

身份的幸福效应^{*}

——基于党员的经验证据

鲁元平 王军鹏 王品超

内容提要:本文基于身份经济学理论框架,利用CGSS2012年数据研究了中国共产党党员身份对居民幸福感的影响。研究发现:党员身份对居民幸福感有显著的正向影响;党员身份的幸福效应并非仅仅由收入溢价、社会资本提升等经济激励带来,党员身份认同对于促进幸福感的提升亦具有重要作用;党员身份的幸福效应具有较大的异质性,在党员比重较低的群体中,比如农村、少数民族、女性党员等,党员身份呈现出更明显的幸福效应。其原因在于,在党员所占比重越低的群体中,越能凸显出党员的身份价值,党员身份认同程度也就越高,从而党员身份的幸福效应就越大。

关键词:主观幸福感 身份经济学 党员身份 身份认同

一、引言

随着理论研究的不断深入,经济学家已经普遍承认“身份认同”(identity)会直接影响个人效用(Akerlof & Kranton, 2000)^①。从而使得身份认同对幸福感的影响就成了题中之意,正如Deaton & Stone (2013)所说“除了主观幸福感,没有其他既能很好代表效用又能量化的指标了”。基于此,本文试图在身份经济学的框架下,研究党员身份对我国居民主观幸福感的影响^②。目前国内外已有关于党员身份(或政治身份)的研究主要集中在对个人收入(Morduch & Sicular, 2000; Li et al, 2007; Liu, 2003; 刘精明, 2006; 李爽等, 2008)、子女收入(杨瑞龙等, 2010; 谭远发, 2015; 李宏彬等, 2012)、社会资本等方面的影响(Xie & Hannum, 1996; 刘和旺、王宇锋, 2010; Li & Walder, 2001; Dickson, 2014)。学者们更多地关注党员身份所带来的经济后果,而较

少直接分析党员身份对自身效用(主观幸福感)的影响。为了弥补现有文献的这一不足,本文将探讨党员身份是否会影响我国居民的幸福感?如果有影响,那么党员身份影响居民幸福感的机制是什么?党员身份对居民幸福感的影响在不同群体之间是否存在显著的异质性?其原因又是什么?

利用中国社会综合调查(CGSS)2012年数据进行实证分析,发现中国共产党党员身份对居民主观幸福感有显著的正向影响,相比于非党员而言,党员身份能够带来较大的幸福感提升;同时,党员身份的幸福效应具有较强的异质性,党员比重越低的群体,党员身份的幸福效应越大;党员身份的幸福效应不仅仅是通过收入溢价、社会资本提升等经济激励带来的,还来自于党员身份自身的纯效应(pure effect),党员身份认同是幸福效应产生的重要原因。

本文的潜在贡献主要体现在:(1)以往关于党

* 鲁元平、王品超,中南财经政法大学财政税务学院,邮政编码:430073,电子邮箱:yuanpinglu@gmail.com, pinchaow@163.com;王军鹏,华中科技大学管理学院,邮政编码:430074,电子邮箱:wangjunpeng@hust.edu.cn。本文得到国家自然科学基金一般项目“新常态下‘增长—老龄化—养老金’三角与渐进式延迟退休研究”(15BJL088)、国家自然科学基金青年项目“渐进式延迟退休年龄的经济效应及其政策选择——基于可计算一般均衡模型”(71403296)、教育部人文社科基金青年项目“社会转型期‘收入—幸福’悖论的作用机制研究”(13YJC790102)的资助。感谢华中科技大学管理学院张克中教授、云南财经大学缪小林副教授,以及华中科技大学管理学院财政系“567 seminar”研讨会的各位博士为提高本文质量提出的富有教益的建议。感谢匿名审稿人的意见和建议,当然,文责自负。

员身份的研究主要是考察其收入效应、社会资本效应等,鲜有研究关注党员身份对主观幸福感的影响。本文基于身份经济学(Identity Economics)的理论框架,探讨了党员身份的幸福效应,搭建起身份经济学和幸福经济学(Happiness Economics)的跨学科研究桥梁,拓展了相关领域的研究视野。(2)国外身份经济学研究重点是考察种族、文化、国家等不同身份的影响。在我国,党员身份对于居民而言是一个重要的身份特征,这一政治身份对居民主观幸福感的影响,目前尚缺乏相应的经验研究证据,本文弥补了现有文献这一不足。(3)本文充分考虑了党员身份潜在的内生性问题,确保了研究结论的可靠性和稳健性。此外,本文的研究详细地分析了党员身份的幸福效应在不同群体间的异质性,有利于全面认识和理解党员身份的幸福效应。

二、文献综述

近年来,越来越多的经济学者关注身份或社会身份(social identity)产生的社会经济后果。其中,最具代表性的是 Akerlof 等人对于身份经济学的开创性研究。Akerlof & Kranton(2000)在新古典主义分析框架下,引入心理学的相关理论来构建其理论基础,将身份视为效用函数中的经济参数,构建了一个包含身份变量的经济模型。随后的一系列文献在此基础上对身份经济学的研究进行了拓展(Shayo, 2009; Fang & Loury, 2005; Horst et al, 2006)。与 Akerlof 的观点有所不同,森(2013)强调了现代人身份的复杂性和多维性,将身份多样性视为一种自由包容的理念,以“归属社群”概念重构个体行为选择理论,一些学者将之概括为“身份认同说”。第三种在身份经济学领域具有代表性的研究思路是, Kirman & Teschl(2006)将个人身份内化为社会环境中的直接作用,并认为个体的行为会受到社会规范和行为约束的影响。作者通过构建一个动态的经济代理人身份模型,从理论上论证了社会身份如何影响人的行为。

当然,对于身份经济学的研究并没有止步于理论研究,很多学者利用实证分析直接或间接地拓展了身份经济学的研究话题。比如大量文献从性别、种族、年龄等视角研究不同的身份对收入等经济变量的影响(Chang, 2011; Croson & Gneezy, 2009; Bodenhorn & Ruebeck, 2003; Darity et al, 2006; Westerhof & Barrett, 2005)。还有一部分

