

代表先进文化的前进方向？

——中国共产党党员性观念与性别观念研究

王雨嘉 李鸿丞 刘子毅

2018 年 7 月 1 日

摘要

本文利用 2015 年度中国综合社会调查的数据，考察中国共产党党员在性观念、性别观念上与非党员的差异。本文发现共产党员的性观念相对保守，但性别观念较非党员更先进，即共产党员比非党员拥有更少的性别偏见。本文还发现教育具有对社会偏见的“纠正功能”，即接受教育有助于改变对特定性行为和对女性的保守偏见。相较于其对非党员的作用，教育对党员性别偏见的“纠正功能”在统计上显著地更弱。这表明党员更强的性别平等意识，更多是由于意识形态的要求，而非通过教育和理性反思的结果。

关键词：党员，性观念，性别偏见，教育

1 共产党员的性观念

由中国人民大学中国数据与调查中心负责的中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）自 2003 年始，每年对全国各地一万多户家庭进行抽样调查 [1]。利用 2015 年的调查数据，我们将对婚前性行为、婚外性行为、同性间性行为的接受程度作为反映性观念的因变量，试图考察共产党员与非共产党员在性观念上是否存在显著差异。

我们将受访者对调查问卷中问题 A38-A40 的答案设为变量 *premarlsex*, *extmarlafr* 和 *homosex*, 分别表示对婚前性行为、婚外性行为和同性间性行为的接受程度。问卷问题如表1。

表 1: 您认为以下性行为对不对?

	总是 不对的	大多数情况 下是不对的	说不上 对于不对	有时是 对的	完全是 对的
A38. 婚前性行为	1	2	3	4	5
A39. 婚外性行为	1	2	3	4	5
A40. 同性间性行为	1	2	3	4	5

其中三个变量均取 1-5 的整数值, 数值越高, 表示接受程度越高。我们认为 3 个变量均与受访者性观念的开放程度正相关, 即数值越高, 受访者越能够接受先进的性观念, 反之则受访者的性观念趋于保守。经过处理, 我们分别得到 8467, 8477, 8154 个观测值, 其样本均值均在 1-2 之间, 其中对婚外性行为的接受程度最低, 均值约 1.33; 样本分布详见附录图A.1、图A.2、图A.3。统计结果显示, 此次受访者整体对问卷中提到的三种性行为接受程度较低, 表明我国居民的性观念偏向保守。

我们拟利用多元线性回归模型 (MLS) 分析党员与非党员在性观念上的差异。

1.1 模型 MLR1

我们首先直接给出模型的表达式:

$$MLR1 \quad y = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + u \quad (1)$$

模型 MLR1 分别以 *premarlsex*, *extmarlafr* 和 *homosex*¹作为因变量, 而以 *cpc*, *edu*, *age* 作为自变量。

age 是代表受访者年龄的变量, 由 2015 减去受访者出生日期 (A3) 生成, 精确到年份。为了确保受访者能够充分理解问卷问题, 并能够清晰、准

¹分别对应表1中的婚前性行为、婚外性行为和同性间性行为的接受度

确地表达观点，我们剔除了年龄在 80 岁以上的观测值（随后在处理变量 *cpc* 时，我们又剔除了年龄在 28 岁以下的观测值）。

edu 是代表受访者教育水平的变量，由受访者目前的最高教育程度（A7a）生成，取 1-10 的整数值：1 代表没有受过任何教育，2 代表私塾、扫盲班，3 代表小学，4 代表初中，5 代表职业高中、中专或技校，6 代表高中，7 代表大学专科（成人高等教育），8 代表大学专科（正规高等教育）或大学本科（成人高等教育），9 代表大学本科（正规高等教育），10 代表研究生及以上学历。*edu* 数值越高，教育程度越高。理论上，*edu* 是表示序数的变量，其数值并不具有基数（cardinal）意义，应当生成代表不同教育程度的 9 个虚拟变量加入回归模型，并将变量前的系数解读为本组与基准组的组间差。我们选择对 *edu* 不做处理，直接加入回归模型，是因为我们并不关注某 2 个不同教育程度的群体性观念与性别观念差异的大小，而只关注教育程度对性观念与性别观念的定性影响；换言之，我们只关注 *edu* 系数估计值的显著性与符号，而不关注其数值大小。另一方面，在后续模型中我们将加入与 *edu* 相关的交叉项和三重交叉项，如果将 *edu* 转化为 9 个虚拟变量，将损失大量的自由度，在解读回归结果是将引起不必要的麻烦而无法得到直观的结果。

cpc 是代表共产党党员身份的虚拟变量，是我们关注的主要变量；当观测值来自于共产党党员时，该变量取值为 1。在 CGSS2015 年的调查问卷中，受访者的政治面貌（A10）分为群众、共青团员、民主党派和共产党员。共青团员的身份并不具有明显的政治意味，因为共青团员加入共青团时年龄尚小，而且共青团员的选拔具有很强的开放性，不着重考核成员的政治素质，而更关注成员在学校的学业和其他表现。并且根据规定，共青团员年满 28 岁自动退出，而未满 28 岁的党员可自愿保留共青团员身份。基于上述考虑，并为了避免混淆，我们剔除了受访者年龄在 28 岁以下的观测值，并将年龄在 28 岁以上并自报为共青团员的受访者归类为群众。另一方面，由于我们只关注党员与非党员之间的差异，我们将群众和民主党派合并为非党员。如此，在余下的 9163 个观测值中，党员占 10.5%，非党员占 89.5%。

根据 Breusch-Pagan-Cook-Weisberg 检验的结果，无论使用哪个因变量，模型 MLR1 中均存在异方差，故采用 OLS 和 FGLS 两种方法对模型进行估计，并对 OLS 结果进行异方差稳健的统计推断。估计结果如表2。

表 2: MLR1 回归结果

其中奇数列代表 OLS-robust 回归, 而偶数列为 FGLS 回归						
Y	(1) premarlsex	(2) premarlsex	(3) extmarlafr	(4) extmarlafr	(5) homosex	(6) homosex
cpc	-0.0710* (0.0369)	-0.0644* (0.0381)	-0.0222 (0.0247)	-0.0177 (0.0234)	-0.0626** (0.0316)	-0.0592** (0.0298)
edu	0.0435*** (0.00605)	0.0401*** (0.00605)	0.00681* (0.00399)	0.00433 (0.00397)	0.0482*** (0.00534)	0.0329*** (0.00524)
age	-0.0183*** (0.000896)	-0.0178*** (0.000904)	-0.00341*** (0.000596)	-0.00328*** (0.000588)	-0.00600*** (0.000764)	-0.00454*** (0.000745)
Cons	2.725*** (0.0625)	2.713*** (0.0626)	1.481*** (0.0414)	1.483*** (0.0416)	1.631*** (0.0521)	1.610*** (0.0525)
Obs	8,955	8,955	8,966	8,966	8,610	8,610
R ²	0.072	0.068	0.006	0.005	0.029	0.015

