

自雇群体跨体制社会资本的 收入效应与作用机制^{*}

王文彬 肖 阳 边燕杰

摘要:本文聚焦于自雇群体,探讨跨体制社会资本对收入的作用机制。实证结果表明:第一,自雇者跨体制社会资本的作用路径是提升机会增量,包括直接机会增量和间接机会增量,由此实现收入效应;第二,对于跨体制社会资本收入效应的因果性,通过运用滞后变量模型、工具变量和倾向值匹配等统计方法,对内生性问题做了较严格的统计检验,获得了稳健结果。本文对自雇群体的分析深化了跨体制社会资本及其收入效应的理论认识。

关键词:自雇 跨体制社会资本 机会增量 收入回报

一、导 言

我国市场化改革带来了社会结构的两个重大变化。一个重大变化是所有制发生了根本转变,即从改革前的公有制一体化转变为今天的国有和民营两个所有制部门,即日常话语中的体制内和体制外。体制内外的社会行为意义非常广泛,本文关心其中一个方面,就是跨越两种体制的人际社会联系所产生的跨体制社会资本及其经济行为后果(边燕杰等,2012)。另一个重大变化是职业群体结构的变化,即从改革前公有制一体化的职业群体,分化为受雇和自雇两个性质不同的职业群体,并且这两个群体的社会资本具有显著差异(邹宇春、敖丹,2011)。本文基于职业群体的差异性,针对自雇群体提出一个新的研究问题:跨体制社会资本对自雇群体的收入作用机制是什么?

提出这个问题是对跨体制社会资本及其收入回报研究的拓展和推进。该研

* 本研究受国家社会科学基金重大项目(13&ZD177)、国家社会科学基金项目(15BSH109)和吉林大学基本科研业务费项目(2015ZDPY02)资助。感谢匿名专家提出的宝贵建议。文责自负。

究的首创者提出了跨体制社会资本的概念和测量方法,对劳动收入回报做了初步的实证分析,并从四种增量方面初步解读了跨体制社会资本的收入回报优势(边燕杰等,2012)。一是信息增量,即跨体制交往作为信息桥,可以减少职业、项目和市场等方面的冗余信息,增加新的非重复信息。二是资源增量,即跨体制交往能够带来不同社会层级的权力、声望和财富等资源,增强交往者的异质性资源,从而形成整合效应。三是机会增量,即跨体制社会交往者占据结构洞地位,可以运用人情交换机制,将差异性资源转变为机会。四是选择增量,即拥有跨体制社会资本的个体在职场、市场以及其他社会行动场域具有更高的选择余地,有能力有资质去争取更高的收入。

上述四种增量的理论解读表明了一个潜在的道理:跨体制社会资本和收入之间不发生直接的必然联系,二者的联系是间接的,跨体制社会资本通过信息增量、资源增量、机会增量、选择增量等中间途径,为其拥有者带来收入的增加。不过,需要注意的是,虽在理论解读中这四种增量似乎是分别呈现其效应的,但在现实生活中,它们彼此关联,互为条件,或是共同起作用。另一个需要注意的是,对于不同的职业群体而言,起主导作用的增量机制可能是不同的。从职业群体分化和体制差异角度来看,市场的导向使得自雇群体跨体制社会资本带来的信息获取、资源流通和选择博弈都主要为其生成、占有和攫取生意机会服务,生意机会是收入和盈利的根本来源,相对于其他几种增量,机会增量成为自雇职业群体跨体制社会资本的首要表征机制。因此,与受雇群体的收入来源和增收机制主要基于职场过程的情况不同,自雇群体的收入来源和增收机制主要基于市场过程。我们知道,职场和市场是两个不同的社会结构,跨体制社会资本的作用路径和增收机制也不尽相同。遗憾的是,跨体制社会资本的首创研究者在其理论和实证分析中忽略了职场和市场两种社会结构的差异性,对跨体制社会资本及其收入效应的分析未区分受雇和自雇两个群体的差异性,所以对于不同增量机制的讨论停留在理论解释层面。

本文区分受雇和自雇两个职业群体,特别关注市场化改革进程中更为活跃的自雇群体,探讨跨体制社会资本的收入效应和作用路径,分析机会增量是如何提高该群体收入的。我们的核心问题是:哪些机会产生了增量,从而提升了自雇者的经营业绩和收入水平?瞄准这个问题,本文将深化跨体制社会资本的理论解读,检验该理论中的机会增量机制及其与收入效应的因果关系,推动跨体制社会资本理论对中国市场化改革中社会结构重大变化的回应。

二、中国市场化改革中的自雇群体

中国自雇职业的发生和发展与体制变迁以及单位制改革密切相关。改革开放之前,单位制影响并控制社会经济生活的所有领域,没有自雇群体的生存空间。但从20世纪90年代开始,国有企业改制导致大批原国企员工被迫进入自雇行业,这些多属于生存型的自雇形态(吴晓刚,2006)。随着市场改革的不断深化,国家陆续出台一系列政策鼓励大众创业,自雇群体规模迅速扩大,其构成也发生了较大变化,应届大学毕业生开始加入到自主创业的队伍中;同时,对体制内特定专业技术人员,国家政策也积极鼓励其留职自主创业(人社部规〔2017〕4号文件)。自雇群体已从最初的打“政策擦边球”的边缘状态发展到如今成为中国经济重要成分的主体状态,在当前“大众创业、万众创新”时代成为推动市场经济发展的生力军。简言之,自雇群体不仅激活了市场,展现了市场竞争机制的创新优势,更体现了体制创新的内生推动价值。

过往相关研究主要关注自雇进入模式(Allen, 2000; Nisbet, 2007; Yueh, 2009; 吴晓刚,2006)、影响因素(Sanders & Nee, 1996)、群体类型与地位认同(陈光金,2011; 范晓光、吕鹏,2018)、社会资本作用以及企业家关系网络的使用和结果,等等(邹宇春、敖丹,2011; Taylor, 1996; Burt & Burzynska, 2017; Burt & Opper, 2017; Nee et al., 2017; Opper et al., 2017)。这些研究提供了两大实证发现:其一,与受雇群体相比,自雇群体脱离了科层体制环境的结构制约,能够自由地进行自雇活动,使得该群体具有更强的实践能动性、更具目标导向的关系沟通和自主建构能力(Boyd, 2005),并在社会认知和主动意识等方面也呈现了区别于受雇群体的一定特性;其二,中国市场化进程中的自雇群体缺乏体制支撑和政策倾斜,缺乏编制岗位的依靠,缺乏体制性的工作福利和待遇等,只能立足于市场,适应市场环境,抓住市场机遇,利用市场资源,赢得市场竞争,从而保障自身的生存和发展。因此,与受雇群体更多地追求职业声望、工作稳定、职位权力、收入安全感相比,自雇群体不仅与市场本身具有天然紧密的联系,而且在市场生存危机意识下逐利动机更加强烈(Taylor, 1996)。

由此,自雇群体的生存与发展与市场命运相关。一方面,市场竞争既是自雇群体的生意来源,又是他们的生存压力所在;对于他们,赢得订单是生意之本,失掉订单就使生意难以继,面临生存困境。另一方面,市场发展又成为自雇群体不断提升自身盈利目标、强化更高层面逐利行为的催化器。如果亏本了,自雇群

