑞士、瑞典等国家,两性的收入差异在高收入分位中更大(Albrecht et al., 2003; Arulampalam et al., 2007; Rica et al., 2004);而在西班牙,性别收入差异低收入分位中更明显(Rica et al., 2004)。在中国,不一致的结论同样存在。例如,葛玉好、曾湘泉(2011)使用中国城镇住户调查(UHS)1988—2001年的数据发现,工资分布顶端,即高收入分位的性别差距更大,且经过差异分解之后发现歧视更大程度地解释了高收入分位的性别差异。李雅楠(2014)基于中国营养与健康调查(CHNS)1991—2009年六次的调查数据,陈梅等(2018)基于2002—2013年的数据也得出了类似的结论。然而在最近的研究中,王兆萍和王雯丽(2020)利用CGSS2015的数据发现性别工资差距随着收入分位的增加而减少。

上述研究,往往是从人力资本理论与性别歧视理论相结合的视角出发,考察差异究竟来源于可解释的人力资本特征还是无法解释的歧视因素。就人力资本而言,学者们大多关注通用型人力资本(尤其是教育程度或者教育年限),而忽略专用型人力资本(如专业培训)对于收入的影响。就性别歧视而言,大多数实证分析尽管考虑了女性的性别角色期待,却忽视了婚姻与生育以及与之密切相关的照顾职责带来的隐性劣势对女性收入的直接影响。他们认为,这些隐蔽劣势一般间接通过女性更短的工作时间、中断的劳动力参与间接呈现。然而,有更多的相应特征无法通过这些人力资本变量得到表现,比如因为家务负担而导致工作效率不高、为了兼顾照顾职责不得不选择收益较低、风险较小的“母亲友好型”(mother-friendly)工作(Budig & England, 2001)。王兆萍和王雯丽(2020)的研究纳入了婚姻与18岁以下孩子数量这两个影响变量之后发现,婚育对于高收入层性别收入差异存在较大影响且影响稳定。无疑,这些变量在一定程度上反映了工作女性的难以逃脱的家庭职责,却无法直接反映工作女性对于家庭的隐蔽投入,以及这种隐蔽投入背后所牵涉的妥协,与带来的“惩罚”。迄今,有关两性在隐蔽投入上的差异究竟能在多大程

度上解释两性的收入差异基本停留在争辩的层面，亟待实证检验。有学者指出，家务劳动时间恰恰可以作为这种隐蔽投入的测量直接反映两性在无偿家务投入中的差异（Blackburn, 1999; Dong & An, 2012;）。因此，本文将在前人研究的基础上，对人力资本和婚姻的效应进行进一步的拆解和分析，试图对当今的性别收入差异进行再探，主要关注在不同的收入分位数上，究竟什么因素（尤其是专用型人力资本和家务劳动）对两性收入差异影响更大。

三、数据、变量与分析模型

（一）数据

本文使用的数据为2010年中国妇女地位调查。该数据由全国妇联主持，采用了按地区发展书评分层的三阶段不等概率（PPS）抽样。其中，第一阶段抽样单位为县、区及县级市，第二阶段抽样单位为村、居委会；第三阶段抽样单位为家庭户。样本覆盖全国31个省、市、自治区的人口（除内蒙古、台湾、香港、澳门）。本研究旨在分析两性收入差异，因此，我们将研究对象限定为居住在城市地区20—49岁的从事非农工作的主要工作年龄人口，除去变量缺失后，最终样本为8717人。

（二）变量

本研究的因变量为上一年受访者的年收入情况。考虑到年收入分布呈右偏，在分析中容易出现异方差情况而影响估计有效性，基于以往做法，我们对收入取了对数。

本文主要从公域的人力资本和私域的家务情况两大方面研究男女收入差异，因此，性别、人力资本和家务情况为文章的关键自变量。性别变量为二分变量（1 = 女性；0 = 男性）；人力资本包含通用型人力资本和专用型人力资本，这里我们假定学校所教授的知识大多为通用型知识，针对工作所接受的专业培训以及获得的专业技术资格为专用型人力资本。因此，我们用连续变量——教育年限来近似通用人力资本。用“近三年来您有没有参加过培训或进修”（1 = 有；0 = 没有），以及“您目前是否有专业技术职称或技术等级”（1 = 有；0 = 没有）来近似

专用型人力资本。家务情况包含两个方面的信息，一是家务劳动时间，该信息是受访者调查时间对前一天家务劳动时间的大致估算，二是是否与 15 岁以下未成年子女同住，考虑这个变量的信息在于，与子女尤其是未成年子女同住涉及养育照料等工作，而这些工作往往被视作女性的责任，不仅如此，与家庭外部的生产劳动相比，养育照料的工作经常被贬值，也常被视作次要劳动。然而，这些工作在现实生活中占据和消耗了女性很多时间和精力，可能影响女性对工作的投入，进而影响女性的职业发展。