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

OLS 和 FGLS 估计的结果都显示, 相较于较非党员, 党员对于婚前性行为和同性间性行为的接受程度更低, 分别在 10% 和 5% 的显著性水平下显著。extmarlafr 的系数估计值也为负, 但不在通常的显著性水平下显著; 这很可能是由于社会整体对婚外性行为的接受程度普遍更低——描述性统计的结果显示, 样本中对婚外性行为的接受程度比婚前性行为和同性间性行为都低——党员和非党员间的差异较小, 使其不能作为衡量党员与非党员性观念差异的合适变量。总的来说, 初步证据表明, 党员的性观念比非党员整体上更保守。共产党虽然对婚前性行为、同性间性行为少有明确的官方表态, 但作为中国唯一的长期的执政党, 在社会议题上持保守立场, 符合我们的预期。

edu 与 premarlsex 和 homosex 均显著且稳健地正相关, 显示教育有助于削减对婚前性行为和同性间性行为的偏见。由于对保守性观念的革新有赖于对社会结构的深刻反思, 而教育能够传播这种反思的成果并培养进行这种反思的能力, 所以正相关关系符合我们的预期。教育程度与 extmarlafr 只在 10% 的显著性水平下显著正相关, 且结果并不稳健; 这符合我们之前

提出的解释，即社会整体对婚外性行为的接受程度普遍更低，教育对个人在这方面观念的影响相对较弱。

age 与所有 3 个因变量都显著地、稳健地负相关，这同样符合我们的预期，因为老年人相对于年轻人更难接受新的观念，因此在性观念上更加保守。

1.2 模型 MLR2

由模型 MLR1. 的估计结果，我们初步断定共产党员整体具有更保守的性观念，但尚且无法确定共产党员性观念相对保守的原因。为此我们提出两种不同假说：1) 共产党的意识形态在性问题上趋于保守，因此简单地筛选或培养出性观念保守的党员；2) 共产党出于某种政治理性，通过某种机制，筛选出在更广泛的争议性社会议题上具有保守倾向的人，他们或许总是乐于维持现状，或许是欠缺反思与判断的能力。

要证明或证伪以上假说中的任意一条都极其困难，远远超出本文关注问题的范围。但是我们可以对模型做一些调整，为以上假说提供一些支持或反对的证据。为此，我们将考察教育改变保守性观念的功能对党员和非党员是否存在差异。基于此，我们给出 MLR2 模型：

$$MLR2 \quad y = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \delta_1 cpc \cdot edu + \beta_2 age + u \quad (2)$$

通过对模型模型 MLR1 的估计，我们得到教育有助于纠正对于特定性行为保守偏见（虽然仍存在争议，但可以认为是错误的）的结论——暂且称其为教育的“纠正功能”。在此基础上，我们引入 *cpc* 与 *edu* 的交叉项，它的系数表示教育对党员和非党员“纠正功能”的差异，如果该系数为负，则意味着党员通过接收更多教育纠正对于特定性行为的偏见的可能性更小——这将为假说 2，即党员具有某种保守的特质，提供一些证据。

由于已知 *cpc*, *edu* 和 *age* 带来了异方差，我们同样分别以 *premarlsex*, *extmarlafr* 和 *homosex* 作为因变量，采用 OLS 和 FGLS 两种方法对模型进行估计。估计结果见表3。

回归结果显示，党员和非党员在对婚前性行为和婚外性行为的接受程度上已没有统计上显著的差异，这极有可能是由于 *cpc*, *edu* 与 *cpcedu* 高度

表 3: MLR2 回归结果

其中奇数列代表 OLS-robust 回归，而偶数列为 FGLS 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y	premarlsex	premarlsex	extmarlafr	extmarlafr	homosex	homosex
cpc	0.0454 (0.0958)	0.0296 (0.0970)	-0.00614 (0.0645)	-0.0374 (0.0571)	-0.167** (0.0813)	-0.132** (0.0632)
edu	0.0461*** (0.00642)	0.0424*** (0.00643)	0.00717* (0.00422)	0.00374 (0.00427)	0.0457*** (0.00572)	0.0304*** (0.00567)
cpcedu	-0.0203 (0.0160)	-0.0170 (0.0160)	-0.00280 (0.0107)	0.00377 (0.00996)	0.0182 (0.0143)	0.0151 (0.0125)
age	-0.0183*** (0.000897)	-0.0178*** (0.000903)	-0.00341*** (0.000597)	-0.00328*** (0.000588)	-0.00597*** (0.000764)	-0.00455*** (0.000746)
Cons	2.716*** (0.0628)	2.706*** (0.0630)	1.479*** (0.0415)	1.485*** (0.0419)	1.640*** (0.0525)	1.619*** (0.0531)
Obs	8,955	8,955	8,966	8,966	8,610	8,610
R^2	0.072	0.068	0.006	0.005	0.030	0.015

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

相关引起的多重共线性；对 *cpc* 和 *cpcedu* 联合显著性的检验（异方差稳健的 F 检验）p 值为 0.0855，在此情况下我们仍接受 MLR1 中关于 *premarlsex* 与 *cpc* 相关性的结果。在对同性间性行为的接受程度上，党员仍统计上显著地（5% 显著性水平）低于非党员。

教育程度依然显著且稳健地与对婚前性行为和同性间性行为的接受程度正相关，而与婚外性行为没有稳健的统计上显著的关系。年龄仍然与 3 个自变量显著且稳健地负相关。

我们关注的 *cpc* 与 *edu* 的交叉项 *cpcedu* 与自变量并没有统计上显著的关系，其系数估计值的符号也存在变化。因此，对模型 MLR2 的估计未能提供支持或否定上述两种假说的证据。

1.3 模型 MLR3 和 MLR4

为了进一步检验以上结果的稳健型，并探究影响受访者性观念的因素，我们在模型 MLR1 的基础上加入更多自变量，从而有 MLR3 与 MLR4：

$$\begin{aligned} \text{MLR3} \quad y = & \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + \beta_3 englis \\ & + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + u \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{MLR4} \quad y = & \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + \beta_3 englis \\ & + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + \theta \cdot \mathbf{media} + u \end{aligned} \quad (4)$$

在 MLR3 中，我们引入变量 *englis* 和 *engspk*，分别表示受访者自我评价的英文听力和口语水平。2 个变量由问卷中的问题 A51-A52 生成，取 1-5 的整数值：1 表示完全听不懂/不能说，2 表示比较差，3 表示一般，4 表示比较好，5 表示很好（变量的样本分布详见附录图 2-7）。由于西方社会的性观念普遍更开放，对上述 3 种性行为的接受程度普遍更高；而英语作为西方文化的媒介，运用它的能力应当与接触西方文化的程度正相关——我们猜测，英文听说能力与 3 个因变量正相关。

由于猜测性观念受到宗教伦理与教义的影响，我们在 MLR3 和 MLR4 中控制了受访者的宗教信仰。*relig* 是一个向量，包含 7 个代表不同宗教/教派的虚拟变量（属于该宗教/教派的变量值为 1），分别是佛教、道教、民间

宗教、伊斯兰教、天主教、新教和犹太教。这些变量由问卷问题 A5 生成，以无宗教信仰作为基准组，其分布见附录图A.4。

MLR4 在 MLR3 的基础上控制了受访者获取信息的最主要渠道。*media* 是一个向量，包含 5 个虚拟变量，分别代表受访者获取信息的最主要渠道是报纸、杂志、广播、电视、互联网（包括手机上网），以手机定制消息为基准组。这些变量由问卷问题 A29 “在以上媒体中，那个是您最主要的信息来源？”生成，其分布见附录图A.5。