体就需要进一步努力做好生意扭亏转盈;即使盈利了,他们也还需树立更高的盈利目标以应对未来的市场竞争。因此,自雇群体的逐利动机强烈地提升了他们对市场信息的敏感度以及对资源搜寻和项目选择的热情与考究,从而使得信息获取、资源流动、对手博弈都指向了对生意机会的不断追求。

这就意味着,对置身于市场竞争场域中的自雇者而言,获得机会增量是至关重要的(李路路,1998)。无论自雇者以何种模式、受何因素影响进入自雇行列,其行为目标与回报逻辑都明显不同于受雇者。他们不再依赖既定单位的等级体制或内部薪酬激励制度来获得资源回报,而是努力通过各种途径与方法获取机会增量与订单机会(边燕杰、张磊,2006),实践自雇就业的行为逻辑并发展壮大。可见,维持自雇经营的压力与功利性导向使得对生意机会增量的追求成为自雇者的首要目标。因此,自雇群体在市场空间中生存与发展的必然逻辑与受雇群体迥然不同,从起主导作用的回报逻辑来看,自雇群体收入获得所遵循的是机会增量机制。

可见,在两种体制并存的社会结构背景下,探讨跨体制社会资本如何作用于自雇群体收入优势效应的中间机制,是在明确职业群体结构分化前提下对跨体制理论的一次重要检验,更是跨体制理论对市场化带来的社会结构变化的实证分析回应。

三、机会增量对于自雇群体的特殊意义

机会增量对于自雇群体的特殊意义何在呢?自雇群体是如何通过跨体制社会资本获得机会增量的呢?我们先来展示一个案例,然后阐释其中的理论逻辑,最后提出相关的研究假设。

(一) 案例现实及其内涵

自2016年开始,我们针对自雇群体进行了多人多次的深度访谈,重点了解他们在自雇经营中如何使用社会关系的情况。曾女士的案例显现出典型意义,我们对她的最近一次访谈是在2019年春节期间进行的。

自雇者曾女士是某设计公司私营企业主,主做汽车衍生品的设计和装潢业务,拥有一家设计和生产一体化的工作坊,雇员稳定在15人左右,总体盈利情况良好。曾女士大专毕业后进入一家汽车附件工厂做了六年的财务工作,看到身

边同事陆续提升职位,而自己由于学历较低发展受限,也就不想继续受单位限制,决定辞职创业。由于家族成员大多在汽车相关行业工作,加上自己在汽车附件厂的工作经验,耳濡目染,了解汽车衍生产品的市场价值和利润空间,因此曾女士选择了汽车衍生品设计的业务,通过提升设计技术扩大附加值,其产品颇有销路,业务渐渐拓展到专业装修装饰领域。

曾女士的创业过程是一部关系使用和关系拓展的历史。创业初始,她只有两个从原单位生产车间拉过来的朋友,自己常常既是老板又是员工,颇为辛苦。成为自雇者的曾女士因为失掉了单位月薪,生存压力剧增,面对的首要现实问题就是生意机会,必须挣钱盈利。在此期间,曾女士充分体会了跨体制社会资本的意义,因为通过跨体制社会关系交往,她既可轻松获得生意合同,又须长期付出艰辛加深和扩展这些交往,以保持订单的稳定增加。

曾女士设计公司的订单大多依靠行业内的一个大型国企,她有亲属在此企业担任相关领导。在家族聚会等经常性的亲属沟通场合中,她能通过该亲属较容易地获得该企业的一些内部信息,助力自己的生意。比如,某央企与属地城市的一次主题联谊活动需要大量具有象征意义的企企双方的装饰品,而曾女士在亲属聚会时得知了这个信息,经进一步核实相关情况和产品要求,随即做了充分的投标准备,成功收获生意订单。对于央企而言,这样的小项目及资金投入是附属性的,但对于曾女士而言,则是一个颇有价值生意机会。类似的相关信息并非保密性质,说者无心,听者有意,而曾女士身处亲属网络之中,享有跨体制交往的亲密联系性,可以不费人情交换的周折,“近水楼台”直接赢得重要商机,为她的自雇生意加分盈利。

有了“近水楼台”的亲友网络也并不意味着生意的一帆风顺,因为收获了生意信息但无法获得合同是常有的情况。因此曾女士后来调整策略,开始有意识地利用各种沟通机会,主动为目标央企提供相关设计方案,并通过亲友积极邀请相关人员参加设计互动交流,宣传自身优势。曾女士通过主动推销战略不断扩大与相关人员的互信程度,留下了好印象和好口碑,形成了稳定的交流通道和关系优势。这些人在业务范围内对曾女士的正面评价,往往能够影响到更多人对她的认识和认可,这给她的自雇经营带来了诸多好处。曾女士说,公司有一次在设计特定产品时遇到技术难题,需要使用一种大型高级进口设备才能调整产品性能。这种大型设备价格高昂,自己公司没有足够资金购买,而且由于并不常用,即使想办法筹措资金购买日后也会浪费闲置。她通过央企亲友联系技术部门主管提出了使用设备的请求。在之前的多次互动交流中,曾女士曾经给对方

技术部门留下了很好的印象,建立了关系信任。对方认可她的为人并理解技术需求,所以给予了非常友善的支持,不仅指派专业技术人员实施具体操作,而且还介入产品设计的讨论,对设备矫正后的产品给出专业性的调整意见,大大提升了产品未来布局空间和竞争水平,使她后期赢取了更多生意订单。曾女士说,“咱们跟人家有这关系交往,解决了难题,还释放出更多好处来了”。

2019年春节,作者从曾女士那里得知,某央企近年连续在多个城市投放产品装潢合同。但是,由于城市经济水平有差别且主打型号不同,这些合同对成本、技术和利润的要求并不相同,识别出哪些项目合同成本少、技术门槛低、利润多,需有行业发展的全局眼光和专业的分析研判能力。曾女士先于他人获得了较为完整的招标信息,细致分解了相关要求,通过央企亲友积极主动地向央企内具有较高行业知识声望的朋友请教,对不同型号的汽车在不同城市未来发展的前景进行综合分析。这些央企朋友有的认识曾女士,有的听别人正面评价过她,对她形成了较高的认可,因此乐意从自己的专业角度给出分析判断,提出具体建议。同时,由于汽车及其衍生品的发展也与地方政府的区域政策高度相关,通过央企朋友的指点和介绍,曾女士还间接地从政府部门获得了相关的长期规划信息,非常有助于对行业走向的判断。没有长期的互动互信交往,这样的具有专业水准的指点难以获得。最终,曾女士瞄准适合自己团队技术专长的合同,扬长避短做好了及时和充分的准备,设计上配合特定车型,结合央企的营销战略和地方政府的发展规划,一举中标,收获了对自己团队性价比最高的项目,避免了“忙碌争抢却只啃骨头没有肥肉”(曾女士语)的低性价比的竞争结果。

