

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

——基于社会融入的视角

刘金凤¹ 魏后凯²

摘要：农民工永久迁移决策更多地受到社会文化因素的影响，方言作为地域文化载体发挥着重要作用，本文研究方言距离对农民工永久迁移意愿的影响。本文以落户意愿作为农民工制度性永久迁移意愿的指标，以定居意愿作为农民工事实性永久迁移意愿的指标，研究发现，方言距离无论对农民工制度性永久迁移意愿还是对农民工事实性永久迁移意愿都产生了显著的负向影响；在进行一系列稳健性检验后，这一结论依然成立。进一步的机制检验发现，方言距离通过阻碍农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入，降低其永久迁移意愿。异质性检验表明，随着学历增加，方言距离对农民工永久迁移意愿的负向作用逐渐减弱；方言距离对农民工永久迁移意愿的影响不存在显著的代际差异；方言距离主要影响跨省流动农民工的永久迁移意愿。本文的政策启示是，推动就近就地城镇化可以避免方言距离在农民工永久迁移过程中带来的社会融入问题。

关键词：方言距离 社会融入 农民工 永久迁移意愿

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着中国工业化、城镇化的快速发展，农民工已经成为中国产业工人的主要构成。国家统计局《2020年农民工监测调查报告》显示，2020年中国农民工总量达到28560万人，占全国总就业人数的38%。但这些农民工并未实现向城市的永久迁移，由此形成了城乡之间数量巨大的“候鸟式群体”，引致数以千万计的留守儿童、留守老人和留守妇女，牺牲了农民工家庭三代人的幸福（辜胜阻等，2014）。解决农民工的城市户籍，让农民工家庭永久地迁入城市，被看作是解决大规模城乡循环流动带来的社会问题的根本选择（国务院研究室课题组，2006）。但从农民工的永久迁移意愿^①看，首先，农民工的制度性永久迁移意愿不容乐观，农民工愿意进城落户的比例通常只有30%~50%（魏后凯，2016）。

^①永久迁移意愿一般是指农民工在迁入地区定居的意愿，但在中国的户籍制度下，农民工只有实现了户籍迁移，才具有永久迁移的制度合法性。因此，本文根据一般文献的做法，将落户意愿视为制度性永久迁移意愿，将定居意愿视为事实性永久迁移意愿。

2017年中国流动人口动态监测调查数据同样显示，在符合落户条件下，农民工愿意在流入城市落户的比例仅为35%。其次，该数据进一步显示，农民工的事实性永久迁移意愿也较低，农民工愿意在流入城市定居的比例仅为23%。因此，不得不问：农民工向流入城市永久迁移的意愿为何如此之低？

经济因素在农村劳动力外出务工决策中起决定性作用，但对于已经进城的农民工来说，永久迁移决策更多地受到社会文化因素的影响（吴兴陆和亓名杰，2005）。从农民工个体看，向流入城市永久迁移必然要在经济、社会、文化、心理层面完全适应流入城市，尤其在生活方式、价值观念和身份认同上的转变是其真正融入的根本标志（朱力，2002）。农民工在经济层面融入流入城市，拥有稳定工作和收入，是其向流入城市永久迁移的前提。农民工完成生存适应后，需要适应流入城市的生活方式和社交，经历社会层面的融入。农民工还需适应流入城市的文化，在文化层面融入。农民工最终在心理层面适应流入城市，有较强认同感和归属感，才算完全融入。农民工能否在经济、社会、文化、心理层面适应流入城市，这既是农民工永久迁移决策需要考虑的深层次问题，也是关系中国城镇化进程的现实问题。

作为地域文化载体，方言影响农民工在流入城市的经济、社会、文化、心理层面的融入。随着普通话的推广，方言的沟通功能减弱，但在人口流动的大背景下，方言的身份认同作用凸显（黄玖立和刘畅，2017）。语言是身份认同和相互信任的基石（Pendakur and Pendakur, 2002; Buzasi, 2015），如果农民工熟练掌握流入城市的方言，则会加快他们在劳动力市场上的融入（马双和赵文博，2018; Chen et al., 2014），并使他们更易于与当地人交往，也更快适应流入城市的风俗习惯，从而降低他们与当地人的隔阂，增强他们的城市身份认同（褚荣伟等，2014）。不同方言则会阻碍农民工在流入城市的社会融入，使他们难以融入流入城市的劳动力市场，难以适应流入城市的生活方式和社交，难以接受流入城市的文化价值理念，难以获得流入城市当地人认同和自我身份认同。