研究着眼于分析社会身份——比如职业身份、组织身份等对于经济行为的影响(Benjamin et al, 2010; Chen & Li, 2009; Akerlof & Shiller, 2010; Lang & Lee, 2005)。其中,对于宗教认同及宗教身份的研究最为丰富,不同的学者选择从个体、公司或地域等角度出发,全面分析了宗教身份与经济产出之间的关系(Arano & Blair, 2008; Guiso et al, 2003; Barro & McCleary, 2003; Hilary & Hui, 2009)。

作为一种重要的社会身份,确切地说是政治身份(political identity),党员身份所产生的经济后果,也受到越来越多的关注。目前,国内外经济学者对于党员身份或政治身份的研究主要集中于三个方面:

首先是党员身份产生的收入溢价问题(Walder, 1996; Liu, 2003; Li et al, 2007; Appleton et al, 2009; Morduch & Sicular, 2000; 刘精明, 2006; 李爽等, 2008; 杨瑞龙等, 2010; 谭远发, 2015)。党员身份是否能够带来收入溢价颇具争议,文献也主要集中于这两个对立面。一些文献认为,党员身份有助于提高个人收入甚至包括代际间的子女收入,从而产生收入溢价效应(Dickson, 2014; Appleton et al, 2009)。同时也有研究发现在解决内生性问题之后并未发现显著的因果关系,个人的政治身份或政治资本并不能够带来收入溢价(Li et al, 2007; Nee, 1989; Morduch & Sicular, 2000)。

其次是研究党员身份对社会资本的影响。研究发现党员身份能够拓展个人的社交网络、增加获取信息的渠道和提高个人获取信息的机会,从而提高其社会资本或职业声望(Xie & Hannum, 1996; 刘和旺、王宇锋, 2010; Li & Walder, 2001; Dickson, 2014)。

最后,学者们还关注了党员身份与主观幸福感的内在联系。随着幸福经济学的兴起^⑥以及各国政府对居民幸福感的关注,党员身份的幸福效应也吸引了学者们的目光。通过对相关研究的梳理可以发现,幸福经济学的文献都认识到了党员身份对幸福感的重要性,并且发现了党员身份促进幸福感的实证证据。然而,它们本质上都是在研究其他话题时,比如收入不平等、政府质量、公共支出、户籍等对主观幸福感的影响,将“党员身份”作为一个重要控制变量,没有对党员身份如何影响幸福感进行详尽的分析与阐释。

具体而言,刘军强等(2012)在评估过去10年中国国民幸福感的变化时,将党员身份作为重要控制变量,发现党员身份对幸福感有显著的正向影响。Appleton & Song(2008)分析了中国城市居民的生活满意度的决定因素,发现共产党员的生活满意度要显著高于非党员,控制了收入之后结论依然成立。而且,只有共产党员身份才能够提高生活满意度,其他党派的党员身份则没有这种效应。Jiang et al (2011)在研究户籍身份以及与此相关的收入不平等如何影响居民幸福感的研究中,发现共产党员的幸福感更高,而且共产党员更加厌恶户籍身份带来的收入不平等。Dickson(2014)在研究中国共产党发展党员的策略与党员构成时,也得到党员的总体生活满意度要高于非党员的结论。陈刚、李树(2012)在研究政府质量如何影响居民幸福感的文章中,将党员身份作为重要控制变量,发现党员身份使居民感觉“幸福”和“非常幸福”的概率分别上升7.53%和1.89%。此外,何立新、潘春阳(2011)和鲁元平、王韬(2011)等都发现党员身份促进了居民主观幸福感的现象。

略显不足的是,虽然现有文献涉及了党员身份与幸福感的关系,但是并没有对两者之间的内在联系与机制进行深入的研究。在中国社会快速转型与发展的背景下,以上文献均没有对党员身份影响主观幸福感的原因、机制、异质性以及如何处理可能的内生性问题做出更深入的分析,使得我们难以深入了解党员身份幸福效应的背后机理。鉴于此,本文

将试图从身份经济学的视角出发,研究党员身份与主观幸福感之间的关系,探讨身份带来的幸福效应,为身份经济学和幸福经济学的跨学科研究做出些许贡献。

三、实证模型、数据来源与变量描述

(一)计量模型设定

在研究党员身份对居民主观幸福感的影响时,本文使用CGSS中“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”($happy_{ic}$)这一指标来衡量主观幸福感。 $happy_{ic}$ 的取值范围为1~5,1表示非常不幸福,5表示非常幸福^①。值得注意的是,Ferrer-i-Carbonell & Frijters(2004)与Angrist & Pischke(2009)等研究指出,只要回归方程设定正确,那么无论是将主观幸福感视为连续变量(基数)使用OLS方法估计,或者是将其视为有序变量(序数)用Ordered Probit模型估计,两种方法在估计参数的方向和显著性上具有一致性,并无优劣高下之分。鉴于此,为了方便解释参数,本文使用OLS方法进行回归分析,具体模型设定为:

$$happy_{ic} = \alpha ccp_{ic} + \beta X_{ic} + \varepsilon_{ic}$$

模型中,解释变量 ccp_{ic} 表示c省第i个人是否为共产党党员,是取值为1,不是为0; X_{ic} 表示被已有研究证实的影响个体主观幸福感的因素,主要包括:年龄及其平方项、性别、民族、收入、婚姻状况、社会经济地位、健康状况、受教育程度、就业状况、家庭经济状况、地域变量等; ε_{ic} 表示随机扰动项。对模型变量的详细描述与定义详见表1。

表1 模型变量描述与定义

变量类型	变量名	变量定义
被解释变量	主观幸福感(happy)	“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?” 1=非常不幸福;2=比较不幸福;3=说不上幸福不幸福; 4=比较幸福;5=非常幸福
解释变量	共产党员(ccp)	1=党员;0=非党员
	性别(male)	1=男;0=女
	年龄(age)	单位:岁
	汉族(han)	1=汉族;0=其他民族
	婚姻状况(marital)	1=有配偶;0=无配偶
	受教育年限(edu)	单位:年数
	工作状态(work)	1=工作;0=没有工作
	城市居民(urban)	1=城市居民;0=农村居民
	个人年收入(income)	单位:元/年
	各省党员人数占比(ratio)	单位:%
	健康状况(health)	“您觉得您目前的身体健康状况是?” 1=很不健康;2=比较不健康;3=一般;4=比较健康;5=很健康

