

饮食社交对政治信任的侵蚀及 差异分析:关系资本的“副作用”

社会
2015 · 1
CJS
第 35 卷

陈云松 边燕杰

摘要:本文使用 2009 年中国八城市“社会网络与职业经历”(JSNET) 问卷调查数据,探讨饮食社交对政治信任的影响。实证分析结果表明,城镇居民的社交聚餐频率对政治信任各维度均有负向效应,且这种侵蚀效应在不同体制、不同性别、不同学历和不同地区的人群间具有显著差别。本文的研究结果表明,以“饭局”为途径来积累、维系和动员关系资本的过程,在特定的情境下往往伴随社会层面的消极影响,对政治信任带来“副作用”。

关键词:社会资本 关系资本 饮食社交 政治信任 工具变量

Analyzing the Corrosive and Differential Roles of Social Eating in Political Trust: The Side Effects of *Guanxi* Capital

CHEN Yunsong BIAN Yanjie

Abstract: Using the data from the 2009 JSNET project, the present study explores the role of social eating on political trust among urban residents in eight Chinese cities. Based on a critical review of the existing literature, the authors of this article propose the hypothesis that social eating has corrosive effects on political trust, and identify social mechanisms through which *guanxi* capital exerts its role. Using the instrumental variable ordinal Probit model, we have confirmed the negative effects of social eating, and analyzed how these effects are differentiated between and among social groups defined by institution, gender, education, and region. We show that there are significant negative effects of social eating on different dimensions of political trust, and the effects

* 作者 1: 陈云松 南京大学社会学院 (Author 1: CHEN Yunsong, School of Social and Behavioral Sciences, Nanjing University) E-mail: yunsong_chen@163.com; 作者 2: 边燕杰 西安交通大学人文社会科学学院 (Author 2: BIAN Yanjie, School of Humanities and Social Science, Xi'an Jiaotong University)

are different across social groups. Findings in this paper reveal that the process of accumulating, maintaining and mobilizing *guanxi* capital via social eating among urban Chinese often comes with side effects at the society level. Unlike traditional social capital studies, we focus on negative roles of socializing to unpack the association between trust and *guanxi* capital. Although social eating is not the only way to generate and maintain *guanxi* capital among the Chinese, it is the most important channel under the Chinese context. Although the corrosive role of social eating in itself is not a proof for the direct effect of social capital on politics, it can be seen as a byproduct of the social capital process. That is, a certain type of social behavior can both increase social capital and impair political trust simultaneously.

Keywords: social capital, *guanxi* capital, social eating, political trust, instrumental variable

一、导言

社会资本的概念,既被帕特南(Putnam, 1993)、福山(Fukuyama, 1995)、科尔曼(Coleman, 1988)等用来定义集体层面的信任、参与等社会规范,也被波茨(Portes, 1998)、林南(Lin, 2001)等用以定义个人所拥有的嵌入性社会资源。本文关注的是中国人个体层面的社会资本,即个体行动者嵌入于一种社会结构中的可以在有目的的行动中涉取或动员的资源,¹而不是群体层面的信任等社会规范。在中国研究中,人与人之间互惠交往的社会联系或者交往往往被称为“关系”。因此,嵌入在中国人的网络之中,以声望、面子为源头的,有利于目标实现的社会资本,又被称作“关系资本”(Guanxi Capital)(Bian, 2001; 边燕杰, 2004)。²关系资本作为学术概念,较早由彭庆恩(1996)使用。边燕杰进一步发

1. 如果对社会资本的定义基于帕特南的群体视角,把社会资本作为社会信任本身,两者之间就是同义反复,谈不上因果逻辑。实际上,翟学伟(2009)所提及的关系和社会资本的区别,也就是本文所说的个人和集体社会资本的区别。

2. 根据边燕杰的梳理,中国研究中对关系的理解有三种不同模式。一是作为家庭义务延伸的网络,该观点代表学者为梁漱溟、费孝通、金耀基和杨庆堃;二是作为特殊工具性纽带的交换网络,代表学者为魏昂德、黄光国和杨美惠;三是作为非对称性交易的社会交换网络,代表学者为林南。

展和完善了定义,并提出以“饮食社交”(Social Eating)作为测量工具,将其正式作为“关系社会学”的核心概念使用(边燕杰,2010;边燕杰等,2011)。在实证研究中,被称为“餐饮网”、“饭局网”等饮食社交的指标多被作为关系资本的操作化概念使用(梁玉成,2010;邹宇春、敖丹、李建栋,2012)。但在因果路径上,关系资本实际上是包括饮食社交在内的多种社会互动过程的结果。

社会资本研究的一个重要领域是嵌入性资源对信任的影响。信任是社会学、政治学、经济学和心理学都非常关注的领域。在社会学界,从涂尔干、齐美尔、帕森斯到福山、科尔曼等等,关于信任的经典文献汗牛充栋。从个人层面看,人际互动可以带来行为的可预见性和趋同性,或者直接改变认知,从而改变人际信任(彭泗清,2000,2003);从社会层面看,以群体互动为基础的社会参与行为,特别是自发的非正式的社会参与行为,将改变对抽象的社会角色、社会机构、社会制度的信任(Li, Pickles and Savage,2005)。作为社会信任的一种形式,显然政治信任也会受到社会互动的影响。用诺里斯(Norris,2002:137)的话来说,社会资本可以“从非政治社会互动中发展出政治后果”。这种政治后果,既可以来自社会资本本身,也可以间接来自社会资本赖以生成和改变的社会过程;既可能是积极的,也可能是消极的。

中国正处在社会转型的关键期,政治信任关乎人心向背和长治久安,而“关系”又是中国人情社会运行的重要要素。剖析关系资本与政治信任之间的内在关联有非常重要的现实意义。近年来,中国政治信任研究多集中在农村地区,量化实证分析不多(Li,2004;胡荣,2007;孙昕等,2007;肖唐镖、王欣,2010;孟天广、杨明,2012)。如果说村民构成了熟人社会,那么城镇居民的主要成分往往是陌生人,这使得信任问题在城镇地区尤为突出。现有的城镇居民社会资本研究表明,无论是社团参与、公共事务参与,还是职业网、拜年网,社会资本变量和信任之间都有显著的正向关联。但这类研究为数不多,且都是基于单个城市的数据,也未考虑社会资本对信任发挥作用的人群差异(胡荣、胡康、温莹莹,2011;熊美娟,2011;邹宇春、敖丹、李建栋,2012)。更重要的是,这类研究未能有效解决内生性问题,难以验证因果关系。同时,对社会资本的负面效应,或者社会资本积累、维系与动员的过程所可能带来的消极影响,未加以足够的关注。

本文使用 2009 年中国八城市(长春、广州、济南、兰州、上海、天津、厦门和西安)“社会网络与职业经历”问卷调查数据,探讨中国城镇居民的饮食社交行为和政治信任水平之间的关系。在对相关文献进行反思与梳理之后,本文提出饮食社交对政治信任具有差异化侵蚀作用的系列研究假设。实证分析运用定序概率比(Ordinal Probit)和工具变量定序概率比(IV-Ordinal Probit)两类模型,证实了中国城镇居民的社交餐饮频率对政治信任诸维度均有负向因果效应。最后,本文分别检验了以体制、性别、学历、地区为类别划分的不同群体在饮食社交对政治信任的侵蚀效应上的差异。研究发现,通过饮食社交的方式来积累、维系和动员关系资本的过程,在特定的情境下往往会对政治信任产生“副作用”,即饭局虽能提升关系资本,却降低了政治信任。

二、文献回顾与分析框架

边燕杰(2004)认为,“饮食社交”之所以重要,是因为中国人的“关系”“往往是通过聚餐——和他人一起吃饭——发展和维持起来”。他使用 1998 年中国城市消费者调查数据,针对三种不同的理论模型分别阐述了饮食社交对关系资本所特有的实证意义。饮食社交如何影响政治信任的理论和实证研究都非常少,但基于政治信任的来源和中国饮食社交的特征等的诸多理论和研究,我们不难梳理出相关的理论背景和分析脉络。同时,我们针对现有研究的不足进行总结,提出本文的分析框架,探索饮食社交和政治信任之间的关系。

1. 饮食社交影响政治信任的理论背景

政治信任是人们对政治共同体、政治制度、政治行动者的总体预期和信心。形成政治信任的渠道,抽象的看主要个体对政治过程的个人结果和社会结果的认知与情感,包括对个人利益的认知、对政府绩效的体察,以及政府形象、舆论丑闻等政治合法性方面的感受等等(Miler, 1974; Citrin, 1974; Hetherington, 1998; Norris, 1999; Craig, Niemi and Silver, 1990; 上官酒瑞、程竹汝, 2009; 熊美娟, 2010; 胡荣、胡康、温莹莹, 2011)。政治信任的来源有三大渠道:一是对个人利益的认知。人们如何评价政治所导致的个人经济社会结果和机会(Verba and Orren, 1985; Kluegel and Matějů, 1995),直接关系到政治信任水平。例如,维格内(Wegene, 2000)提出,对分配公平的认知直接决定公众对