鉴于此，本文采用方言距离度量不同地区之间方言的差异程度，研究农民工流入地区与流出地区的方言距离对其永久迁移意愿的影响，并从社会融入视角探讨具体的作用机制。本文的边际贡献如下：第一，已有研究主要关注对方言对劳动力流动、就业、创业的影响（例如刘毓芸等，2015; Liu et al., 2020; Chen et al., 2014; 马双和赵文博，2018; 魏下海等，2016），但随着数以亿计农村劳动力进城成为农民工，且永久迁移意愿较低，分析方言距离的影响能够拓展农民工永久迁移意愿的相关研究；第二，本文从经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入，深入探究方言距离影响农民工永久迁移意愿的作用机制，并进一步分析方言距离影响农民工永久迁移意愿的异质性，深化了农民工永久迁移意愿的相关研究。

二、研究假说

中国的汉语差异体现在方言上，历史上山川河流的阻隔和交通的不便形成了各地区的方言。方言一方面是表达、沟通的媒介和经济活动中交流的载体，另一方面是地域文化的重要代表、族群划分和身份识别的重要维度（高超等，2019）。对方言在流入地区的社会融入能够产生重要影响。多数学者认为农民工在流入地区的社会融入包括多个层面，且各层面之间存在递进关系。朱力（2002）

认为农民工的城市融入有经济层面、社会层面和心理层面3个依次递进的层次，经济适应是农民工立足城市的基础，社会适应是农民工在城市生活的进一步要求，心理适应是农民工完全融入城市社会的标志。杨菊华（2009）则认为社会融入至少包含经济整合、文化接纳、行为适应、身份认同4个维度，它们之间存在一定的递进关系，农民工在流入地区的社会融入始于经济整合，经过文化接纳、行为适应，最后达到身份认同的境界。这4个层面的社会融入相互交融，互为依存。

借鉴已有文献，本文将社会融入分为经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面。这4个层面的社会融入存在递进关系。农民工通过在城市稳定就业获得经济收入和经济地位，形成一种与当地人的生活接近的方式，从而更有能力与当地人进行深层次社会交往，更快地接纳当地文化，最终获得自我和当地人的身份认同。这4个层面还存在依存和互动关系，经济整合影响农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与，也影响农民工在流入地区的文化适应，还影响农民工在流入地区的自我身份认同和当地人对它的认同。社会参与影响农民工在流入地区的就业机会，影响农民工对流入地区文化的了解、认可与接纳，进而影响农民工的身份认同。文化适应影响农民工在流入地区的经济整合，影响农民工的社会交往对象，还影响农民工在心理层面的身份认同。身份认同是社会融入的最高境界，它与其他层面的社会融入相互作用，但其他层面的社会融入不一定产生身份认同。即便农民工在其他层面有了较高程度的社会融入，他们可能始终把自己当作异乡人。接下来，本文具体分析方言距离对农民工在流入地区4个层面社会融入的影响。

首先，方言距离可能会影响农民工在流入地区的经济整合。经济整合是指农民工在流入地区劳动力市场中的融入情况。一方面，语言作为人力资本是影响劳动力市场整合的重要因素，农民工若能熟练掌握流入地区方言，他们在流入地区劳动力市场中的收入水平会更高（Chen et al., 2014）。语言差异则会阻碍劳动力市场整合，语言边界比地区边界起到的作用更大（Bartz and Fuchs-Schündeln, 2012）。另一方面，共同语言是相互信任的基石，有利于农民工在流入地区构建新的社会网络，而新的社会网络对其就业状况具有重要影响（叶静怡和周晔馨，2010）。农民工熟练掌握流入地区方言有利于增强社会认同，促进其创业选择（魏下海等，2016）。方言差异则会抑制农民工社会网络的发展，降低他们的收入水平，并阻碍他们进入高收入行业（马双和赵文博，2018）。因此，方言距离不利于农民工在流入地区劳动力市场中的融入，可能会降低他们的永久迁移意愿。