此外，为尽可能准确地反映人力资本和家务情况的影响，在分析中，我们还控制了一系列可能与关键自变量存在相关的个体特征。这些变量包括连续变量年龄，以及年龄的平方，婚姻状况（1 = 结过婚；0 = 从未结婚），党员身份（1 = 是；0 = 否），农村户口（1 = 是；0 = 否）；上周平均每日工作小时数，及工作单位类型（1 = 政府机关、事业单位；2 = 国有或集体企业；3 = 私营企业、外企或其他）。由于省份之间差异大，发展不平衡，省份内部个体差异相对较小的情况，分析中我们调整了省份集聚效应。所有相关变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 相关变量的描述性统计

	总样本	男性	女性	P 值
近 3 年参加培训（1 = 有）%	33. 85	35. 14	32. 67	. 015
专业技术职称（1 = 有）%	24. 28	26. 09	22. 62	. 000
结过婚（1 = 是）%	86. 50	84. 46	88. 38	. 000
党员（1 = 是）%	19. 89	24. 06	16. 05	. 000
农村户口（1 = 是）%	26. 81	28. 24	25. 49	. 004
15 岁以下同住子女（1 = 有）%	50. 06	49. 75	50. 35	. 569
年龄	36. 39 (7. 95)	36. 54 (7. 99)	36. 26 (7. 90)	. 107
教育年限	11. 65 (3. 02)	11. 79 (2. 98)	11. 52 (3. 05)	. 000
家务劳动时间（小时/天）	1. 58 (1. 70)	0. 88 (1. 16)	2. 22 (1. 86)	. 000
工作时间（小时/天）	6. 07 (3. 85)	6. 60 (3. 64)	5. 58 (3. 98)	. 000

续表

		总样本	男性	女性	P 值
工作单位%					
	政府机关、事业单位	28. 14	27. 01	29. 17	. 024
	国有或集体企业	22. 20	24. 46	20. 12	. 000
	私营企业、外企或其他	49. 66	48. 52	50. 71	. 040
N		8832	4235	4597	

注释：括号里的数字为标准差。

（三）分析方法与策略

本分析主要关注人力资本和家务承担情况对男女收入差异的影响，分析分为三步。第一步，我们利用 OLS 回归来检测总体收入情况，通过逐步回归的方式检验解释影响性别收入差异的关键因素。

考虑到不同收入梯度内产业结构职业分布的差异，不同收入梯度之间个体特征区别较大，特征回报也可能存在不同，基于此，在第二步分析中，我们采用非条件分位数回归（RIFQR），看两性收入随收入梯度变化的情况，以及不同特征变量的收入回报随梯度的变化情况。^① RIFQR 由塞吉奥·菲尔波等（Firpo et al.，2009）学者提出，主要利用分布统计量再中心化影响函数对不同因变量分位数进行分析。本分析主要关注性别收入差异，RIFQR 回归方程可以表达为：

$$RIFlnEarn:v = Q_t + \frac{\tau - \{lnEarn \leq Q_t\}}{f_{lnEarn} Q_t}$$

(1)

其中， $lnEarn$ 为对数年收入， v 为表达 t 分位点 f_{lnEarn} 的统计量； Q_t 为 t 分位点的非条件分布； f_{lnEarn} 为 $lnEarn$ 的边际密度函数。我们可以将模型简单表达为：

$$RIFlnEarn:Q_t = X_i\beta_i + \varepsilon_i$$

(2)

方程（2）中， X_i 为人力资本、家务承担情况等个体家庭特征。 β_i 为对应 X_i 的回归系数， ε_i 为方程残差。

① 相比较早的条件分位数回归，非条件分位数运用再中心化影响函数（recentered influence function），使得各分位数的条件期望与总体非条件期望相等，符合期望迭代法则。因此，所得的非条件片效应，即模型系数解释更具普遍性。更重要的是，也正因为符合期望迭代法则，其结果还可以进一步用于布林德—瓦哈卡分解，从而有助于政策研究者探究不同因变量分位数的组间差异来自可解释的自变量分布差异，还是不可解释的回报，或者歧视等。

第三步,为解读两性在不同收入梯度的差异,本文基于方程(2)保留的收入分位数样本,对各收入分位数方程进一步运用了布林德—瓦哈卡分解,进而观察不同收入梯度所呈现的性别差异到底是由于两性在梯度内的特征分布差异,还是特征回报的差异,或者是存在某些歧视(Jann, 2008)。

一般来讲,通常只有参与工作的个体的工作收入才可能被观察到。基于传统性别角色定位,男性更多地承担养家糊口的责任,女性则更多地承担家庭照料的责任。因此,男性的劳动参与更具普遍性,女性的劳动参与选择性则较高。不仅如此,在不同收入梯度上女性劳动参与选择性可能不同,如若忽略,模型估计则可能存在选择性偏误。为处理零收入可能导致的偏差,我们在布林德—瓦哈卡分解中的第一步,即估计女性收入方程时运用了赫克曼两步法,基本思路为:首先,基于整体女性样本估计劳动参与情况,用probit模型估计个体劳动参与的概率。然后,将基于所估计的概率的概率密度函数和分布密度函数合并为一个新的解释变量——逆米尔斯比率(inverse mills ratio),并在估计收入方程时加以控制即可。

