

方言能力会提高健康水平吗? ——基于中国的微观数据

霍灵光¹, 陈媛媛²

(1. 吉林农业大学 经济管理学院, 吉林 长春 130118; 2. 山东大学 经济研究院, 山东 济南 250100)

摘要: Grossman的健康需求模型表明, 语言能力会对居民的健康产生一定影响。中国的地域和文化背景差异巨大, 方言的种类及使用数量都很多, 那么方言能力^①是否会对居民的健康产生影响呢? 文章利用2012年CFPS调查数据, 在处理了自评指标的跨群体可比性、遗漏变量和反向因果等问题后, 发现方言能力存在显著的健康回报效应。其影响机制主要是: 方言能力作为人力资本的重要组成部分, 可以提高收入水平、扩大交际圈和社会网络、提高医患之间的交流效率和保险参与率等, 进而提高个体健康水平。在此基础上发现, 方言能力的健康回报效应因其重要性和听说难易程度的不同而存在区域性差异: 粤语区、江淮官话区和吴语区的健康回报率相对较高, 赣语区、闽语区和湘语区相对较小, 其他地区则不显著。文章丰富了语言能力影响健康的研究成果, 同时对语言和文化多样性的保护以及外来人口更好地融入当地社会也提供了一定的实证支持。

关键词: 中国; 方言能力; 健康; 影响机制

中图分类号: C916; F320.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2018)06-0109-16

一、引言

健康作为重要的人力资本一直备受各国学者和政府的关注。中国自改革开放以来, 医疗卫生支出不断增加, 用于医疗保健的社会财富比例不断攀升。政府部门相继推行了新型农村合作医疗保险和城镇居民医疗保险制度, 分别将农村居民和城镇非从业人员纳入基本医疗保险体系, 以期提高居民的整体健康水平。在此背景下, 中国的人均寿命由1980年的66岁提升至2014年的76岁, 而5岁以下儿童死亡率也相应地由62.4‰下降到了11‰。尽管政府在公共医疗上取得了一些成绩, 但居民的健康状况仍令人堪忧。2013年第五次国家卫生服务调查显示, 调查人口的两周患病率和慢性病患者率分别为24.1%和33.1%, 与2008年相比分别上升了5.2和9个百分点, 慢性病已成为居民死亡的主要原因。

截至目前, 国内外众多学者基于Grossman健康需求模型^②对影响居民健康状况的因素进行

收稿日期: 2018-01-01

基金项目: 国家自然科学基金青年基金项目“特定制度安排下的FDI对我国环境质量的影响”(71403146)。

作者简介: 霍灵光(1964—), 男, 吉林公主岭人, 吉林农业大学经济管理学院副教授, 经济学博士;

陈媛媛(通讯作者)(1982—), 女, 吉林长白山人, 山东大学经济研究院讲师, 经济学博士。

①根据以往文献的定义(刘泉, 2014), 本文的方言能力指的是个体掌握当地方言的熟练程度。

②Grossman(1972)认为健康是一种不同于其他人力资本的“耐用”资本品——健康资本。该模型认为, 人们对于健康的需求可以用供给和需求曲线来解释, 其原则是健康的边际收益(包括货币收益和健康带来的直接效用)=边际成本(包括利率和折旧), 均衡等式为: $\frac{G_t W_t}{\pi_{t-1}} + G_t \left[\frac{U_{ht}}{m} (1+r)^t \right] / \pi_{t-1} = r + \delta \cdot \pi_{t-1}$ 是健康的影子价格, 受工资、教育、公共服务品价格等决定, 折旧由年龄决定。而方言可以通过间接影响健康(如方言可以影响工资, 进而影响影子价格)的影子价格, 进而影响健康水平。具体的推导过程可参见Grossman(1972)。

了大量的实证研究,发现居民健康受医疗保险、医疗卫生服务、教育程度、家庭收入和语言能力等多方面因素的影响(Grossman, 1972; 赵忠, 2006; 于晓薇等, 2010)。其中语言能力作为人力资本的重要组成部分,可以通过多种途径直接和间接地影响居民的健康水平,如提高收入水平、医患之间的交流效率、保险参与率以及医疗服务利用率等。但是目前就语言能力对健康状况影响的研究主要集中在欧美和澳大利亚等移民国家,且主要分析英语能力对国际移民健康状况和保险项目参与情况的影响,尚无研究就中国的汉语或方言能力对居民健康状况的影响进行深入的分析。

虽然中国一直在大力推广普通话,但由于地域和文化背景差异,方言的种类以及使用数量都非常多,在交流中仍占有重要地位。据统计,中国现有十大方言区和上百个次方言区,各种方言在语法、词汇、音韵和发音上存在较大的差异。人们可能很难听懂家乡100公里外的地区所使用的方言,甚至同一省份的县与县之间也存在不同的方言(Gon等, 2011)。如果不会本地方言,那么在交流中就会遭遇各种不便。特别是近年来,中国的流动人口呈现井喷式增长,由于地区和户籍分割,与本地居民相比,外来人口在工作、生活以及就医上都受到严重歧视,很难融入当地社会,加之这些群体大多不熟悉本地方言(特别是跨方言区流动的人口),就会进一步与当地隔离开来,这使得他们在身体上和心理上承受着巨大压力,健康问题就会随之而来(胡晓江等, 2008)。作为城市生产的主力军,这个庞大群体的健康问题如果不能及时解决,中国以劳动力作为传统的比较优势就会逐渐丧失,对政府而言还有可能引发公共卫生危机、增加社会不安定因素。鉴于此,本文拟从方言能力的角度来分析其对居民健康状况所产生的影响,本研究有助于政府及个体从语言能力的角度缓解外来人口在努力融入当地社会中所面临的健康问题,具有较强的现实意义。

本文在学术上的创新可能体现在以下方面:第一,本文拓展了Grossman模型,将其应用到语言文化构成复杂且地区间差异性较大的中国,首次考察方言能力对居民健康状况的影响及其影响机制,丰富了劳动经济学、语言经济学和健康经济学方面的研究文献。第二,本文采用多种计量模型来解决实证分析中可能存在的自评健康指标的跨群体可比性问题、遗漏变量问题和反向因果关系问题。由于本文关注的健康指标为受访者的自评健康,我们采用Chopit模型(compound hierarchical ordered probit model)来检验自评健康的效度,解决因个体特征和地区因素所导致的切点位移偏误问题。此外已有研究表明,一些遗漏变量,如观测不到的个人、家庭以及地区等层面的异质性,会同时影响到个体的语言能力和健康产出、劳动力市场产出以及医疗保险参与意愿等而导致估计偏误,且个体的健康状况反过来也可以通过影响收入、社会交往和人力资本投资来直接或者间接地影响个体的语言能力(Halleröd和Gustafsson, 2011; Murayama等, 2012)。对此,我们将运用工具变量法来解决研究过程中的变量缺失问题和反向因果关系问题。另外,我们也首次检验了方言影响健康的主要渠道,使本文的结论更具有直观性和说服力。第三,鉴于中国方言区众多,且各方言区方言在语法、词汇、音韵和发音上,以及在与健康相关的文化和价值观上存在显著的差异,本文进一步分析不同方言区内方言能力对受访者健康的影响,以此来考察方言能力健康回报率的异质性。