变量类型	变量名	变量定义
解释变量	社会阶层状况(level)	“您认为您自己目前在社会的哪个等级上?” 1=最下层;10=最上层;依次类推
	社会资本(social_cap)	“除了家人和亲戚,您和其他人多久出去吃一次(每次至少有三个外人,包括吃饭、喝酒、喝茶、喝咖啡等)?” 0=从不和很少;1=有时、经常、很频繁
	家庭规模(family_num)	单位:人
	家庭经济状况(family_eco)	0=差;1=好

注:①本文将受教育程度赋值为教育年限;研究生及以上、大学本科、大学专科、高中(包括职高、中专、技校)、初中、小学、没有受过任何教育分别赋值为22、16、15、12、9、6、0;②将自评健康状况为1和2的个体视为健康较差(bad_health),3视为中等(norm_health),4和5视为较好(good_health);③将受访者自我报告其社会阶层为1、2和3的个体视为下层(low_level),4、5、6和7的视为中层(mid_level),8、9和10的视为上层(high_level)。

(二)数据来源与描述性统计

本文使用的数据来自中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心合作的中国综合社会调查项目(CGSS)。该调查始于2003年,随后在2005年、2006年、2008年和2010年以及2012年都进行了调查,目前已经进行了6次,本文使用的是当前最新一期的2012年调查数据。该调查的抽样涉及的总体信息主要来源于第五次人口普查数据,抽样方案采用分层抽样技术:区(县)、街道(镇)、居委会(村)、住户和居民。数据覆盖了除西藏、青海、宁夏

及港澳台等特殊省份或地区之外的全国28个省(区、市),共180个县(区),搜集有效样本11730份,这意味着本文所使用的样本在全国层面上具有较好的代表性。在数据清理上,本文剔除了主观幸福感、收入、健康、教育、婚姻状况等关键变量缺失、“不适用”和“拒绝回答”的样本,最后总共得到有效样本10568份。其中,党员人数为1344人,占全部受访者的12.72%。表2给出了各变量的描述性统计,图1和图2描述了我国共产党员与非党员主观幸福感的对比状况。

表2 描述性统计

变量名	全体样本				非党员	党员	均值差异	T值
	均值	标准差	最小值	最大值				
happy	3.822	0.842	1	5	3.798	3.995	-0.197	8.071
ccp	0.127	0.333	0	1	—	—	—	—
male	0.521	0.499	0	1	0.486	0.765	-0.279	19.484
age	49.301	15.946	18	94	48.535	54.327	-5.792	12.520
han	0.913	0.281	0	1	0.910	0.931	-0.021	2.471
marital	0.816	0.386	0	0	0.806	0.886	-0.080	7.131
edu	10.187	4.202	0	22	9.842	13.037	-3.195	12.096
work	0.675	0.475	0	1	0.663	0.714	-0.051	4.268
urban	0.477	0.499	0	1	0.435	0.764	-0.329	23.136
ln_income	9.449	1.188	4.605	13.815	9.353	10.062	-0.709	20.471
ratio	0.063	0.012	0.043	0.092	0.063	0.065	-0.002	6.778
health	3.530	1.086	1	5	3.519	3.614	-0.095	2.923
level	4.163	1.710	1	10	4.107	4.546	-0.439	8.871
family_num	3.033	1.400	1	14	3.060	2.848	0.212	5.187
family_eco	0.078	0.268	0	1	0.066	0.159	-0.093	11.929
social_cap	0.145	0.352	0	1	0.213	0.135	0.078	7.587

注:党员和非党员之间各个变量的均值差异除了民族(han)在5%的显著性水平下显著之外,其他的变量均在1%的显著性水平下显著。

总体而言,我国居民的主观幸福感平均为3.822分,党员的主观幸福感平均为3.995分,非党员的主观幸福感平均为3.798分,党员的幸福感受显著高于非党员。图1形象地显示出了党员与非党员两个群体间主观幸福感的差异。从图2亦可发现,在各种分群样本中,党员的幸福感受均要高于非党员,具体是:党政机关与事业单位党员的幸福感受要高于企业党员、女性党员的幸福感受要高于男性党员、城市党员的幸福感受要高于农村党员、少数民族党员的幸福感受要高于汉族党员。