经济和政治合法性的认可;拉德和李普赛特(Ladd and Lipset, 1980)认为,对分配公平的主观认识直接关系到对国家基本经济、政治和社会制度的认可。而在中国,社会地位获得、职业流动等因素也同样影响对公平机会的认知(Whyte, 2010; Wu, 2009)。二是对政府绩效的体察。经济社会发展水平普遍被认为受到政治的影响。因此,对经济增长、社会稳定等政府绩效的期望和体察就必然成为影响政治信任的重要因素(Mansbridge, 1997; Hetherington, 1998; Volcker, 1999; Chanley, Rudolph and Rahn, 2000; Keele, 2005, 2007)。转型期中国的研究也是如此。例如,孟天广和杨明(2012)利用2008年中国公民意识调查及政府统计数据发现,公民对政府在经济增长、民生福利、纯公共产品领域治理绩效的回顾和展望评价都和政治信任紧密相关。三是对政治合法性的感受。政治合法性基础的质疑、对政治腐败的感受,甚至对议员官员的私生活评价等等,都会直接显著地影响政治信任(Garment, 1991; Orren, 1997; Chanley, Rudolph and Rahn, 2000)。再有,政治生活是一个公共过程,当公民很少参与时,他们也就自然对政治难以产生信任(Keele, 2007)。

既然政治信任是一种主观认知和感受,那么,个体改变政治信任就起码有两种途径:其一,个体可以通过社会网络传播信息、强化印象、印证流言等方式来改变对政治结果的看法,本文称为“信息传播”途径;其二,个体还可以动员、汲取嵌入性资源,以和政府人员直接进行互动的方式来达成工具性目标,进而直接改变对政府人员、政府和政治制度的信任,本文称为“目标达成”途径。重要的是,饮食社交作为积累、维系、动员和汲取关系资本的重要形式,完全可以借助两种途径改变人们对政治的认知。也即,社交聚餐行为可以通过宴席上的信息传播和宴请的目标达成改变参与者的政治信任。实际上,与社团参与、春节拜年等其他社会互动行为相比,因为具有网络的广延性、时间上的频繁性和空间上的近距离互动等特点,社交餐饮对政治信任的影响力理论上应该更大、更显著。

我们进一步来检视饮食社交的具体过程:饮食社交的背景和动机千差万别,但我们可以将其大致分为“无工具性目的”的聚餐和“有工具性目的”的宴请。“信息传播”可以作用于任何一种社交餐饮的形式之中。在宴请聚餐过程中,参加者之间所进行的交流如果涉及政治信息,

其原有的政治信任可能会因为接纳了新信息而调整变化，因此，“信息传播”本质上是一种信念学习过程。而这个聚餐的过程中信念学习的程度会因为柯林斯(Collins, 1975, 2004)所谓“共享情绪”互动仪式而被强化：聚会宴饮可以滋生强大的情感性力量，创造共同的情感和符号，使得信息看起来更具有可信度。而“目标达成”这个途径则主要作用于为特定的工具性目的而进行的聚餐，即，通过宴请甚至饮酒，宴请方表达“诚意”，以期望“建立或拉近关系”甚至达成“交换”(黎相宜, 2009)。此时的“关系”导致的是非制度化的资源汲取。不管是通过哪种途径，理论上肴饮食社交都有可能影响参与者的政治信任。这一点也是本文下一步提出具体研究假设的理论基础。

2. 社会资本影响信任的相关研究

对中国政治信任的研究多集中在农村，对城镇居民的研究非常有限，主要包括熊美娟(2011)、管玥(2012)、胡荣、胡康和温莹莹(2011)和邹宇春、敖丹和李建栋(2012)等。这四篇文献在厘定概念、文献回溯和剖析中国市民的政治信任总体格局方面做出了非常重要的贡献，并为这类研究奠定了分析的起点。其研究结果清晰地展示了社会资本的诸多操作化概念(如社会参与、基层政治参与、讨论网和拜年网等)与人际信任和社会信任之间的正向关联。不过，这类研究仍然存在一些不足，特别是在因果推断、效应方向和人群差异研究等三个方面仍有较大提升空间。

第一，忽视了可能的内生性问题。内生性问题是干扰因果推断的主要障碍。首先，社会资本和信任可能被某个遗漏变量同时决定。比如，不少研究使用餐饮网、拜年网对社会资本进行操作化(梁玉成, 2010; 邹宇春、敖丹, 2011; 邹宇春、敖丹、李建栋, 2012)。餐饮网、拜年网本身既体现一个人的社会关系经营的广度，也是餐饮或社交习惯的直接度量，与经济实力、社会地位、职业背景和性格偏好等个人异质性密切相关，而这些异质性也会与信任或其他经济社会结果有关。这就要求，但凡我们要分析餐饮网、拜年网的效应，就必须在模型中尽可能控制这些可观测或不可观测的异质性变量。但相关的社会资本研究往往未能注意这一科学研究标准，导致结论缺乏足够的说服力。其次，信任和社会资本可以相互影响，构成双向的因果关系，简单进行回归也会带来估算偏误。总体而言，忽略了以上提及的遗漏变量和双向因果这

两类问题,都会导致实证研究结果本质上并不能辨别社会资本变量对信任的真实效应(陈云松、范晓光,2010,2011;Chen,2011)。例如,在邹宇春、敖丹和李建栋(2012)的研究中,作者只能强调他们对社会资本和市民信任格局的描述,仅仅是相关而并非因果推断。

第二,忽视了可能的负面社会效应。在经典社会资本理论中,科尔曼和波茨等都提出过社会资本可能对他人不利。新近的经济学研究中,加贝和里恩德斯(Gabbay and Leenders,1999)、阿德勒和关(Adler and Kwon,2002)都证实了社会资本在特定情境下的负面影响。而在转型期的中国,“关系”完全可能通过非制度化的途径获取资源上的不正当优势(张宛丽,1996)。因此,一方面,对个人有益的关系资本可能对他人无益甚至不利,也即是关系资本直接的负面效应;另一方面,在特定的情境和特定的方式之下,关系资本赖以生成和改变的过程往往可能伴随消极的社会影响,也即是关系资本的“副作用”。在中国的社会资本研究中,尽管负面效应的观点很早就有学者提出(周建国,2002;蔡翥、朱士群,2005;卜长莉,2006;杨光飞,2006),但实证分析仅有针对企业家群体的寥寥数篇(李永强等,2010,2012)。其实,仅在社会资本和信任的相关研究中,社会资本解释变量和信任变量之间的负向相关证据已出现过不止一次,但都因各种原因被忽视了。例如,邹宇春、敖丹和李建栋(2012)在对广州数据的分析中曾发现,居民的餐饮行为对警察、居委会干部的信任呈现为负相关,但因这个发现和其正向效应的研究假设不一致,作者仅在结尾提及几句,未再深究,并且仍强调其正向效应的假设是合理的。同样,胡荣、胡康和温莹莹(2011)发现了“业缘社团”因子(也即校友或同学聚会、战友聚会等等)越强,对政府的信任程度反而越低,但作者还是一笔带过,转而讨论社会资本的积极作用。

第三,忽视了可能的人群区隔。现有文献的分析框架往往是“一步式”的:完成对“社会资本”和“政治信任”两个相关的操作化变量,以及一组控制变量的回归分析并报告结果,但这样的分析是基于一个重要却未必合理的假设:社会资本效应对于人群是均质的。实际上,社会资本影响政治信任的机制和途径是多元化的,对于不同的人群,社会资本所起的作用很可能是不同的。假如以饮食社交来对关系资本进行操作化,分析关系资本如何改变人的政治观点,我们就可以预见:餐桌上的信息交流可能对教育程度低的人更有效,因为高学历者可能更不容易

被小道消息左右。同样，信息传播可能对男性更有效，因为女性往往对政治信息的传播不感兴趣。因此，在厘定社会资本变量对政治信任的总体影响的基础上，我们还应该进行“第二步”分析，以区别其在不同群体中的差异性效应。

3. 分析框架

关系资本积累、维系和动员的途径多种多样，饮食社交仅仅是其中的一种（边燕杰、张磊，2013）。比如，社会参与、拜年等行为都可以生成或改变关系资本。尽管饮食社交是中国人经营关系资本最重要和最普遍的路径（Bian, 2001；边燕杰，2004），本文仍严格地将饮食社交行为视作关系资本得以生成和改变的过程，而非关系资本本身。因此，在严格意义上，本文将直接验证“饮食社交如何影响政治信任”，而非“关系资本如何影响政治信任”。在回顾文献、提出理论假设的基础上，我们首先将分析社交聚餐的频率和政治信任的各个维度是否显著相关；其次，我们探讨这种相关是否具有因果性推断力；再次，我们分析这种因果效应在不同人群中是否存在差异。这一系列验证的结果将有助于我们探讨饮食社交、关系资本和政治信任这三大概念之间的关联。一旦因果性地证实人们参与“饭局”的次数会降低其“相信政府”的程度，我们就可以充分地向读者表明，饮食社交这个关系资本所赖以积累、维系和动员的重要途径可能有负面的政治后果。虽然关系资本本身不一定对政治信任带来直接的负面效应，但其赖以生成和改变的社会过程足以带来政治上的“副作用”。在文献中，我们已有大量研究将饮食社交作为关系资本的测量维度之一。从这个角度出发，我们可以进一步推断，饭局提升了关系资本，却降低了政治信任。考虑到关系资本最大化往往是理性行动者的追求，而且社交聚餐是中国传统人情社会得以运作的重要渠道，这个副作用非常值得我们剖析和深思。

三、研究假设和模型设置

前文提及了饮食社交影响政治信任的可能途径，接下来我们将简要剖析并推论这些途径究竟会提高还是降低饮食社交参与者的政治信任，在此基础上提出一系列研究假设，最后讨论模型设置。