二、文献综述及影响机制

(一)语言能力影响健康的文献综述

目前,对语言能力健康效应的研究主要集中在美国和澳大利亚等发达国家国际移民的英语能力上,多数研究结果表明英语的熟练程度或双语能力可以显著提高个体的自评健康和心

理健康水平(Schachter等, 2012; Pottie等, 2008)。通过梳理已有文献,我们发现语言能力可以通过以下途径直接或者间接地影响居民的健康状况。

1. 语言能力影响健康状况的一个重要途径是通过个体的劳动力市场产出和经济社会地位而产生影响的。众多学者研究发现语言能力作为重要的人力资本,可以提高个体的认知能力和交流能力,提高工作搜寻效率,扩大就业机会,提高劳动力生产率和工资水平(Stöhr, 2015; Chiswick和Miller, 2015)。Gao和Smyth(2011)对中国城市劳动力市场上农民工群体的研究发现普通话能力与工资水平之间存在显著的正向关系。以往研究证实,收入水平和职业状况及其导致的经济社会地位均是影响个体健康投入和健康状况的重要因素(Acemoglu等, 2013; 赵忠和侯振刚, 2005; 马晓荣, 2007)。

2. 已有研究发现社会网络对身体健康和心理健康均具有显著影响(Kawachi和Berkman, 2001),而语言能力是社会关系构成、范围和强度的重要影响因素。国外研究发现,来自家庭的情感支持对心理健康具有正向的影响,但是家人间如父母和子女之间,交流所用语言的不一致会削弱这种正向作用(Bird等, 2001)。语言能力还可以影响友情和社会支持的获得以及程度。语言能力可以扩大个体的交友范围和层次,提高其社会融入的程度(Pottie等, 2008)。拥有双语能力的国际移民,可以同时保持与迁出国和迁入国的朋友和家人的联系,进而可以在经济和生活方面获得更多的支持以提高他们的健康水平(Mulvaney-Day等, 2007)。

3. 学者们一直认为语言在文化、价值观以及社会身份形成方面起着重要的作用(Aspachs-Bracons等, 2011),而文化、价值观和社会身份等因素反过来又会影响到个体的健康观念、医疗服务的获得以及选择偏好,这一点在语言文化多元性的中国尤为突出。已有研究发现不同民族或地区在与健康、疾病和医疗相关的文化信仰和价值观方面的差异,会影响个体对生活方式的选择、预防性医疗服务的运用、生病后是否选择就医的决策、治疗方式的选择和对其接受程度以及对病情的语言表达方式等(Fernandez等, 2011)。此外,医生与患者之间的文化差异会削弱二者之间的信任程度和患者配合治疗的程度,进而影响医疗服务的质量和患者的健康水平(Spector, 2004)。

4. 已有研究表明,语言能力对医疗保险的参与、医疗服务获得以及医疗过程中的方方面面均具有显著影响。大量的实证研究发现,语言障碍是妨碍贫困人口和少数族裔获得必要医疗保健服务,导致群体间健康水平差异的主要因素之一。英语能力较弱的人口很难获取医疗保险信息,了解参与医保和维持参保状态所需的主要步骤(Feinberg等, 2002),获得预防性医疗服务(Snowden等, 2011),以及获得定期的全面体检(Weinick和Krauss, 2000)。相对而言,语言能力较强的个体可以通过各种渠道降低医疗服务的搜寻成本,扩大选择的范围,在既定成本约束下获取更高质量的医疗服务。在就诊过程中,语言能力还可以有效降低医疗费用。语言交流障碍致使医生更倾向于令患者做更多不必要的医疗检查或雇佣翻译以确定其病因,甚至是令其接受住院治疗且住院时间相对较长,这些均增加了患者医疗支出费用,且在检查过程中患者要承受更多的风险(John-Baptiste等, 2004)。语言能力较弱的患者对所接受的医疗服务理解能力较差,客观上他们更倾向于不配合医生的治疗,不遵从医生的建议和坚持后续治疗,从而导致健康水平下降(Mui等, 2007)。医患之间的交流障碍也是导致误诊率和医疗事故发生率升高的主要因素(Divi等, 2007)。此外,语言能力较弱的患者更倾向于对与医生之间的交流和所接受的医疗服务表示不满意,且医生在遇到这类患者时对他们之间的交流互动也倾向于不满意,从而影响医疗服务的质量(Weech-Maldonado等, 2001)。

(二) 方言能力影响健康的机制分析

通过上文的归纳分析,我们可以发现语言能力对健康产生影响的本质:语言能力作为一种人力资本,会对劳动力市场产出、社会网络、价值观、社会身份的形成、医疗保险的参与以及医患之间的交流产生影响,进而直接或者间接地影响个体的健康水平。

方言也是众多语言的一种,所以语言能力对健康的影响机制在一定程度上也反映了方言能力对健康的影响机制。在中国,虽然一直都在大力推行普通话,但由于地区差距明显,方言的种类、使用范围以及使用数量都非常多,在交流中仍占据着重要位置。比如中国可以分为十大方言区,每个方言区又有上百个次方言区,其中西南官话的使用人口就已经超过2.7亿。有些方言区的本地人口对普通话熟悉程度较差,比如南方一些地区、少数民族或者年龄较大的群体,如果不会当地方言,就很难融入当地的工作和生活。Knight和Gunatilaka(2010)、屈小博(2014)等发现在国内城市劳动力市场上,不会说当地方言、当地方言不流利或者普通话带有严重外地口音的外来人口在工资收入、就业机会获得、就业结构、医疗保险参与、医疗服务获得及其质量等方面与本地人口相比均受到了不同程度的歧视,限制了他们融入当地社会和当地文化的程度。而工作和生活上的不顺利则会进一步降低个人的健康水平。因此我们得到方言能力影响健康的假说:

假说:方言能力会提高个体的健康水平,即方言能力存在健康溢价效应。

根据前文的文献综述以及现有数据,我们提出了方言能力影响健康的以下三个可供检验的主要机制:

机制1:在工作方面,方言能力作为一种人力资本形式,会提高劳动者收入和社会地位。

方言能力也是一种人力资本形式,可以提高个体的认知能力和交流能力,提高工作搜寻效率,扩大就业机会,提高劳动力生产率和工资水平。比如,有些岗位本身需要会多种语言的劳动者,或者有些岗位招聘者本身不会普通话,只会当地方言,这时当地方言的作用就大大提升。工资上升,社会地位也会随之上升,工作满足感增加,也可以为健康做更多的投资,进而健康水平也会相应提高。Chen等(2014)发现上海话的熟练程度对外来人口的职业构成和工资水平均有显著的正向影响。

机制2:在生活方面,方言能力作为一种交流工具,会扩大交际圈或社会网络,促进家庭和睦,增加生活满意度。

如果会当地方言,可以增加沟通能力,扩大个体的交友范围和层次,提高其社会融入的程度,减少孤独感,促进个体的精神健康,增加生活和家庭满意度,还可以促进邻里之间的交往,增加相互之间的信任程度和社会支持。尤其是对于外来人口,掌握当地方言无疑会增加其社会融入、文化融入和社会认同的程度以及获取有效信息的质量,减小其受到所在城市的各种“歧视”,特别是如果会当地方言意味着这些劳动者来自于本省,他们要比其他来自外省的劳动者更容易融入当地社会。另外,说同一种方言的群体更倾向于聚集在一起,例如粤语区和吴语区等,他们会形成自己特定的社会网络,从中可以获得更多的社会支持并产生归属感,从而可以提高其健康尤其是心理健康水平(Jeong, 2011)。