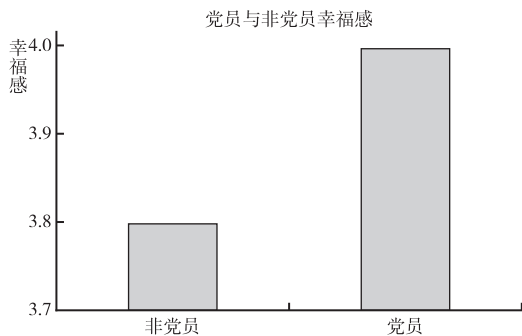


图1 党员与非党员主观幸福感对比

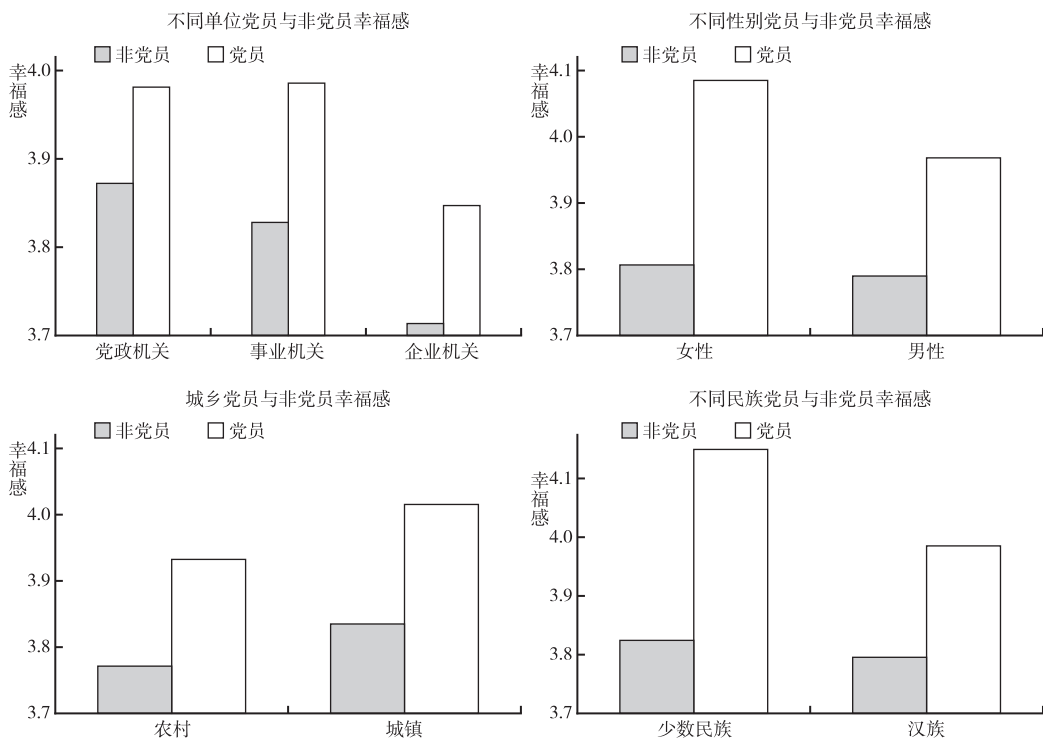


图2 不同群体间党员与非党员主观幸福感对比

四、实证回归结果与分析

表3第(1)~(4)列采取逐步回归的方法对党员身份与居民幸福感之间的关系进行实证分析。第(1)列在仅控制省份固定效应的基础上,对党员身份与幸福感进行直接回归,结果显示两者之间在1%的显著性水平下显著为正。第(2)列控制了性别、年龄、婚姻状况等主要的个体特征变量和家庭特征变量,党员身份与主观幸福感之间依旧保持显著正相关的关系。第(3)(4)列在第(2)列的基础上进一步控制了收入和社会资本变量。已有研究已经表明党员身份可能会产生收入溢价(刘和旺、王宇锋,

2010)^⑤、增加社会资本(Dickson, 2014),而这些经济后果对居民幸福感会产生直接影响。若不控制这些因素,将难以将党员身份的纯效应从收入溢价、社会资本等因素中剥离出来,难以对党员身份的幸福效应进行准确识别。回归结果显示,在控制了收入和社会资本因素之后,党员身份依旧对幸福感有显著的正向影响。正如预期,党员身份对幸福感的影响也从0.067下降到0.055,系数的下降源自于收入溢价和社会资本两种因素的剔除。因此我们可以认为在常见的收入溢价和社会资本影响之外,党员身份还会通过身份自身的纯效应(pure effect)对主观幸福感产生影响,本文称之为党员身份的幸福效应。

表3 党员身份对居民主观幸福感的影响

被解释变量、幸福感	OLS				IV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ccp	0.198*** (0.022)	0.067*** (0.023)	0.060** (0.024)	0.055** (0.024)	1.346*** (0.405)
male		-0.043*** (0.016)	-0.065*** (0.017)	-0.069*** (0.017)	-0.182*** (0.040)
age		-0.027*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.030*** (0.004)
age ²		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
married		0.246*** (0.025)	0.239*** (0.026)	0.242*** (0.026)	0.145*** (0.042)
han		-0.038** (0.029)	-0.078** (0.031)	-0.078** (0.031)	-0.060** (0.031)
urban		-0.024 (0.016)	-0.039** (0.019)	-0.039** (0.019)	-0.132*** (0.026)
edu		0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.038*** (0.009)
work		0.060*** (0.032)	0.059*** (0.032)	0.057*** (0.032)	0.071*** (0.021)
good_health		0.393*** (0.025)	0.368*** (0.027)	0.366*** (0.027)	0.356*** (0.030)
norm_health		0.213*** (0.027)	0.191*** (0.029)	0.190*** (0.029)	0.178*** (0.031)
high_level		0.185*** (0.053)	0.164*** (0.053)	0.166*** (0.062)	0.197*** (0.052)
low_level		-0.353*** (0.019)	-0.340*** (0.019)	-0.337*** (0.021)	-0.316*** (0.019)
family_num		0.009 (0.006)	0.008 (0.006)	0.008 (0.007)	0.013 (0.013)
family_eco		0.152*** (0.026)	0.134*** (0.026)	0.132*** (0.041)	0.196*** (0.035)
ln_income			0.058*** (0.010)	0.057*** (0.011)	0.045*** (0.011)
Social_cap				0.079*** (0.021)	0.060** (0.026)
Province	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	3.797*** (0.009)	3.901*** (0.087)	3.475*** (0.122)	3.469*** (0.122)	4.022*** (0.222)
Obs	10568	10568	9642	9642	9642
Adj-R ²	0.006	0.122	0.122	0.122	0.246

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 显著性水平下显著;括号中为稳健性标准误。

身份经济学认为每种身份都拥有一套相对应的行为规范,拥有该种身份的人会调整自己的行为以向行为规范(prescribe action)趋同,这种自我调整行为不受是否有监督存在的影响。比如党员、老师、

律师、医生等,每一种身份都对应着一套理想型的行为规范,促使其成员进行行为和道德上的自我约束。这些身份所蕴含的使命感和认同感使得成员不断调整自己的行为和思想向公认的行为规范靠拢。如果

拥有该种身份的个体做了违背与身份相对应的行为规范,即使在没有监督机制的情景下,其内心也会因长期存在身份认同感而感到不安,类似于孔子所说“慎独”。同样地,政治身份的认同度和重要性不言而喻。很多党派都会采取一定的行为进行组织定位,通过改变组织内涵和模式塑造成员的身份认同,并为成员传递某种特定的价值观,从而提高成员的身份认同度和对组织行为规范的遵从。此外,身份认同还可以有助于形成对拥有同类身份人的行动预期,类似于制度的功能(王永钦、丁菊红,2007)。从这个意义上来说,身份认同有助于提升幸福感。身份经济学的重要含义即体现在此,身份确实在影响着人们的行为与感受(Akerlof & Shiller, 2010)。这个观点得到了 Shang & Seung(2015)与 Baltatescu(2009)关于国家认同感与幸福感研究的支持与验证。

表3第(1)~(4)列表明在控制一系列的变量之后,党员身份和居民幸福感保持着稳健且显著的正相关关系。但是,要将二者的关系解释为因果关系,还需解决内生性问题。主观幸福感高的居民可能表现得积极、上进,热衷于参与政治活动,从而更有可能成为共产党员。同时,还可能存在着某些不可观测的因素同时影响居民是否成为共产党员和对幸福感的主观感受。这些内生性问题的存在会使得原有的估计结果产生偏误。为解决内生性问题,本文参考已有文献的做法,选择“父母是否是党员”作为子女党员身份的工具变量^⑥。