1. 假设的提出：总体侵蚀和四大差异

首先我们推测饮食社交中的“信息传播”途径是如何改变政治信任

的。改革开放以来,中国公民有序政治参与取得长足进步,政治参与制度不断健全,形式不断丰富。不过,有学者发现,由于传统政治伦理、经济社会发展制约和公民意识不足等多种原因,中国公民政治参与的途径相对单一,制度仍不健全(秦德君,2001;黄国满,2004;张亚勇,2008;宋留清,2009;梁纪毅,2009;孙超,2009)。处在社会转型期的中国的社会分层和流动不断加快,发展中的问题和矛盾也不断出现,人们自然会通过各种非正式,甚至非制度化的方式进行政治参与或对政治过程和行政行为进行评论与信息交流。饭局、聚餐等饮食社交行为是中国人传统社交的重要载体,在正式政治参与方式仍显不足的情况下,饭局、聚餐所构造的场域往往会成为一种非正式政治参与的补充渠道。此外,在社会转型阶段,国家再分配力量对社会资源的掌控较为深入,经济、社会、文化方面的诸多话题往往都离不开政治。因此,正式政治参与的不足和行政权力深入社会的格局,使得饭局、聚餐成为政治信息的非正式传播和评论的场所。这样,各类和政治有关的信息甚至是各种潜规则、小道消息等都会成为饮食社交过程中的讨论话题(司敏,2012)。重要的是,在这样的非正式场合,“正面”的信息往往并不被重视,“负面”的流言却往往成为群体中情感性表达的渠道,甚至相互信任的传递方式(Grosser, Lopez-Kidwell and Labianca, 2010)。³因此,政治信息在这样的非正式传播场合中不断被流转,往往更容易侵蚀而不是提升参与者的政治信任。⁴

除了“信息传播”途径,我们认为“目的达成”是饮食社交影响政治信任的另一条潜在渠道。一个推测就是,在宴请之后,宴请方不管目标有没有达到,都会进一步加深政治不信任。这是因为,如果达到目的,宴请者对自己此前对体制的不信任就会进一步加深;如果没有达到目的,宴请者往往会认为关系资本的投入仍然不够,只会保持原有的对体制的不信任。而被宴请的一方可能因为参加宴席获得面子,以及预期回报而保持原有的政治信任。于是就引出了一个重要的人群差异问题:资源强势者和资源弱势者在饮食社交过程中政治信任更新结果是不一样的。

3. 实际上,研究发现个体层面的人际信任和政治信任并没有正向显著的统计相关关系(Newton, 2001)。

4. 关于正式政治参与不足使饮食社交成为政治信息传播渠道的推测得到了匿审专家的提示。

在以上两个方面的基础上，我们可以推论：1)聚餐上的“信息传播”更可能降低全体参与者的政治信任；2)宴请中的“目标达成”可能降低弱势资源拥有者的政治信任，但不一定作用于强势资源拥有者。因为社会资源的分布是不均衡的，拥有大量社会资源的金字塔上端的人总是少数。因此，宴请中的“目标达成”会降低多数参与者的信任，保持或增加少数参与者的信任。基于这两点，我们就可以提出本文的“总体侵蚀”假设：

假设 1：饮食社交总体上会侵蚀居民的政治信任。

在社会转型时期，党政机关和国有企事业单位中的干部群体是集中代表“再分配权威”的体制内核心人群，而民营或私企等非国有部门和国有企事业单位中非干部的群体代表的是体制外的市场力量和体制边缘的群体。因此，总体上，干部的身份代表着体制内的资源强势群体，非干部身份代表着体制外和体制边缘的资源相对弱势群体。据此笔者提出“体制差异”假设：

假设 2：饮食社交对政治信任的侵蚀效应在非干部人群中更为显著。

性别差异很可能会影响饮食社交，改变政治信任的过程。特别是女性对政治话题关心较少，即便是具有较高学历的知识女性，其政治义务感仍然很弱，饮食社交中的政治信息流动可能对她们来说不太重要，甚至有选择地屏蔽和过滤。例如，祝平燕(2007)的研究指出，即便是高校中的知识女性也不太关心国内外大事，她们很少收看新闻联播和午间新闻，甚至有的人连报刊也很少看。就此，我们提出“性别差异”假设：

假设 3：饮食社交对政治信任的侵蚀效应在男性中更为显著。

代表人力资本的教育程度也可能是侵蚀效应差异化的源头之一。例如，戴元光等(1988)在传播学研究中就提出“态度改变理论”，强调教育程度高的人更不容易改变观点。就此我们提出“教育差异”假设：

假设 4：饮食社交对政治信任的侵蚀效应在低学历人群中更为显著。

考虑到经济发达地区的城镇中市场的力量相对较强，虽然收入差异有可能较大，但总体上体制内社会资源和体制外社会资源的对比和差异比经济不发达地区要小。同时，市场经济发达地区的人的关系资本积累、维系、动员和汲取的形式，除了通过饮食社交进行，还可能其他更为丰富的形式(如一起打球、运动等)。也因此，无论对于关系资本

的维系还是使用,不发达地区的饮食社交都更为重要,对政治信任产生的影响也更大。就此我们提出“地区差异”假设:

假设 5: 饮食社交对政治信任的侵蚀效应在市场经济不发达地区更为显著。

以上共 5 个假设,概括起来就是“总体侵蚀”和“四大差异”。

2. 模型设置:定序概率比模型和工具变量

信任指标的数据往往是定序变量,但因为序次之间的间隔可能是不相等的,本文因此采用定序概率比模型(Ordinal Probit,以下简称 OProbit 模型)分析饮食社交和政治信任的关系。当然,我们进行了标准的平行线检测,证明可以运用该模型。

我们假设存在一个未被观察到的连续因变量 Y^* (真正的政治信任度),它是一组自变量的线性函数

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i, Y = j[k_{j-1} \leq Y^* < k_j] \quad (1)$$

其中, S_i 表示第 i 个被访者的饮食社交频度; X_i 则是一组控制变量,包括个人的人口学特征、经济社会地位、职业特征等; ϵ_i 是误差项; β_1 就是我们关心的关系资本对政治信任的影响系数; k_j 为 Y^* 的分界点,也即政治信任的分级。也即,当 $Y^* < k_1$ 时,我们就观察到 $Y=1$; 当 $k_1 \leq Y^* < k_2$ 时,我们就观察到 $Y=2$,依次类推。

前文多次提及,直接用概率比模型对方程(1)进行估算会忽视遗漏变量和双向因果等内生性问题,导致估算偏误,且不能证实真正的因果效应。对于横截面数据来说,要解决这个问题,就必须寻找到一个合格的工具变量:它必须与饮食社交的强度密切相关,但又不直接影响政治信任。找到了这样的工具变量,我们就可以通过比较工具变量对因变量和自变量的影响,将干扰项的影响“过滤”掉(陈云松,2012)。现假设 Z_i 是一个合格的工具变量,我们可以写一个联立方程组以表示工具变量定序概率比模型(IV-Probit)。

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i, Y = j[k_{j-1} \leq Y^* < k_j] \quad (2)$$

$$S_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \xi_i \quad (3)$$

这里, Z_i 是工具变量, ξ_i 是随机误差项。在这个方程组中,必须满足 $Cov(Z, \epsilon_i) = 0$, 且 $Cov(Z, S_i) \neq 0$ 。因为饮食社交是连续变量,所以,我们在对方程(3)进行 OLS 回归,得到 S_i 的预测值 $\hat{S}_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_i +$

$\hat{\gamma}\rho_2 X_i$ ，并将方程(2)里面的 S_i 用 \hat{S}_i 来替代进行 OProbit 回归，以得到 β_1 的一致估计量。在分析中，本文将把单方程 OProbit 和 IV-Oprobit 模型的分析结果进行比较。

四、数据描述和分析结果

本文使用的数据来自 2009 年中国八城市“社会网络与职业经历”(JSNET)问卷调查。该调查由边燕杰主持，在长春、广州、济南、兰州、上海、天津、厦门和西安八城市采用多阶段系统抽样的方式，共访谈了 7 102 位有非农职业经历的 18—69 岁的城镇居民。在每个城市均首先采用分层抽样方法选择区、居委会。选定居委会后，使用地图法获取家庭户的抽样框，然后随机抽取被调查户，入户后选取生日最接近 7 月 1 日的家庭成员进行问卷调查。剔除缺失值之后，最终本文的工作样本为 3 127 人。主要数据描述见表 1。

1. 因变量

本文的因变量是“政治信任”。在 JSNET2009 问卷中，受访者被要求对 12 类测量指标的信任程度进行回答。其中有 4 类用来测量对人际之间的社会信任，信任对象分别为“家人”、“邻居”、“外地人”和“陌生人”，另外 8 类用来测量对制度的信任，信任对象为“商人”、“居委会干部”、“政府”、“警察”、“医生”、“新闻”、“法院法官”和“科学家”。显然，其中涉及政治信任内容的有“政府”、“警察”、“法院”和“居委会干部”等四项指标。考虑到“政府”一项从语义上涵盖了中央、地方政府和政府官员，其内涵比“法官”、“警察”和“居委会干部”等更符合政治信任的对象定义，所以本文以对“政府”的信任作为首要的因变量。同时，在拓展分析中，本文也将分别对“法官”、“警察”和“居委会干部”，以及由四项指标经过因子分析生成的政治信任因子等四个辅助因变量进行分析。在数据中，信任程度的测量为定序分类，选项为“完全信任”、“比较信任”、“不太信任”和“根本不信”(选择“不知道/说不清”的被从样本中剔除)。政治信任各指标的主要分布见表 1。

2. 解释变量和控制变量

本文的解释变量是“饮食社交”。在 JSNET2009 问卷中，受访者被问及以下 3 个问题：(1)“您请人在外就餐过吗”；(2)“您被请在外就餐过吗”；(3)“您陪朋友在外就餐过吗”。这个题器的设计准确对应了请