需提及的是,赫克曼校正的模型识别条件,第一步选择模型中的变量要至少有一个不在第二步的收入估计方程中,且这个(些)变量需要满足两个条件:(1)影响女性劳动参与;(2)不直接影响女性的收入。大量研究表明,个体工作所在地的就业规范会对个体的劳动参与具有影响。如果所在地区女性劳动参与率高,这一方面意味着当地女性自身的就业积极性较高;另一方面则可能意味着社会对女性就业的包容性较高。在第一阶段选择模型中,我们将当地女性的劳动参与率作为关键识别变量。考虑到女性劳动参与率与工作人口性别比密切相关。在性别比较高(即女性所占比重较大)的地区,女性工作可能是由于家中缺乏男性劳动力,此时女性的劳动可以看作是一种补偿行为而非社会对女性就业保有较宽容的态度。而在性别比较低(女性所占比重较小)的地区,女性工作则更可能反映的是所在地对女性就业的宽容,或者说所在地具有更加开放的性别观念。^①基于此,本文所用的女性劳动参与率计算如下:

$$FLFP_{adjust} = FLFP_{pw} \times \frac{fprop_{all}}{fprop_{pw}} \quad (3)$$

① 为了检验省份女性劳动参与作为选择模型的合理性,即省份女性劳动参与不会直接影响个体收入,我们在收入模型中直接纳入该变量,同时观察变量显著性。STATA结果显示,在控制了其他特征之后,该变量在0.05显著性水平下并不显著。这说明,省份女性劳动参与并不直接与个体收入相关。

其中, $FLFP_{adjust}$ 为我们所关注的调整后女性劳动参与率, $FLFP_{pv}$ 为该省女性劳动参与率, $fprop_{pv}$ 为该省 18 岁或以上工作人口女性比例, $fprop_{all}$ 为全国 18 岁或以上工作人口女性人口比例。从公式 3 可见, 本文的调整女性劳动参与率就是该省女性劳动参与率和全国女性比例与该省份女性比例比率的积, 该比率相当于权重。如果省 A 和省 B 女性劳动参与率相同, 省 A 女性人口比例高于全国平均水平, 而省 B 大于全国平均水平, 那么在计算时, 我们就给省 A 一个小于 1 的权重, 原因在于: 省份工作人口性别比越高 (女性比重越大), 一定程度上意味着男性劳动力偏少, 因此女性的劳动参与更多的是生活所需, 而非性别观念更加开放。调整这一权重在很大程度上可以改善对劳动参与率的估计。对于该变量, 数值越大, 表示省份对女性劳动参与的支持度包容度越高。

基于两性非条件分位数收入的估计结果, 我们进而对不同分位点的男性女性收入方程进行布林德—瓦哈卡分解。简单起见, 在介绍分解过程时, 我们省略了赫克曼选择过程。假定男性女性收入方程如下:

$$\text{男性:} \quad \ln Earn_i^M = \beta_i^M x_i^M + \varepsilon_i^M \quad (4)$$

$$\text{女性:} \quad \ln Earn_i^F = \beta_i^F x_i^F + \varepsilon_i^F \quad (5)$$

其中, 上标 M 和 F 分别对应男性和女性。 $\ln Earn_i$ 为个体对数年收入。 x_i 为一列自变量, 包含个体的教育年限、近三年职业培训情况、专业职称的持有情况、党员身份、户口类型、与 15 岁以下子女同住情况、家务劳动时间、工作时间以及工作单位。 β_i 相应变量的回归系数, ε_i 为残差项。

$$\begin{aligned} \overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F} &= [\overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F}]' \beta_i^F + \overline{\ln Earn_i^{F'}} (\beta_i^M - \beta_i^F) \\ &+ [\overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F}]' (\beta_i^M - \beta_i^F) \end{aligned} \quad (6)$$

为探知影响男女对数年收入差异 $\overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F}$ 的关键, 我们将该差异分解成三个部分, 第一项 $[\overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F}]'$ 表示特征分布差异, 第二项 $\overline{\ln Earn_i^{F'}} (\beta_i^M - \beta_i^F)$ 表示特征的回报差异, 以及最后一项 $[\overline{\ln Earn_i^M} - \overline{\ln Earn_i^F}]' (\beta_i^M - \beta_i^F)$, 反映特征分布和回报差异同时存在的情况。

本文旨在揭示女性的收入劣势来源, 因此, 我们布林德—瓦哈卡分解结果是从

女性角度来看。在估计特征分布差异时，我们用女性方程的回归系数 β_i^f 进行加权。类似地，在估计特征的回报差异时，我们用收入分位点女性的平均特征 $\overline{\ln Earn_i^f}$ 进行加权。