用 OLS 对模型3和4进行估计，并使用异方差稳健的统计量进行统计推断，结果如表4。

表 4: MLR3 与 MLR4 回归结果

Y	(1) premarlsex	(2) extmarlafr	(3) homosex	(4) premarlsex	(5) extmarlafr	(6) homosex
cpc	-0.0734** (0.0368)	-0.0241 (0.0248)	-0.0683** (0.0316)	-0.0732** (0.0369)	-0.0222 (0.0249)	-0.0674** (0.0318)
edu	0.0247*** (0.00689)	-0.00570 (0.00455)	0.0259*** (0.00603)	0.0106 (0.00709)	-0.00896* (0.00465)	0.0201*** (0.00618)
age	-0.0176*** (0.000913)	-0.00295*** (0.000611)	-0.00503*** (0.000773)	-0.0152*** (0.000954)	-0.00220*** (0.000646)	-0.00416*** (0.000810)
englis	0.0393 (0.0423)	0.0329 (0.0271)	0.0252 (0.0340)	0.0140 (0.0423)	0.0261 (0.0272)	0.0151 (0.0343)
engspk	0.0620 (0.0450)	0.0329 (0.0295)	0.0977*** (0.0366)	0.0461 (0.0447)	0.0258 (0.0295)	0.0935** (0.0367)
buddhist	0.0688 (0.0526)	-0.0346 (0.0326)	-0.0294 (0.0424)	0.0565 (0.0527)	-0.0382 (0.0326)	-0.0345 (0.0422)
taoist	-0.144 (0.259)	-0.0445 (0.144)	-0.101 (0.194)	-0.144 (0.258)	-0.0423 (0.142)	-0.101 (0.194)
folkrelig	0.0421 (0.0833)	-0.0479 (0.0480)	-0.0880 (0.0614)	0.0459 (0.0832)	-0.0459 (0.0478)	-0.0857 (0.0613)
muslim	-0.312*** (0.0770)	-0.180*** (0.0407)	-0.103 (0.0732)	-0.309*** (0.0766)	-0.181*** (0.0409)	-0.0982 (0.0732)
catholic	0.294 (0.329)	0.245 (0.171)	0.139 (0.199)	0.299 (0.328)	0.249 (0.171)	0.133 (0.198)
protestant	-0.181** (0.0775)	-0.0584 (0.0450)	-0.152*** (0.0574)	-0.191** (0.0767)	-0.0610 (0.0444)	-0.159*** (0.0575)

jew	1.299*** (0.0784)	0.700*** (0.0455)	0.587*** (0.0581)	1.381*** (0.0785)	0.727*** (0.0453)	0.620*** (0.0591)
newsppr				-0.0578 (0.0896)	-0.138** (0.0649)	0.0446 (0.0712)
magzn				0.116 (0.309)	-0.0756 (0.169)	0.00737 (0.233)
radio				-0.172* (0.0998)	-0.138* (0.0743)	0.0984 (0.0849)
tv				-0.136** (0.0666)	-0.129** (0.0535)	0.0306 (0.0526)
net				0.159** (0.0729)	-0.0427 (0.0581)	0.144** (0.0588)
Cons	2.636*** (0.0673)	1.426*** (0.0450)	1.517*** (0.0558)	2.696*** (0.0936)	1.527*** (0.0705)	1.460*** (0.0751)
Obs	8,948	8,959	8,603	8,948	8,959	8,603
R ²	0.078	0.011	0.037	0.085	0.013	0.039

在 5% 的显著性水平下，党员对婚前性行为 and 同性间性行为的接受程度较非党员更低，而二者在对婚外性行为的接受程度上不存在显著差异。在控制住多变后，我们的结论——党员性观念相对保守——依然成立，显示出不错的稳健型。年龄仍然非常显著地与 3 个因变量负相关，无需赘言。教育总体上还具有“纠正功能”，但由于和英文能力之间的相关性，其统计显著性有了一定变化。

在英文能力和性观念的关系中，只有英语口语能力与对同性恋性行为的接受程度显著正相关。看似与接受信息联系更为密切的英语听力，没有在通常的显著性水平下与任何一个因变量相关。其原因很可能是英语口语和英语听力相关性强，导致多重共线性；事实上对 *englis* 和 *engspk* 的联合显著性检验显示二者联合显著（6 个估计的异方差稳健 F 检验的 p 值分别为 0.0000, 0.0000, 0.0000, 0.0232, 0.0032, 0.0000），且 2 个变量的估计系数都为正——这些都符合我们的预测。

在各类宗教人口中，穆斯林对婚前新行为和婚外性行为的接受程度在 1% 显著性水平下显著低于基准组，新教徒对婚前性行为 and 同性间性行为的接受程度分别在 5% 和 1% 显著性水平下低于基准组——这些结果符合我

们对于两种宗教/教派伦理与教义的常识。

在各种获取信息的渠道中，报纸在 5% 显著性水平下降低对婚外性行为的接受程度，广播在 10% 显著性水平下降低对于婚前性行为和婚外性行为的接受程度，电视在 5% 的显著性水平下降低对于婚前性行为和婚外性行为的接受程度，互联网在 5% 的显著性水平下提高对于婚前性行为和同性间性行为的接受程度。一个合理的解释是：报纸、广播、电视等传统媒体受到官方的管控和影响较大，在争议性社会问题上更接近官方的立场；而网络环境相对自由，其使用者也更有可能会接触到西方价值观，因此性观念相对先进。

2 共产党员的性别观念

2.1 观念差异与教育的影响（MLR5-MLR8）

本文第三部分利用同一数据库，探究党员与非党员在性别观念上的差异。我们利用受访者对调查问卷中 A42 五个问题的答案，构建反映受访者男权主义思想和（对女性的）性别偏见的指标 *mascbias*，作为模型的因变量。该变量取 4-20 的整数值，数值越大，受访者的男权思想和（对女性的）性别偏见越严重。构造 *mascbias* 使用的问卷问题如表5所示，*mascbias* 的分布详见附录图B.1。

并由此可以给出 MLR5 模型的表达式：

$$MLR5 \quad mascbias = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + u \quad (5)$$

模型 MLR5 将 *mascbias* 对 *cpc*，*age* 和 *edu* 回归，后 3 者的定义与处理与第 2 部分完全相同，不再赘述。经 Breusch-Pagan-Cook-Weisberg 检验，*cpc*，*age* 和 *edu* 为模型带来异方差，故采用 OLS 和 FGLS 两种方法估计，并对 OLS 估计结果使用异方差稳健的统计量进行统计推断。

更进一步，我们提出 MLR6 模型，其表达式为：

$$MLR6 \quad mascbias = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \delta_1 cpc \cdot edu + \beta_2 age + u \quad (6)$$

表 5: 您是否同意以下说法

	完全不同意	比较不同意	无所谓同意不同意	比较同意	完全同意
男人以事业为重，女人以家庭为重					
男性能力天生比女性强					
干得好不如嫁得好					
在经济不景气时，应该先解雇女性员工					

模型 MLR6 在 MLR5 的基础上加入 *cpc* 和 *edu* 的交叉项，其系数反映教育对男权思想的边际作用对党员和非党员的差异。同样地，我们用 OLS 和 FGLS 两种方法对其进行估计。我们将看到该处理为第 2 部分中的假说 2 提供了一些有趣的证据。

$$MLR7 \quad mascbias = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + \beta_3 englis + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + u \quad (7)$$

$$MLR8 \quad mascbias = \beta_0 + \delta_0 cpc + \beta_1 edu + \beta_2 age + \beta_3 englis + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + \theta \cdot \mathbf{media} + u \quad (8)$$