其次，方言距离可能会影响农民工在流入地区的社会参与。社会参与是指农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与。社会交往离不开语言这一重要的交往媒介，共同语言是进行社会交往的基础，共同语言也往往意味着具有相同生活背景，拥有共同话题，或者拥有彼此易于接受的沟通方式，能够迅速消除信任障碍，增强社会交往（黄玖立和刘畅，2017）。如果方言差异较大，农民工与流入地区的当地人之间就存在一定的语言交流障碍，不利于相互理解和沟通，再加上生活背景可能不同，共同话题较少，难以与当地人建立良好的社会交往。较大的方言差异也不利于农民工参与当地的社会活动。因此，方言距离会阻碍农民工在流入地区的社会参与，从而可能会降低他们的永久迁移意愿。

再次，方言距离可能会影响农民工在流入地区的文化适应。文化适应是指农民工对流入地区的风俗习惯、文化价值理念等的适应程度。农民工进城不仅仅是在空间上移居城市，他们还面对乡村和城

市两种文化环境的转换，以及与之相应的个体价值体系和行为模式的改变（李强和李凌，2014）。方言是地域文化的载体，不同方言地区的风俗习惯和文化价值理念不同。农民工在流出地区已经形成了他们的风俗习惯和文化价值理念，进入流入地区以后，他们面临文化适应过程，需要适应流入地区的风俗习惯和文化价值理念。方言距离越远，农民工面临的风俗习惯和文化价值理念差异越大，他们适应流入地区文化越慢，永久迁移意愿也就可能越低。

最后，方言距离可能会影响农民工在流入地区的身份认同。身份认同是指农民工与流入地区当地人之间的心理距离，包括当地人对农民工的身份认同和农民工自我身份认同。语言是身份认同的显著标志，共同语言是身份认同的基础。讲相同语言的个体之间会形成交际网，成员之间关系亲密、身份认同程度高（Gumperz, 1982）。方言也是身份识别的重要维度，乡音是中国各地区人口身份认同的重要标识，人际交往中很容易根据口音等信息判断出彼此的家乡（戴亦一等，2016）。农民工如果会讲流入地区的方言，在与当地人的社会交往和互动过程中，会逐步对自己的身份取得新的认同，且更容易取得当地人的认同（褚荣伟等，2014）。方言距离则会增加农民工与当地人的心理隔阂，使农民工难以获得当地人和自我的身份认同，从而可能降低其向流入地区永久迁移的意愿。

根据上述分析，本文构建了如图 1 所示的理论分析框架，并提出以下研究假说：

假说 1：方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

假说 2：方言距离通过阻碍农民工的社会融入降低其永久迁移意愿。

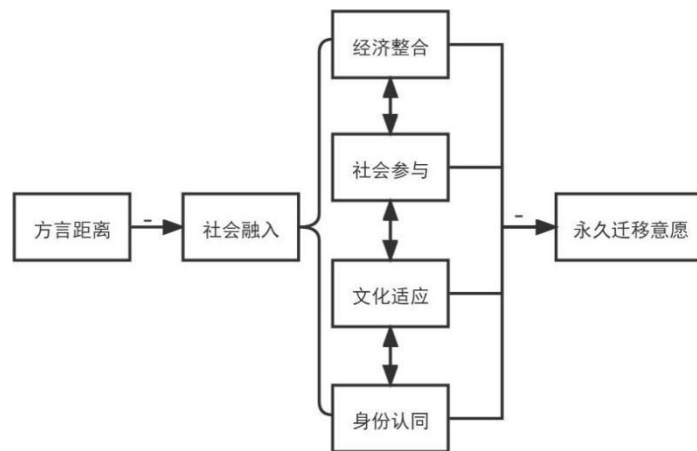


图1 方言距离对农民工永久迁移意愿影响的理论分析框架

三、研究设计

（一）数据来源

本文分析所用微观数据来源于国家卫生健康委2017年中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey, 下文简称 CMDS)。CMDS 覆盖全国 31 个省(自治区、直辖市)，调查对象为在流入地区居住 1 个月以上、非本区(县、市)户口的 15 周岁及以上人口。本文将 CMDS 中具有农业