机制3:在医疗保健方面,方言能力会影响医疗服务的获得和选择偏好、医保参与率以及医疗服务质量。

方言能力对个体在医疗方面的影响与健康的关系更直接。比如,他们可以通过各种渠道在既定成本约束下获取更高质量的医疗服务。另外,目前对医保制度的宣传和解读在很大程度上还是依靠当地方言,如果能够熟练地听说当地方言意味着对医疗保险制度有更深入的了解,参保

的概率也会增加。其次,有些资历比较老的医生普通话不是很好,所以在就诊过程中大多采用当地方言交流。患者如果不会当地方言,交流障碍很可能使医生倾向于令患者做更多不必要的医疗检查或雇佣翻译以确定其病因,增加了患者在检查过程中所承担的风险(John-Baptiste等,2004),且这些患者对所接受的医疗服务理解能力较差,客观上他们更倾向于不配合医生的治疗,不遵从医生的建议和坚持后续治疗,从而导致健康水平下降(Mui等,2007)。

值得一提的是,如前所述,方言能力对健康还可能存在其他方面的影响机制,如增加朋友交往的范围、层次和强度,促进与健康相关的文化信仰和价值观的形成,以及增加医患交流等,但是受数据的限制无法进行实证检验。

三、数据介绍及计量方法

(一)数据介绍

本文使用的微观数据是2012年“中国家庭动态跟踪调查”数据(Chinese Family Panel Studies, CFPS)。该调查是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的一项旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。CFPS调查的样本覆盖了中国25个省、市、自治区(不含香港、澳门、台湾、新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南)。2012年调查共收集了13 453个家庭,其中35 727个有效样本。所收集的信息主要包括受访者的健康状况、语言能力(包括当地方言、普通话和英语等)以及个体、家庭和工作特征等。

对健康状况和当地方言能力的度量均采用五分类李克特量表法,其中健康状况指标来自于问题“您认为自己的健康状况如何?1=不健康,5=非常健康”,方言能力指标来自于问题“请您为自己的本地话能力打分,1=非常不好,5=非常好”,表示个体掌握当地方言的熟练程度。表1给出了样本总体和分样本的自评健康状况以及方言能力的均值和标准差。进一步,我们根据受访者所在的省份将样本分为9个方言区^①,以考察方言能力回报率的异质性。从统计结果来看(见表1),各方言区在健康状况和方言能力上的差异性并不十分明显,闽语区和吴语区受访者的自评健康状况和方言能力较弱。

表1 样本总体、分样本健康状况和方言能力统计

	健康状况		方言能力			健康状况		方言能力	
	均值	标准差	均值	标准差		均值	标准差	均值	标准差
样本总体	2.87	1.22	4.05	1.16	分方言区:				
分方言区:					吴语区	2.71	1.07	3.92	1.32
华北官话区	2.96	1.26	4.04	1.11	湘语区	2.83	1.15	4.01	1.32
西北官话区	2.91	1.23	4.10	1.17	赣语区	2.86	1.27	4.44	0.98
西南官话区	2.82	1.22	3.93	1.27	闽语区	2.61	1.24	3.65	1.18
江淮官话区	2.82	1.16	4.02	1.10	粤语区	2.76	1.18	4.22	1.03

(二)计量模型及方法

根据前文的分析,我们首先检验方言是否会提高个体健康水平,因此设立如下计量模型:

$$Health_i = \alpha + \beta dialect_i + \theta X_i + \mu_i \quad (1)$$

^①由于CFPS调查没有提供受访者所在区县的信息,我们很难准确划分受访者所在的方言区,只能根据受访者调查时所在的省份粗略地将受访者划分为9个方言区。华北官话区:北京、天津、河北、山东、河南、辽宁、吉林、黑龙江;西北官话区:陕西、山西、甘肃、新疆、青海、宁夏、内蒙古;西南官话区:湖北、云南、贵州、四川、重庆;江淮官话区:安徽、江苏;吴语区:浙江、上海;湘语区:湖南;赣语区:江西;闽语区:福建、海南;粤语区:广东、广西。

其中,被解释变量 $Health$ 是受访者的自评健康状况;核心解释变量 $dialect$ 为本地方言的熟练程度; X 是影响健康的相关控制变量,具体包括受访者的个体特征(如性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、户籍状况、日常身体锻炼情况、社会地位和对未来的信心程度)、工作特征、城乡类型以及地区固定效应。 β 和 θ 是待估参数, μ_i 是扰动项。表2给出了各控制变量的定义和描述性统计值。

表2 各变量的定义和描述性统计

变量	定义	均值	标准差	变量	定义	均值	标准差
Gender	性别:男=1,女=0	0.50	0.50	Job3	专业技术人员=1	0.07	0.25
Age	年龄:岁	44.12	16.88	Job4	商业服务业人员=1	0.12	0.32
Marriage	婚姻状况:			Job5	生产设备操作人员=1	0.45	0.50
Mar1	单身=1	0.16	0.36	Job6	其他=1	0.00	0.04
Mar2	已婚=1	0.77	0.42	Ownership	现有住房类型:		
Mar3	离丧=1	0.07	0.26	Own1	自有=1	0.90	0.29
Edu	受教育程度:年	7.32	4.24	Own2	租赁=1	0.04	0.18
Hukou1	户口类型:农业户口=1, 非农业户口=0	0.73	0.44	Own3	其他=1	0.06	0.24
Hukou2	户口状况:本地户口=1, 外地户口=0	0.95	0.22	Familysize	家庭规模:人	4.45	1.93
Exercise	锻炼身体的频率: 几乎每天=1,从不锻炼=5	3.51	1.76	Sociallevel	自评在当地的社会地位: 非常低=1,非常高=5	2.68	1.02
Job	工作类型:			Confidence	对自己未来的信心程度: 非常没有信心=1, 非常有信心=5	3.65	1.12
Job1	无工作=1	0.35	0.48	Urban	城乡类型:城市=1,农村=2	0.43	0.49
Job2	管理人员、单位负责人=1	0.02	0.14				

考虑到本文的被解释变量健康状况是有序离散变量,我们采用Oprobit (ordered probit regression model)模型进行拟合。该模型是近年来处理多类别离散数据应用较为广泛的一种方法,它属于受限因变量模型,通过建立模型用可观测的有序反映数据来研究不可观测的潜变量变化规律。具体过程如下:

Y_i 表示在 $(1, 2, \dots, m)$ 上取值的有序响应,它的Oprobit模型可表示为:

$$Y_i = \beta X_i' + \mu_i, i = 1, 2, \dots, n; Y_i = \begin{cases} 0, & \text{if } Y_i^* \leq a_1 \\ 1, & \text{if } a_1 < Y_i^* \leq a_2 \\ \vdots \\ J, & \text{if } Y_i^* > a_J \end{cases} \quad (2)$$

$Y_i=0, 1, 2, \dots$ 的概率分别为:

$$\begin{aligned} Prob(Y_i = 0|X_i') &= Prob(\beta X_i' + \mu_i \leq a_1|X_i') = \varphi(a_1 - \beta X_i') \\ &\vdots \\ Prob(Y_i = J|X_i') &= Prob(\beta X_i' + \mu_i > a_J|X_i') = 1 - \varphi(a_J - \beta X_i') \end{aligned}$$