从“先赋型”的既有亲属关系进而培养“自致型”的稳定营商纽带(郭小弦,2017),是赢得生意机会的社会网络保障,其重要机制是维持连接体制内外的人情和信任关系。曾女士与若干央企相关部门的主管形成了长期的交往合作关系,在频繁接触过程中渐渐积累了人情与信任。这些人情和信任不靠权钱交易的买通,而靠货比三家、质量取胜的盈通。曾女士告诉作者,“我提交的样品标本和设计方案如果不够条件,肯定是难为人家了,竞争那么激烈,都盯着呢;咱们是去‘争’合同,人家是要考核咱的,但是多少年关系了,啥水平啥能力、啥活儿能干啥活儿不能干,人家也基本心里有数。那些竞争者的能力都是写在材料纸上的,人家看了得去想,这能信多少;咱这边的能力是落在人家眼里的呀,人家都不用犯寻思,只要不为难,面子肯定会给的”。可见,曾女士获得生意合同的关键在于双方长期合作、反复考察所积累起来的关系信任,以及招标者基于这种信任对新合同执行前景的一种积极判断,亦即关系积累优势。

关系积累优势既要迎接合同执行效果的检验,也要面对招标策略的反复考验。曾女士说,验收合格是根本,而在规章制度容许的范围内,分包合同给长期合作者能够增加招标者对于验收项目的良好预期。为此,合同招标者常常面对“熟中选优”还是“优中选熟”的问题:前者是先划定关系范围,然后再挑选合作者给予合同;而后者是先进行市场化的资质、能力和条件竞争,然后在这些入选者中再更多地考虑凝聚了人情和信任的关系合作者。虽然熟中选优常常被社会诟病,优中选熟却是普遍接受的社会现实。曾女士通过人情和信任形成的关系积累优势多次助力其成为优中选熟的成功者,赢得生意机会。

保持了关系积累优势的自雇者,往往意味着已经跨过创业的艰难阶段,进入了立业的发展时期。这是曾女士的经验之谈。她表示,她很感激亲属里有一位在体制内工作的国企部门领导人,这是她创业初期获得生意机会的一个依靠。但是,这个依靠是有限时间内的,带来的业务面也是很窄的,不能“吃一辈子”。对于曾女士而言,没有这个起点就谈不上创业,但以后的发展完全靠自己拓宽生意路子。作者曾询问曾女士,是否进入发展期之后关系就没有那么重要了,曾女士回答道:“那倒未必。做生意的,与交往关系分不开,不定啥时候就能彼此谈论到你,人情信任都是口碑,指不定就能给你带来啥生意机会呢”。曾女士的经历印证了前人的实证研究中的若干关于关系作用的结论:市场合同的维持需要社会关系的运作,成熟企业开拓新业务靠关系的拓展(Burt & Opper,2017),而长期合同的获得也靠加强人情交往的深度嵌入关系(Uzzi,1996)。

曾女士自雇经营的个体经验给了我们两点重要启示。第一,无论创业初始还是立业以后,自雇者占据了跨体制的优势关系地位,可以借此获得蕴藏商机的信息,从而拿到生意订单和经营合同,收获盈利的效果。创业初始,跨体制的既有亲友关系是商机信息的来源,但在市场竞争中要想持续赢得商机,必须靠自己去有意识地培养和拓宽跨体制的人情和信任纽带,即使立业以后进入稳定发展时期,也仍要靠这些纽带维持市场合同、开发新的生意、争取长期合同。这表明,虽然自雇经营的阶段不同,跨体制社会资本的作用形式不一,但是这种作用本身的确存在(Bian,2018)。

第二,跨体制社会资本发挥这种稳定作用的关键机制是机会增量,主要有三个渠道:一是信息—机会渠道,即将无意和有意获得的商业信息变为生意机会,赢得订单和合同;二是资源—机会渠道,即利用跨体制的人脉运作资金、寻找技术和经营管理人才,将关系运作得来的金融和人力资本转化为实现生意目标、完成合同任务的现实力量;三是选择—机会渠道,即在几个可能的项目之间,通过

与跨体制社会网络关系获得分析、评价、预测,选择对自雇经营把握最大、风险最小的项目,稳中做大做强。

(二)机会增量与研究假设

通过自雇案例的分析,我们可以得出一个明确的理论判断:机会增量概念,提供了解释自雇者生存机遇与发展结果差异性的一个关键分析视角。为了确立这个理论判断的含义,我们不妨重申一下跨体制社会资本提升自雇群体机会增量的逻辑链条:从创业到立业,跨体制社会资本提供了增量信息、增量资源、增量选择空间,使其转化为增量生意机会,从而增加经营收入。深挖此逻辑链条,它之所以起作用的现实途径有二:一是直接机会增量,就是自雇者拥有跨体制的关系网络,从中直接获得生意机会;二是间接机会增量,就是自雇者的跨体制关系人对于拥有机会增量的目标客体施以人情影响,从而间接地生成生意机会。

区分直接机会和间接机会有其深刻的理论背景。社会资本之所以能发挥作用,其基本逻辑是通过两个行动者之间的联系性将相关的稀缺资源从提供方向需求方转移。同理,跨体制社会资本之所以能发挥至关重要的作用,是由于两个行动者分别置身于体制内和体制外,而他们之间的联系性将相关稀缺资源在两个体制的边界之间实现了转移,使之发生作用。但是,在跨体制社会资本的首创者看来,这种稀缺资源的跨体制转移是由两个具有直接联系的行动者来实现的。深思之,则不然,因为任何形式的社会资本,包括跨体制的社会资本在内,逻辑上都是通过两个通道发挥其作用的。

社会资本发挥作用的第一个通道是直接联系通道。从行动者视角来观察和判断,直接联系产生了直接作用和直接机会,所以直接联系通道也称为直接作用通道、直接机会通道。在社会资本研究文献中,关于直接机会通道有三个理论源泉可资借鉴。一是关系强度理论。无论在西方社会通过弱关系获得非冗余信息(Granovetter, 1973),还是在中国通过强关系获得人情资源和人际影响(Bian, 1997),人们都可以赢得相对机会优势。二是结构洞理论。当行动者A占据了B-C无联系的“结构洞”位置,便可分别从B和C中获得信息优势和控制优势,从而获得相对机会优势,这在西方和中国企业家研究中都获得了证明(Burt et al., 2017)。三是社会资本的非预设理论(Arrow, 1998)。只有当社会关系的建立和发展是非预设性的、非目的性的时候,稀缺资源才能按照情义相笃、守望相助、有难同当的非理性行为规范从给予方向需求方转移,产生相对机会优势。这些理论反映了同一个道理,就是社会资本的作用是直接社会关系顺其自然而发生

的结果,也可以说直接机会通道是一种顺然发生论:到了需要的时候,行动者平时所维持的关系不需要有意动员和运作便能给行动者提供相对机会优势。跨体制社会资本的直接作用很多是按照这种逻辑而发生的:案例所述的曾女士享有跨体制交往的直接亲密关系,可以不费人情交换的周折而直接赢得重要商机。