表3的最后一列汇报了在工具变量估计方法下党员身份对居民主观幸福感的影响。结果显示,党员身份依然可以显著提高居民的幸福水平。通过比较OLS和IV估计结果可以发现,后者的估计结果要大于前者,这是由于IV估计的局部处理效应(LATE)所引起的。OLS和IV估计结果的方向和显著性基本保持一致,仅在系数大小上有所差异,这说明即使存在本文之前所提到的可能的内生性问题,也不会颠覆本文的基本结论,即党员身份的纯效应可以增强居民的主观幸福感。

五、党员身份幸福效应的异质性分析

之前的回归结果均显示,党员身份与居民主观幸福感之间存在显著正相关关系,即使在控制了收入和社会资本等可能会影响主观幸福感的因素之后,其结果依旧非常稳健。鉴于此,本文推论,党员身份的纯效应,也即身份认同感,可能在党员身份影响居民主观幸福感中发挥着重要的作用。但是由于

数据限制,本文无法直接观测党员身份认同感,因此我们在此希望通过党员身份认同感在群体间的差异构造异质性分析,间接对其进行验证。

基于社会现实,我们认为党组织和党员的分布在不同人群间存在差异,党员身份认同感也会随之产生差异。在党员比重较低的群体中,党员身份的独特性凸显得更加明显,党员对身份的认同度和荣誉感也就更高,从而会对主观幸福感产生影响。因此,本文预期在党员占比较低的群体中,身份的纯效应发挥的作用更大,党员身份对居民主观幸福感的影响也将会更大。

(一)城乡、民族与性别的异质性分析

2014年党内统计公报显示,中国农村(少数民族)党员人数为2593.7万(605.1万),占全国党员人数的29.54%(6.9%),同期农村(少数民族)总人口为6.18亿(1.1亿),占全国总人口的45.23%(5.5%)。党员比重在农村(少数民族)和城市(汉族)人口之间分布不均衡,在前者中的分布比例较低。从前文分析可知,党员身份带来的身份认同和荣誉感在农村和少数民族群体中更加明显,党员身份的纯效应对主观幸福感的影响也会更大。同样,党员群体的分布也存在性别差异,在男性群体中的占比(75.3%)要远远高于在女性群体中的占比(24.7%),党员身份对女性幸福感的影响也会大于对男性党员的影响。

表4展示了基于城乡、民族和性别进行分组的估计结果,可以发现在农村、少数民族、女性等党员占比较低的群体中,党员身份对主观幸福感的影响要显著高于对照组,是后者系数的2.5倍到3倍不等,而且是在控制收入溢价和社会资本在这些关键变量之后依旧存在显著差异,因而本文认为党员身份的幸福效应在不同群体间存在巨大差异,意味着身份的纯效应在其中扮演了重要的角色。

(二)工作单位性质与收入水平的异质性分析

表5第(1)~(3)列的回归结果显示在事业单位和企业单位中,党员身份对居民主观幸福感都有显著正向影响,但在党政机关群体中则不显著。这是因为党员身份在党政机关中具有较高的普遍性,2014年党内统计公报显示党员在该群体中的比重约为75%。在这一群体中,党员身份没有很高的独特性,群体中的成员不会明显感受到身份带来的差异,即身份的纯效应较弱。反之,党员身份的纯效应在企业和事业单位中表现的更加明显,本文也观察到比较显著的结果。

表4 城乡、民族与性别的异质性分析

被解释变量:幸福感	农村样本	城市样本	少数民族	汉族	女性样本	男性样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ccp	2.225*** (0.753)	0.669*** (0.154)	2.065*** (0.713)	0.821*** (0.159)	1.337*** (0.298)	0.436*** (0.147)
Control Variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov_dum	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	4910	4726	845	8801	4361	5283
Adj-R ²	0.179	0.153	0.052	0.129	0.134	0.112

注:***、**、* 分别表示在1%、5%及10%显著性水平下显著;括号中为稳健性标准误。

表5 工作单位性质与收入水平的异质性分析

被解释变量:幸福感	党政机关	事业单位	企业单位	低等收入组	中等收入组	高等收入组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ccp	0.124 (0.735)	0.716** (0.327)	1.091*** (0.273)	2.412*** (0.901)	0.924*** (0.235)	0.686*** (0.202)
Control Variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov_dum	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	313	999	5517	2555	5210	1880
Adj-R ²	0.127	0.131	0.233	0.115	0.083	0.076

注:***、**、* 分别表示在1%、5%及10%显著性水平下显著;括号中为稳健性标准误;企业单位包括自雇/自办企业;本文按照收入的分位数进行收入分组,低于25分位数视为低收入组(小于等于6000元),位于25分位数至75分位数之间的视为中等收入组(大于6000元,小于30000元),高于75分位数的视为高等收入组(大于等于30000元)。

表5第(4)~(6)列分别对不同收入组进行回归。结果显示,对于各个收入组个体而言,党员身份都能够提高其主观幸福感,但是在低收入群体中这种影响是其在高收入群体中的4倍。本文认为高收入群体具有较为优越的社会经济条件,可能同时会拥有多种社会身份,因此会削弱党员身份的独特性和对党员身份的认同感。与此同时,低收入人群的社会组织身份相对单一,党员身份对其而言是一种重要的社会身份,其对党员身份的重视程度和认同感要高于高收入人群。因此,本文观察到党员身份对居民主观幸福感的影响在低收入群体中表现得更为强烈。

(三) 党龄与受教育程度的异质性分析

本文在这一部分按照被访问者的党龄与受教育程度分别将样本进行分组,实证回归结果如表6所示。表6第(1)~(4)列是依据党龄进行分组的回归结果,不论党龄长短,党员身份的幸福效应都是显著为正。但是,从系数的变化上可以发现党员身份的幸福效应是随着党龄的增加而增加的,党龄越长,党员身份对幸福感的影响也就越大。党龄越长同时也意味着个体对党员身份的认同度会更高,某种程度上直接印证了本文前面的结论,即党员身份可以通过身份认同影响主观幸福感。