四、分析结果

（一）OLS 回归

表 2 展示了 OLS 回归分析结果，模型 1 为基线模型，包含女性，婚姻状况、工作时间、年龄、年龄平方、党员身份、农村户口、工作单位等常见个体人口、社会学特征。模型结果显示，控制了其他个体的人口社会学特征之后，女性年收入比男性少 40.25%。与以往文献一致，相比非党员，党员身份对个体收入具有提升作用。农村户口相比非农户口具有收入劣势。为检验两性人力资本差异对性别收入差异的影响，模型 2 控制了个体的通用型人力资本——教育年限，然后在模型 3 中又控制了专用型人力资本——近 3 年参加培训情况以及是否具有专业技术职称。模型 3 结果显示，加入人力资本变量后，女性系数绝对值略有减少，这意味着人力资本可以解释部分性别收入差异。且不论是通用型人力资本还是专用型人力资本均与个体收入呈正相关。控制了其他变量后，教育年限每增加 1 年，收入增加 10.52%。相比近 3 年未参加过任何工作相关培训的，参加培训会增加 22.14% 的收入。且相比没有国家认可的专业技术职称的，具专业技术职称的个体收入会增加 21.29%。

表 2 OLS 回归预测对数年收入

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
女性	-.516 *** (.025)	-.495 *** (.025)	-.489 *** (.024)	-.493 *** (.024)	-.357 *** (.026)
教育年限		.118 *** (.005)	.100 *** (.005)	.100 *** (.005)	.096 *** (.005)
近 3 年参加培训			.200 *** (.028)	.201 *** (.028)	.187 *** (.028)
专业技术职称			.210 *** (.031)	.211 *** (.031)	.199 *** (.031)

续表

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
15 岁以下同住子女				-.090 ** (.031)	-.067 * (.030)
家务劳动时间					-.121 *** (.009)
结过婚	.014 (.049)	.062 (.048)	.049 (.047)	.103 * (.051)	.174 *** (.051)
工作时间	.077 *** (.003)	.074 *** (.003)	.073 *** (.003)	.073 *** (.003)	.051 *** (.003)
年龄	.091 *** (.017)	.095 *** (.016)	.087 *** (.016)	.104 *** (.017)	.101 *** (.017)
年龄平方	-.001 *** .000	-.001 *** .000	-.001 *** .000	-.001 *** .000	-.001 *** .000
党员	.376 *** (.034)	.185 *** (.035)	.148 *** (.035)	.146 *** (.035)	.142 *** (.034)
农村户口	-.262 *** (.031)	.042 (.033)	.045 (.033)	.050 (.033)	.041 (.033)
工作单位（参照组：政府机关、事业单位）					
国有或集体企业	-.257 *** (.037)	-.114 ** (.036)	-.084 * (.036)	-.087 * (.036)	-.082 * (.036)
私营企业、外企或其他	-.230 *** (.034)	-.014 (.034)	.038 (.034)	.038 (.034)	.032 (.034)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
职业虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	7.982 *** (.281)	6.133 *** (.286)	6.315 *** (.285)	6.092 *** (.294)	6.356 *** (.292)
N	8717	8717	8717	8717	8717
R 平方	.170	.215	.225	.226	.243

注：（1）* p<0.05，** p<0.01，*** p<0.001；（2）括号里的数字为标准误；（3）考虑到专业培训和专业技术职称与所从事职业密切相关，且不同省份职业行业分别存在较大差异，所有模型均对职业和省份进行了控制。

为检验家务承担情况对两性收入差异的解释力，模型 4 加入了与 15 岁以下子女同住情况。我们发现，相比未与 15 岁以下子女同住的个体，与未成年子女同住会显著降低个体收入。然而该变量的加入有些许加剧女性的收入劣势，尽管不显著。原因在于：相较而言，未成年子女更倾向与母亲同住，而与未成年子女同住往往意味着需要将更多时间精力花在抚养、照料、辅导子女上。为验证这一时间分配情况对

性别收入差异的影响，在模型 5 中，我们进一步加入家务劳动时间。结果发现，相比模型 4，加入这一变量后，女性系数的绝对值减少约 28%，这表明男女在家务劳动时间上的差异确实对性别收入差异具有相当大的解释力。不仅如此，与未成年子女同住的变量系数绝对值也减少了 25.56%，这在一定程度上表明，与 15 岁以下未成年子女同住增加了女性家务劳动时间，因此，家务劳动时间还解释了一部分同住对收入的负影响。

（二）非条件分位数回归

通常，收入的分布呈现严重右偏。尽管取对数可以一定程度上减少其非正态性，然而并无法完全消除。由于产业、职业等在经济回报上存在很大差异，农林牧渔业一般收入较低，而金融服务业等收入较高，农民、体力工人的收入相对较低，职业经理人，医生收入较高。不仅如此，不同收入梯度下，个体的特征分布可能存在很大差异，不仅如此，不同收入梯度所偏重的个体特征也存在差异，也就是说，不同收入梯度上不同变量特征的回报可能不同。我们接下来采用非条件分位数回归对对数年收入进行估计。需注意的是，由于传统的性别角色分工，女性的劳动参与相较男性更加具有选择性，如果忽略，模型估计结果可能会出现选择性偏误。因此，对于女性收入方程，我们进行了赫克曼校正，在第一阶段劳动参与决策模型中除了年龄、教育、党员身份、户口类型与未成年子女同住情况，我们加入了省份调整女性劳动参与率作为当地女性劳动参与规范的测量。^① 赫克曼一阶选择模型结果显示，当地女性劳动参与规范显著影响个体的劳动参与决策。省份劳动参与的性别规范越开放，女性参与劳动的概率越高（ $p < 0.001$ ）。^② 基于选择计算所得逆米尔斯率在收入 10 分位和 90 分位在 0.05 显著性水平下统计显著（ $p < 0.05$ ），在收入 50 分位上边际显著（ $p < 0.1$ ），意味着如果忽略该变量，女性对数年收入估计会存在选择性偏误。