户口且务工或经商的人口算作农民工^①。另外，本文剔除了家庭收入为负的样本。

方言距离数据来源于刘毓芸等（2015）公开数据的中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心官网。刘毓芸等（2015）基于方言树图度量地级及以上城市之间的方言距离。方言树图来自《汉语方言大词典》^②和《中国语言地图集》^③中的方言分区，将汉语方言由粗略到细致分为“汉语→方言大区→方言区→方言片”4个层次。刘毓芸等（2015）采用方言片作为基本的方言单元，每个县基本上只有1个方言片^④，他们先通过赋值得到县与县之间的方言距离，当两个县属于同一方言片时，它们之间的方言距离为0；当两个县属于同一方言区的不同方言片时，它们之间的方言距离为1；当两个县属于同一方言大区的不同方言区时，它们之间的方言距离为2；当两个县属于不同方言大区时，它们之间的方言距离为3。在完成对县与县之间方言距离的赋值后，刘毓芸等（2015）再用各县2000年的人口占比作为权重计算地级及以上城市之间的方言距离 $d(a,b)$ 。具体计算方法如下：

$$d(a,b) = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J S_{-Ai} \cdot S_{-Bj} \cdot d_{-ij} \quad (1)$$

(1)式中， S_{-Ai} 为A市中任意县*i*的人口占比， S_{-Bj} 为B市中任意县*j*的人口占比， d_{-ij} 为县*i*和县*j*之间的方言距离。

地区工资和公共服务数据来源于《中国城市统计年鉴—2018》，地区是指地级及以上城市，统计口径为全市。地理距离数据由笔者根据城市中心经纬度计算得到。

（二）模型设定

本文将方言距离影响农民工永久迁移意愿的计量模型设定如下：

$$migration_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 d_{ijk} + \beta_2 X + \gamma_i + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

(2)式中，被解释变量 $migration_{ijk}$ 表示农民工的永久迁移意愿。借鉴Goldstein and Goldstein(1987)、Goldstein et al. (1991)、蔡禾和王进(2007)的做法，本文将愿意把户口迁入流入地区的农民工视为具有制度性永久迁移意愿，将愿意在流入地区定居的农民工视为具有事实性永久迁移意愿。制度性永久迁移意愿通过CMDS问卷中的题项“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁入本地”测度，如果农民工回答“愿意”，变量赋值为1；如果农民工回答“不愿意”或“没想好”，变量赋值为0。事实性永久迁移意愿通过CMDS问卷中的题项“今后一段时间，您是否打算继续留在本地”和“如果您继续打算留在本地，您预计自己将在本地留多久”测度。如果农民工对第一个问题回答“是”，且对第二个问题回答“定居”，变量赋值为1；如果农民工对第一个问题回答“否”或“没想好”，或

^①这与国家统计局对农民工的定义有所不同，按照国家统计局的定义，农民工是指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者。

^②许宝华、宫田一郎，1999：《汉语方言大词典》，北京：中华书局。

^③中国社会科学院、澳大利亚人文科学院，1987：《中国语言地图集》，香港：香港朗文出版（远东）有限公司。

^④各县对应的方言片可参见《汉语方言大词典》中的简表。

者第一个问题回答“是”，第二个问题回答“1~2年”“3~5年”“6~10年”“10年以上”或“没想好”，变量赋值为0。只要农民工具有制度性永久迁移意愿或事实性永久迁移意愿，本文就认为他们具有永久迁移意愿。

核心解释变量 d_{ijk} 表示农民工流入地区 i 与流出地区 j 之间的方言距离。 X 为包含地区特征、个人特征和家庭特征的控制变量，其中，地区特征变量包括流入地区与流出地区的工资差异、公共服务差异、地理距离。个人特征变量包括农民工性别、年龄、年龄平方、受教育程度、婚姻状况、流入时长。家庭特征变量包括家属随迁情况和家庭收入。 γ_i 代表流入地区固定效应。 ε_{ijk} 表示随机扰动项。