表6第(5)~(7)列的结果显示,随着受教育程度的不断提高,虽然党员身份对居民主观幸福感的正向影响依旧显著,但是程度在不断减弱。目前我国大专及以上学历党员3775.5万,占党员总数的43.0%,而且这个比例还有不断上升的趋势。国家继续大力发展“又红又专”的党员,有高教育背景的公民成为重点发展对象。在这种背景下,党员在高学历群体中的比重较高,从而党员身份在群体成员间的独特性减弱,党员身份对主观幸福感的影响也会随之弱化。

(四) 各地党员比重的异质性分析

为了进一步论证在党员比重越低的群体中,党员身份对居民主观幸福感的影响越大,本部分使用各个省份党员数量占15岁以上总人口的比重作为宏观层面上衡量党员比重的指标^⑦。党员比重越小表明党员身份带来的独特性、荣誉感和满足感越强,党员身份的幸福效应也就越大。本文通过各个省的省委组织部的网站、中国共产党的党内统计公报、各个省党代会的新闻报道以及《2014—2018年全国党员教育培训工作规划》等相关报道,手工收集了2012年全国除港澳台、西藏自治区以及海南省外的所有省、直辖市和自治区的党员人数,并在此基础上计算出各个地区党员数量占15岁以上人口的比重。

表6 党龄与受教育程度的异质性分析

被解释变量:幸福感	0<党龄≤15	15<党龄≤27	27<党龄≤41	党龄>41	初等教育	中等教育	高等教育
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ccp	2.231*** (0.416)	2.251*** (0.459)	2.300*** (0.544)	3.229*** (0.804)	2.299** (1.825)	1.136*** (0.298)	0.660*** (0.25)
Control Variable	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov_dum	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	8671	8663	8673	8660	3402	4658	1585
Adj-R ²	0.102	0.164	0.086	0.075	0.168	0.110	0.149

注:***、**、* 分别表示在1%、5%及10%显著性水平下显著;括号中为稳健性标准误;初等教育包括没有受过任何教育、私塾、小学,中等教育包括初中、职业高中、普通高中、中专、技校,高等教育包括大学专科、本科、研究生及以上。

表7 按照各省党员比重分组对样本进行回归分析。回归结果显示在党员比重较低的省份,党员身份对主观幸福感的影响要远远大于其他地区,在党员比重较高的地区,党员身份的幸福效应在统计意义上不再显著。依据各省党员比重分组的回归结果再次证实了党员比重是党员身份影响主观幸福感的重要渠道,其中与党员比重紧密相关的身份认同是重要的解释机制。

表7 党员比重对党员身份的调节作用

被解释变量:幸福感	党员比重低	党员比重中	党员比重高
	(1)	(2)	(3)
ccp	2.318*** (0.822)	1.942** (0.791)	1.031 (0.967)
Control Variable	YES	YES	YES
Prov_dum	YES	YES	YES
Obs	2558	4278	2801
Adj-R ²	0.169	0.069	0.037

注:***、**、* 分别表示在1%、5%及10%显著性水平下显著;括号中为稳健性标准误;对党员比重进行排序,将党员比重25%分位数以下的省份视为党员比重较低的省份,将25%~75%分位数的省份视为党员比重中等水平的省份,将75%以上的省份视为党员比重较高的省份。

六、稳健性检验

(一) 党员身份对我国居民主观幸福感影响的反事实分析

考虑到党员与非党员个体之间可能会存在系统性差异,如果简单地利用“0~1虚拟变量”进行估计的话,可能会出现某种程度上的偏误。鉴于此,本节利用倾向性得分匹配法(PSM)来减弱这种影响,从而得到更为稳健的结果。具体而言,将非党员的个体视为对照组(D=0),而将党员视为处理组(D=1)。假设同一个体*i*存在两种潜在状态:党员或非

党员,其相应幸福感水平分别为 Y_{1i} 与 Y_{0i} 。显然, Y_{0i} 和 Y_{1i} 不可能同时被观测到,其中未能被观测到的状态称之为反事实结果。因此,我们不能计算是否是党员对具体个人*i*的影响($Y_{1i} - Y_{0i}$),只能估计党员身份对我国居民主观幸福感的平均处理效应(Average Treatment Effect for Treated, ATT): $\delta_{i,ATT} = E[(Y_{1i} - Y_{0i}) | D_i = 1] = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1)$ 。但是,身为党员的个体在非党员状态下的幸福感水平 $Y_{0i} | D=1$ 是永远观测不到的反事实结果。为了近似得到反事实状态,本文使用是否成为党员的倾向值得分进行估计。当倾向值得分相同时,认为非党员主观幸福感的期望值等价于党员的反事实状态 $Y_{0i} | D=1$ 即:

$$\begin{aligned} E[(Y_{0i} | D=1) | p(X_i)] \\ &= E[(Y_{0i} | D_i=0) | p(X_i)] \\ &= E[(Y_i | D_i=0, p(X_i))] \end{aligned}$$

表8给出了在4种倾向性得分匹配法下党员身份的幸福效应。结果表明,在消除了由党员和非党员间的可观察异质性所引起的偏差后,不论采用何种匹配方法,党员身份对幸福感的提升作用保持在0.077到0.174之间,与OLS回归结果基本一致,进一步表明本文的结论是稳健可信的。

(二) 内生性问题的再检验

为了进一步的避免遗漏变量问题对本文结论产生的影响,本节利用CGSS2012年调查问卷中递交入党申请书与最终是否成为正式党员这一事件对内生性问题进行再检验。不论最终是否成为正式党员,提交入党申请书的个人在某些思想观念和主观态度上可以被认为是无差异的,仅有的差异来自于是否成为党员这一身份的变化。通过对提交了入党申请书这部分群体的分析,可以很大程度上解决遗漏变量的问题,验证本文之前的结论是否可信和稳健。

表 8 基于倾向性得分匹配法的 ATT 估计结果

匹配方法	处理组样本数 (共产党员)	对照组样本数 (非共产党员)	处理组的平均处理 效应(ATT)	标准差	t 值
最小邻近匹配(Nearest neighbor Matching)	1307	1432	0.077	0.036	2.120
半径匹配(Radius Matching)	1268	8236	0.174	0.025	6.877
分层匹配(Stratification Matching)	1307	8310	0.093	0.025	3.739
核匹配(Kernel Matching)	1307	8310	0.111	0.024	4.694