表 1:主要数据描述(N=3 127)

| 个体属性 | 均值 | 标准差 | 个体属性 | 均值 | 标准差 |
|-----------|-------|-------|-----------|--------|-------|
| 年龄 | 42.4 | 12.3 | 春节拜年网(人) | 26.4 | 29.8 |
| 社团参与因子 | 0.011 | 0.989 | 社会信任因子 | -0.014 | 0.989 |
| 家庭年收入(万元) | 7.26 | 36.9 | 上月食物支出(元) | 1 250 | 903 |
| 初职交往面因子 | 0.049 | 0.995 | | | |

| 性别 | 男 | | 女 | | 户籍 | 城镇 | | 农村 | |
|----|-------|--------|-------|--------|----|-------|--------|-----|--------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| | 1 452 | 46.43% | 1 675 | 53.57% | | 2 789 | 89.19% | 338 | 10.81% |

| 本地人 | 本地 | | 外地 | | 自有产权房 | 是 | | 否 | |
|-----|-------|--------|-----|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| | 2 582 | 82.57% | 545 | 17.43% | | 1 925 | 61.56% | 1 202 | 38.44 |

| 党员 | 党员 | | 非党员 | | 婚姻 | 已婚 | | 未婚/单身/离异 | |
|----|-----|--------|-------|--------|----|-------|--------|----------|--------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| | 569 | 18.20% | 2 558 | 81.80% | | 2 409 | 77.04% | 718 | 22.96% |

| 教育 | 小学及以下 | | 初高中/中专 | | 大专以上 | |
|----|-------|-------|--------|--------|-------|--------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| | 164 | 5.24% | 1 735 | 55.48% | 1 228 | 39.37% |

| 饮食社交因子 | 从不 | | 很少 | | 有时 | | 较多 | | 经常 | |
|--------|-----|--------|-----|--------|-------|--------|-----|-------|-----|-------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 |
| 请人吃饭 | 705 | 22.55% | 924 | 29.55% | 1 094 | 34.99% | 222 | 7.10% | 182 | 5.82% |
| 被请吃饭 | 534 | 17.08% | 892 | 28.53% | 1 239 | 39.62% | 262 | 8.38% | 200 | 6.40% |
| 陪人吃饭 | 648 | 20.72% | 909 | 29.07% | 1 124 | 35.94% | 258 | 8.25% | 188 | 6.01% |

| 饮食社交因子 | 均值 | 标准差 |
|--------|--------|------|
| | -0.026 | 1.00 |

| 信任对象 | 完全信任 | | 比较信任 | | 不太信任 | | 根本不信任 | | 样本数 |
|---------|------|--------|-------|--------|------|--------|-------|-------|-------|
| | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | 人数 | 百分比 | |
| 政府信任 | 507 | 21.05% | 1 422 | 59.05% | 376 | 15.61% | 103 | 4.28% | 2 411 |
| 警察信任 | 470 | 15.89% | 1 777 | 60.07% | 544 | 18.93% | 167 | 5.65% | 2 963 |
| 法官信任 | 392 | 14.69% | 1 626 | 60.92% | 537 | 20.12% | 114 | 4.27% | 2 674 |
| 居委会干部信任 | 308 | 10.94% | 1 836 | 65.20% | 561 | 19.92% | 111 | 3.94% | 2 822 |

| 政治信任因子 | 均值 | 标准差 |
|--------|--------|------|
| | -0.010 | 0.99 |

注:部分因子变量系在剔除全部缺失值之前计算,故此存在均值不为0的现象。

客、被请和陪客的三个维度。问卷提供了5个定序选项,即“从不”、“很少”、“有时”、“较多”和“经常”。本文使用主成份分析和方差极大旋转方法,从这3个指标中提取出代表总体“饮食社交”频率的因子(见表1)。在方程的右侧,本文将广泛控制被访者个人特征和经济、职业等等变量,具体包括:(1)被访者的人口学特征:性别、年龄、婚姻、教育程度、所在城市、是否本地人,这些均是常规性的控制变量。(2)被访者的经济

社会地位、户籍、党员、就业状态、⁵ 现职（或最后职业）单位所有制性质、⁶ 现职（或最后职业）所在行业、⁷ 获得现职（或最后职业）时的工作经验、有无房和家庭收入对数。毫无疑问，这类变量可能同时和政治信任和关系资本相关，必须加以控制。同时，广泛控制行业、工作单位性质等有助于把“饮食社交”可能反映的其他身份特征过滤掉。（3）其他信任决定因素：春节拜年网、社区参与因子和社会信任因子等体现其他维度社会资源的变量可能既影响社交餐饮，又影响政治信任，也必须加以控制。（4）异质性控制变量：上月用于食物支出被用来控制被访者对于餐饮美食爱好的异质性。同时，被访者初职的单位性质和行业类型也被控制，这是为了确保工具变量的外生性，下文会详细分析。

3. 工具变量

本文所采用的工具变量是“初职工作交往面”（由工作所决定的与各类人打交道的强度因子）。毋庸置疑，工作岗位所带来的交往面和单位的所有制性质、行业等有关，甚至个人的政治态度也会影响行业选择。一般而言，大学、科研部门的岗位的人往往和其他人打交道少，而企业，特别是服务业，则可能交际面很广。一旦我们系统控制了被访者第一个工作的单位性质和行业类型，那么，这个初职工作交往面就可以被认为是外生的。这是因为，刚刚参加工作的人，虽然可以凭借人力资本水平或家庭背景选择行业 and 所有制单位，但一般而言，这个选择和工作交往面并无关系（换句话说，工作交往面并不是判断工作岗位好坏的重要依据），而单位也因为对个人的不了解而无法根据其个人能力特征为其匹配最为适合的岗位。这样，在控制了初职的行业和单位性质等相关特征后，“初职工作交往面”就可以视做随机分配的结果，也因此和

5. 就业状态包括：全职、半职、下岗/待业/失业、离退休、离退休后再就业、在学、在家和其他等八类。

6. 单位性质包括：党政机关、国有企业、国有事业、集体企业、个体经营、私营企业、外资/合资企业、股份制企业和其他等九类，退休、在学或失业等未填写的作为第十类。

7. 行业包括：农林牧渔业；采掘业；制造业；电力、煤气、水的生产及供应业；建筑业；地质勘探业、水力管理业；交通运输、仓储、邮电通讯业；批发和零售贸易、饮食业；金融、保险业；房地产业；社会服务业；卫生、体育、社会福利事业；教育、文化艺术、广播电视事业；科学研究和综合技术服务业；国家机关、政党机关、社会团体；其他行业等十六类。退休、在学或失业等未填写的则作为第十七类。

被访者未来的政治信任无关(为稳妥起见,在稳健性测试中,我们还进一步在工具变量模型中控制初职单位的人员规模,以确保工具变量的外生性),而且,由于“路径依赖”,它毫无疑问会对人们现在的社会交往面有一定的影响。这个影响及其强度可以在工具变量回归的第一阶段得到统计证明。

在调查问卷中,被访者被问及初职中因工作与9个方面的社会交往程度,即与顾客/服务对象打交道、与客户打交道、接待各种来客、与上级领导打交道、与下级同事打交道、与平级同事打交道、与上级部门/单位打交道、与下级部门/单位打交道和与其他单位打交道。供选择的选项有4个,分别是“经常”、“有时”、“很少”和“从不”。利用主成分分析法和方差极大旋转法,我们抽取一个“初职工作交往面”的因子作为工具变量。当然,个人对这四个选项的主观衡量可能不同,但考虑到初职的单位性质和行业均已经被控制,通过因子分析法抽析出综合因子后应该能够比较准确地反映职位交往面。而且,工具变量的相关性可以在回归的第一阶段得到统计证明。

4. 政府信任的分析结果

我们把对“政府信任”的分析结果展示在表2中。其中,模型1是基准 OProbit 模型,控制的变量和邹宇春、敖丹和李建栋(2012)的广州分析完全一致。在模型2中,本文加入了一系列重要的控制变量,以使“饮食社交”不再代表职业特征和饮食偏好等,提高概念操作化的效度,过滤掉竞争性解释。⁸模型3则采用“初职工作交往面”作为工具变量,也即 IV-OProbit 模型。而 IV-OProbit 模型第一阶段回归的 F 统计量为 66,远超过 16 的经验值(Stock and Yogo, 2005),这说明,“初职工作社会交往面”和后期的饮食社交密切相关。而瓦尔德外生检验拒绝了零假说,表明饮食社交确有可能是内生变量。如果工具变量的合法性不受质疑,那么模型3的相关估计量就比模型2的更为可靠。⁹

8. 考虑到控制的变量较多且可能相关较强,我们对模型2改用 OLS 回归,并进行多重共线性检测,VIF 数值仅为 8,没有超过 10 的经验值。

9. 在稳健性测试中,我们在 IV-OProbit 中进一步控制了初职单位的人员规模,以确保工具变量的外生性,得到的结果和文中几乎一致。限于篇幅,在此不再展示。

饮食社交对政治信任的侵蚀及差异分析:关系资本的“副作用”