模型 MLR7 在 MLR6 的基础上加入了度量受访者英语能力的变量 *englis* 和 *engspk*，并控制了受访者的宗教信仰。MLR8 则在 MLR7 的基础上控制了受访者获取信息的最主要渠道。向量 *relig* 和 *media* 的定义和处理与第 2 部分完全一致，不再赘述。我们只用 OLS 估计，并对结果使用异方差稳健的统计量进行统计推断。回归结果如表6。

表 6: MLR5 至 MLR8 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias
Est	OLS	FGLS	OLS	FGLS	OLS	OLS
cpc	-0.427*** (0.119)	-0.458*** (0.124)	-1.215*** (0.316)	-1.242*** (0.352)	-1.269*** (0.315)	-1.224*** (0.316)
age	0.00808*** (0.00281)	0.00724** (0.00282)	0.00826*** (0.00281)	0.00793*** (0.00281)	0.00594** (0.00286)	0.00295 (0.00303)
edu	-0.351*** (0.0184)	-0.354*** (0.0191)	-0.369*** (0.0194)	-0.369*** (0.0202)	-0.313*** (0.0221)	-0.280*** (0.0227)
cpcedu			0.138*** (0.0505)	0.142*** (0.0544)	0.148*** (0.0505)	0.144*** (0.0504)
englis					-0.321*** (0.120)	-0.268** (0.119)
engspk					0.0274 (0.127)	0.0378 (0.126)
buddhist					-0.185	-0.156

					(0.170)	(0.169)
taoist					-0.465	-0.471
					(0.745)	(0.735)
folkrelig					0.317	0.312
					(0.269)	(0.268)
muslim					0.540**	0.526**
					(0.256)	(0.255)
catholic					0.629	-0.651
					(0.671)	(0.679)
protestant					0.506**	0.530**
					(0.251)	(0.251)
jew					-1.194***	-1.355***
					(0.253)	(0.255)
newsppr						-0.777***
						(0.285)
magzn						-0.852
						(0.763)
radio						-0.156
						(0.324)
tv						-0.102
						(0.208)
net						-0.619***
						(0.222)
Cons	12.83***	12.89***	12.89***	12.91***	13.17***	13.33***
	(0.192)	(0.194)	(0.193)	(0.195)	(0.207)	(0.290)
Obs	8,859	8,859	8,859	8,859	8,852	8,852
R^2	0.064	0.060	0.065	0.062	0.069	0.073

如表 3-2 所示，无论是否控制 *cpcedu*, *englis*, *engspk*, *relig* 和 *media*, 共产党员均在 1% 的显著性水平下显著地拥有更轻的男权思想和更少的性别偏见。这是非常自然的结果：从毛泽东时代“妇女能顶半边天”的政治宣传，到“男女平等”确定为“基本国策”，抛去具体政策和实际社会生活中的性别偏见与歧视，男女平等的理念在共产党的意识形态中占据着重要的地位。因此，作为一名党员，（至少是表面上的）平等的性别观念是非常必要的。从这个角度讲，共产党确实能够代表“先进文化的前进方向”。

年龄与性别偏见显著且相当稳健地正相关，这里重男轻女的传统文化

的作用无需赘言。在 4 个模型中，教育程度与性别偏见都在 1% 的显著性水平下显著负相关，表现出与第 2 部分中相同的“纠正功能”：人们可以通过接受教育，反思并认识到传统观念中与理性相悖的性别偏见并予以纠正。

在模型 MLR6-MLR8 中，对 *cpc* 与 *edu* 的交叉项系数的估计值均为正，且在 1% 的显著性水平下显著。另一方面，在控制了 *cpc* 与 *edu* 的交叉项后，*cpc* 的系数估计值的绝对值明显地增大了（由 0.4 左右增大到 1.2 以上）。这意味着，教育对党员性别偏见的“纠正功能”统计上显著地弱于对非党员的纠正作用，党员较少的男权主义与性别偏见，更多的是共产党性别平等意识形态的作用。如果我们的假设——教育对性别偏见的纠正，是通过引导受教育者反思传统价值观的不合理因素实现的——成立，那么对模型 MLR6-MLR8 的估计结果表明，相对于非党员，党员通过接受教育和反思纠正性别偏见的潜力弱于非党员。换言之，党员之所以接受男女平等的观念，更多是由于意识形态的要求，而非理性反思的结果，只知其然，不知其所以然。当然，这一推论很不完善，需要更多的证据支持，但是它能够为我们在第 2 部分中解释共产党员性观念相对保守的假说 2，提供一些虽然有限，但是具有启发性的证据。

在其他控制变量中，英语听力水平与性别偏见在 1% 显著性水平下显著负相关。穆斯林和新教徒都在 5% 显著性水平下较无宗教人士拥有更高的性别偏见。以报纸和电视为最主要信息来源的受访者在 1% 显著性水平下较基准组拥有更少的性别偏见。这些结果符合我们的预测，也不是本文关注的重点，不再赘述。

2.2 性别视角下的性别观念

考虑到男性和女性的性别观念必定存在差异，我们在模型 MLR5-MLR8 的基础上引入虚拟变量 *female*（女性受访者的值为 1）及与之相关交叉项和三重交叉项，从而在之前结果中加入两性的对比。从而得到 MLR9 的表达式：

$$MLR9 \quad mascbias = \beta_0 + \delta_0 cpc + \delta_1 female + \delta_2 female \cdot cpc + \beta_1 edu + \delta_3 cpc \cdot edu + \beta_2 age + u \quad (9)$$

模型 MLR9 在 MLR5 的基础上加入虚拟变量 *female* 和 *female* 与 *cpc* 的交叉项。前者的系数反映女性与男性性别偏见的组间差，后者的系数反映女性与男性、党员与非党员在性别偏见上的双重差分（difference in difference）。

进一步地，我们引入更多交互项并提出 MLR10 模型：

$$\begin{aligned}
 MLR10 \quad mascbias = & \beta_0 + \delta_0 cpc + \delta_1 female + \delta_2 female \cdot cpc \\
 & + \beta_1 edu + \delta_3 cpc \cdot edu + \delta_4 female \cdot edu \quad (10) \\
 & + \delta_5 female \cdot cpc \cdot edu + \beta_2 age + u
 \end{aligned}$$

模型 MLR10 在 MLR9 的基础上加入了 *female* 与 *edu* 的交叉项，以及 *female*, *cpc* 与 *edu* 的三重交叉项。前者的系数反映教育对性别偏见的“纠正功能”对女性和男性的差异，后者的系数表示教育对性别偏见的“纠正功能”对女性与男性、党员与非党员的双重差分。