其中, Y 是可观测变量,而 Y_i^* 是一个无法观测到其具体值的潜在变量, X' 是解释变量观测值的向量, $i(i=1, 2, 3, \dots, n)$ 是观测值数量, J 是状态参数, a_j 是区间分界点(切点), φ 是标准正态累计分布函数。

在回归分析中可能存在三个问题:第一,不可观测变量问题,如个体的认知能力会同时影响个体的健康状况和语言能力,导致有偏估计。对此,参照以往研究在回归中控制了受访者的自评社会地位和对未来的信心程度两个变量。此外,借鉴Lang和Siniver(2009)、Di Paolo和

Tansel (2015), 控制了受访者其他语言能力(普通话和英语能力)来考察不可观测变量导致的对方言能力健康回报率的有偏估计程度。这一方法假设不同的语言能力与不可观测因素高度相关, 后者对方言能力的回归结果产生很大的影响, 即在回归中加入其他语言能力变量后, 方言能力的估计系数的大小甚至是符号会产生很大的变化。

第二, 反向因果关系问题。以往研究发现健康状况较好的个体有能力进行更多的人力资本投资, 以及通过更广泛和更深入的社会交往来提高其语言能力(Wang等, 2016; Chen等, 2014)。在分析中我们采用工具变量法来解决这一问题, 将受访者在访问中是否使用本地方言作为工具变量。类似的, Dustmann、Fabbri (2003)、Shields和Price (2002)在考察英语的经济回报率时也采用了受访者受访过程中所应用的语言作为工具变量。他们认为受访者在访问过程中是否使用英语是衡量其英语能力的一个相对比较客观的指标, 可以减少自评语言能力指标所造成的度量误差, 并且我们有理由假设受访者在访问过程中是否使用本地方言仅对其方言能力有影响, 而不可能通过其他渠道影响受访者的健康状况。

第三, 度量误差问题。考虑到本文所使用的被解释变量健康是一个主观自评指标, 每个受访者对于健康切点的定义不同(比如受访者对于非常健康、健康、一般健康、不健康等的理解和定义不同), 这样就导致该变量在多个受访者间的可比性大大降低。比如, 同一健康状况, 有人可能认为是健康, 有人可能认为是不健康。为了解决这个问题, 我们采用Chopit模型来检验自评健康的效度, 解决因个体特征和地区因素所导致的切点位移偏误问题。Chopit模型是标准有序Probit模型的拓展, 其将结果变量的各回答类别之间的切点定义为受访者个体特征的函数, 即允许切点随受访者个体特征(如性别、年龄和受教育程度等)、认知能力和地区因素的变动而变动。通过对比不同受访者自评健康的切点位置差异可以有效地识别不同个体回答行为的异质性, 从而解决自评健康指标的跨群体可比性问题。Chopit模型主要包括自评健康和健康情景两部分。自评健康部分模型如下:

$$Y_i^* = \beta X_i + \epsilon_i \quad \epsilon_i \sim N(0, 1) \quad (3)$$

其中, Y_i^* 为受访者*i*实际健康水平的潜变量, 是一个一维连续变量, 在本文中数值越大表明受访者的健康水平越高; X_i 为影响健康水平的一系列可观测变量, 包括个体特征、认知能力和地区因素等; β 为待估系数; ϵ_i 为个体随机扰动项, 假设服从标准正态分布。受访者根据其自身的实际健康状况 Y_i^* 以及个体特有的对各分类切点(或者临界值)的定义, 通过以下观察机制报告自己健康状况所属的类别数 y_i :

$$y_i = k \text{ if } \tau_i^{k-1} \leq Y_i^* < \tau_i^k \quad -\infty = \tau_i^0 < \tau_i^1 < \dots < \tau_i^k = \infty \quad (4)$$

其中, τ_i^k 为相应的各分类的切点, 设定为个体特征、认知能力和地区等因素的函数, 因此切点在个体之间具有差异性。

$$\tau_i^1 = \gamma^1 V_i; \quad \tau_i^k = \gamma^{k-1} + e^{\gamma^k V_i} \quad k = 2, \dots, k-1 \quad (5)$$

其中指数假设保证了切点随*k*的增加而增加。上述模型表明虽然实际健康水平 Y_i^* 在个体之间具有可比性, 但是由于受访者在评价自身健康状况 y_i 的过程中依据了不同的切点定义, 使得 y_i 在个体之间不具有可比性。为了解决这一问题, Chopit模型的健康情景部分通过受访者对不同健康情景的评价来锚定第一部分自评健康问题的切点。具体模型如下:

$$Z_{ij}^* = \theta_j + \mu_{ij} \quad \mu_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

其中 θ_j 为第*j*($j=1, \dots, J$)个健康情景描述的假想人物的真实健康水平; Z_{ij}^* 为真实健康水平的潜变量。根据情景等同假设, 假想人物的真实健康水平被所有受访者以相同的方式观测到, 受访者对情景人物健康水平的评价差异仅来自于随机误差。此外, 锚定法进一步假设受访者的反应

具有一致性,即受访者在评价假想人物的健康水平时,依据的是与自评健康相同的观察机制和切点定义,将假想人物真实健康水平的潜变量转化为有序分类变量(类别数与自评健康问题中的类别数一致)。

$$\begin{aligned} z_{ij} &= k \quad \text{if } \tau_i^{k-1} \leq Z_{ij}^* < \tau_i^k \\ \tau_{i1}^1 &= \gamma^1 V_i \quad \tau_{i1}^k = \gamma_{i1}^{k-1} + e^{\gamma^k V_i} \quad k = 2, \dots, k_1 - 1 \end{aligned} \quad (7)$$

其中切点的决定系数 γ 与式(6)中系数相同。最终,Chopit模型的似然函数由自评健康似然函数 $L_s(\beta, \gamma|y)$ 和健康情景似然函数 $L_z(\theta, \gamma|z)$ 两部分构成^①:

$$L(\beta, \theta, \gamma|y, z) = L_s(\beta, \gamma|y) \times L_z(\theta, \gamma|z) \quad (8)$$

此外,为了进一步控制个体的不可观测变量,Kapteyn等(2007)对Chopit模型进行了拓展,在切点决定方程(4)中增加了随机个体效应:

$$\tau_i^1 = \gamma^1 V_i + \delta_i; \quad \tau_i^k = \gamma_{i1}^{k-1} + e^{\gamma^k V_i} \quad k = 2, \dots, k_1 - 1 \quad (9)$$

假设不可观测的个体异质性 δ 符合均值为0、方差为 σ_δ^2 的正态分布,且与协变量和误差项相互独立。因此,标准的Chopit模型为这一拓展模型的特例,即 $\sigma_\delta^2=0$ 。

四、实证结果及分析

(一)方言能力影响健康的总体检验

表3报告了方言能力影响健康的基准结果。模型(1)显示,在控制了其他变量之后,受访者的方言能力对其自评健康状况具有显著的正向影响,这与以往研究发现上海方言对就业和工资收入具有显著的正向影响(Chen等,2014),以及普通话能力对收入和消费均具有显著正向影响的研究结论一致(Wang等,2016;陈媛媛,2016)。方言能力每增加一个单位可提高受访者报告其健康水平为非常健康的概率为0.6%。与其他形式的人力资本相比,方言能力的健康回报率要远高于受教育程度。回归结果显示,受访者的受教育年限每增加一年可提高其报告健康水平为非常健康的概率仅为0.08%。在模型(1)的基础上,我们进一步控制了受访者的普通话和英语能力来检验认知能力和天赋等不可观测因素可能导致的有偏估计程度。模型(2)和模型(3)分