表 2:饮食社交对政府信任的影响(N=2 411)

| | 模型 1 | | 模型 2 | | 模型 3 | |
|-----------|----------------|------------|----------------|------------|-------------------|------------|
| | Ordinal Probit | 模型 | Ordinal Probit | 模型 | IV-Ordinal Probit | 模型 |
| 饮食社交因子 | -0.079 | (0.028)** | -0.091 | (0.029)** | -0.431 | (0.158)*** |
| 男性 | -0.018 | (0.047) | -0.017 | (0.052) | -0.052 | (0.061) |
| 年龄 | 0.014 | (0.014) | 0.015 | (0.015) | 0.0073 | (0.0158) |
| 年龄平方 | -0.00005 | (0.00002) | -0.00004 | (0.00002) | -0.00006 | (0.0001) |
| 本地人 | -0.221 | (0.075)** | -0.295 | (0.085)*** | -0.283 | (0.086)*** |
| 在婚 | 0.092 | (0.066) | 0.094 | (0.069) | 0.045 | (0.073) |
| 住产权房 | 0.009 | (0.052) | 0.029 | (0.053) | 0.007 | (0.054) |
| 党员 | 0.120 | (0.060)* | 0.063 | (0.065) | 0.058 | (0.065) |
| 教育 | | | | | | |
| 中学中专 | -0.234 | (0.129)* | -0.292 | (0.133)** | -0.209 | (0.133) |
| 大专以上 | -0.402 | (0.139)** | -0.511 | (0.146)*** | -0.369 | (0.157)** |
| 社团参与因子 | 0.187 | (0.036)*** | 0.182 | (0.037)*** | 0.244 | (0.044)*** |
| 城镇户籍 | | | -0.088 | (0.107) | -0.132 | (0.108) |
| 家庭年收入 | | | 0.011 | (0.038) | 0.093 | (0.05)* |
| 上月食物开支 | | | -0.00002 | (0.00003) | -0.00006 | (0.0003) |
| 春节拜年网 | | | 0.0006 | (0.001) | 0.002 | (0.0012) |
| 社会信任因子 | | | 0.120 | (0.028)*** | 0.112 | (0.029)*** |
| 就业状态 | | | YES | | YES | |
| 初职单位性质 | | | YES | | YES | |
| 初职行业类型 | | | YES | | YES | |
| 现职/未职单位性质 | | | YES | | YES | |
| 现职/未职行性质 | | | YES | | YES | |
| 城市虚拟变量 | | | YES | | YES | |
| 第一阶段 F 值 | | | | | 66.9 | |
| 瓦尔德外生检验 | | | | | P= 0.04 | |
| Cut 1 | -1.145 | (.29)*** | -1.890 | (.508)*** | -1.359 | (.541)*** |
| Cut2 | 0.760 | (.281)*** | 1.509 | (.511)*** | 1.571 | (.542)*** |
| Cut3 | 1.53 | (.294)*** | 2.445 | (.510)*** | 2.481 | (.548)*** |

注:1. 括弧内为异方差稳健型估计的标准误;

2. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$;

3. 虚拟变量中,女性、外地人、单身、农村户口、小学及以下、全职就业、党政机关、农林牧渔、长春市为参照群体;

4. YES 表示控制了相关虚拟变量,限于表格篇幅未列出具体估计量。

从表 2 的结果看,无论是基准模型、控制了更多变量的模型,还是工具变量方法,三个模型得出的关系资本的结论都是一致的,饮食社交实际上对城镇居民的政府信任有反向的侵蚀作用。由于 OProbit 模型的系数诠释更为复杂,为直观和节省篇幅起见,我们对线性 IV 方程的

结果做一个简化说明。如果将饮食社交定义为三个子项目的里克特量表的平均得分,且将政府信任变量作为从 1 到 4 的连续变量看待,我们就可以直接采用线性两阶段工具变量回归,并进行最直观的诠释:线性工具变量模型估计出的偏系数为 0.26,¹⁰意味着在其他条件都不变的情况下,餐饮社交的频率每提升一个等级(例如,从“很少”到“有时”),带来的政治信任就会下降 0.26,也即四分之一等级。在数量级上,社交餐饮的频率对政治信任的影响强度与教育程度对政治信任的影响几乎相当。可见,中国人情社会常见的“吃吃喝喝”对政治信任有相当大的总体侵蚀作用。

在其他控制变量方面,代表着对社会自然人信任的“社会信任”和参与各类社会活动的“社团参与”因子,都和政治信任显著正向相关,这和以往的中国研究均吻合得很好。教育程度则和政府信任呈反向相关,这显示,随着学历的增高,人们的思维会更具独立性。家庭收入也能影响政治信任,体现了政治合法性的基础之一是经济和收入要素。此外,我们发现,是否是本地人和政府信任密切相关,可能代表了移民对所在城市中体制力量的信任;在陌生情境中人们可能更加信任制度化力量。

最后,如何理解 IV-OProbit 估计量大于 OProbit 估计量?一方面,可能是遗漏的性格、偏好等个异质性与饮食社交正相关,但与政府信任负相关。另外一方面,政府信任很可能和饮食社交存在双向因果关系。比如,人们越不信任政府,就越会通过工具性的饮食社交来获取社会资源。越多进行这种饮食社交,则越会通过信息传播和目标达成两个机制,愈发对政府不信任。此外,政府信任的测量可能存在一定的测量误差,这种误差总是导致回归结果向零靠拢,也即低估偏系数的绝对值。不过,从 OProbit 估计量到 IV-OProbit 估计量,数量增加了 4 倍,应该不仅仅是测量误差就足以解释的,这也反过来印证了我们的论

10. 注意,此处的 0.26 来自标准线性工具变量分析,也即将因变量看做连续变量,在 STATA 中使用 ivreg 命令。而表格中报告的 IV-OProbit 模型估计量在 STATA 中均用条件混合过程模块估算(conditional mixed processes)获得。

11. 工具变量估计量变大往往还可能是局部平均干预效应(Local Average Treatment Effects)所致。类似的实证分析和诠释参见陈云松(Chen, 2012)。但在本文的研究情境和工具变量选择中,这种诠释基本没有说服力。

释。¹¹

5. 其他政治信任指标的分析结果

如果说前文分析的“政府信任”代表了政治信任中对制度和官员的总体信任程度，那么对警察、法官的信任则代表对司法信任，对居委会干部的信任则是对基层自治组织的信任。在这一节，笔者分别采用前文同样的模型进行分析。同时，我们也利用主成分分析和方差极大旋转，将政府信任、警察信任、法官信任、居委会干部信任这四个变量抽取为一个政治信任因子。值得一提的是，在对警察信任、法官信任、居委会干部信任和政治信任因子的四项分析中，“初职工作交往面”也顺利通过弱工具变量的检验，但前三者（定序变量）的瓦尔德检验和政治信任因子（连续变量）模型的豪斯曼检验（Hausman Test）均表明工具变量估计量和单方程估计量没有系统区别。考虑到工具变量估计量标准误差较大，在表3中展示的结果为 OProbit（信任警察、法官和居委会干部）和 OLS 估计量（政治信任因子）。这同时表明，“双向因果关系”可能更多体现在“政府信任”和“饮食社交”之间，而在针对警察、法官和居委会干部等具体的人群信任方面，不一定存在这种明显的双向因果关系。在其他控制变量方面，值得关注的是，教育程度对信任法官的影响是正向的，而对信任警察和居委会干部则是负向的，这应是因为法官职业的专业性、权威性在高学历人群的心目中高于警察和居委会干部所致。

通过以上的分析，我们可以进一步确认，饮食社交的频率因果性地侵蚀政治信任的各个维度。也即，假设 1——总体侵蚀假说，得到了基于反事实框架的有力证明。这个发现的意义在于，通过“饮食社交”固然可以积累和维系关系资本，伴随这个生成和改变关系资本的过程的却是人们对政府信任、警察信任、法官信任、居委会信任等的削弱。换句话说，在关系的情境下，个人获取和使用社会资本却会降低个人对体制的信任，让整个社会付出一定的政治代价。这也就是我们所说的关系资本的“副作用”。

6. 侵蚀效应的人群差异

下面我们来验证“四大差异”假说。首先来看“饮食社交”对“政府信任”在不同人群中的差异性影响。为节省篇幅，表4把对“政府信任”的体制、性别、学历和地区四类差异分析全部集中到一个表中。注意，理论上我们不能直接对样本分割进行简单的分组子样本回归来做比较，而是应该在模型中引入饮食社交与不同人群类别（一个二分变量）

的交互项。交互项系数显著，才能说明人群甲与人群乙在饮食社交的

表 3: 饮食社交对其他政治信任指标的影响

| | 对警察信任 | 对法官信任 | 对居委会干部信任 | 政治信任因子 |
|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 饮食社交因子 | -0.096(0.027)*** | -0.056(0.028)** | -0.115(0.029)*** | -0.082(0.022)*** |
| 男性 | -0.095(0.047)** | -0.641(0.048) | -0.025(0.049) | -0.048(0.039) |
| 年龄 | 0.010(0.014) | -0.022(0.014) | 0.026(0.014) | 0.0004(0.012) |
| 年龄平方 | -0.0008(0.0002) | -0.0002(0.0002) | -0.0003(0.0002) | -0.00007(0.0001) |
| 本地人 | -0.203(0.069)*** | -0.119(0.074) | -0.079(0.073) | -0.041(0.07) |
| 在婚 | 0.032(0.06) | 0.012(0.064) | 0.088(0.066) | 0.0015(0.053) |
| 住产权房 | 0.037(0.048) | 0.112(0.050)** | 0.014(0.051) | 0.0142(0.041) |
| 党员 | 0.029(0.059) | 0.114(0.061)* | 0.092(0.062) | 0.163(0.046) |
| 教育 | | | | |
| 中学中专 | -0.262(0.109)** | 0.120(0.112) | 0.087(0.108) | -0.167(0.077)** |
| 大专以上 | -0.335(0.122)*** | 0.297(0.126)** | 0.159(0.124) | -0.260(0.090)*** |
| 社团参与因子 | 0.119(0.034)*** | 0.096(0.034)** | 0.225(0.036)*** | 0.172(0.025)*** |
| 城镇户籍 | -0.172(0.086)** | -0.0419(0.089) | -0.046(0.093) | -0.069(0.086) |
| 家庭年收入 | 0.012(0.031) | 0.0124(0.0311) | 0.025(0.032) | 0.049(0.028)* |
| 上月食物开支 | 0.00001(0.0002) | 0.00002(0.00002) | 0.00001(0.00002) | 0.0003(0.0002) |
| 春节拜年网 | 0.0006(0.0008) | 0.00012(0.0002) | 0.001(0.0007) | 0.0006(0.0007) |
| 社会信任因子 | 0.077(0.023)*** | 0.082(0.0249)*** | 0.131(0.0266)*** | 0.396(0.031)*** |
| 就业状态 | YES | YES | YES | YES |
| 初职单位性质 | YES | YES | YES | YES |
| 初职行业类型 | YES | YES | YES | YES |
| 现职/未职单位性质 | YES | YES | YES | YES |
| 现职/未职行性质 | YES | YES | YES | YES |
| 城市虚拟变量 | YES | YES | YES | YES |
| N | 2 963 | 2 674 | 2 822 | 2 549 |