再如之前的操作，可引入 MLR11 与 MLR12，其表达式为：

$$\begin{aligned}
 MLR11 \quad mascbias = & \beta_0 + \delta_0 cpc + \delta_1 female + \delta_2 female \cdot cpc \\
 & + \beta_1 edu + \delta_3 cpc \cdot edu + \delta_4 female \cdot edu \quad (11) \\
 & + \delta_5 female \cdot cpc \cdot edu + \beta_2 age + \beta_3 englis \\
 & + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + u
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 MLR12 \quad mascbias = & \beta_0 + \delta_0 cpc + \delta_1 female + \delta_2 female \cdot cpc \\
 & + \beta_1 edu + \delta_3 cpc \cdot edu + \delta_4 female \cdot edu \quad (12) \\
 & + \delta_5 female \cdot cpc \cdot edu + \beta_2 age + \beta_3 englis \\
 & + \beta_4 engspk + \gamma \cdot \mathbf{relig} + \theta \cdot \mathbf{media} + u
 \end{aligned}$$

模型 MLR11 和 MLR12 在 MLR10 的基础上引入了 *englis*, *engspk*, *relig* 和 *media*，他们的定义与处理与 3.1 中完全相同。

对 4 个模型使用 OLS 估计，通过异方差显著的统计量进行统计推断；再使用 FGLS 估计模型 MLR9 和 MLR10，作为稳健型检验。估计结果如表7。

表 7: MLR9 至 MLR12 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias	mascbias
Est	OLS	FGLS	OLS	FGLS	OLS	OLS
cpc	-1.418*** (0.315)	-1.408*** (0.349)	-1.156*** (0.354)	-1.141*** (0.394)	-1.149*** (0.355)	-1.082*** (0.355)
female	-0.386*** (0.0718)	-0.352*** (0.0711)	0.348** (0.161)	0.341** (0.160)	0.380** (0.162)	0.393** (0.162)
femalecpc	-0.705*** (0.255)	-0.738*** (0.283)	-0.585 (0.840)	-0.448 (0.911)	-0.730 (0.831)	-0.807 (0.834)
edu	-0.385*** (0.0195)	-0.377*** (0.0202)	-0.275*** (0.0282)	-0.274*** (0.0293)	-0.222*** (0.0304)	-0.183*** (0.0309)
cpcedu	0.192*** (0.0516)	0.191*** (0.0557)	0.117* (0.0606)	0.115* (0.0671)	0.118* (0.0608)	0.109* (0.0608)
femaleedu			-0.183*** (0.0359)	-0.179*** (0.0381)	-0.185*** (0.0360)	-0.193*** (0.0360)
femalecpcedu			0.0497 (0.122)	0.0335 (0.131)	0.0733 (0.121)	0.0870 (0.121)
age	0.00748*** (0.00281)	0.00838*** (0.00281)	0.00725** (0.00281)	0.00827*** (0.00281)	0.00524* (0.00287)	0.00193 (0.00303)
englis					-0.339*** (0.118)	-0.281** (0.118)
engspk					0.0831 (0.126)	0.0962 (0.125)
buddhist					-0.161 (0.169)	-0.129 (0.169)
taoist					-0.469 (0.748)	-0.474 (0.737)
folkrelig					0.314 (0.271)	0.310 (0.270)
muslim					0.534** (0.254)	0.519** (0.253)
catholic					-0.614 (0.643)	-0.635 (0.648)
protestant					0.572** (0.250)	0.602** (0.250)

jew					-1.098*** (0.253)	-1.266*** (0.256)
newsppr						-0.841*** (0.285)
magzn						-0.924 (0.745)
radio						-0.172 (0.324)
tv						-0.127 (0.208)
net						-0.687*** (0.223)
Cons	13.21*** (0.201)	13.12*** (0.201)	12.76*** (0.221)	12.70*** (0.217)	12.97*** (0.231)	13.15*** (0.308)
Obs	8,859	8,859	8,859	8,859	8,852	8,852
R ²	0.070	0.064	0.073	0.066	0.076	0.081

在 6 组回归结果中，党员均在 1% 显著性水平下具有更少的性别偏见。在未控制 *femaleedu* 和 *femalecpcedu* 时（模型 MLR9），女性党员在 1% 显著性水平下具有更少的性别偏见，女性与男性、党员与非党员在性别偏见上的双重差分也在 1% 的显著性水平下显著为负。在控制 *femaleedu* 和 *femalecpcedu* 后（模型 MLR10-MLR12），女性在 5% 显著性水平下拥有更多的性别偏见；这一结果意义不大，因为根据模型设定，*female* 的系数表示教育程度为 0 时，女性性别偏见与男性的组间差。同样在控制女性教育后，女性与男性、党员与非党员在性别偏见上的双重差分不再显著。

在 6 组结果中，教育程度均在 1% 显著性水平下与性别偏见显著负相关。在控制 *femaleedu* 和 *femalecpcedu* 前，*cpcedu* 与性别偏见在 1% 显著性水平下显著正相关；在控制 *femaleedu* 和 *femalecpcedu* 后，*cpcedu* 与性别偏见依然正相关，但只在 10% 的显著性水平下显著。这些结果与 3.1 中的结果一致，显示我们在 3.1 中得到的结论具有不错的稳健性。

femaleedu 在 1% 的显著性水平下与性别偏见显著负相关，教育对于女性拥有的性别偏见的“纠正作用”显著强于男性。*femalecpcedu* 系数估计值为正，即教育对性别偏见的“纠正功能”对女性与男性、党员与非党员的双重差分为正值，但是在通常的显著性水平下均不显著。

对其他控制变量的估计结果与 3.1 基本一致，不再赘述。

2.3 性别观念与生活实践

在 3.1 和 3.2 中我们研究了党员身份对性别观念的影响，包括意识形态性的直接影响和通过教育的“纠正功能”的间接影响，并且对比了这种影响在两性间的不同。尽管党员身份削弱了教育对性别偏见的“纠正功能”，但总体上党员仍具有比非党员更少的性别偏见。在 3.3 中我们考察党员的性别平等观念能否转化为家庭生活中性别平等的实践。

我们通过受访者对问卷问题 A69 的回答，从样本中筛选出有配偶或同居伴侣的受访者。通过受访者对自己及其配偶受教育程度、政治面貌、总收入、职业/劳动收入情况的介绍（问题 A72、A73、A75a、A75b），我们以受访者及其配偶（以下简称家庭，但只包含受访者及其配偶，而不包含受访者及配偶的子女、父母等亲属）为单位，生成新的变量和观测值。

根据这些新变量，我们提出 MLR13、MLR14 和 MLR15，其表达式如下：

$$\begin{aligned} MLR13 \quad rchrs_wkdy = & \beta_0 + \delta_1 malepc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc \\ & + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 ttline_ratio + u \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} MLR14 \quad rchrs_wkdy = & \beta_0 + \delta_1 malepc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc \\ & + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 labinc_ratio + u \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} MLR15 \quad rchrs_wkdy = & \beta_0 + \delta_1 malepc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc \\ & + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 ttline_ratio \\ & + \beta_4 labinc_ratio + u \end{aligned} \quad (15)$$

在模型 MLR13-MLR15 中，我们以家庭为单位，用工作日女人每天做家务的时间（精确到分钟，换算为小时）占两人做家务的总时间的比例作为因变量 $rchrs_wkdy$ 。该变量由受访者对问卷问题 C21 和 C22 的回答生成，取值在 0-1 之间；我们希望以此反映家庭生活中男女不平等的状况，即 $rchrs_wkdy$ 的取值越大，该家庭实际性别偏见越严重。 $rchrs_wkdy$ 的分布见附录图B.2。