上述顺然发生论忽视了社会资本还存在着目的性运作的通道,往往是通过间接联系发生的,所产生的作用和机会可以称为间接作用和间接机会。这是社会资本发挥作用的第二个通道,即通过中间人的运作来获得资源和机会的“人托人”生活事件,在中国社会是一种常态现象。事实上,社会资本的间接作用和间接机会通道才是此概念的理论真谛所在:直接联系性将相熟的人们局限于小的社区范围,而间接联系性才使陌生大众通过间接联系而形成了普遍联系的人类社会。从这个意义上看,如果社会资本只是通过直接联系而发挥作用,那么它就失去了联系的跨越性、传递性、链接性的重要作用了,也就失去了“关系无界”(梁漱溟,1986)和“六度分割”(Watts,2004)等理论判断和推导的根据了。现实社会中,很多人与目标他人缺乏直接联系,但可通过间接关系去动员目标他人拥有的信息和资源,使其为己所用,变为自己的机会,这也是林南(2005)社会资本理论中的关键内容。最为简洁的抽象表达是:A-B-C是一个关系链,A-B直接联系、B-C直接联系、A和C通过B发生间接联系。为此,当A寻求C控制的特定资源时,B就成为联系通道和资源转移的桥梁,对于A而言,从C获得资源的机会来自于B,是一种间接机会。费孝通(1985)的“差序格局”理论、西方的“小世界”研究(Watts,2004)都表明,间接机会是人类社会的一种普遍现象,在我国诸如求医、谋职和创业等问题,凡是需要人际关系协助解决的,间接联系和间接机会都发挥着主要作用。

基于上述理论认知,就自雇群体的跨体制社会资本的作用,我们区分了直接机会增量和间接机会增量两种机制(见图1)。渐进式市场化进程伴随始终的是内外体制并存的格局,在两种体制的场域都保持社会关系的行动者就获得了跨体制的社会资本。自雇群体处于激烈的市场竞争环境之中,是否有生意机会和能否抓住生意机会是其生存与发展的关键,需要有效地利用跨体制的社会资本来增加生意机会。生意机会增量来自跨体制社会资本提供的两个途径:直接机会增量来自跨体制社会关系直接提供的生意机会,而间接机会增量来自这些社会关系对于机会主体的人情影响而产生的生意机会。虽然在自雇实践活动中两种机会增量可能互相渗透、互相影响,使之边界模糊,但在理论上区分开来有利于更好地阐释跨体制社会资本作用的顺然发生过程(直接机会)和主动建构过

程(间接机会)的差异性,从而洞悉和检验两种机会过程对于自雇群体收入增加的影响作用的相对重要性。为此,我们提出下列研究假设。

假设1:跨体制社会资本有效提升自雇者的直接和间接生意机会。

假设2:直接和间接机会增量均能提高自雇者及其家庭的年收入。

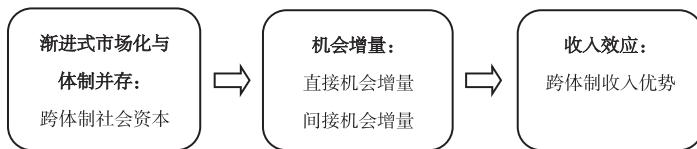


图1 自雇群体跨体制社会资本作用机制

四、数据、变量和分析策略

(一) 数据来源

本文所用数据来源于西安交通大学发起的“社会网络与职业经历问卷调查(JSNET)”项目。该项目在全国八个城市(长春、广州、济南、兰州、上海、天津、厦门、西安)进行了三期间卷调查。每市的抽样分区、街、居委(社区)进行,每个抽中的社区随机调查20户。为了保证常住和非常住人口的入样概率,调查户的抽样采用地图法。在抽中的调查户中,寻找家庭成员生日与7月1日距离最近、18岁以上、曾有职业经历的为被调查者。该项目于2016年进行了追踪调查,本文所用数据就是2014年的基线调查和2016年的追踪调查两期数据。

(二) 变量测量

1. 因变量

本文的因变量是年收入。JSNET 调查询问了被访者调查时的家庭年收入。采用调查时点的家庭年收入有两点理由。一是被访者的创业时点差异很大,而不同时点的收入很难进行比较,即使按照各个相关城市的通货膨胀指数做相应的换算,也很难取消由于个体差异而产生的误差。二是在调查数据没有提供自雇者的经营收入的前提下,本文采用家庭年收入而不是自雇者的个人收入作为操作化指标,是因为自雇经营的参与范围往往涉及整个家庭,而经营的盈亏也是以家庭为单位承付的。因此,对于自雇群体而言,家庭年收入是一个效度和信度较高的指标。像所有收入指标一样,家庭年收入的总体或样本分布是右偏的。

为了保证回归分析的有效性,本文对家庭年收入变量做了对数转换。

2. 核心自变量

跨体制社会资本:本研究沿用此概念提出者所采用的“二度跨越”变量来进行测量(边燕杰等,2012)。这是一个二维变量:如果被访者的春节拜年交往者之中,有在国有部门工作的拜年者,又有在非国有部门工作的拜年者,则被视为体制跨越者,跨体制社会资本赋值为1;反之,被访者的拜年交往者如仅来自国有部门,或仅来自非国有部门,则不被视为体制跨越者,跨体制社会资本赋值为0。

直接机会增量:在 JSNET 调查问卷中有专门针对自雇(包含雇主)的创业过程题器,涉及直接机会增量的问题为:“创业或经营相关事件中,是否有任何人帮助提供生意机会或获取合同? 1 = 是,0 = 否”。本文用此题来测量直接生意机会,其增量含义是:如果跨体制社会资本确能增加直接生意机会,则跨体制社会资本的拥有者回答“是”的比例要显著高于非拥有者。

间接机会增量:在 JSNET 调查问卷中还有一题,“创业或经营相关事件中,是否有任何人帮忙和政府打交道? 1 = 是,0 = 否”。本文用此题来测量间接生意机会,其增量含义是:如果跨体制社会资本确能增加间接生意机会,则跨体制社会资本的拥有者回答“是”的比例要显著高于非拥有者。

3. 控制变量

在国内外相关文献中,涉及自雇进入模式与特征方面,年龄、性别、婚姻、受教育年限、户口以及党员身份为常见的控制变量。年龄与自雇选择存在显著关联(Yueh,2009),本文年龄的取值范围为 18 – 69 岁。性别和受教育年限等均与是否进入自雇具有显著关联(王文彬,赵延东,2012),是导致自雇群体特征及其活动结果的重要影响因素。本文设定男性 = 1,女性 = 0,而受教育年限最小为 0 年,最大为 19 年,同时将户口类型划分为城市和农村两类。在中国社会转型中,虽然市场化转型的背景使得部分学者质疑党员身份的资源回报作用,但是作为政治身份的标志以及与体制的诸多关联,党员身份仍然具有明显的影响力。因此,党员身份亦为控制变量之一。同时,父亲受教育年限作为家庭背景变量也会影响到自雇群体的收入水平。

另外,考虑到中国城市居民的收入水平存在着巨大的地区差异,本文将这八个城市划分为东部和非东部两类,生成一个虚拟变量进入到模型当中。鉴于过往研究指出自雇群体可以划分为不同的类型,其经营活动存在差异,为检验跨体制社会资本对自雇群体收入效应的稳健性,本文根据自雇者现有资本多少将其