由表 3 的非条件分位数回归结果可见，控制了其他个体特征后，人力资本和家务承担情况对男女收入均有不同影响。对于男性，教育年限在各收入分位数均呈现显著的正向影响，且系数相当。而对于女性，教育年限的影响在收入 10 分位处并不显著，但是随着收入分位数的增加，教育年限的影响不断增加。近 3 年工作培训对男

① 限于篇幅，结果未显示，感兴趣的读者可以跟作者索取。

② 同上。

表 3

非条件分位数回归预测男女对数年收入

变量	男性			女性		
	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位
教育年限	.089 *** (.015)	.067 *** (.005)	.089 *** (.008)	-.026 (.038)	.087 *** (.014)	.159 *** (.021)
近 3 年参加培训	.140 * (.059)	.111 *** (.026)	.099 * (.044)	-.001 (.096)	.115 ** (.036)	.101 (.054)
专业技术职称	.225 *** (.057)	.119 *** (.027)	.012 (.047)	.15 (.110)	.263 *** (.041)	.344 *** (.062)
15 岁以下同住子女	-.113 (.072)	-.052 (.027)	-.051 (.048)	.167 (.140)	-.026 (.051)	-.13 (.079)
家务劳动时间	-.021 (.030)	-.033 ** (.011)	-.056 ** (.017)	-.045 (.033)	-.037 ** (.013)	-.068 *** (.019)
结过婚	.479 *** (.120)	.172 *** (.043)	.210 ** (.066)	.696 * (.314)	.299 ** (.114)	-.333 (.178)
工作时间	.078 *** (.010)	.002 (.003)	-.012 * (.005)	.033 * (.014)	-.004 (.005)	-.038 *** (.008)
年龄	.160 *** (.046)	.090 *** (.015)	.093 *** (.024)	-.067 (.117)	.049 (.042)	.249 *** (.066)
年龄平方	-.002 *** (.001)	-.001 *** 0.000	-.001 *** 0.000	.001 (.002)	-.001 (.001)	-.003 *** (.001)
党员	.140 * (.061)	.148 *** (.029)	.159 ** (.054)	-.210 (.209)	.020 (.076)	.467 *** (.119)
农村户口	.191 * (.081)	.057 (.030)	-.045 (.046)	-.522 ** (.183)	-.113 (.067)	.081 (.104)
工作单位（参照组：政府机关、事业单位）						
国有或集体企业	-.194 ** (.075)	.069 * (.032)	.214 *** (.053)	.169 (.129)	.155 ** (.049)	.270 *** (.073)
私营企业、外企或其他	-.096 (.078)	.012 (.031)	.436 *** (.055)	.069 (.113)	-.019 (.043)	.256 *** (.063)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
职业虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
逆米尔斯率	—	—	—	-2.524 ** (.843)	-.515† (.309)	1.396 ** (.474)
常数项	4.949 *** (.812)	7.355 *** (.351)	7.630 *** (.578)	10.404 *** (2.396)	7.977 *** (.874)	4.224 ** (1.359)
N	4179	4179	4179	4538	4538	4538
R ²	.113	.220	.155	—	—	—
卡方	—	—	—	134.32	893	761.95

注释：（1）†p<0.1，*p<0.05，**p<0.01，***p<0.001；（2）括号里为数字为 100 次自举法所计算得出的标准误；（3）女性估计方程进行了 Heckman 校正；（4）考虑到专业培训和专业技术职称与所从事职业密切相关，且不同省份职业行业分别存在较大差异，所有模型均对职业和省份进行了控制。

性不同收入分位数均存在影响，而对于女性，工作培训仅对中位数收入有影响。国家认证的专业技术职称对男性中低收入分位有显著影响，从低收入分位到高收入分位，专业职称的影响逐渐减少。而对于女性，这一影响趋势正好相反，即专业技术职称随收入分位数的提高而增加。出乎意料的是，与未成年子女同住在不同收入分位数上均不存在显著影响。进而看家务劳动时间，不论男女，家务劳动时间在低收入分位数上没有显著影响，随着收入分位数的提高，家务劳动的负向效应越发明显。此外，党员身份和户口类型对两性收入的影响也存在不同。对于男性，党员身份对其各收入分位数上均有正向影响，而对于女性，党员的收入优势仅体现在收入 90 分位上。再看户口类型，在中高收入分位上是否农村户口对个体收入不存在显著影响，而低收入分位数上，户口对两性收入呈现相反的影响。相比非农户口，农村户口会显著增加男性的收入，但会显著降低女性的收入。