利用受访者对问题 A7b、A73 的回答，我们将家庭分为仅男方为党员、仅女方为党员、二人均是党员，二人均不是党员 4 组，并以二人均不是党员为基准组，生成 3 个虚拟变量 *malecpc*, *femalecpc*, *bothcpc*，作为我们关注的主要自变量。家庭政治面貌的分布见附录图B.3。

已有大量证据表明，家庭中的性别分工收到男女双方经济实力和学历水平对比的影响。为了研究党员身份对家庭实际性别偏见的影响，需要在模型中控制双方经济实力和学历水平的对比。我们构造了 *ttlinc_ratio* 和 *labinc_ratio* 两个变量反映家庭中男女双方的经济实力对比：*ttlinc_ratio* 是家庭中男方年总收入占男女双方年总收入的比例，*labinc_ratio* 是家庭中男方年职业/劳动收入占男女双方年职业/劳动收入的比例。二者取值都在 0-1 之间，取值越大，表明家庭中男方在经济上更强势。*dedu* 表示家庭中男方最高教育程度与女方最高教育程度之差，根据受访者性别，由受访者教育程度和受访者配偶的教育程度生成。教育程度的定义与 *edu* 相同，因此 *dedu* 理论上在 -9 和 9 之间取值，取值越大，表明家庭中男女教育程度差距越悬殊，男方优势越明显。

根据 Breusch-Pagan-Cook-Weisberg 检验的结果，模型 MLR13 和 MLR14 带有异方差，故采用 OLS 和 FGLS 两种方法估计，OLS 结果用异方差稳健的统计量进行统计推断。MLR15 不存在异方差，故直接使用 OLS 估计。回归结果如表。

我们关注的自变量 *malecpc*, *femalecpc*, *bothcpc* 虽然系数基本为负值，但在通常的显著性水平下均不显著。同样的 *dedu* 在通常的显著性水平下不显著。只有在未控制 *labinc_ratio* 时，*ttlinc_ratio* 与 *rchrs_wkdy* 在 1% 显著性水平下显著正相关；而无论控制 *ttlinc_ratio* 与否，*labinc_ratio* 均与 *rchrs_wkdy* 在 1% 显著性水平下显著正相关。这意味着家庭中男方在经济上越强势，男女在家庭生活和分工中越不平等。当然，这也可以解释为家庭中男方和女方自愿根据比较优势分工合作的结果。如何解读这种分工与不平等，是哲学家和政治理论家的工作，本文不做讨论。

为了与工作日情形形成比较，我们又提出 MLR14、MLR15 与 MLR16 模型，其形式与13、14与15类似：

表 8: MLR13 至 MLR15 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Y	rchrs_wkdy	rchrs_wkdy	rchrs_wkdy	rchrs_wkdy	rchrs_wkdy
Est	OLS	FGLS	OLS	FGLS	OLS
malecpc	-0.0222 (0.0197)	-0.0207 (0.0185)	-0.0245 (0.0214)	-0.0214 (0.0201)	-0.0248 (0.0239)
femalecpc	-0.0152 (0.0458)	-0.00818 (0.0457)	-0.00588 (0.0498)	0.000141 (0.0523)	-0.00464 (0.0443)
bothcpc	-0.0629 (0.0575)	-0.0471 (0.0517)	-0.0791 (0.0618)	-0.0728 (0.0592)	-0.0786 (0.0533)
dedu	0.00749 (0.00505)	0.00655 (0.00463)	0.00661 (0.00571)	0.00513 (0.00517)	0.00656 (0.00533)
ttlinc_ratio	0.136*** (0.0288)	0.128*** (0.0277)			0.0268 (0.0657)
age	-0.000906 (0.000593)	-0.000844 (0.000564)	-0.000706 (0.000687)	-0.000544 (0.000641)	-0.000687 (0.000650)
labinc_ratio			0.158*** (0.0289)	0.146*** (0.0281)	0.136** (0.0615)
Cons	0.661*** (0.0377)	0.663*** (0.0345)	0.637*** (0.0404)	0.637*** (0.0369)	0.633*** (0.0385)
Obs	1,046	1,046	918	918	918
R^2	0.031	0.027	0.039	0.034	0.039

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

$$MLR16 \quad rchrs_wknd = \beta_0 + \delta_1 malecpc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 ttline_ratio + u \quad (16)$$

$$MLR17 \quad rchrs_wknd = \beta_0 + \delta_1 malecpc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 labinc_ratio + u \quad (17)$$

$$MLR18 \quad rchrs_wknd = \beta_0 + \delta_1 malecpc + \delta_2 femalepc + \delta_3 bothcpc + \beta_1 dedu + \beta_2 age + \beta_3 ttline_ratio + \beta_4 labinc_ratio + u \quad (18)$$

在模型 MLR16-MLR18 中，我们同样以家庭为单位，用周末女人每天做家务的时间（精确到分钟，换算为小时）占两人做家务的总时间的比例作为因变量 $rchrs_wknd$ 。该变量由受访者对问卷问题 C23 和 C24 的回答生成，取值在 0-1 之间； $rchrs_wknd$ 的取值越大，该家庭实际性别偏见越严重。 $rchrs_wknd$ 的分布见附录图B.4。

同样地，我们对 3 个模型分别用 OLS 和 FGLS 进行估计。回归结果如表。

相较于双方都不是党员的家庭，仅男方为党员的家庭在 10% 或 5% 的显著性水平下具有更少的实际性别偏见，双方均为党员的家庭也在 10% 或 5% 的显著性水平下具有更少的实际性别偏见；并且， $bothcpc$ 系数的估计值小于 $malecpc$ 系数的估计值。仅女方为党员的家庭与双方均不是党员的家庭在实际性别偏见上并不表现出统计上显著的差异。我们推测，工作日家务劳动的分配更多受到男女双方工作时间的安排的影响，而休息日家务劳动的分配则更能体现男女双方愿意承担劳动的意愿，从而反映家庭中男女平等的真实状况。结合 3.1、3.2 中的结论，由于党员具有更强的性别平等意识（不论这种意识的来源），拥有党员能显著降低家庭分工中的性别偏见。由于家庭中往往男性掌握更大的话语权，当男性“因为”成为党员而拥有更强的性别平等观时，家庭中实际的性别平等状况能得到很大的改善。

3 结论

本文考察了中国共产党党员在性观念与性别观念上与非党员的差异。

表 9: MLR13 至 MLR15 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Y	rchrs_wknd	rchrs_wknd	rchrs_wknd	rchrs_wknd	rchrs_wknd	rchrs_wknd
Est	OLS	FGLS	OLS	FGLS	OLS	FGLS
malecpc	-0.0372** (0.0189)	-0.0358* (0.0187)	-0.0338* (0.0204)	-0.0332* (0.0199)	-0.0352* (0.0205)	-0.0353* (0.0195)
femalecpc	-0.0733 (0.0474)	-0.0715 (0.0445)	-0.0708 (0.0522)	-0.0713 (0.0561)	-0.0663 (0.0529)	-0.0695 (0.0546)
bothcpc	-0.104* (0.0576)	-0.0998* (0.0548)	-0.123** (0.0615)	-0.124** (0.0619)	-0.121** (0.0615)	-0.119* (0.0622)
dedu	0.00576 (0.00486)	0.00562 (0.00465)	0.00546 (0.00552)	0.00496 (0.00515)	0.00532 (0.00554)	0.00532 (0.00510)
ttlinc_ratio	0.121*** (0.0289)	0.120*** (0.0277)		0.0924 (0.0654)	0.109* (0.0632)	
age	-0.000812 (0.000596)	-0.000823 (0.000559)	-0.000816 (0.000689)	-0.000790 (0.000633)	-0.000744 (0.000691)	-0.000695 (0.000631)
labinc_ratio			0.123*** (0.0295)	0.116*** (0.0287)	0.0459 (0.0600)	0.0231 (0.0588)
Cons	0.663*** (0.0383)	0.664*** (0.0346)	0.661*** (0.0413)	0.664*** (0.0370)	0.648*** (0.0428)	0.650*** (0.0378)
Obs	1,057	1,057	929	929	929	929
R^2	0.033	0.031	0.033	0.030	0.036	0.032