划分为两类,分别是10万元以下和10万元以上。

本研究分析的主要变量和描述统计结果见表1。^①

表1 变量描述统计

变量	样本量	平均值	标准差	测量	内容和赋值说明
年收入(元)	506	115893	149425	定距	最小值=5000元,最大值=1000000元
跨体制社会资本	525	55.62%		定类	有=1,无=0
直接生意机会	517	20.12%		定类	有=1,无=0
间接生意机会	518	15.06%		定类	有=1,无=0
控制变量					
性别	525	58.29%		定类	男=1,女=0
年龄	525	39.96	10.75	定距	年
婚姻状况	525	82.86%		定类	已婚=1,未婚=0
教育年限	524	11.52	3.45	定距	年
政治面貌	525	7.24%		定类	共产党员=1,其他=0
户口类型	525	69.52%		定类	城市=1,农村=0
父亲教育年限	525	7.64	4.21	定距	年
所在区域	525	51.00%		定类	东部=1,非东部=0
自雇类型	513	35.67%		定类	10万元及以上=1,10万元以下=0

(三) 分析策略

跨体制社会资本的首创研究者分析了受雇群体,而本文的分析重点是自雇群体。所以,本文首先比较受雇和自雇两个群体的特征差异性,然后聚焦于自雇群体,针对研究假设展开模型分析。

由于因变量收入是定距变量,分析截面数据时采用多元线性回归模型。需要指出的是,本文的截面数据分析使用的都是2014年的数据,这主要是基于样本量的考虑。因为2016年是追踪调查,相对于2014年的基线调查,2016年追踪调查的样本量少了将近一半。尽管与北京大学主持的中国家庭追踪调查(CFPS)和中山大学主持的中国劳动力动态调查(CLDS)相比,其样本减少比例较高,但需要注意的是,CFPS和CLDS的调查范围泛及大城市、小城镇和农村,而JNSET的调查范围仅涉及大城市。对于入户调查,通常是城市的入户调查难度高于农村,大城市的入户调查难度高于小城镇。并且,大城市的高流动率也决

^① 本文的统计分析所使用的数据有JSNET2014全样本、JSNET2014自雇样本、JSNET2016追踪数据的自雇样本,对这三个数据的变量处理方法都一致。鉴于JSNET2014自雇样本是本文最主要的分析数据,表1报告的是JSNET2014自雇样本数据的描述统计结果。

定了其追踪的难度要高于小城镇和农村(梁玉成,2011)。

社会资本与收入之间存在内生性问题,会导致估算偏误,因而不能证实真正的因果效应(陈云松、范晓光,2011;胡安宁,2012)。本文的内生性可能主要存在于两个方面:一是遗漏变量问题,跨体制社会资本和收入均是个人努力的结果,在这个过程中可能会受到个人性格和能力等因素影响,且难以直接衡量,从而产生遗漏变量问题;二是互为因果问题,跨体制社会资本固然可能增加自雇者的收入,但不能否认的是,可能正是由于自雇者的高收入才给他们带来了跨体制社会资本。这些可能出现的内生性问题都会影响估计结果。

为了解决这些问题,本文采取了两种策略。一是使用2014年和2016年两期数据构建滞后模型,即用2014年的基线调查数据作为自变量、2016年的二期追踪数据作为因变量构建回归模型。二是在2014年的横截面数据中使用工具变量分析法,即在2014年的基线调查数据中找到一个工具变量,要求这个变量与跨体制社会资本密切相关,但又不直接影响收入。本文使用的工具变量是“可以诉说心事的朋友数量”。在JSNET问卷中,有一道题询问被访者“在本地,您有多少个关系密切,可以向他/她诉说心事的朋友/熟人(不包括亲属)”。

之所以选择“可以诉说心事的朋友数量”作为工具变量,有两个考虑。第一,被访者拥有诉说心事的朋友数量越多,其社会网络的规模就越大,所以拥有跨体制社会资本的可能性也越大。这满足工具变量的第一个要求,即与内生变量密切相关。第二,尽管社会资本对收入有显著的正向效应,但这并不意味着诉说心事的朋友数量会直接影响收入。这是因为,既有研究对社会资本的测量多从社会网络资源含量、网络结构和关系强度等视角展开,而不是诉说心事这一情感维度。诉说心事属于表达性行动,获取收入属于工具性行动,这两种行动遵循的是不同的行动逻辑(林南,2005)。表达性行动是为了维持已有的价值资源,而工具性行动是为了寻找和获得额外的有价资源。因此,表达性行动并不必然导致工具性行动,即诉说心事的朋友数量与收入不相关。这满足工具变量的第二个要求,即不直接影响因变量。

五、实证分析结果

(一)受雇与自雇的群体比较

表2显示,自雇与受雇两个群体存在显著的特征差异。自雇者中男性比例、

已婚比例均高于受雇者,但在平均年龄、受教育年限、党员比例以及父亲教育年限等方面则低于后者。这就意味着在接下来的自雇群体分析中,我们需要继续控制这些特征变量。

表 2 受雇和自雇的基本特征描述

变量	受雇	自雇	差异性检验
男性比例	46. 02%	58. 40%	29. 12 ***
已婚比例	70. 29%	82. 82%	36. 52 ***
党员比例	18. 38%	7. 25%	40. 98 ***
平均年龄	43. 83	39. 95	38. 63 ***
城市户口比例	89. 55%	69. 47%	175. 84 ***
受教育年限	12. 84	11. 52	71. 25 ***
父亲教育年限	8. 10	7. 64	5. 57 **
样本量	4907	524	

注: * $P < 0. 1$, ** $P < 0. 05$, *** $P < 0. 01$ 。

(二)作用机制模型检验

1. 生意机会的回归模型分析

分析目的是看跨体制社会资本是否增加了自雇者的直接和间接的生意机会,通过表 3 的两个二元逻辑回归模型来完成。直接生意机会模型显示,在性别、年龄、婚姻状况、受教育年限等控制变量所测量的条件相同时,跨体制社会资本拥有者的直接生意机会相当于没有跨体制社会资本的 2.14 倍($e^{0.76} = 2.14$)。与此同时,间接机会模型的这个倍数是 1.86($e^{0.62} = 1.86$),直接机会略强于间接机会。总的来说,两个模型结果都表明,跨体制社会资本对于自雇者的直接生意机会和间接生意机会都有显著的提升作用。模型结果支持假设 1。

表 3 自雇者生意机会获得的二元逻辑回归分析

	直接生意机会	间接生意机会
控制变量	已控制	已控制
跨体制社会资本(跨体制 = 1)	0. 76 ***	0. 62 **
常数项	-2. 33 ***	-2. 51 ***
pseudo R^2	0. 05	0. 05
对数似然值	-244. 56	-207. 49
样本量	516	517

注:(1) * $P < 0. 1$, ** $P < 0. 05$, *** $P < 0. 01$ 。(2)控制变量包括性别、年龄、婚姻、受教育年限、政治面貌、户口、父亲教育年限、区域、自雇类型。

2. 收入回报的回归模型分析

分析目的是看跨体制社会资本和生意机会增量是否产生收入回报,分三套模型完成分析任务,如表4。

先看跨体制模型。模型1的跨体制社会资本的系数为0.26,统计显著,说明跨体制社会资本提高自雇群体的收入,提高幅度为30% ($e^{0.26} - 1 = 0.30$),相当高。模型2显示,跨体制社会资本与自雇类型的互动项统计不显著,与零无异,这说明跨体制社会资本对于自雇群体收入的提升效果,在大小雇主之间都是30%。