注:1. 括弧内为异方差稳健型估计的标准误;

2. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$;

3. 虚拟变量中,女性、外地人、单身、农村户口、小学及以下、全职就业、党政机关、农林牧渔业、长春市为参照群体;

4. YES 表示控制了相关虚拟变量,但限于表格篇幅未列出具体的取值。

影响力方面存在统计上的显著差异。当然,这一点在样本量有限的情况下特别重要。¹²不过,由于非线性模型交互项系数本身不能直接进行显著差异的诠释,我们这里展示子样本回归结果。

不难发现,在体制差异方面,干部代表了“体制内”最核心的人群。

12. 就这一点,李爽、陆铭、佐藤宏(2008)和张爽、陆铭、章元(2007)曾对奈特等(Knight and Yueh,2002)提出批评。陈云松、沃克尔、弗莱普(2014)对穆瓦(Mouw,2003)的复制性社会资本研究的质疑出发点也是基于此。

在体制外和体制边缘的非干部人群中,饮食社交对政府信任的侵蚀作

| | 体制差异 | | 性别差异 | | 教育差异 | | | 地区差异 | |
|--------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--|
| | 干部 | 非干部 | 男 | 女 | 大专以上 | 中专以下 | 发达 | 不发达 | |
| | N = 330 | N = 2 081 | N = 1 075 | N = 1 336 | N = 891 | N = 1 520 | N = 1 199 | N = 1 212 | |
| 饮食社交因子 | -0.029 (0.081) | -0.114*** (0.032) | -0.105** (0.041) | -0.079* (0.043) | -0.049 (0.051) | -0.129*** (0.037) | -0.074* (0.041) | -0.122*** (0.042) | |
| 男性 | -0.166 (0.167) | -0.023 (0.057) | — | — | -0.025 (0.087) | -0.031 (0.067) | -0.084 (0.075) | -0.066 (0.076) | |
| 年龄 | 0.004 (0.060) | 0.0023 (0.0163) | 0.031 (0.036) | 0.010 (0.021) | 0.002 (0.027) | 0.009 (0.019) | 0.007 (0.02) | 0.027 (0.024) | |
| 年龄平方 | -0.0004 (0.0007) | -0.00007 (0.0001) | -0.0003 (0.0003) | -0.0002 (0.0002) | -0.00002 (0.0003) | -0.0002 (0.0002) | -0.0001 (0.0002) | -0.0002 (0.0003) | |
| 本地人 | -0.756** (0.326) | -0.286** (0.091) | -0.264** (0.122) | -0.301** (0.127) | -0.374*** (0.131) | -0.281** (0.121) | -0.220* (0.113) | -0.369*** (0.133) | |
| 在籍 | 0.159 (0.283) | 0.102 (0.072) | 0.113 (0.114) | 0.025 (0.092) | 0.077 (0.114) | 0.099 (0.091) | 0.010 (0.099) | 0.119 (0.099) | |
| 住产权房 | 0.251 (0.178) | 0.044 (0.057) | 0.014 (0.786) | 0.057 (0.076) | 0.039 (0.086) | 0.023 (0.069) | 0.107 (0.074) | 0.034 (0.078) | |
| 党员 | 0.206 (0.175) | 0.099 (0.077) | 0.159* (0.918) | 0.062 (0.098) | 0.032 (0.099) | 0.061 (0.095) | 0.062 (0.096) | 0.093 (0.092) | |
| 教育 | | | | | | | | | |
| 中学中专 | -0.489 (0.577) | -0.315** (0.138) | -0.196 (0.218) | -0.375** (0.169) | — | — | -0.431*** (0.161) | -0.0004 (0.243) | |
| 大专以上 | -0.490 (0.605) | -0.531*** (0.153) | -0.434* (0.231) | -0.621*** (0.193) | — | — | -0.683*** (0.180) | -0.176 (0.257) | |
| 社团参与因子 | 0.295** (0.113) | 0.179*** (0.040) | 0.128** (0.059) | 0.236*** (0.051) | 0.252*** (0.067) | 0.135** (0.045) | 0.184*** (0.060) | 0.200*** (0.048) | |

(续表)

| | | | | | | | | |
|----------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 城镇户籍 | -0.251 (0.178) | -0.091 (0.112) | -0.018 (0.158) | -0.111 (0.146) | -0.445** (0.192) | -0.002 (0.132) | 0.092 (0.137) | 0.204 (0.176) |
| 家庭年收入 | 0.156 (0.118) | 0.016 (0.035) | 0.008 (0.044) | 0.026 (0.049) | 0.009 (0.529) | 0.027 (0.043) | 0.033 (0.048) | 0.006 (0.044) |
| 上月食物开支 | 0.0002*** (0.00009) | 0.00002 (0.00003) | 0.00003 (0.00003) | 0.00005 (0.00005) | 0.00004 (0.00004) | 0.00004 (0.00004) | 0.00003 (0.00006) | 0.00003 (0.00004) |
| 春节拜年网 | 0.0004 (0.0008) | 0.00071 (0.001) | 0.0006 (0.0013) | 0.001 (0.002) | 0.0005 (0.001) | 0.002 (0.002) | 0.0004 (0.001) | 0.0013 (0.0004) |
| 社会信任因子 | 0.046 (0.085) | 0.137*** (0.032) | 0.128*** (0.045) | 0.124*** (0.039) | 0.117*** (0.045) | 0.128*** (0.040) | 0.186*** (0.047) | 0.106*** (0.036) |
| 就业状态 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 初职单位性质 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 初职行业类型 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 现/未职单位性质 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 现/未职行业性质 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市虚拟变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |

注:1. 括弧内为异方差稳健型估计的标准误;

2. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$;

3. 虚拟变量中,女性、外地人、单身、农村户口、小学及以下、全职就业、党政机关、农林牧渔业、长春市为参照群体;

4. YES表示控制了相关虚拟变量,限于表格篇幅未列出具体取值。

用表露无遗。对干部而言，饮食社交、教育程度、社会信任等因素对政府信任都没有统计显著的作用，这显然是因为作为“体制内”的干部群体，其政府信任主要由自身信仰、政治素质和工作岗位决定。不过，这绝不代表体制内人群的饮食社交是无害的，因为体制内人群，特别是党政干部的社交餐饮，其成本过去往往要由国家财政承担，这无论是在公共财力方面，还是执政的合法性基础方面，都会对社会运行产生总体的负面作用。¹³

在性别差异方面，女性的饭局频率对政府信任的影响非常微弱，而男性的饭局频率显著侵蚀政府信任；在教育差异方面，具有大专以上学历的人，其政府信任不受饮食社交的影响，而中专以下的低学历者的政府信任明显受到侵蚀；在地区差异中，代表市场经济较为发达的上海、广州、厦门和天津等城市，人们的政府信任受饭局频率的影响相对较弱，而在其他城市，饮食社交对政治信任有显著的负面侵蚀作用。可见，饮食社交对政治信任的影响具有非常大的人群差异性。和社会信任、教育程度、社团参与因子、是否本地人等其他影响政治信任的重要因素相比，这一点非常不同。后四者几乎在全部人群中都和政治信任存在紧密关联。通过表 4，我们能看出，饮食社交对政府信任的侵蚀最明显的城镇人群，应该是经济不发达地区的低学历体制外的男性。

表 4 证实饮食社交对政府信任的侵蚀在不同的人群中有明显的差异，其对警察、法官、居委会干部的信任，以及总体政治信任因子方面是否也是如此呢？本文分别以这 4 个指标作为因变量进行分析。为节省篇幅，表 5 只保留各回归方程中饮食社交的偏系数，其他控制变量不再讨论。同时，我们把前文讨论的对政府信任偏系数放在第一行，以便比较。从表 5 可以看出，总体上，饮食社交对 5 种政治信任指标的侵蚀都存在体制、教育、性别和地区上的差异，也即，假设 2 到假设 5——“四大差异”，得到了有力证明。值得关注的是饮食社交对法官信任的教育区隔：表 3 中基于全体样本的分析表明，饮食社交对法官信任的影响是

13. 考虑到问卷询问的问题是政治信任，该回归分析的结果也有可能是干部群体在回答问题时高报了政治信任，我们感谢匿名专家在这方面的提醒。不过，这并不影响本文最重要的，也即总体侵蚀结论。相反，如果干部群体的政治信任也因为饮食社交而降低，则更加说明饮食社交对信任的总体侵蚀作用。