表3 方言能力的健康回报率(Oprobit模型)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Dialect	0.040 9*** (7.45)	0.040 7*** (7.05)	0.040 2*** (6.96)	0.040 1*** (6.93)
Mandarin		0.015 2*** (3.65)		0.014 7*** (3.52)
English			0.019 7** (2.54)	0.017 9** (2.29)
Edu	0.005 3*** (2.91)	0.004 5** (2.45)	0.004 8*** (2.66)	0.004 1** (2.24)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
N	32 030	31 916	32 030	31 916
pseudo R ²	0.077 7	0.078 0	0.077 8	0.078 1

注: *、** 和*** 分别表示在10%、5%和1%水平上显著,括号里为系数的t统计值。下同。

①Chopit模型的详细介绍参见King G, C J Murray, J A Salomon, A Tandon. Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research[J]. American Political Science Review, 2004, 98(12), 191-207.

别控制了普通话和方言能力,模型(4)同时控制了这两种语言能力。结果表明,在加入其他语言能力变量后,方言能力的估计系数的大小和显著性均没有显著的变化,且在三个模型中普通话和英语能力的估计结果也十分稳健。这说明不可观测因素对方言能力健康回报率的估计结果影响程度很小,与以往的研究结论一致(Dustmann和Fabbri, 2003;Shields和Price, 2002)。此外,回归结果还表明方言能力的健康回报率要远高于普通话能力。根据模型(4)的结果,普通话能力每增加一个单位可提高受访者报告其健康水平为非常健康的概率仅为0.2%。

接下来,我们采用工具变量法来解决语言能力和健康回报率研究中普遍存在的内生性问题。我们选取受访者在访问过程中所使用的语言是否为当地方言(是=1,否=0)作为工具变量。由于没有估计有序变量工具变量法的相关程序,我们将自评健康指标视为连续变量,采用两阶段最小二乘模型(2SLS)来考察方言能力对健康状况的影响。以往研究证实无论将自评健康指标视为有序变量还是连续变量,回归系数的显著性和符号均不受影响(Cheng等, 2015)。

为了便于比较,我们还给出了方言能力健康回报率的OLS回归结果。表4中OLS回归结果与Oprobit模型的回归结果相一致。工具变量通过了弱识别检验,说明工具变量是有效的。受访者在访问过程中是否使用当地方言对其方言能力具有显著的正向影响,这与我们的预期一致。方言能力对受访者的健康状况仍具有显著的影响,方言能力提高一个单位可以提高受访者的健康状况0.14分,影响程度是OLS回归结果的3.5倍。这一结果与以往针对中国语言能力经济回报率的工具变量回归结果要远大于OLS结果相一致(陈媛媛, 2016, Wang等, 2016; Gao和Smyth, 2011)。陈媛媛(2016)利用与家人交谈和受访时所使用的语言的种类,以及出生地与现居住地的距离作为工具变量考察了普通话能力的经济回报率,研究发现IV回归结果中普通话能力的回归系数是OLS回归结果的4倍。而Gao和Smyth(2011)对外来劳动力普通话能力的经济回报率研究发现,IV回归结果竟然是OLS回归结果的9倍。此外,国外众多关于语言能力回报率的实证研究也证实了利用IV模型后语言能力的估计系数大幅度增加,基本上是OLS回归结果的2.5-9倍。

我们采用Chopit模型来解决因个体特征和地区因素所导致的切点位移偏误问题。CFPS调查在受访者对自身的健康状况进行主观评价之后,在问卷中设计了两个健康情景问题,要求受访者设想情景中所描述的人物与自己具有相同的年龄和背景,并以相同的评价标准对假想人物的健康状况做出评价,其中问题1中人物的健康状况被设计为要好于问题2中人物。

情景1问题:孙军/李梅在走路、跑步、活动四肢上毫无问题。他/她每周慢跑2次,每次跑5公里。他/她记不得最近一次感到身体疼痛是什么时候,因为最近一年里他/她都从未感到过疼痛。即使在体力劳动或者锻炼后,他/她也不曾感到任何身体疼痛。您认为,孙军/李梅的健康状况如何?

情景2问题:赵刚/王丽走200米的路毫无困难。但走完一公里或爬完几层楼后,会觉得累。他/她的日常活动没有问题,比如从市场上买完菜拎回家。他/她每月都有一次头痛,吃药之后会有所缓解。头痛时他/她能继续做日常工作。您认为,赵刚/王丽的健康状况如何?

两个问题的选项与自评健康问题相同,均采用5分类李克特量表:1=不健康,5=非常健康。

表4 方言能力的健康回报率(OLS和IV模型)

	OLS	IV
Dialect	0.0408*** (7.41)	0.1447*** (2.64)
第一阶段		
Interview language(dialect=1)		0.3217*** (14.79)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		218.7935
N	32030	32024
Adj. R ²	0.2140	0.2136

根据调查统计,问题1和问题2中人物健康状况的得分分别为3.69和1.74,受访者自评健康得分则居于二者之间(2.87)。表5报告了Oprobit和Chopit模型的回归结果。Chopit模型结果表明,在处理切点位移偏误问题之后方言能力仍对受访者健康状况具有显著的正向影响,但是影响程度略小于Oprobit回归结果,方言能力每提高一个单位可使受访者报告其健康水平为非常健康的概率提高0.45%。这一结果表明在Oprobit模型中方言能力的健康回报率被高估了。Oprobit和Chopit模型回归结果中控制变量的回归结果也存在一定程度的差异,但显著性和影响方向基本保持一致。此外,两种情景对受访者健康状况的影响均十分显著且单调递减,支持了我们在第四部分介绍Chopit模型时所做出的情景等同假设。

表5 方言能力的健康回报率(Chopit模型)

	Oprobit		Chopit			
	系数	系数	切点1	切点2	切点3	切点4
Dialect	0.040 9*** (7.45)	0.030 0*** (4.47)	-0.019 5*** (-3.88)	0.026 4*** (4.30)	-0.014 6*** (-3.29)	0.015 7*** (2.71)
控制变量及省固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Vignette 1		0.312 2*** (3.49)				
Vignette 2		-1.670 8*** (-18.56)				
Ln(σ)		0.013 9** (2.06)				

注:其他控制变量结果略,四个切点的回归结果均显著,但限于篇幅并未报告,备索。

表5中各切点的回归结果解释了Oprobit和Chopit模型回归结果存在差异的主要原因,同时也为了解受访者对问卷中有关健康状况问题的理解提供了依据。结果显示方言能力对切点1和切点3具有显著的负向影响,而对切点2和切点4的影响则显著为正。具体来说,切点1是“不健康”和“一般健康”的临界值,负的影响系数表明对于同一较低的实际健康状况,受访者的方言能力越高倾向于报告为“一般健康”,即方言能力较高的受访者其“不健康”和“一般健康”之间的临界值相对较低。相比之下,切点4是“很健康”和“非常健康”的临界值,系数为正则表明方言能力较高的受访者拥有相对较高的“很健康”和“非常健康”的临界值,针对同一较高的实际健康状况,他们更倾向于报告为“很健康”。