表4

自雇者收入的多元线性回归模型

N=488

	跨体制		生意机会 (直接/间接)		跨体制 + 直接生意机会 + 间接生意机会	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
自雇类型(10万元以上=1)	0.74 ***	0.76 ***	0.74 ***	0.70 ***	0.69 ***	0.73 ***
跨体制社会资本(跨体制=1)	0.26 ***	0.26 ***			0.22 ***	0.22 ***
跨体制社会资本 * 自雇类型		-0.03				-0.05
直接生意机会(有=1)			0.26 ***		0.16 *	0.16 *
间接生意机会(有=1)				0.31 ***	0.23 **	0.23 **
常数项	1.74 ***	1.74 ***	1.66 ***	1.73 ***	1.76 ***	1.76 ***
Adj R ²	0.350	0.348	0.345	0.346	0.363	0.362

注:(1) * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。(2)控制变量包括性别、年龄、婚姻、受教育年限、政治面貌、户口、父亲教育年限、区域。

再看生意机会模型。模型3显示,直接生意机会的回归系数为正且统计显著,模型4显示间接生意机会的回归系数也是正向且统计显著的,对于收入的提升幅度分别是30% ($e^{0.26} - 1 = 0.30$) 和36% ($e^{0.31} - 1 = 0.36$),间接生意机会对于收入的提升幅度高出直接生意机会6%。虽然我们没有使用t检验测定这个6%是否统计显著,但是这个增加幅度表明,区分直接机会(社会关系的自然发生效果)和间接机会(社会关系的有意运作效果)是必要的,有意运作的效果不但是显著的,而且比之自然发生的效果较强。

最后看互动模型,由模型5和模型6组成。在控制了跨体制社会资本的影响作用的前提下,这两个模型估测直接生意机会和间接生意机会对于收入影响的“净”回归效果,显示了四项重要的实证发现。一是大雇主比小雇主收入高,前者高出后者1倍左右(模型5, $e^{0.69} - 1 = 0.99$; 模型6, $e^{0.73} - 1 = 1.08$),显示了

经营规模效应。二是跨体制社会资本的回归系数从模型 1 的 0.26 下降到模型 5 和模型 6 的 0.22,统计显著水平仍然保持不变,说明在经营规模一致的条件下,拥有跨体制社会资本的雇主收入会提升 25% ($e^{0.22} - 1 = 0.25$)。三是跨体制社会资本影响幅度的下降是模型 5 同时纳入了直接机会变量和间接机会变量的缘故,而这两个机会变量的系数都为正且统计显著,对于收入的“净”提升分别是 17% 和 26% ($e^{0.16} - 1 = 0.17, e^{0.23} - 1 = 0.26$),间接机会的提升效果比直接机会高出 9%。四是跨体制社会资本的收入提升效果在大小雇主之间没有差别(模型 6 的互动项不显著),所以上述三项实证发现可以推论到经营规模不同的所有雇主。

3. 中介变量效应的检验

我们的两个机会变量在模型中是中介变量,其中介效应检验流程(具体参见温忠霖、叶宝娟,2014)具体为:表 3 中跨体制社会资本显著增加直接生意机会和间接生意机会;接着,表 4 中直接生意机会和间接生意机会显著增加收入,跨体制社会资本显著增加收入,并且随着生意机会变量的加入,跨体制社会资本的系数由 0.26 下降到 0.22。这说明直接生意机会变量和间接生意机会变量作为中介机制,对于跨体制社会资本提升自雇者收入优势具有实质性的分析作用。

为了确认这两个中介变量的影响作用是单独且稳定的,我们构建了结构方程模型,对其效应进行进一步的检验,结果见表 5。如表 5 所示,跨体制社会资本通过直接生意机会对收入产生的效应为 0.040,通过间接生意机会对收入产生的效应为 0.041,两种生意机会变量所产生的总的间接效应为 0.081。这种间接效应占总效应的 15.7%,即在跨体制社会资本对收入产生的效应中,有 15.7% 是通过生意机会产生的。

表 5 SEM 中介效应检验结果

	系数	标准误	$p > z $
直接生意机会的间接效应	0.040	0.018	0.029
间接生意机会的间接效应	0.041	0.018	0.022
总的间接效应	0.081	0.025	0.001
间接效应占总效应比	0.157		

4. 内生性问题的模型分析

虽然上述分析初步表明,跨体制社会资本通过增加机会增量显著提高自雇者的收入,但并未考虑分析中潜在的内生性问题,即遗漏变量和互为因果问题。

对此,本文通过构建滞后模型和采用工具变量法两种策略进行解决。具体的分析结果见表6。

首先看表6中的两个滞后模型的分析结果。在滞后模型1中,跨体制社会资本的系数为0.27,正向且显著。这说明,跨体制社会资本确实可以提高自雇群体的收入。加入了生意机会的滞后模型2中,跨体制社会资本的系数由原来的0.27下降到了0.22,并且在样本量不变的情况下,显著度却下降了,而两个生意机会变量的系数却是正向显著的。这表明跨体制社会资本确实是通过增加自雇群体的生意机会来获得收入回报的。

表 6 收入回归模型

	滞后模型1	滞后模型2	工具变量法
控制变量	已控制	已控制	已控制
跨体制社会资本(跨体制=1)	0.27 **	0.22 *	1.15 ***
直接生意机会(有=1)		0.26 **	0.22 **
间接生意机会(有=1)		0.25 *	0.36 ***
常数项	2.14 ***	1.98 ***	1.91 ***
内生性检验(atanhrho)			-0.74 ***
Adj R ²	0.23	0.26	
样本量	246	246	522

注:(1) * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。(2)控制变量包括性别、年龄、婚姻、受教育年限、政治面貌、户口、父亲教育年限、区域、自雇类型。

然后来看使用工具变量法的分析结果。表6中内生性检验(atanhrho)值为-0.74,且通过了显著性检验。这表明跨体制社会资本确实是内生变量,在此情况下,工具变量模型的估计结果优于一般回归模型。在工具变量模型中,跨体制社会资本的系数为1.15,且统计显著。这说明即使考虑了内生性问题之后,跨体制社会资本依然对收入具有显著的正向效应。需要额外说明的是,之所以滞后模型的样本量是246,工具变量模型的样本量是522,是由于滞后模型使用的是2014年和2016年两期的追踪数据,工具变量模型使用的是2014年的横截面数据,追踪数据有将近一半的样本丢失。^①

^① 为了检验追踪样本是否存在自选择偏误,本文构建了是否被追踪上的二元逻辑回归模型,结果表明城市户口的被访人更容易被追到,其他变量,特别是本文关心的跨体制社会资本变量,都不存在自选择偏误。为此,表6显示的结果适用于对研究总体的统计推论。

5. 稳健性检验

虽然上文已经运用滞后模型和工具变量法尽可能克服遗漏变量、反向因果等内生性问题,但由于数据、变量等的限制,分析过程中仍然可能存在选择性偏误问题,即是否拥有跨体制社会资本可能并不满足随机抽样,而是自雇者“自我选择”的结果。为此,本文通过倾向值匹配法构建反事实框架加以纠正,以进一步验证跨体制社会资本对收入的正向作用是否具有一致、稳定的效果。不过,倾向值匹配法主要控制的是可观测变量的影响,若可观测变量选择不当或过少,则很容易引起估计偏差(胡安宁,2012)。由于我们没有足够的把握证明本文选取的可观测变量不存在任何纰漏,因此,仅用倾向值匹配法作稳健性检验。^① 表7报告的是通过倾向值匹配构建出来的匹配样本的回归分析结果,表明在消除了样本间可观测的系统性差异后,跨体制社会资本依然通过机会增量提升自雇者的收入回报。