变量的含义及描述性统计见表1。可以看出，42.8%的农民工具有永久迁移意愿，其中，具有制度性永久迁移意愿的农民工比例为34.5%，具有事实性永久迁移意愿的农民工比例为23.0%。57.3%的农民工为男性，农民工平均年龄为36岁，平均受教育年限约为9.5年，81.9%的农民工已婚，平均流入时长约为6.2年，76.5%的农民工家属随迁，平均家庭月收入为6818元。

表1 变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量				
永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区落户或定居=1，不愿意或没想好=0	112647	0.428	0.495
制度性永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区落户=1，不愿意或没想好=0	112647	0.345	0.475
事实性永久迁移意愿	农民工愿意在流入地区定居=1，不愿意或没想好=0	112647	0.230	0.421
核心解释变量				
方言距离	基于方言树图测度的农民工流入地区与流出地区之间的方言距离	85515	1.667	1.099
控制变量				
地区工资差异	流入地区职工年平均工资/流出地区职工年平均工资	95203	1.290	0.387
地区公共服务差异	流入地区财政支出/流出地区财政支出	95203	3.760	5.781
地理距离	农民工流入地区到流出地区的距离（百公里）	91965	5.749	9.075
性别	农民工性别：男性=1，女性=0	112647	0.573	0.495
年龄	农民工2017年的年龄（周岁）	112647	36.409	10.037
受教育程度	农民工受教育年限：未上过学=0，小学=6，初中=9，高中及中专=12，大学专科=14，大学本科=16，研究生=19	112647	9.492	2.982
婚姻状况	农民工婚姻状况：已婚=1，其他（未婚、丧偶、离婚）=0	112647	0.819	0.385
流入时长	农民工在流入地区的时长：2017年-流入年份	112647	6.194	6.015
家属随迁	农民工家属是否随迁：是=1，否=0	112647	0.765	0.424
家庭收入	农民工家庭平均每月总收入（千元）	112645	6.818	5.110

注：来自CMDS数据的可用样本量为112647，方言距离变量、地区特征变量和家庭收入变量有不同数量的缺失值。

四、基准回归与稳健性检验

（一）基准回归

本文运用LPM模型对（2）式进行估计，估计结果见表2。（1）列的结果显示，方言距离在1%

的统计水平上显著，且系数为负，表明方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响，即流入地区与流出地区的方言距离越远，农民工愿意向流入地区永久迁移的概率越低，验证了假说 1。具体来说，方言距离每增加 1 个单位，农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降 4.3 个百分点。方言距离对农民工制度性永久迁移意愿和事实性永久迁移意愿影响的回归结果见（2）列和（3）列，回归结果显示，方言距离均在 1% 的统计水平上显著，且系数为负，表明方言距离无论是对农民工制度性永久迁移意愿还是对农民工事实性永久迁移意愿，都具有显著的负向影响。

从（1）列中地区特征控制变量的估计结果看，地区工资差异显著，且系数为正，表明流入地区工资水平超出流出地区工资水平越多，农民工越倾向于选择向流入地区永久迁移。地理距离也十分显著，且系数为负，表明流入地区与流出地区之间的距离越远，农民工越不愿意向流入地区永久迁移，这与夏怡然（2010）的发现一致。从个人及家庭特征控制变量的估计结果看，性别显著，且系数为负，表明与女性农民工相比，男性农民工更不愿意向流入地区永久迁移；受教育程度、婚姻状况和流入时长显著，且系数为正，表明受教育程度高、已婚、流入时间长的农民工的永久迁移意愿更强；家属随迁和家庭收入显著，且系数为正，表明家属随迁、家庭收入高的农民工更愿意选择向流入地区永久迁移。个人及家庭特征变量的估计结果与陈良敏和丁士军（2019）的发现一致。