注:表中的标准差通过 bootstrap 方法计算得出。

在本文所使用的样本数据中共有 1851 个样本递交了入党申请书,但是最后成为正式党员人数为 1344 人。其中,正式党员 100% 都递交了入党申请书,也就是说有 507 人递交了入党申请书,但是最终没有成为党员,而且本文也未发现不是正式党员而是预备党员的情况。

表 9 的第(1)和(2)列分别给出了在不控制和控制其他变量的情况下,党员身份对主观幸福感的影响。结果显示,在基本解决遗漏变量问题之后,党员身份依旧可以显著的提高居民的主观幸福感,这与本文之前的所有结论均保持一致,进一步提高了本文的可信性。

表 9 内生性问题的再检验

被解释变量:主观幸福感	(1)	(2)
ccp	1.848*** (0.663)	1.317*** (0.503)
Control Variable	NO	YES
Prov_dum	YES	YES
Obs	1851	1851
Adj-R ²	0.109	0.073

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

(三)其他稳健性检验

除了以上稳健性检验之外,本文在回归表 4 的工具变量估计的基础上,进一步做检验:(1)在 CGSS 调查中可能会存在党员顾虑其自身的政治身份而策略性地“高报”其主观幸福感水平的现象。为排除这种影响,本文采取的一个简单办法就是对居民主观幸福感得分重新赋值,具体为将“非常幸福”和“幸福”合并赋值为 1,将“非常不幸福”“不幸福”与“一般”合并赋值为 0。重新赋值后用二值 probit 模型进行估计,结果显示党员身份对主观幸福感的影响依旧在 1% 水平下显著为正,这意味着党员策略性“高报”其幸福感水平并不会改变本文结论。(2)考虑到部分地区的特殊性可能会导致个体在思

想意识或发展党员政策上的不同,本文依次剔除了直辖市、革命老区(比如江西、陕西、贵州等地区)、宗教氛围最浓厚和最淡薄的地区以及经济最发达和最不发达的地区,实证结果依然同本文之前的结果保持一致。(3)进一步地,本文删除 80 岁以上高龄人口或删除 70 岁以上老年人口后,结论也依旧保持稳健。由于篇幅的原因,稳健性检验的回归结果不逐一展示。

七、结论与政策含义

身份经济学认为身份是影响个体效用的重要因素,从而使得研究身份带来的幸福效应成为其题中应有之义。本文利用 CGSS2012 年的数据,对党员身份与居民主观幸福感之间的关系进行了细致的分析,研究发现党员身份可以显著提高居民的主观幸福感,即便在控制了党员身份可能带来的收入溢价、社会资本等因素之后,这种效应依然存在。基于身份经济学的相关理论,本文认为党员身份产生了个体对身份的认同,进而对主观幸福感产生了影响,这种影响来自于身份的纯效应。

受限于所采用的数据,本文无法直接度量党员身份认同。但是,通过对党员身份的幸福效应在各个群体中的异质性进行分析,本文同样可以为党员身份认同是党员身份影响幸福感的重要因素这一结论提供支撑。在党员占比越低的群体中,党员的身份价值越容易得到体现,个体对其党员身份的自我认同程度也就越高,从而使得党员身份的幸福效应也就越大。基于此,本文充分考虑了党员分布在农村与城市、少数民族与汉族、女性与男性、企业与机关事业单位、低收入群体与中高等收入群体以及不同受教育水平群体之间的异质性,发现党员身份对前一群体幸福感的提升作用要远大于后者。这说明在党员比重越低的群体中,党员身份的幸福效应就越大,身份认同是其中的重要原因。在中国,共产

党员不管在规模上还是影响力方面都是不容忽视的,本文探讨了党员身份的幸福效应,对新时期如何改善提高党的治理水平提供了思路。

注:

- ① identity 在汉语中很难直接找到对应的词,它既有社会范畴的意思,又含有与这个社会范畴对应的价值观、认同感等社会心理学层面的含义(王永钦、丁菊红,2007)。鉴于此,在后文我们将直接用“身份认同”来表示它。
- ② 中国共产党党内公报显示,我国的党员人数已经从1980年的3800万人,上升到2014年的8770万人,超过了许多发达国家的人口总和。2014年全国有2185万人递交了入党申请书,群众入党的热情和积极性依旧高涨。党员群体如此之大,对党员群体的幸福感进行全面的分析和研究,具有重要的现实意义。
- ③ 主观幸福感的研究始于20世纪50年代的欧美国家,它是伴随着生活质量和社会指标运动而发展起来的研究领域。学术界对主观幸福感的研究多集中在心理学、社会学等学科。而经济学最近对幸福感的研究呈现“后来者居上”的态势。经济学家主要考察个体特征变量,比如婚姻状况、性别、年龄、健康、教育程度和就业状态等对主观幸福感的影响,得到一些已有共识的结论,认为具有已婚、高收入、白人、女性、受过良好教育、自我雇佣者等特征的个体主观幸福感较高。近些年来,他们开始把宏观经济因素作为解释变量加入幸福方程,比如考察失业率、通货膨胀率、政府支出,以及收入不平等对居民主观幸福感的影响。
- ④ 1到5意味着数字从小到大依次表示主观幸福感增强,但这只是序数意义上的,例如,我们不能说,4和2之间的差距是2和1之间差距的两倍生活幸福感。主观幸福感的这种度量方法的信度和效度已经得到心理学家和经济学家的证实。
- ⑤ 不过,程名望等(2016)在研究党员和干部身份对农户收入的影响及其变化趋势时发现,与乡村干部户和国家干部户的收入效应相比,党员户的收入效应最弱。
- ⑥ 此外,我们还考虑了采用父母是否曾经被打成“黑五类”“右派”,是否经历“上山下乡”等作为工具变量,但是由于样本数据的局限,在CGSS2012调查中无法识别此类变量,所以不得不舍弃。
- ⑦ 在此感谢匿名审稿人的宝贵意见,匿名审稿人提出用党员人数除以地区18岁以上人口的比重作为各地党员稀缺性指标更有意义。但由于《中国人口统计年鉴》只提供了0~14岁人口、15~64岁以及65岁以上人口,所以本文采用党员人数除以15岁以上人口的比重作为党员稀缺性的近似指标。