表7 收入的多元线性回归模型(匹配样本) N = 349

	跨体制	直接生意机会	间接生意机会	跨体制 + 直接生意机会 + 间接生意机会
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
跨体制社会资本(有=1)	0.31 ***			0.25 ***
直接生意机会(有=1)		0.46 ***		0.32 ***
间接生意机会(有=1)			0.47 ***	0.32 **
常数项	1.63 ***	1.75 **	1.81 ***	1.75 ***
Adj R ²	0.14	0.15	0.14	0.18

注:(1) * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。(2)控制变量包括性别、年龄、婚姻、受教育年限、政治面貌、户口、父亲教育年限、区域、自雇类型。

六、结论与讨论

跨体制社会资本及其收入优势已经获得首创性研究(边燕杰等,2012)。但

① 比较了卡尺范围内的最近邻居匹配法、马氏距离匹配法、最佳匹配法的匹配结果,最为理想的是卡尺范围内的最近邻居匹配法。表7报告的即是采用此方法获得匹配样本后的分析结果。

是,关于跨体制社会资本的收入作用机制,首创性研究仅提出了可能的理论概括,缺乏关于具体作用路径的理论分析和实证检验,并且忽视了中国市场化改革所形成的职业群体分化,其研究立足点仅为受雇群体。本文认为,自雇群体才是中国渐进式市场化和体制改革所导致的职业群体结构变革的最重要结果,只有将改革开放最活跃的自雇群体纳入研究视野,分析跨体制资源的流动、跨体制社会资本的效用机制问题,才是检验这个理论是否成立的真正落脚点。因此,本文立足于中国市场化改革中自雇群体这个生力军,探讨其跨体制社会资本对收入的具体作用机制,深化对跨体制社会资本内在变动逻辑与收入优势因果效应的认识。

从自雇行为目标与回报逻辑来看,自雇群体缺乏受雇群体所依附的单位等级体制、科层职位或其他资源条件,维持自雇活动存在和发展的压力使其对生意机会的追求成为首要目标,在市场空间中的必然逻辑与受雇群体迥然不同。因此,从起主导作用的回报逻辑来看,本文认为自雇群体跨体制社会资本的主导回报逻辑为机会增量获得,自雇群体收入获得遵循的是机会增量机制。从自雇经营发展的历程来看,无论创业初始还是立业以后,只要自雇者占据了跨体制的优势关系地位,就可以借此获得蕴藏商机的信息,收获生意订单带来盈利的效果。但自雇者在市场竞争中要想持续赢得商机,不但需要注意接收直接关系所给予的直接机会,还必须靠自己去有意识地培养和拓宽跨体制的人情和信任纽带,动员人情网络去争取各种间接机会,即使立业以后进入稳定发展时期,也能靠这些纽带维持市场合同、开发新的生意、争取长期合同。

从增量机制的统和逻辑来看,跨体制社会资本的这种稳定作用的关键机制是机会增量,主要有三个渠道:一是信息—机会渠道,即将无意和有意获得的商业信息变为生意机会,赢得订单和合同;二是资源—机会渠道,即利用跨体制的人脉运作资金、寻找技术和经营管理人才,将关系运作得来的金融和人力资本转化为实现生意目标、完成合同任务的现实力量;三是选择—机会渠道,即在几个可能的项目之间,通过与跨体制社会网络关系获得分析、评价、预测,选择对自雇经营把握最大、风险最小的项目,稳中做大做强。因此,跨体制社会资本提升自雇群体机会增量的逻辑链条可以归纳为:在自雇经营的过程中,跨体制社会资本提供了增量信息、增量资源、增量选择空间,使它们都转化为增量生意机会,从而增加经营收入。

增量生意机会的现实途径有二。一是直接机会增量,即自雇者拥有跨体制的关系网络,从中直接获得生意机会;二是间接机会增量,即自雇者的跨体制关

系人对于拥有机会增量的目标客体施以人情影响,从而间接地生成生意机会。实证分析结果表明:跨体制社会资本对自雇者两种机会增量的获得均有显著提升作用;在自雇者收入的多元线性模型中,通过跨体制社会资本回归系数的变化和模型拟合度的变化,可以清晰地看到跨体制社会资本通过直接和间接两种机会增量增加了自雇者的收入。区分两种机会增量,在理论上明确了跨体制社会资本的两种作用方式、两种机会通道,强调了间接性对于社会资本作用空间拓展的重要意义;而其应用意义则在于启发自雇群体更加着力于开拓间接机会通道,发挥跨体制社会资本的作用来挖掘那些间接机会。

自雇者跨体制社会资本的收入优势效应存在内生性问题(陈云松、范晓光,2011)。与此同时必须看到,自从社会资本内生性问题提出以来,许多研究者所做的反事实模型结果表明,多元线性模型的绝大多数成果依然是成立的,例如陈云松等分析的中国和前东德的情况(陈云松等,2014)。应该承认,反事实模型的精髓在于全面完整地控制其他变量,保证被解释变量和解释变量的因果关系成立。而这个条件在多元线性分析中也是尽力而为的,并且很多结果都是可靠的,这也是为什么大部分线性分析结果依然稳健的主要原因。本文提供的多元线性模型结果也属于这种情况:反事实模型分析证明这些结果是成立的。

跨体制社会资本与收入的关系还存在双向因果的问题。本文的相关分析证明,这个可能性不会从根本上影响前者对后者的因果作用,理由有三。第一,多元影响效应在回归模型中得到了较为有效的控制。收入高的人虽然理论上可以凭借高收入水平去扩展跨体制社会资本,但是他们跨体制社会联系的增加是多种因素影响的结果,包括个人的地位、权力、性别、经验、个性和网络地位等等,而这些要素在多元分析模型中也能够得到很好的控制,因此双向因果的强度不大,即收入对于跨体制社会资本的影响虽然可能存在,但是影响并不显著。第二,收入机会的满足减少了收入和跨体制社会资本之间的因果影响。成熟的自雇者往往收入高,不然他们不能存活,也不会坚持做自雇经营。对于这些人来说,有相当一部分的收入机会是可以锁定的,而新的收入机会往往可以较容易地来自一个体制,不需要进一步通过扩展跨体制社会资本来实现。第三,关系累积效应在很大程度上排除了反因果问题。我们所使用的跨体制社会资本是基于拜年网而形成的,其关系网络的成分是稳定的,都是个人生命历程发展中关系累积的结果,关系测量中很少新的成分。最新实证研究成果也表明,关系具有基于事件而增强信任的累积效应(Burt & Burzynska, 2017; Burt & Opper, 2017; Burt et al., 2018),也与我们这里的结论一致。