(三) 布林德—瓦哈卡分解

为揭示到底是特征分布、特征回报还是其他解释了不同收入分位数的性别差异，我们进而对非条件分位数回归结果进行了布林德—瓦哈卡反事实分解。由于在收入中位数，逆米尔斯率仅为边际显著，也即相比赫克曼两步法，OLS 回归可能更加有效。因此，表 4 对未赫克曼校正以及赫克曼校正的分解结果均进行了展示。对于收入 10 分位与收入 90 分位，我们关注进行赫克曼校正后的分解结果；对于收入 50 分位，我们主要关注未进行赫克曼校正的结果。总体而言，若不考虑选择性偏误，女性在低收入分位存在显著劣势；而对潜在的女性劳动参与的选择性问题进行调整后，女性在收入 10 分位甚至呈现出优势。从收入 10 分位到 90 分位，女性的收入优势逐渐减少，而劣势越发明显。而不同特征的收入回报是导致两性收入差异的重要因素，这一结论与目前我国大多数研究发现一致（葛玉好、曾湘泉，2011；李雅楠，2014；陈梅、周申、郑妍妍，2018）。

表 4 两性收入分位数回归的布林德—瓦哈卡分解						
变量	未进行赫克曼校正			进行赫克曼校正		
	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位
男性对数收入	9. 008 ***	9. 934 ***	10. 862 ***	9. 008 ***	9. 934 ***	10. 862 ***
女性对数收入	8. 145 ***	9. 555 ***	10. 556 ***	9. 847 ***	9. 839 ***	10. 266 ***
差异	. 864 ***	. 379 ***	. 306 ***	-. 838 ***	. 095	. 596 ***

续表

变量	未进行赫克曼校正			进行赫克曼校正		
	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位
特征分布						
教育年限	. 036 ***	. 026 ***	. 025 ***	. 001	-. 002	-. 004
近 3 年参加培训	. 006	. 003 *	. 003	. 000	-. 002	-. 002
专业技术职称	. 005	. 009 ***	. 012 ***	. 001	. 001	. 001
15 岁以下同住子女	. 001	. 000	. 000	. 001	. 000	-. 001
家务劳动时间	. 446 ***	. 064 ***	. 063 ***	. 042	. 034 ***	. 063 ***
结过婚	. 005	-. 008 **	-. 001	-. 015	-. 007	. 007
工作时间	. 283 ***	. 028 ***	-. 013 *	-. 007	. 001	. 008 *
年龄	. 021	. 019	. 027	-. 029	. 021	. 110 *
年龄平方	-. 011	-. 021	-. 025	. 039	-. 024	-. 112 *
党员	. 018	. 010 **	. 020 ***	-. 010	. 001	. 023 ***
农村户口	. 003	. 000	-. 003	-. 014 *	-. 003	. 002
国有或集体企业	-. 038 ***	. 000	. 006 *	. 014	. 013 ***	. 023 ***
私营企业、外企或其他	. 006	. 002	-. 004	-. 001	. 000	-. 003
总计	. 775 ***	. 129 ***	. 107 ***	. 026	. 029	. 110 ***
系数						
教育年限	-. 558	-. 375 ***	-. 099	1. 359 ***	-. 229	-. 832 ***
近 3 年参加培训	-. 048	-. 013	-. 014	. 052	-. 002	-. 001
专业技术职称	. 018	-. 031 ***	-. 074 ***	. 019	-. 037 ***	-. 085 ***
15 岁以下同住子女	-. 010	. 012	-. 021	-. 137	-. 013	. 039
家务劳动时间	. 693 ***	. 034	-. 019	. 042	. 006	. 021
结过婚	. 532	-. 023	. 162	-. 188	-. 110	. 471 ***
工作时间	-1. 144 ***	-. 147 ***	. 009	. 302 **	. 039	. 182 ***
年龄	2. 930	. 701	-. 257	8. 190	1. 498	-5. 653 *
年龄平方	-2. 494	-. 254	. 060	-4. 687 *	-. 696	2. 733 *
党员	-. 014	. 003	-. 015	. 067	. 025	-. 059 *
农村户口	. 020	. 017	. 015	. 181 ***	. 043 *	-. 032
国有或集体企业	. 138 ***	. 016	. 015	-. 058 *	-. 014	-. 009
私营企业、外企或其他	. 090	. 044	. 120 ***	-. 081	. 016	. 089 *
常数项	. 540	. 356	. 361	-5. 140	-. 491	2. 909
总计	. 736 ***	. 300 ***	. 218 ***	-. 813 ***	. 062	. 538 ***

注释：（1） * p < 0. 05， ** p < 0. 01， *** p < 0. 001；（2）所有模型均对职业和省份进行了控制。

表 4 分解结果进一步显示，如果两性的教育回报相同，两性的收入差异在低分位数上会减少，而在高分位数上会增加。换句话说，相比男性，女性的教育回报在低收入分位上较低，而在高收入分位上较高。专业职称的收入回报在低收入分位上