此外,本文中方言能力也是自评指标,但CFPS问卷中没有针对语言能力设计相应的情景问题,且目前尚未有类似的Chopit模型来处理解释变量的切点位移问题。因此,为了解决度量误差问题和检验上述计量结果的稳健性,我们借鉴以往文献,将五分类方言能力变量转变为二分类变量,即将“很好”和“非常好”两项归结为1,其余选项为0,重新考察方言能力对自评健康状况的影响。Oprobit模型的回归结果显示方言能力对受访者健康状况的影响仍十分显著^①,方言水平较高群体报告其健康状况为非常健康的概率比方言水平较差群体高1.49%,这与上面的回归结果相一致,表明研究结论稳健。

(二) 方言能力影响健康的机制检验

上一部分,我们虽然得到方言能力会显著提高健康水平,但该结论似乎在直觉上很难理解。究其原因是因为方言能力对健康产生的影响更具有隐蔽性或者间接性,也就是说方言能力

①方言能力二分类变量的回归系数为0.1017(5.94),括号内为t统计值,控制变量与表5相同。

主要是通过影响其他变量进而提高健康水平,而我们直接验证了方言能力与健康的关系,却忽略了其中的影响渠道。所以接下来,我们在CFPS现有数据的基础上,检验前文提到的方言能力影响健康水平的主要渠道。

首先,针对机制1,我们检验了方言能力对受访者工资收入、能否获得就业机会、职业类型和社会地位的影响。表6的回归结果表明,方言能力可显著提高受访者的工资水平,这与Chen等(2014)以及陈媛媛(2016)的研究结论一致。进一步,工资收入的提高也会导致其社会地位的提,所以表中相应的回归结果也很显著。此外,我们还发现方言水平也会提高劳动者获得工作的概率,显然多具有一种语言能力(即当地方言)会受到雇佣者更多的青睐。最后,方言能力增加会提高受访者从事技术岗位和服务岗位的概率,其原因可能是因为技术和服务岗位尤其是后者,直接面对各种类型的消费者,如果多掌握一种语言,能够更好地为消费者服务,从而提高工作效率和质量。而技术和服务岗位的工资收入相对生产等其他岗位来说也较高,这也进一步从侧面验证了上述结论。

表6 方言能力对收入、社会地位和工作的影响

	小时收入	社会地位	工作(yes=1)	工作类型(base: 生产岗位)			
				管理岗位	技术岗位	服务岗位	其他
Dialect	0.020 7*** (2.95)	0.074 8*** (13.91)	0.007 2** (2.53)	0.045 0 (1.06)	0.082 4*** (3.11)	0.083 6*** (4.44)	0.054 7 (0.39)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20 726	32 024	32 022	207 26			
adj./pseudo R ²	0.189 0	0.093 8	0.252 8	0.218 9			

注:被解释变量收入为小时收入的自然对数,社会地位为1-5程度依次递增的自然数。工作类型的回归采用多项logit即mlogit模型进行回归。控制变量的选择与上文基本相同,限于篇幅回归结果略去,如有需要可向作者索取。

其次,针对机制2,我们考察了方言能力对受访者心理健康、对邻居的信任程度以及生活和家庭满意度的影响。表7给出了相应的回归结果。从结果可以看出,方言能力对受访者的心理健康水平具有显著影响。这一结果暗示,熟练地掌握和使用当地方言的确可以扩大个体的社会网络,增强社会交往强度,促进社会融合,进而提高心理健康水平。方言能力还可显著提高对邻居的信任程度,这与Henderson和Louhiala-Salminen(2011)的与语言相关的因素可以有效抑制或者促进信任关系的建立的研究结论相一致。此外,我们还发现方言能力可以显著提高个体对自身生活和家庭生活的满意度,从而促进家庭和睦。

表7 方言能力对心理健康和满意度的影响(OLS模型)

	心理健康	对邻居信任程度	生活满意度	家庭满意度
Dialect	0.404 8*** (10.17)	0.074 2*** (5.86)	0.046 9*** (9.19)	0.043 3*** (8.35)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
N	31 240	31 108	31 286	31 170
adj. R ²	0.203 6	0.045 9	0.273 8	0.274 3

注:其中心理健康指标为受访者过去一周内20种感受或行为发生频率的简单加总,如情绪低落的频率和感到孤独的频率(Likert量表法:大多数时候有(5-7天)=1,几乎没有(不到一天)=4)。邻居信任程度和满意度均为自评指标,邻居信任程度:非常不信任=0,非常信任=10;满意度:很不满意=1,非常满意=5。

最后,针对机制3,我们考察了方言能力对是否会选择中医、是否参加医保、对医生的信任程度、是否选择住院以及住院花费及对医疗机构的选择等方面的影响。表8的回归结果表明方

言能力可以显著提高受访者选择中医进行治疗的概率。与西医相比,中医的理念和治疗方式与当地对健康、疾病和与医疗相关的文化信仰和价值观的联系更加紧密(比如中医更强调从病根上治疗,西医则强调从病灶上治疗),这一结果从侧面反映了语言作为文化和价值观的重要载体,对医疗方式的选择和接受程度具有显著的影响。本地方言的熟练程度对医疗保险的参与率具有显著的影响,这与以往多数研究结论一致。目前对医保制度的宣传和解读在很大程度上还是依靠当地语言,能够熟练地听说当地方言意味着对医疗保险制度有更深入的了解,参保的概率也随之增加。程令国和张晔(2012)利用中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据的研究发现,新农合提高了参合者寻求正规医疗的概率,并增加了患者得到医院及时救治的可能性,从而提高了参保者的健康水平。

表 8 方言能力对就医选择和效果的影响

	选择中医 (Yes=1)	医保参保 (Yes=1)	对医生信任 程度	两部分模型		医院选择(base: 社区卫生室)		
				是否住院 (yes=1)	住院花费	综合医院	专科医院	私人诊所
Dialect	0.046 3*** (4.17)	0.066 6*** (4.12)	0.094 3*** (7.49)	0.026 4*** (2.74)	0.004 0 (0.19)	0.037 0** (2.42)	0.015 1 (0.51)	0.053 1*** (3.43)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	31 939	32 022	31 088	31 284	2 781	311 75		
adj. R ²	0.034 8	0.108 3	0.046 5	0.091 0	0.126 6	0.126 9		

注:对邻居的信任程度度量方式为:非常不信任=1,非常信任=5。由于样本中有很大比例的观测对象的住院医疗支出为零,非零医疗支出将导致对方言能力健康绩效的估计有偏。同时,非零医疗支出经对数变换后仍可能存在严重偏正态,此时使用极大似然法估计Tobit模型也会产生偏误,对此我们采用了两部分模型(Two Part Model)来估计对方言对住院的影响。医院选择的估计也采用mlogit进行。

当地方言能力可以显著提高对医生的信任程度,这是由于医疗机构中尤其是社区卫生室和私人诊所中大部分医护人员是当地人,当地方言能力可以减少医患之间的交流障碍,增加信任程度,从而有利于患者配合治疗,提高健康水平。另外,方言能力可以显著提高对医疗服务的利用率(即住院),但是对医疗支出的影响并不显著。我们进一步分析了方言能力对医疗机构选择的影响。结果显示,相对于社区卫生室,方言能力显著提高了受访者去综合医院和私人诊所就诊的概率。对选择去私人诊所具有较大影响程度的原因可能是私人诊所的医护人员绝大多数为本地人,医患之间的文化和价值观差异以及交流障碍较小,信任程度较大,这也进一步验证了上述方言能力对健康水平的影响机制。另外,受访者还愿意选择去正规的综合医院,特别是当诊所和社区卫生室无法治疗某些疾病时。这也与程令国和张晔(2012)的发现一致。