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

我们发现，党员整体具有更保守的性观念，体现在对婚前性行为和同性间性行为的接受程度统计上显著低于非党员。同时我们发现教育的“纠正功能”，即接受教育有助于纠正对特定性行为（婚前性行为、婚外性行为、同性间性行为）的保守偏见。

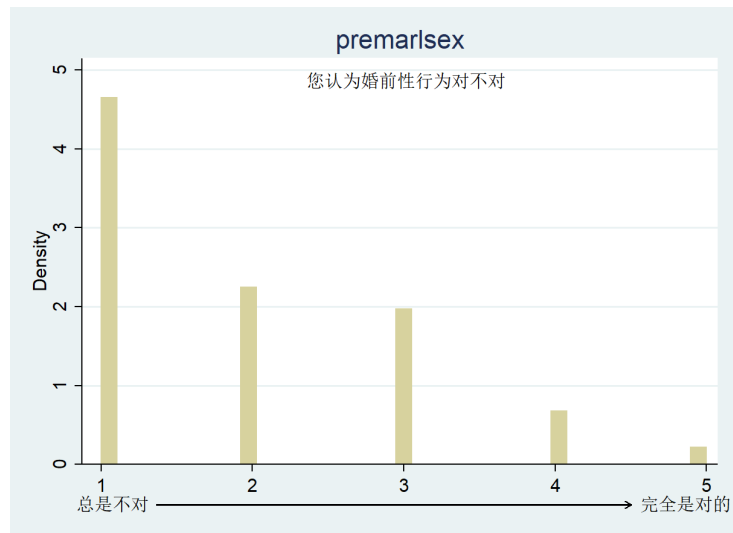
针对共产党员性观念相对保守的结果，我们提出 2 种假说：1）共产党的意识形态要求在性问题上趋于保守，因此简单地筛选或培养出性观念保守的党员；2）共产党出于某种政治理性，通过某种机制，筛选出在更广泛的争议性社会议题上具有保守倾向的人，他们或许总是乐于维持现状，或许是欠缺反思与判断的能力。我们对性观念的研究无法提供任何支持或反对这两种假说。

本文继续考察了党员与非党员在性别观念上的差异。我们发现党员整体上具有更少的性别偏见，这很可能是共产党意识形态中“性别平等”观念的作用。另一方面，我们发现教育对于性别偏见同样具有“纠正功能”，但相较于对非党员的作用，教育对党员性别偏见的“纠正功能”在统计上显著地更弱。如果我们假设教育对性别偏见的纠正，是通过引导受教育者反思传统价值观的不合理因素实现的；那么党员较少的男权主义与性别偏见，更多是由于意识形态的要求，而非理性反思的结果。这为上述假说 2 提供了一些有限但具有启发性的证据。其启发性在于，沿着这条思路，我们也许可以探究共产党通筛选和吸纳的党员的某些特质，从而理解共产党党员选拔机制背后的政治理性。要达到这层目的，还需要更深入的后继研究。

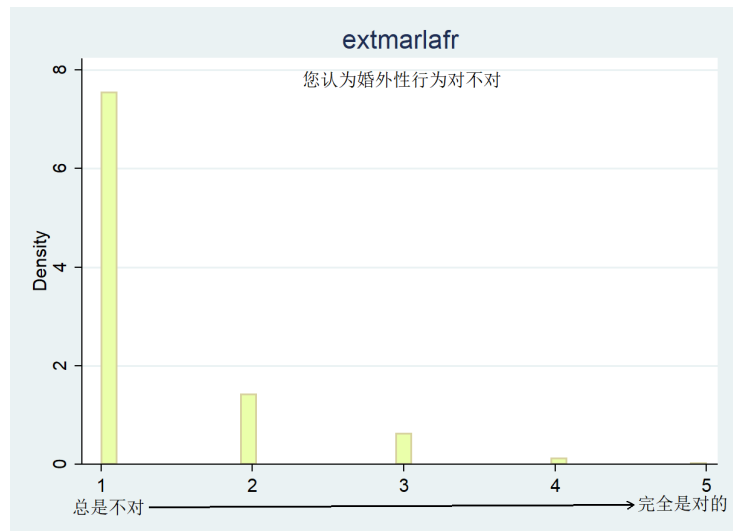
最后本文用实际家庭分工中的性别偏见代替受访者自我表达的性别观念，发现只要选取合适的因变量，家庭成员的党员身份却是有助于家庭性别分工中的两性平等。