没有显著性别差异。随着收入分位数的提高，女性的专业技术职称回报越来越大。由此可见，高等教育扩张所产生的教育红利已经超过了教育程度提高本身，其还为女性带来了更多的就业机会，还产生了更高的教育回报。对于家务承担情况，其对两性收入的影响主要在于男性和女性在家务劳动上所花时间不同的解释。表 4 特征分布部分的结果显示，如果女性的家务劳动时间与男性相同，她们的收入会增加约 6.5%，在中高收入分位上尤为明显。根据时间可及理论，因为时间总体是一定的，在家务上承担得多，那么在工作上所花的时间可能会相应减少。工作时间的分布可能成为构成性别收入差异的另一重要因素。然而从工作时间的分解结果来看，女性较少的工作时间确实可以解释一部分性别差异。可是影响性别收入差异实际上不在两性的工作时间分配差异，更在于工作时间的收入回报差异：在低收入和高收入分位上，男性工作时间的收入回报均较女性更大。除此以外，我们还发现，在低收入分位数上，国有企业对于女性存在一定的保护作用：相比男性，女性在国有企业工作的收入回报更高。但这种保护随着收入分位数的增加逐渐消失。与此同时，私企外企等其他单位对男性雇员的偏好在高收入分位也得以体现：相比女性，男性在私企外企工作的收入回报更高。

表 5 两性收入分位数回归布林德—瓦哈卡分解的交互项

变量	未进行赫克曼校正			进行赫克曼校正		
	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位
交互						
教育年限	-.013	-.008 ***	-.002	-.003	.000	.002
近 3 年参加培训	-.003	-.001	-.001	-.003	.000	.000
专业技术职称	.003	-.005 *	-.011 ***	.000	-.001	-.001
15 岁以下同住子女	.000	.000	.000	-.002	.000	.001
家务劳动时间	-.417 ***	-.020	.011	-.021	-.003	-.011
结过婚	-.024	.001	-.007	.007	.003	-.013 *
工作时间	-.205 ***	-.026 ***	.002	-.009	-.001	-.006 *
年龄	.022	.005	-.002	.117	.023	-.073
年龄平方	-.038	-.004	.001	-.140	-.023	.076
党员	-.007	.002	-.007	.021	.007	-.016 *
农村户口	.002	.002	.002	.021 *	.005	-.004
国有或集体企业	.029 **	.003	.003	-.030 *	-.007	-.005
私营企业、外企或其他	-.004	-.002	-.005	.002	.000	-.002
总计	-.647 ***	-.049 **	-.020	-.053	.004	-.049

注释：（1）* p < 0.05，** p < 0.01，*** p < 0.001；（2）所有模型均对职业和省份进行了控制。

五、结论与讨论

一直以来，性别收入不平等都是现代社会科学所关注的重要问题。在大多数西方工业国家，随着经济的发展，两性收入差异随年在逐渐减少，然而不少学者发现中国近 40 年社会经济的飞速发展，性别收入不但没有减少，反而呈现增加的趋势。因此，现阶段有关性别收入不平等的话题亟待深入研究。

基于此，本文利用 2010 年中国妇女地位调查对当代中国性别收入差异进行了分析。OLS 回归结果显示，控制了个体其他特征之后，女性的收入比男性低 40%。相比人力资本，家务劳动对两性收入差异的解释力更大。由于不同收入梯度内产业结构职业分布存在差异，因此不同收入梯度之间的个体特征可能有较大差别，特征回报也可能存在不同，本文进一步采用非条件化分位数回归和布林德—瓦哈卡反事实分解对性别收入差异进行分析。此外，考虑到女性劳动参与相比男性选择性较强，在分析中我们采用了赫克曼两步法对潜在选择性偏误进行校正。分析发现，调整了女性劳动参与的选择性问题之后，女性在收入低分位呈现优势，随着收入分位增加，女性的收入劣势越发明显。而两性收入差异主要由收入回报不同所致。总体而言，公私领域分离所致的家务劳动和工作投入的影响几乎可以用来解释所有收入分位的性别差异，而人力资本理论尤其是专有人力资源的影响主要可以解释高收入分位的性别差异。在高收入分位，女性的收入劣势主要表现在：第一，女性家务负担相比男性仍旧更高（杨菊华，2006；於嘉，2014），她们花在家务劳动上的时间更多；第二，婚姻、工作时间对女性的收入惩罚更大；第三，女性在私企外企等工作的收入回报相比男性更低。此外，两性在政治资本（是否党员）上的差异也是影响高收入分位性别差异的另一重要因素。相比男性，女性是党员的比例更低。我们还发现，相比男性，女性的教育年限和专业职业资格的收入回报均随收入分位数的增加而变大。因此，除了有效减少女性的家务负担之外，进一步提高女性通用及专用型人力资本是减少中高收入分位性别差异的重要方式。

需提及的是，本文采用家务劳动时间作为这一隐蔽投入的近似，尽管在很大程度上对这一情况进行了调整和校正，然而，这一测量难以全面覆盖隐蔽投入的方方面面，今后我们会就这一方面开展更多的相关分析以检验本文的分析结果。