表 2 方言距离对农民工永久迁移意愿影响的回归结果

变量名称	永久迁移意愿	制度性永久迁移意愿	事实性永久迁移意愿
	(1)	(2)	(3)
核心解释变量			
方言距离	-0.043*** (-7.242)	-0.019*** (-3.956)	-0.042*** (-7.998)
控制变量			
地区工资差异	0.055*** (3.615)	0.061*** (3.733)	0.016 (1.100)
地区公共服务差异	0.001 (0.979)	0.001 (0.792)	0.001 (0.726)
地理距离	-0.003*** (-2.728)	-0.002** (-2.412)	-0.003*** (-3.186)
性别	-0.018*** (-4.243)	-0.010** (-2.112)	-0.032*** (-7.553)
年龄	0.002 (1.236)	0.005*** (2.709)	-0.004** (-2.449)
年龄平方	-0.000 (-1.387)	-0.000** (-2.407)	0.000** (2.360)
受教育程度	0.021*** (19.758)	0.014*** (11.527)	0.022*** (17.763)
婚姻状况	0.018** (2.135)	-0.027*** (-3.815)	0.064*** (7.723)

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

流入时长	0.008*** (12.064)	0.003*** (3.868)	0.011*** (14.935)
家属随迁	0.023*** (4.009)	0.036*** (4.773)	-0.013 (-1.430)
家庭收入	0.006*** (10.129)	0.003*** (3.586)	0.009*** (13.383)
常数项	0.094** (2.348)	0.044 (1.186)	0.001 (0.016)
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79004	79004	79004
R ²	0.117	0.121	0.139

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③由于各变量的观测值有差异，基准回归和后文回归中最终使用的观测值随变量匹配情况而变动。

(二) 稳健性检验

1. 改变核心解释变量和被解释变量的取值

本文的核心解释变量为方言距离，基准回归中所用的方言距离是按照2000年各县人口占比加权计算的，而劳动力流动可能会影响人口占比权重，因此，本文也采用刘毓芸等（2015）中的等权重加权方法计算方言距离，以检验基准回归结果的稳健性。使用新计算的方言距离变量进行回归的结果见表3（1）列。结果显示，方言距离显著，且系数为负，表明方言距离依然对农民工的永久迁移意愿具有显著的负向影响。另外，在计算基准回归中所用的方言距离时，对两县之间方言距离采取的是“0-1-2-3”的赋值方式，本文进一步采用刘毓芸等（2015）中的“0-1-10-100”赋值方式计算方言距离，检验结果的稳健性。具体来说，当两县属于同一方言片时方言距离为0；当它们属于同一方言区的不同方言片时，方言距离为1；当它们属于同一方言大区的不同方言区时，方言距离为10；当它们属于不同方言大区时，方言距离为100。改变赋值方式后的回归结果见表3的（2）列。从结果看，方言距离仍十分显著，且系数为负，表明方言距离仍然显著降低了农民工愿意向流入地区永久迁移的概率。

表3 稳健性检验：改变核心解释变量和被解释变量的取值

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿			
	重算方言距离：改变权重	重算方言距离：改变赋值方式	视打算居留6年以上为永久迁移意愿	视打算居留10年以上为永久迁移意愿
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.001*** (-6.490)	-0.042*** (-7.030)	-0.043*** (-7.598)	-0.046*** (-7.750)
常数项	0.089** (2.125)	0.091** (2.281)	-0.017 (-0.420)	0.015 (0.372)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	79004	79004	79004	79004

R ²	0.117	0.117	0.125	0.126
----------------	-------	-------	-------	-------

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

本文的被解释变量为农民工永久迁移意愿，基准回归中将农民工的定居意愿视为事实性永久迁移意愿，但打算在流入地区居留6年以上或者10年以上在一定程度上可被视为农民工具有事实性永久迁移意愿。因此，本文分别将打算在流入地区居留6年以上和10年以上视为农民工具有事实性永久迁移意愿进行稳健性检验，回归结果见表3的（3）列和（4）列。两列的结果显示，方言距离均十分显著，且系数为负，表明方言距离对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响，验证了本文基准回归结果的稳健性。