综上,我们验证了方言能力影响健康水平的三个渠道基本上都存在。进而,我们得到了方言能力影响健康的直觉:方言作为重要的沟通交流工具,它会分别在工作、生活以及医疗中作为润滑剂促进人与人之间更好的交流,便于各种信息更有效的传递,最终提高人的效用和满意度,进而间接提高健康水平。

(三)方言能力影响健康的分样本检验

如前所述,中国有十大方言区和上百个次方言区,各种方言在语法、词汇、音韵和发音上存在较大的差异,并且各方言区在与健康相关的文化和价值观也存在显著的差异。因此,这部分我们将考察不同方言区内本地方言能力对健康状况的影响。表9显示,大部分方言区内(除华北官话区、西北官话区和西南官话区外)方言能力对健康状况的影响显著,但方言的健康回报率存在显著的差异。总的来看,粤语区、江淮官话区和吴语区等东南沿海地区方言能力的健康回报率相对较高;而赣语、闽语和湘语区内方言能力对受访者健康状况的影响程度相对较小。

表9 分方言区方言能力的健康回报率(Oprobit模型)

	华北官话	西北官话	西南官话	江淮官话	吴语
Dialect	0.095 5 (1.58)	-0.062 7 (-1.07)	0.003 9 (0.26)	0.074 1*** (2.75)	0.071 6*** (3.85)
N	12 069	5 904	4 308	1 364	2 917
Pseudo R ²	0.084 0	0.087 9	0.065 4	0.087 0	0.082 0
	湘语	赣语	闽语	粤语	
Dialect	0.056 8* (1.83)	0.060 5*** (6.13)	0.043 5*** (3.42)	0.075 9*** (3.79)	
N	924	677	374	3 487	
Pseudo R ²	0.095 6	0.106 3	0.100 0	0.106 2	

方言能力的健康回报效应之所以会产生差异性,其根本原因在于对不同的方言区,方言能力影响健康的三个渠道均存在差异。在中国每种方言的听说难易程度相去甚远。如果在容易理解的方言区里,不会该方言沟通起来障碍还不大,即方言的作用不是很明显;但在比较难理解的方言区里,如果不会该地区方言,无论是在工作还是生活中沟通起来的障碍都很大,所以方言的作用也就很突出。例如,针对收入,陈媛媛(2016)发现,中国的南部沿海地区语言能力的经济回报率明显高于其他地区。她给出的解释是粤语、江淮官话和吴语等地的语言一般很难听懂,如果不会该地区方言,地域融合感就会很差,无论工作、学习还是生活都有一定难度。

本文中,华北官话、西北官话和西南官话相对容易听懂,因此这些地区方言能力的重要性就差一些,对收入的影响也不明显。^①所以可以进一步猜测,针对生活和就医方面,方言能力的影响差别也是类似的。因此我们也就得到方言的健康回报率存在异质性的根本原因:在比较难理解的方言区(如吴语、粤语区等),如果会该地方言,就会给工作、生活和就医带来相当大的便利,进而促进身心健康;在容易理解的方言区(如华北官话、西北官话等),即使不会当地方言,也不会带来很大的交流障碍,所以方言能力对健康的影响也就不明显。

五、主要结论及政策意义

本文利用2012年CFPS调查数据,经实证分析后发现方言能力对自评健康状况具有显著的正向影响。通过控制受访者的普通话和英语能力,我们发现不可观测因素对方言能力健康回报率的估计结果影响程度很小,且方言能力的健康回报率要远高于普通话能力。IV模型中方言能力对健康状况的影响仍十分显著。针对自评指标的跨群体可比性问题,我们根据问卷中两个健康情景问题采用Chopit模型加以控制,结果显示方言能力对受访者健康状况的影响程度略小于Oprobit回归结果,表明受切点位移问题的影响,方言能力的健康回报率被高估了。此外,在考虑了方言能力的度量误差问题后,研究结论仍稳健。

另外,我们检验了方言能力影响健康的三个渠道:方言在工作、生活以及医疗方面都会间接地提高劳动者的健康程度。对不同方言区内的分析结果表明,大部分方言区内方言能力的健

^①我们按照表9的方言区分子样本考察了方言能力对收入影响的差异性,其结果也表明在较难理解的方言区内,方言能力对收入的影响更明显(如吴语区等),Chen等(2014)也表明二者之间存在正相关;而在比较容易理解的方言区内,方言能力对收入的影响程度要弱一些甚至不显著。但限于篇幅,具体回归结果未列出,如有需要可向作者索取。另外,中国有10大方言区,但回归只有9个方言区,是因为另外一个方言区——平话区主要集中在广西,而问卷中没有受访者所在地的县级信息,所以平话区不能精确定位,且样本量很少,回归分析并无太大意义。

康回报率显著,但存在一定程度的差异。粤语区、江淮官话区和吴语区等东南沿海地区方言能力的健康回报率相对较高,赣语、闽语和湘语区相对较小,其他官话则不显著。

本研究结果具有较强的政策含义。新中国成立以来,政府一直实行普通话推广政策,从而引起了普通话推广和语言文化多样性保护之间长期的争论。本文以及现有文献的研究结果显示,方言能力对健康、就业和工资收入均存在显著的正向影响。但是,本文的结果并没有表明方言和普通话能力在对健康状况的影响方面存在替代关系。因此,政府部门应继续加强对各地方言和文化的保护,在推广普通话的同时不应以语言和文化多样性的消失为代价。另外,本文的研究结论对外来人口也具有一定的现实意义。一方面,外来人口规模庞大,是构成城市生产力的主力军,但由于工作性质和社会地位的原因,他们的健康状况却令人担忧(胡晓江等,2008);另一方面,这些外来人口(特别是跨方言区流动)大多不会当地方言,在工作和生活进一步与当地隔离开来,这给他们的心理和生理健康都带来消极的影响。所以,鉴于此,如果鼓励劳动力能在方言区内流动,个体归属感就会增强,就可能避免语言障碍带来的一系列负面问题。当然,如果劳动者个体为了寻求更高的工资待遇而选择跨方言区流动,那么应该帮助他们增加沟通技巧,及时排解因语言不通带来的负面情绪和压力,有能力的地方政府甚至可以开设相应的培训班。

主要参考文献:

- [1] 陈媛媛. 普通话能力对中国劳动者收入的影响[J]. *经济评论*, 2016, (6).
- [2] 程令国, 张晔. “新农合”: 经济绩效还是健康绩效? [J]. *经济研究*, 2012, (1).
- [3] 胡晓江, Cook, Salazar. 中国流动人口的健康问题[J]. *新的挑战*, 2008, (10).
- [4] 马晓荣. 我国农村居民健康需求的实证研究[D]. 南京: 南京农业大学, 2007.
- [5] 屈小博. 城镇本地与迁移劳动力工资差异变化: “天花板”还是“黏地板”? [J]. *财经研究*, 2014, (6).
- [6] 于晓薇, 胡宏伟, 吴振华, 等. 我国城市居民健康状况及影响因素研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, (2).
- [7] 赵忠, 侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与Grossman模型——来自截面数据的证据[J]. *经济研究*, 2005, (10).
- [8] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素[J]. *管理世界*, 2006, (3).
- [9] Acemoglu D, Finkelstein A, Notowidigdo M J. Income and health spending: Evidence from oil price shocks[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(12): 1079–1095.
- [10] Aspachs-Bracons O, Clots-Figueras I, Costa-Font J, et al. Compulsory language educational policies and identity formation[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2011, 6(2–3): 434–444.
- [11] Bird H, Howard D, Franklin S. Noun-verb differences? A question of semantics: A response to Shapiro and Caramazza[J]. *Brain and Language*, 2001, 76(2): 213–222.
- [12] Chen Z, Lu M, Xu L. Returns to dialect: Identity exposure through language in the Chinese labor market[J]. *China Economic Review*, 2014, 30: 27–43.
- [13] Chiswick B R, Miller P W. International migration and the economics of language[J]. *Handbook of the Economics of International Migration*, 2015, 1: 211–269.
- [14] Di Paolo A, Tansel A. Returns to foreign language skills in a developing country: The case of Turkey[J]. *The Journal of Development Studies*, 2015, 51(6): 407–421.
- [15] Divi C, Koss R G, Schmaltz S P, et al. Language proficiency and adverse events in US hospitals: A pilot study[J]. *International Journal for Quality in Health Care*, 2007, 19(1): 60–67.

- [16] Dustmann C, Fabbri F. Language proficiency and labour market performance of immigrants in the UK[J]. *The Economic Journal*, 2003, 113(489): 695–717.
- [17] Gao W S, Smyth R. Economic returns to speaking“standard Mandarin”among migrants in China’s urban labour market[J]. *Economics of Education Review*, 2011, 30(2): 342–352.
- [18] Gon Y Y, Chow I H S, Ahlstrom D. Cultural diversity in China: Dialect, job embeddedness, and turnover[J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2011, 28(2): 221–238.
- [19] Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(12): 223–255.
- [20] Halleröd B, Gustafsson J E. A longitudinal analysis of the relationship between changes in socio-economic status and changes in health[J]. *Social Science & Medicine*, 2011, 72(1): 116–123.
- [21] Jeong H S. Korea’s national health insurance-lessons from the past three decades[J]. *Health Affairs*, 2011, 30(8): 136–144.
- [22] Kapteyn A, Smith J P, Van Soest A. Vignettes and self-reports of work disability in the United States and the Netherlands[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(1): 461–473.
- [23] Kawachi I, Berkman L F. Social ties and mental health[J]. *Journal of Urban Health*, 2001, 78(3): 458–467.
- [24] Knight J, Gunatilaka R. Great expectations? The subjective well-being of rural–urban migrants in China[J]. *World Development*, 2010, 38(1): 113–124.
- [25] Lang K, Siniver E. The return to English in a non-English speaking country: Russian immigrants and native Israelis in Israel[J]. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2009, 9(1): 50–50.
- [26] Mui A C, Kang S Y, Kang D, et al. English language proficiency and health-related quality of life among Chinese and Korean immigrant elders[J]. *Health & Social Work*, 2007, 32(16): 119–127.
- [27] Mulvaney-Day N E, Alegría M, Sribney W. Social cohesion, social support, and health among Latinos in the United States[J]. *Social Science & Medicine*, 2007, 64(2): 477–495.
- [28] Murayama H, Fujiwara Y, Kawachi I. Social capital and health: A review of prospective multilevel studies[J]. *Journal of Epidemiology*, 2012, 22(3): 179–187.
- [29] Pottie K, Ng E, Spitzer D, et al. Language proficiency, gender and self-reported health: An analysis of the first two waves of the longitudinal survey of immigrants to Canada[J]. *Canadian Journal of Public Health*, 2008, 99(6): 505–510.
- [30] Schachter A, Kimbro R T, Gorman B K. Language proficiency and health status: Are bilingual immigrants healthier?[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 2012, 53(5): 124–145.
- [31] Shields M A, Price S W. The English language fluency and occupational success of ethnic minority immigrant men living in English metropolitan areas[J]. *Journal of Population Economics*, 2002, 15(1): 137–160.
- [32] Snowden L R, Masland M C, Peng C J, et al. Limited English proficient Asian Americans: Threshold language policy and access to mental health treatment[J]. *Social Science & Medicine*, 2011, 72(11): 230–237.
- [33] Spector R E. *Cultural diversity in health, illness*[R]. Upper Saddle River, N J: Pearson Prentice Hall, 2004.
- [34] Stöhr T. The returns to occupational foreign language use: Evidence from Germany[J]. *Labour Economics*, 2015, 32: 86–98.
- [35] Wang H N, Cheng Z M, Smyth R. Language and consumption[J]. *China Economic Review*, 2016, 40: 135–151.

A Research on the Impact of Dialects on Health and Its Influence Mechanism: Basing on Chinese Micro Data

Huo Lingguang¹, Chen Yuanyuan²

(1. School of Economics and Management, Jilin Agricultural University, Jilin Changchun 130118, China;

2. Institute of Economics, Shandong University, Shandong Ji'nan 250100, China)

Summary: Grossman's health demand model shows that residents' health is affected by many factors, such as medical and health services and language ability. Since the territorial and cultural differences are very huge in China, the amount of dialect is also very large. This article uses the 2012 CFPS survey data to examine the impact of local dialect ability on health and the heterogeneity in health returns. The results show that dialect ability has a significant positive effect on self-rated health status, and a unit increase in dialect ability increases the probability of respondents reporting their health as very healthy by 0.450.6%. In the analysis, we have addressed the cross-group comparability problem, omission variable problem and reverse causality. We find that the health returns to dialect are much higher than that to mandarin, and unobservable factors bias the estimation a little. Due to the reporting heterogeneity, the health returns to dialect are slightly overvalued. The reason is that individuals use different thresholds when mapping their true underlying level of health to the response scale available in the survey question. In addition, we also examine the main mechanism by which dialect affects individual health condition; the dialect capability can help to increase personal utility and satisfaction on work, life, and even health care, thereby improving their health. Specifically, dialect can improve the efficiency of job search, expand employment opportunities, and raise labor productivity and wage levels finally. In terms of life, dialect will expand social circles and social networks, promote family harmony, and increase life satisfaction. In terms of health care, dialect can influence the preference of access and choice of medical services, the participation rate of medical insurance, and the quality of medical services. For example, people who can speak dialect can acquire higher quality medical services through various channels under established cost constraints. The sub-sample results show that the health returns to dialect are very different. The health returns in Cantonese, Jianghuai and Wu dialect areas are higher, while that in Gan, Min and Xiang dialect zones are relatively small, and North Mandarin, Western Mandarin have no impact. The main reason is that the dialect is a relative important communication tool in Cantonese, Jianghuai and Wu area since the people in these areas are not familiar with Mandarin, so the effect of dialect on health condition is remarkable. The paper contributes to the literature on the effect of language on health, and these results above also have some strong policy implications for the debate on the protection of linguistic and cultural diversity, and the immigrants who are not familiar with local dialect but want to be integrated into local society.

Key words: China; dialect proficiency; health; influence mechanism

(责任编辑: 王西民)