虽有上述理论认知,在实证分析中我们高度重视潜在的内生性问题,处理了两种可能导致跨体制社会资本的内生性问题的情况,即遗漏变量和互为因果问题。通过使用 JSNET2014 和 JSNET2016 两期追踪数据构建滞后模型,并使用工具变量方法,我们检验并支持了跨体制社会资本对收入的显著正向效应。同时,我们也考虑到可能的选择性偏误问题,即是否拥有跨体制社会资本有可能是自雇者自我选择的结果,并通过倾向值匹配法构建反事实框架加以纠正,作为稳健性检验。上述三种方法的检验结果均与多元线性分析结果保持一致,本文研究假设得以最终成立:跨体制社会资本能够有效提升自雇者的直接和间接的生意机会,而直接和间接的机会增量均能够提高自雇者及其家庭的收入。

因此,本文的实证研究为理解跨体制社会资本的收入作用机制提供了基于自雇群体的认识路径,回应了跨体制社会资本收入效应所面临的市场化带来的职业群体结构分化。其社会学意义可以归结为两点:第一,明晰了自雇群体跨体制社会资本的作用机制,即通过提供增量信息、增量资源和增量选择空间并转化为增量生意机会,最终通过直接机会增量和间接机会增量两种现实途径实现了收入的优势效应。第二,检验并确立了自雇群体跨体制社会资本与收入回报之间的因果关系,深化了对跨体制社会资本内在变动逻辑的理论认识。由此,本文通过构建自雇群体跨体制社会资本收入效应的机会增量作用机制,不但为跨体制社会资本优势的收入效应建立了因果关系分析模型,而且此模型及其结果为未来相关研究提供了可资参考的比较标准。

总的来说,跨体制社会资本理论植根于中国渐进式市场化改革导致的体制二元并存,对职业群体结构分化这一社会结构重大变化给予了直接回应,体现了作为创新理论的深厚现实根基。与此同时,对跨体制社会资本的创新探索,突破了传统社会资本理论微观、中观与宏观的边界,深化了体制属性与社会关系网络的结合,由此形成新的社会资本概念。从市场化转型角度来看跨体制社会资本的意蕴,需要将其纳入到从再分配体制向市场经济体制的历时性和时代性转变过程中来认识。在世界范围内,自 20 世纪 80 年代末至今,30 多个国家经历着从社会主义再分配经济向市场经济的体制转型,无一例外都见证了个体经济和私营经济的崛起,其社会意义成为重要的社会科学研究议题。从体制转型特征看,一方以俄罗斯和东欧诸国为代表,激进式改革使得原有体制迅疾退出历史舞台,而另一方以中国和越南为代表,渐进式改革形成了规模大、影响强、长期并存的二元体制格局,是社会主义市场经济的成功范例。因此,本文研究的跨体制社会资本概念虽然是基于中国体制转型的本土经验,但其跨国的、一般性的社会学

意义却是十分明确的：凡是渐进式的体制转型社会都将产生跨体制的社会资本，因此，关于跨体制社会资本的中国知识，不仅提供了一种新的理论概念，而且可以成为跨国比较研究的指导经验。

参考文献：

- 边燕杰、王文彬、张磊、程诚,2012,《跨体制社会资本及其收入回报》,《中国社会科学》第2期。
- 边燕杰、张磊,2006,《网络脱生:创业过程的社会学分析》,《社会学研究》第6期。
- 陈光金,2011,《中国私营企业主的形成机制、地位认同和政治参与》,《黑龙江社会科学》第1期。
- 陈云松、比蒂·沃克尔、亨克·弗莱普,2014,《“关系人”没用吗？——社会资本求职效应的论战与新证》,《社会学研究》第3期。
- 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》,《社会学研究》第1期。
- 范晓光、吕鹏,2018,《中国私营企业主的“盖茨比悖论”——地位认同的变迁及其形成》,《社会学研究》第6期。
- 费孝通,1985,《乡土中国》,北京:三联书店。
- 郭小弦,2017,《社会网络资源收入效应的比较研究》,《吉林大学社会科学学报》第5期。
- 胡安宁,2012,《倾向值匹配与因果推论:方法论述评》,《社会学研究》第1期。
- 李路路,1998,《向市场过渡中的私营企业》,《社会学研究》第6期。
- 梁漱溟,1986,《中国文化要义》,香港:正中出版社。
- 梁玉成,2011,《追踪调查中的追踪成功率研究——社会转型条件下的追踪损耗规律和建议》,《社会学研究》第6期。
- 林南,2005,《社会资本——关于社会结构与行动的理论》,张磊译,上海:上海人民出版社。
- 人力资源社会保障部,2017,《关于支持和鼓励事业单位专业技术人员创新创业的指导意见》,人社部规〔2017〕4号。
- 王文彬、赵延东,2012,《自雇过程的社会网络分析》,《社会》第3期。
- 温忠霖、叶宝娟,2014,《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 吴晓刚,2006,《“下海”:中国城乡劳动力市场转型中的自雇活动与社会分层(1978—1996)》,《社会学研究》第6期。
- 邹宇春、敖丹,2011,《自雇者与受雇者的社会资本差异研究》,《社会学研究》第5期。
- Allen, D. W. 2000, “Social Networks and Self-Employment.” *Journal of Social-Economics* 29(5).
- Arrow, K. 1998, “What Has Economics to Say about Racial Discrimination.” *Journal of Economic Perspectives* 12 (2).
- Bian, Y. 1997, “Bringing Strong Ties Back In: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China.” *American Sociological Review* 62 (3).
- Bian, Y. 2018, “The Prevalence and the Increasing Significance of Guanxi.” *The China Quarterly* 235(3).
- Boyd, R. L. 2005, “The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality.” *Contemporary Sociology: A Journal of Reviews* 34(6).

- Burt, R. & K. Burzynska 2017, "Chinese Entrepreneurs, Social Networks, and Guanxi." *Management and Organization Review* 13(2).
- Burt, R. & S. Opper 2017, "Early Network Events in the Later Success of Chinese Entrepreneurs." *Management and Organization Review* 13(3).
- Burt, R. , Y. Bian & S. Opper 2018, "More or Less Guanxi: Trust Is 60% Network Context, 10% Individual Difference." *Social Networks* 54.
- Granovetter, M. S. 1973, "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology* 78(6).
- Nee, V. , L. Liu & D. Daniel 2017, "The Entrepreneur's Network and Firm Performance." *Sociological Science* 4(23).
- Nisbet, P. 2007, "Human Capital vs Social Capital: Employment Security and Self-Employment in the UK Construction Industry." *International Journal of Social Economics* 34 (8).
- Opper, S. , V. Nee & H. Holm 2017, "Risk Aversion and Guanxi Activities: A Behavioral Analysis of CEOs in China." *Academy of Management Journal*. 60 (4).
- Sanders, J. & V. Nee 1996, "Immigrant Self-Employment: The Family as Social Capital and the Value of Human Capital." *American Sociological Review* 61 (2).
- Taylor, M. P. 1996, "Earnings, Independence or Unemployment: Why Become Self Employed?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(2).
- Uzzi, B. 1996, "The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect." *American Sociological Review* 61(4).
- Watts, J. D. 2004, *Six Degrees-The Science of a Connected Age*. New York: W. W. Norton & Company Press.
- Yueh, L. 2009, "Self-Employment in Urban China: Networking in a Transition Economy." *China Economic Review* 20 (3).

作者单位:吉林大学哲学社会学院社会学系(王文彬)

陕西师范大学哲学与政府管理学院社会学系(肖阳)

西安交通大学实证社会科学研究所(边燕杰)

责任编辑:向静林