表 5: 饮食社交对其他政治信任指标在不同人群中的侵蚀差异

| | 体制差异 | | | 性别差异 | | 教育差异 | | | 地区差异 | |
|-------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-------------------|---------------------|----------------------|------|--|
| | 干部 | 非干部 | | 男性 | 女性 | 大专以上 | 中专以下 | 发达 | 不发达 | |
| | | | | | | | | | | |
| 对政府信任的侵蚀 | -0.029 (0.081) | -0.114*** (0.032) | -0.105** (0.041) | -0.079* (0.043) | -0.129*** (0.037) | -0.049 (0.051) | -0.074* (0.041) | -0.122*** (0.042) | | |
| 对警察信任的侵蚀 | -0.077 (0.081) | -0.103*** (0.029) | -0.138*** (0.039) | -0.057 (0.038) | -0.102*** (0.044) | -0.096 (0.035) | -0.064 (0.042) | -0.118*** (0.038) | | |
| 对法官信任的侵蚀 | -0.089 (0.085) | -0.064** (0.030) | -0.076* (0.041) | -0.03 (0.04) | -0.053 (0.046) | -0.047 (0.036) | -0.051 (0.042) | -0.053 (0.039) | | |
| 对居委会干部信任的侵蚀 | -0.056 (0.085) | -0.149*** (0.032) | -0.14*** (0.043) | -0.089** (0.041) | -0.165*** (0.039) | -0.040 (0.048) | -0.111*** (0.04) | -0.116*** (0.042) | | |
| 对政治信任因子的影响 | -0.068 (0.058) | -0.081*** (0.024) | -0.099*** (0.032) | -0.068** (0.033) | -0.117*** (0.028) | -0.042 (0.038) | 0.082*** (0.031) | 0.102*** (0.033) | | |

注: 1. 括弧内为异方差稳健型估计的标准误;

2. * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01。

负向显著的。在表 5 中，基于大专以上学历和中专及以下学历的两类人群的分析则表明，该影响在两类人群内均不显著。这说明，两大人群之间应具有统计显著的“组间”差异，而两大人群内部则均无统计显著的“组内”差异，这和表 3 中教育程度对法官信任的偏系数吻合得很好：和小学学历的人相比，大专以上学历者对法官具有更强的信任，而中专学历者则和小学学历者没有显著差异。从总体上看，饮食社交对政治信任的侵蚀差异模式就是：在体制差异方面，饭局的频率仅仅对非干部人群存在侵蚀，对干部人群几乎没有影响；在性别差异方面，男性比女性更明显和更强烈；在教育差异方面，几乎对大专以上学历的人群没有影响，但强烈和显著影响中专以下学历的人群；在地区差异方面，在发达城市的影响要小于在不发达城市的影响。

五、结语

与以往的社会资本研究不同，本文通过验证饮食社交对政治信任的负面影响，探讨关系资本和政治信任之间的关联。我们提出饮食社交对政治信任具有侵蚀作用的系列假说，利用 2009 年 JSNET 的八城市数据进行实证分析，证实饭局的频率对个人的政治信任存在负向因果效应。尽管关系资本的产生和变化途径不仅仅来自社交聚餐（诸如社会参与、拜年、职业关系等），但聚餐和饭局是中国情境中关系资本得以积累、维系和动员的最重要途径。因此，饮食社交对政治信任的显著侵蚀虽不能简单视为关系资本直接影响政治信任的证据，但可以看做特定的关系资本过程所带来的政治“副作用”。也就是说，吃吃喝喝的形式虽然可以增加个人层面的关系资本，但在一定的经济社会情境中，却会给社会总体运行，特别是政治信任带来不利，这也是“关系”的社会代价之一。

结合前人的研究，我们进一步认识到，关系资本和政治信任之间的关系不是简单正向的，而是多元复杂的。社会参与、拜年网和职业网等指标虽然和政治信任正相关，饮食社交频率却对政治信任有因果性的负向影响。或者说，关系资本积累的过程，既可能随着政治信任的提升，但也完全可能伴随政治信任而下降。在理论意义上，这提醒我们在今后的研究中要留意三个问题：第一，关系资本具有多维的特性，应该有更好、更多的测量工具；第二，对关系资本的研究，既要关注直接的因

果效应,也要关注相关社会过程带来的关联影响;第三,对关系资本的研究,既要关注积极意义的一面,也要关注消极意义的一面。在政策意义上,本文的研究结果表明,尽管饮食社交是中国人情社会的重要运行方式,是个人积累、维系和动员关系资本的重要渠道,但在正式政治参与不足的情况下,这一社会互动行为可能会带来政治“副作用”。而解决之道在于进一步简政放权,深化改革,以减少人们借助饮食社交进行非制度化资源汲取的行为。同时,应积极倡导更健康和有益的社交方式。

除了在定量分析中较早专注“关系”负向作用,本文的贡献还体现在分析模型和分析深度两个方面。第一,我们运用高级计量模型试图解决潜在的遗漏变量和双向因果等问题,实现因果推断。为解决内生性问题,我们在模型中系统控制了被访者的人口学、经济社会和职业等大量的相关变量,并采用工具变量定序模型(IV-Ordinal Probit)的方法证实了“饮食社交”的负向作用。第二,我们对饮食社交对政治信任的侵蚀效应进行了细化分析,发现其具有明显的体制、性别、地区和教育等群体区隔,弥补了研究的空白。当然,由于缺乏足够的数据,本文虽提出了“信息传播”和“目标达成”这两种饮食社交影响政治信任的机制,但未能进一步细化分析,以区别“无工具性目的”的聚餐和“有工具性目的”宴请之间的区别。这个遗憾要待未来搜集更为详细的数据才能加以解决。

最后,本文有助于对“关系社会学”学科地位的思考。关系资本的积累往往是基于个人的工具理性行为,通过特殊主义的私密渠道来进行,并带来对公共资源的侵蚀和掠夺,甚至引发微观和宏观层次上的社会资本冲突。因此,无论是语义方面,还是行为作用方面,关系资本都曾引发学者在更深层次,甚至关乎学科本身的质疑:“关系”的盛行,除了与社会形态和文化传统相关之外,是否还有关系社会学的“自我实现预言”(Self-fulfilling Prophecy)机制在发挥作用?(奂平清,2010)换句话说,推动关系社会学的研究是不是将进一步恶化关系的社会作用?但我们认为,恰恰因为关系资本积累的过程有可能对社会带来消极作用,对其进行全面、系统和理性的分析才是非常有必要的。正如本文所展示的那样,只有认真定义和剖析“关系资本”独特的积累、动员和汲取路径,才能发现它或者和它有关的负面社会功能的存在。相反,如果不研究、不剖析它,对于“关系”的负面作用,我们永远只会停留在理论直

觉阶段。也因此,作为一个子学科的提出和发展,“关系社会学”会有助于我们理解和认清“关系”的暗面及其社会机制,而不会出现学者所担忧的“自我实现预言”。从这个角度,“关系社会学”的建立和发展体现了当代中国社会学研究的理论自觉和反思性。

参考文献(References)

- 边燕杰. 2004. 中国城市中的关系资本与饮食社交[J]. 开放时代(2):94-107.
- 边燕杰. 2010. 关系社会学及其学科地位[J]. 西安交通大学学报(社会科学版)(5):1-6.
- 边燕杰、杜海峰、李德昌、李黎明、张顺、孙晓娥,编. 2011. 关系社会学:理论与研究[M]. 北京:社会科学文献出版社.
- 边燕杰、张磊. 2013. 论关系文化与关系社会资本[J]. 人文杂志(1):107-113.
- 卜长莉. 2006. 社会资本的负面效应[J]. 学习与探索(2):54-57.
- 蔡翥、朱士群. 2005. 关系资本:农民阶层分化的有力路径[J]. 甘肃社会科学(2):80-84.
- 陈云松. 2012. 逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用[J]. 社会学研究(6):192-216.
- 陈云松、范晓光. 2010. 社会学定量分析中的内生性问题:测估社会互动的因果效应研究综述[J]. 社会 30(4):91-117.
- 陈云松、范晓光. 2011. 社会资本的劳动力市场效应估算:关于内生性问题的文献回溯和研究策略[J]. 社会学研究(1):167-195.
- 陈云松、沃克尔、弗莱普. 2014. 关系人没用吗?社会资本求职效应的论战与新证[J]. 社会学研究(3):100-120.
- 戴元光、邵培仁、龚伟. 1988. 传播学原理与应用[M]. 兰州大学出版社.
- 管玥. 2012. 政治信任的层级差异及其解释:一项基于大学生群体的研究[J]. 公共行政评论(2):67-99.
- 胡荣. 2007. 农民上访与政治信任的流失[J]. 社会学研究(3):39-55.
- 胡荣、胡康、温莹莹. 2011. 社会资本、政府绩效与城市居民对政府的信任[J]. 社会学研究(1):96-117.
- 奂平清. 2010. 关系社会学研究反思[J]. 科学社会主义(1):107-110.
- 黄国满. 2004. 当前我国公民政治参与问题分析[J]. 社会科学战线(3):165-169.
- 李爽、陆铭、佐藤宏. 2008. 权势的价值:党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同?[J]. 世界经济文汇(6):23-39.
- 李永强、白璇、赵冬阳、史亚莉. 2010. 企业家社会资本对企业创新绩效的负面影响研究[G]//第五届中国管理学年会论文集.
- 李永强、杨建华、白璇、车瑜、詹华庆. 2012. 企业家社会资本的负面效应研究:基于关系嵌入的视角[J]. 中国软科学(10):104-116.
- 黎相宜. 2009. 关系消费的表演与凝固:当代中国转型期饮酒社交消费研究[J]. 开放时代(1):89-98.
- 梁纪毅. 2009. 公民意识培养:扩大公民有序政治参与的关键途径[J]. 党政论坛(8):30-32.
- 梁玉成. 2010. 社会资本和社会网无用吗[J]. 社会学研究(5):50-82.
- 孟天广、杨明. 2012. 转型期中国县级政府的客观治理绩效与政治信任:从“经济增长合法性”到“公共产品合法性”[J]. 经济社会体制比较(4):122-135.
- 彭庆恩. 1996. 关系资本和地位获得[J]. 社会学研究(4):53-63.
- 彭泗清. 2000. 关系与信任:中国人人际信任的一项本土研究[G]//中国社会学年鉴(1995-1998). 北京:社会科学文献出版社.