A Appendix 1

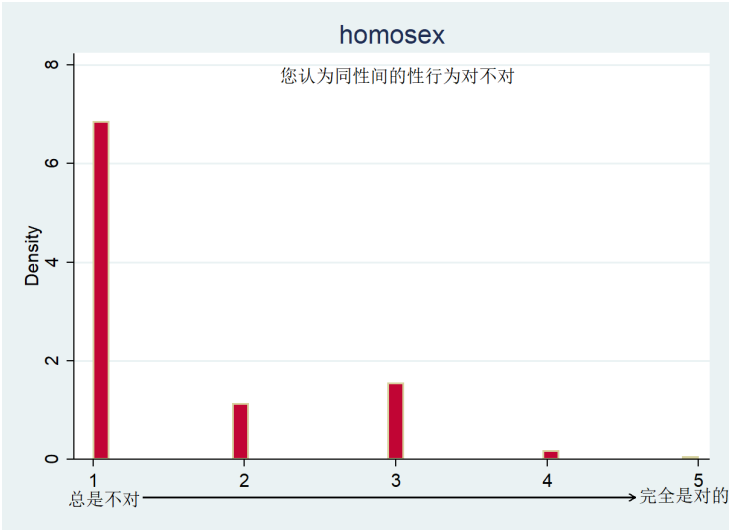
A.1 premarlsex



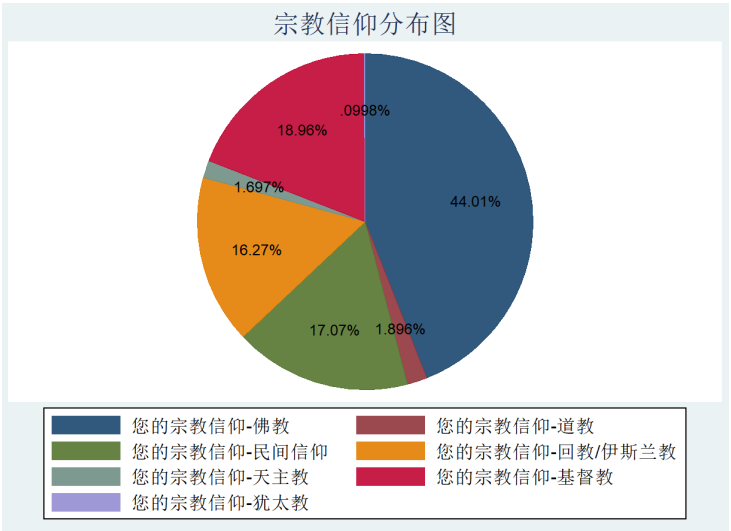
A.2 extmarlsex



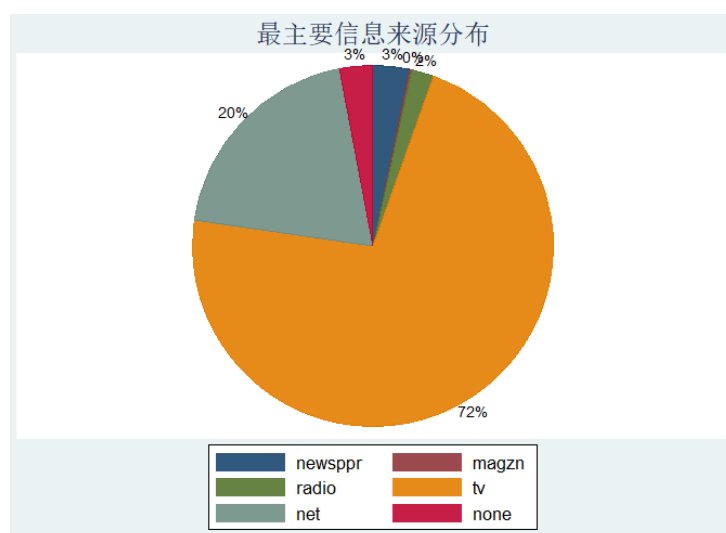
A.3 homosex



A.4 relig

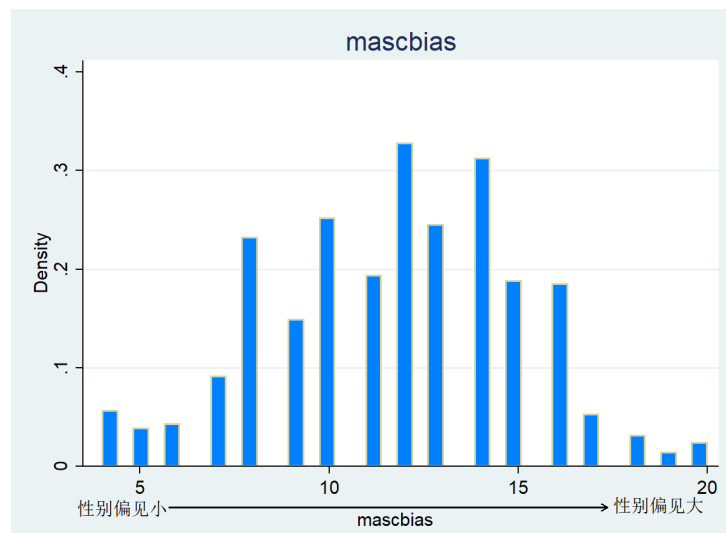


A.5 media

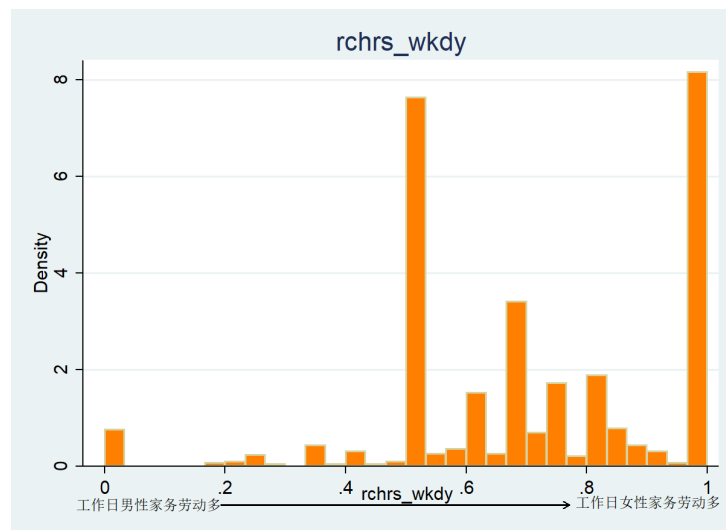


B Appendix 2

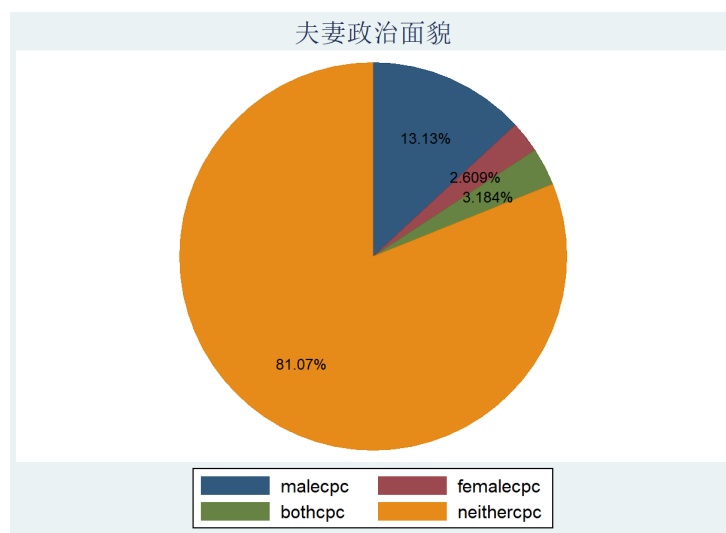
B.1 mascbias



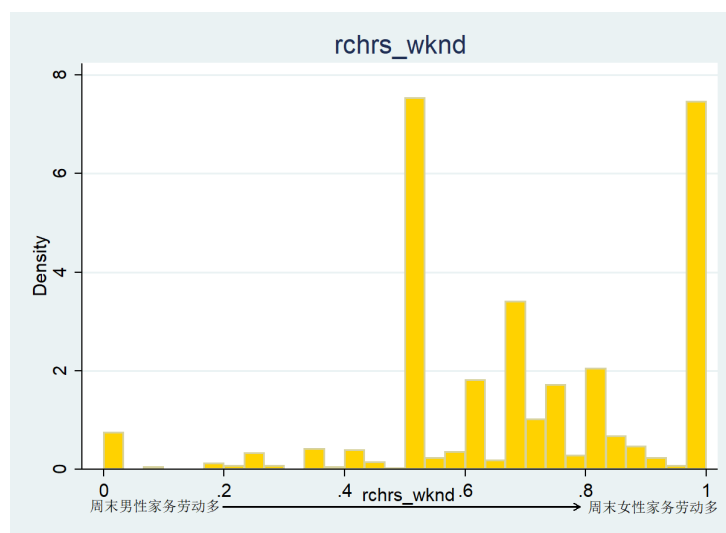
B.2 rchrs_wkdy



B.3 familycpc



B.4 rchrs_wknd



参考文献

- [1] 李路路. 中国综合社会调查 [DB/OL].<http://cnsda.ruc.edu.cn/index.php?r=projects/view&id=62072446>, 中国国家调查数据库,2015