参考文献：

- 边燕杰、张展新, 2002, 《市场化与收入分配——对 1988 年和 1995 年城市住户收入调查的分析》, 《中国社会科学》第 5 期。
- 陈建宝、段景辉, 2009, 《中国性别工资差异的分位数回归分析》, 《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 陈梅、周申、郑妍妍, 2018, 《中国城镇劳动力的性别工资差距测度、分解与影响因素分析》, 《当代经济科学》第 6 期。
- 董晓媛, 2009, 《照顾提供、性别平等与公共政策——女性主义经济学的视角》, 《人口与发展》第 6 期。
- 葛玉好、曾湘泉, 2011, 《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》, 《经济研究》, 第 6 期。
- 贺光烨、吴晓刚, 2015, 《市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等》, 《社会学研究》第 1 期。
- 计迎春、郑真真, 2018, 《社会性别和发展视角下的中国低生育率》, 《中国社会科学》第 8 期。
- 金一虹, 2013, 《社会转型中的中国工作母亲》, 《学海》第 21 期。
- 李春玲、李实, 2008, 《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》, 《社会学研究》第 2 期。
- 李家兴, 2017, 《市场转型与劳动力市场的性别收入不平等——基于 20 世纪 90 年代末以来的性别收入差距扩大的判断》, 《妇女研究论丛》第 2 期。
- 李实、宋锦、刘小川, 2014, 《中国城镇职工性别工资差距的演变》, 《管理世界》第 3 期。
- 刘爱玉、佟新、付伟, 2015, 《双薪家庭的家务性别分工：经济依赖、性别观念或情感表达》, 《社会》第 2 期。
- 宋少鹏, 2011, 《“回家”还是“被回家”？——市场化过程中“妇女回家”讨论与中国社会意识形态转型》, 《妇女研究论丛》第 4 期。
- 王兆萍、王雯丽, 2020, 《结婚、生育对工资的影响研究——基于性别工资差距角度》, 《人口学刊》第 1 期。
- 吴愈晓、吴晓刚, 2009, 《城镇的职业性别隔离与收入分层》, 《社会学研究》第 4 期。
- 杨菊华, 2006, 《从家务分工看私人空间的性别界限》, 《妇女研究论丛》第 5 期。
- 姚先国、李晓华, 2007, 《工资不平等的上升：结构效应与价格效应》, 《中国人口科学》第 1 期。
- 於嘉, 2014, 《性别观念，现代化与女性的家务劳动时间》, 《社会》第 2 期。
- Attané, Isabelle 2012, “Being a Woman in China Today: A Demography of Gender.” *China Perspectives* 5 (15).
- Albrecht, James, Anders Björklund & Susan Vroman 2003, “Is there a glass ceiling in Sweden?” *Journal of Labor Economics* 21 (1).
- Arulampalam, Wiji, Alison L. Booth & Mark L. Bryan 2007, “Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution.” *Industrial and Labor Relations Review* 60 (2).
- Becker, Gary S, 1962, “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.” *Journal of Political Economy* 70 (5).
- Becker, Gary S. 1964, *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Blackburn, Robert M. 1999, “Is Housework Unpaid Work?” *International Journal of Sociology and Social Policy* 19 (7/8).

- Blau, Francine D. & Lawrence M. Kahn 2017, "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations." *Journal of Economic Literature* 55 (3).
- Cha, Youngjoo & Kim A Weeden. 2014, "Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages." *American Sociological Review* 79 (3).
- Chi, Wei & Bo Li. 2008, "Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987 – 2004." *Journal of Comparative Economics* 36 (2).
- Dong, Xiao-yuan, & Xinli An. 2012, "Gender Patterns and Value of Unpaid Work: Findings from China's First Large-scale Time Use Survey." *The Review of Income and Wealth*, 61 (3).
- Ferguson, Lucy. 2013, "Gender, Work, and the Sexual Division of Labor." In Georgina Waylen, Karen Celis, Johanna Kantola, Laurel Weldon (eds.), *Oxford Handbook of Gender and Politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Firpo, Sergio Nicole M. Fortin & Thomas Lemieux. 2009, Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77 (3)
- Golley, Jane, Yixiao Zhou & Meiyang Wang 2019. "Inequality of Opportunity in China's Labor Earnings: The Gender Dimension." *China & World Economy* 27 (1).
- Hout, Michael & Thomas A DiPrete 2006, "What We Have Learned: Research's Contributions to Knowledge About Social Stratification." *Research in Social Stratification and Mobility* 24 (1).
- Jann, Ben. 2008, "A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition." *Stata Journal* 8 (4).
- Ji, Yingchun, Xiaogang Wu, Shengwei Sun & Guangye He 2017. "Unequal Care, Unequal Work: Toward a More Comprehensive Understanding of Gender Inequality in Post-Reform Urban China." *Sex Roles* 77 (11 – 12).
- Liu, Pak-Wai, Xin Meng and Junsen Zhang 2000. "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy." *Journal of Population Economics* 13 (2).
- Reskin, Barbara F. 2005, "Including Mechanisms in Our Models of Ascriptive Inequality." in *Handbook of Employment Discrimination Research*; Springer.
- Wu, Xiaogang 2019, "Inequality and Social Stratification in Postsocialist China." *Annual Review of Sociology* 45.
- Wu, Yuxiao & Dongyang Zhou 2015, "Women's Labor Force Participation in Urban China, 1990 – 2010." *Chinese Sociological Review* 47 (4).

作者单位：南京大学社会学院（贺光烨、许苏琪）

上海大学社会学院（计迎春）

责任编辑：郭 冉