- 彭泗清. 2003. 信任的建立机制: 关系运作与法制手段[G]//中国社会中的信任. 郑也夫、彭泗清, 编. 北京: 中国城市出版社.
- 秦德君. 2001. 中国政治发展与扩大公民政治参与[J]. 社会科学(9): 19-22.
- 上官酒瑞、程竹汝. 2009. 政治信任研究兴起的学理基础与社会背景[J]. 江苏社会科学(1): 126-132.
- 司敏. 2012. 中国式酒席文化对隐性知识转移绩效研究[D]. 山西师范大学学位论文.
- 孙昕、徐志刚、陶然、苏福兵. 2007. 政治信任、社会资本和村民选举参与: 基于全国代表性样本调查的实证分析[J]. 社会学研究(4): 165-187.
- 宋留清. 2009. 积极推进和扩大有序的公民政治参与[J]. 理论前沿(1): 38-39.
- 孙超. 2009. 扩大公民政治参与存在的问题及对策[J]. 辽宁行政学院学报(3): 19-21.
- 肖唐镖、王欣. 2010. 中国农民政治信任的变迁[J]. 管理世界(9): 88-94.
- 熊美娟. 2010. 政治信任研究的理论综述[J]. 公共行政评论(6): 153-180.
- 熊美娟. 2011. 社会资本与政治信任: 以澳门为例[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版)(4): 77-87.
- 杨光飞. 2006. “关系资本”升格的合法性质疑[J]. 人文杂志(2): 147-151.
- 张爽、陆铭、章元. 2007. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? [J]. 经济学(季刊)(北京)(2): 539-560.
- 张宛丽. 1996. 非制度因素与地位获得: 兼论现阶段中国社会分层结构[J]. 社会学研究(1): 64-73.
- 张亚勇. 2008. 试论当前公民政治冷漠的深层原因及消解对策[J]. 延边大学学报(社会科学版)(4): 54-58.
- 周建国. 2002. 社会资本分布的非均衡性及其负面效应分析[J]. 唯实(3): 39-44.
- 祝平燕. 2007. 受教育程度对妇女政治态度和政治参与行为的影响: 基于第二期中国妇女社会地位调查数据的分析[G]//中国社会学会 2007 年会“社会建设与女性发展”论坛论文集.
- 邹宇春、敖丹. 2011. 自雇者与受雇者的社会资本差异研究[J]. 社会学研究(5): 198-224.
- 邹宇春、敖丹、李建栋. 2012. 中国城市居民的信任格局及社会资本影响: 以广州为例[J]. 中国社会科学(5): 131-148.
- Adler, Paul and Seok-Woo Kwon. 2002. “Social Capital: Prospects for a New Concept.” *Academy of Management Review* 27(1): 17-40.
- Bian, Yanjie. 2001. “Guanxi Capital and Social Eating in Chinese Cities: Theoretical Models and Empirical Analyses.” In *Social Capital: Theory and Research*, edited by N. Lin, K. Cook, and R. S. Burt. New York: Aldine De Gruyter.
- Chanley, Virginia, Thomas J. Rudolph, and Wendy M. Rahn. 2000. “The Origins and Consequences of Public Trust in Government: A Time Series Analysis.” *Public Opinion Quarterly* 64(3): 239-256.
- Chen, Yunsong. 2011. “The Causal Effect of Social Capital in the Labor Market: Identification Challenges and Strategies.” *Chinese Sociological Review* 44(2): 76-100.
- Chen, Yunsong. 2012. “Do Networks Pay Off among Internal Migrants in China? An Instrumental Variable Analysis.” *Chinese Sociological Review* 45(1): 28-55.
- Citrin, Jack. 1974. “Comment: The Political Relevance of Trust in Government.” *American Political Science Review* 68(3): 973-988.
- Coleman, James. 1988. “Social Capital in the Creation of Human Capital.” *American Journal of Sociology* 94: 95-120.
- Collins, Randall. 1975. *Conflict Sociology: Toward an Explanatory Science*. New York: Academic Press.
- Collins, Randall. 2004. *Interaction Ritual Chains*. Princeton, NJ: Princeton University

- Press.
- Craig, Stephen, Richard G. Niemi, and Glenn E. Silver. 1990. "Political Efficacy and Trust: A Report on the NES Pilot Study Items." *Political Behavior* 12:289-314.
- Fukuyama, Francis. 1995. *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: The Free Press.
- Gabbay, Shaul and Roger A. Leenders. 1999. "CSC: The Structure of Advantage and Disadvantage." In *Corporate Social Capital and Liability*, edited by R. A. J. Leenders and S. M. Gabbay. Boston: Kluwer:1-14.
- Garment, Suzanne. 1991. *Scandal: The Crisis of Mistrust in American Politics*. New York: Random House.
- Grosser, Travis, Virginie Lopez-Kidwell, and Giuseppe Labianca. 2010. "A Social Network Analysis of Positive and Negative Gossip in Organizational Life." *Group and Organization Management* 35: 177-212.
- Hetherington, Marc. 1998. "The Political Relevance of Political Trust." *American Political Science Review* 92(4):791-808.
- Keele, Luke. 2005. "The Authorities Really Do Matter: Party Control and Trust in Government." *Journal of Politics* 67:873-886.
- Keele, Luke. 2007. "Social Capital and the Dynamics of Trust in Government." *American Journals of Political Science* 51(2):241-254.
- Cluegel, James and Petr Matějů. 1995. "Egalitarian vs. Inegalitarian Principles of Distributive Justice." In *Social Justice and Political Change: Public Opinion in Capitalist and Post-Communist States*, edited by J. R. Cluegel, D. S. Mason, and B. Wegener. New York: Aldine DeGruyt.
- Knight, John and L. Yueh. 2002. "The Role of Social Capital in the Labor Market in China." Oxford University, Department of Economics Discussion Paper.
- Ladd, Everett Carl, and Seymour Martin Lipset. 1980. "Public Opinion and Public Policy." In *The United States in the 1980s*, edited by P. Duignan and A. Rabushka. Stanford: Hoover Institution.
- Li, Lianjiang. 2004. "Political Trust in Rural China." *Modern China* 30(2):228-258.
- Li, Yaojun, Andrew Pickles, and Mike Savage. 2005. "Social Capital and Social Trust in Britain." *European Sociological Review* 21(2):109-123.
- Lin, Nan. 2001. *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Oxford: Oxford University Press.
- Norris, Pippa. 1999. "Introduction: The Growth of Critical Citizens?" In *Critical Citizens*, edited by Norris Pippa. Oxford: Oxford University Press.
- Norris, Pippa. 2002. *Democratic Phoenix: Reinventing Political Activism*. New York: Cambridge University Press.
- Newton, Kenneth. 2001. "Trust, Social Capital, Civil Society, and Democracy." *International Political Science Review* 22(2):201-214.
- Mansbridge, Jane. 1997. "Social and Cultural Causes of Dissatisfaction with U. S. Government." In *Why People Don't Trust Government*, edited by Joseph S. Nye Jr., Philip D. Zelikow, and David C. King. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Miler, Arthur. 1974. "Political Issues and Trust in Government, 1964-1970." *American Political Science Review* 68(3):951-972.
- Mouw, Ted. 2003. "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" *American Sociological Review* 68 (6): 868-898.
- Orren, Gary. 1997. "Fall from Grace: The Public's Loss of Faith in Government." In *Why People Don't Trust Government*, edited by Joseph S. Nye, Jr., Philip D. Zelikow

- and David C. King, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Portes, Alejandro. 1998. "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology." *Annual Review of Sociology* 24 (1):1-24.
- Putnam, Robert. 1993. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Putnam, Robert. 1995. "Bowling Alone: America's Declining Social Capital." *Journal of Democracy* (6): 65-78.
- Stock, James and Motohiro Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." In *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, edited by J. H. Stock and D. W. K. Andrews. Cambridge: Cambridge University Press: 80-108.
- Verba, Sidney and Gary Orren. 1985. *Equality in America*. Cambridge: Harvard University Press.
- Volcker, Paul. 1999. *A Government to Trust and Respect: Rebuilding Citizen-Government Relations For the 21st Century*. Washington, DC: The National Academy of Public Administration.
- Wegener, Bernd. 2000. "Political Culture and Post-Communist Transition: A Social Justice Approach: Introduction." *Social Justice Research* 13(2):75-82.
- Whyte, Martin King. 2010. *Myth of the Social Volcano: Perceptions of Inequality and Distributive Injustice in Contemporary China*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Wu, Xiaogang. 2009. "Income Inequality and Distributive Justice: A Comparative Analysis of Mainland China and Hong Kong." *The China Quarterly* 200:1033-1052.

责任编辑:张 军