参考文献:

- 阿马蒂亚·森,2013:《身份与暴力:命运的幻象》,中国人民大学出版社。
- 陈刚 李树,2012:《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第8期。

- 程名望等,2016:《市场化、政治身份及其收入效应》,《管理世界》第3期。
- 何立新 潘春阳,2011:《破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。
- 李宏彬等,2012:《父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场中的表现?——基于中国高校应届毕业生就业调查的经验研究》,《经济学(季刊)》第3期。
- 李爽 陆铭 佐藤宏,2008:《权势的价值》,《世界经济文汇》第6期。
- 刘和旺 王宇锋,2010:《政治资本的收益随市场化进程增加还是减少》,《经济学(季刊)》第3期。
- 刘精明,2006:《市场化与国家规制——转型期城镇劳动力市场中的收入分配》,《中国社会科学》第5期。
- 刘军强 熊谋林 苏阳,2012:《经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究》,《中国社会科学》第12期。
- 鲁元平 王韬,2011:《收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 谭远发,2015:《父母政治资本如何影响子女工资溢价:“拼爹”还是“拼搏”》,《管理世界》第3期。
- 王永钦 丁菊红,2007:《身份认同与中国社会经济转型》,《学习与探索》第2期。
- 杨瑞龙 王宇锋 刘和旺,2010:《父亲政治身份、政治关系和子女收入》,《经济学(季刊)》第3期。
- Akerlof, G. A. & R. E. Kranton(2000), “Economics and identity”, *Quarterly Journal of Economics* 115(3):715-753.
- Akerlof, G. A. & R. J. Shiller(2010), *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism*, Princeton University Press.
- Angrist, J. D. & J. S. Pischke(2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Appleton, S. et al(2009), “The economics of Communist Party membership: The curious case of rising numbers and wage premium during China's transition”, *Journal of Development Studies* 45(2):256-275.
- Appleton, S. & L. Song(2008), “Life satisfaction in urban China: Components and determinants”, *World Development* 36(11):2325-2340.
- Arano, K. G. & B. F. Blair(2008), “Modeling religious behavior and economic outcome: Is the relationship bicausal? Evidence from a survey of Mississippi households”, *Journal of Socio-Economics* 37(5):2043-2053.
- Baltatescu, S. (2009), “National identity and happiness: A quantitative study with Romanian data”, in: V. Boari & S. Gherghina (eds), *Weighting the Difference: Romanian Identity in the Wider European Context*, Cambridge Scholars Publishing.

- Barro, R. J. & R. McCleary (2003), "Religion and economic growth", NBER Working Paper, No. w9682.
- Benjamin, D. et al (2010), "Social identity and preferences", *American Economic Review* 100(4):1913—1928.
- Bodenhorn, H. & C. S. Ruebeck(2003), "The economics of identity and the endogeneity of race", NBER Working Paper, No. w9962.
- Chang, W. C. (2011), "Identity, gender, and subjective well-being", *Review of Social Economy* 69(1):97—121.
- Chen, Y. & S. X. Li(2009), "Group identity and social preferences", *American Economic Review* 99(1):431—57.
- Crosen, R. & U. Gneezy(2009), "Gender differences in preferences", *Journal of Economic Literature* 47(2):448—474.
- Darity, W. A. et al(2006), "The economics of identity: The origin and persistence of racial identity norms", *Journal of Economic Behavior & Organization* 60(3):283—305.
- Deaton, A. & A. A. Stone (2013), "Two happiness puzzles", *American Economic Review* 103(3):591—597.
- Dickson, B. J. (2014), "Who wants to be a Communist? Career incentives and mobilized loyalty in China", *The China Quarterly* 217:42—68.
- Fang, H. & G. C. Loury(2005), "'Dysfunctional identities' can be rational", *American Economic Review* 95(2):104—111.
- Ferrer-i-Carbonell, A. & P. Frijters(2004), "How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?", *Economic Journal* 114(497):641—659.
- Guiso, L. et al(2003), "People's opium? religion and economic attitudes", *Journal of Monetary Economics* 50(1):225—282.
- Hilary, G. & K. W. Hui (2009), "Does religion matter in corporate decision making in America?", *Journal of Financial Economics* 93(3):455—473.
- Horst, U. et al(2006), "Changing identity: The emergence of social groups", *GREQAM Working Paper*, No. 78.
- Jiang, S. et al(2012), "Identity, inequality and happiness: Evidence from urban China", *World Development* 40(6):1190—1200.
- Kirman, A. & M. Teschl(2006), "Searching for identity in the capability space", *Journal of Economic Methodology* 13(3):299—325.
- Lang, A. & S. Lee(2005), "Sensation seeking, motivation, and substance use: A dual system approach", *Media Psychology* 7(1):1—29.
- Li, B. & A. G. Walder(2001), "Career advancement as party patronage: Sponsored mobility into the Chinese administrative elite, 1949—19961", *American Journal of Sociology* 106(5):1371—1408.
- Li, H. et al(2007), "Economic returns to Communist Party membership: Evidence from Chinese twins", *Economic Journal* 117(553):1504—1520.
- Liu, Z. (2003), "The economic impact and determinants of investment in human and political capital in China", *Economic Development and Cultural Change* 51(4):823—850.
- Morduch, J. & T. Sicular(2000), "Politics growth and inequality in rural China: Does it pay to join the party?", *Journal of Public Economics* 77(3):331—356.
- Nee, V. (1989), "A theory of market transition: From redistribution to markets in state socialism", *American Sociological Review* 54(5):663—681.
- Shang, E. H. & J. Seung (2015), "National identity, national pride, and happiness: The case of South Korea", *Social Indicators Research* 121(2):471—482.
- Shayo, M. (2009), "A model of social identity with an application to political economy: Nation, class, and redistribution", *American Political Science Review* 103(2):147—174.
- Walder, A. (1996), "Markets and inequality in transitional economies: Toward testable theories", *American Journal of Sociology* 101(4):1060—1073.
- Westerhof, G. J. & A. E. Barrett (2005), "Age identity and subjective well-being: A comparison of the United States and Germany", *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 60(3):S129—S136.
- Xie, Y. & E. Hannum(1996), "Regional variation in earnings inequality in reform-era urban China", *American Journal of Sociology* 101(4):950—992.

(责任编辑:杨新铭)