2. 剔除样本和控制其他因素

前文曾提到过，按照国家统计局对农民工的定义，农民工在本地从事非农产业或外出从业至少要达到6个月，而CMDS数据中的调查对象是在流入地区居住1个月以上的人口。为了更接近国家统计局对农民工的界定，本文剔除流入时间在1年以内的样本进行稳健性检验，回归结果见表4的（1）列。结果显示，方言距离显著，且系数为负，表明剔除流入时间在1年以内的样本后，方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

另外，基准回归所用样本中60岁以上的农民工有1516人，他们已达到法定退休年龄但仍在工作。为了进一步验证基准回归结果的稳健性，本文剔除60岁以上农民工样本后重新估计方言距离对农民工永久迁移意愿的影响，回归结果见表4的（2）列。结果显示，方言距离显著，且系数为负，表明方言距离依然显著降低了农民工愿意向流入地区永久迁移的概率。

此外，笔者在对基准回归中使用的永久迁移意愿变量进行赋值时，将没想好是否在流入地区落户或定居的农民工视为不具有永久迁移意愿，但回答“没想好”的农民工在永久迁移意愿上存在不确定性。为了得到更准确的估计结果，本文剔除回答“没想好”的农民工样本进行稳健性检验，回归结果见表4的（3）列。结果显示，方言距离十分显著，且系数为负，表明剔除回答“没想好”的农民工样本后，方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

农民工永久迁移意愿还可能受到流出地区其他因素的影响。例如，农民工在农村的土地承包权^①、宅基地使用权^②、集体收益分配权^③可能会影响他们在流入地区的永久迁移意愿，因此，本文在（2）式中加入这3个控制变量进行稳健性检验，估计结果见表4的（4）列。结果表明，方言距离依然显

^①土地承包权变量的赋值方法为：对于题项“您在老家（户籍所在地）是否有承包地（指自有土地承包权）”，如果农民工回答“是”，变量赋值为1；如果农民工回答“否”或者“不清楚”，变量赋值为0。

^②宅基地使用权变量的赋值方法为：对于题项“您在老家（户籍所在地）是否有宅基地”，如果农民工回答“是”，变量赋值为1；如果农民工回答“否”或者“不清楚”，变量赋值为0。

^③集体收益分配权变量的赋值方法为：对于题项“您是否有村里分配的集体分红”，如果农民工回答“是”，变量赋值为1；如果农民工回答“否”或者“不清楚”，变量赋值为0。

著降低了农民工愿意向流入地区永久迁移的概率。流出地区的不可观测因素也可能影响农民工永久迁移意愿，例如农民工的乡土情结，为此，本文进一步控制农民工流出地区的固定效应进行稳健性检验，估计结果见表4的（5）列。结果显示，在控制流出地区的不可观测因素后，方言距离依然对农民工永久迁移意愿具有显著的负向影响。

表4 稳健性检验：剔除样本和控制其他因素

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿				
	剔除流入时间1 年以内样本	剔除60岁以上 样本	剔除回答“没想 好”的样本	增加控制变量	控制流出地区固 定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
方言距离	-0.042*** (-7.113)	-0.042*** (-7.229)	-0.045*** (-6.577)	-0.042*** (-7.163)	-0.047*** (-10.121)
土地承包权				-0.014*** (-2.929)	-0.016*** (-3.305)
宅基地使用权				-0.063*** (-12.037)	-0.061*** (-11.406)
集体收益分配权				-0.018 (-1.546)	-0.012 (-1.013)
常数项	0.225*** (5.056)	-0.027 (-0.689)	0.218*** (4.485)	0.133*** (3.340)	0.309*** (5.188)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流出地区固定效应					已控制
观测值	59933	78037	60476	79004	79004
R ²	0.119	0.118	0.134	0.121	0.130

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③其他控制变量同表2。

3. 区分方言大区

中国汉语方言分为官话、晋语、赣语、徽语、吴语、湘语、客家话、粤语和平话9个方言大区。其中，使用官话的地区最多，北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、山东省、河南省、安徽省、四川省、云南省、陕西省、甘肃省等地的人全部或者部分讲官话，而使用吴语和粤语的地区较少，仅上海市、江苏省、浙江省、江西省的部分人讲吴语，广东省和广西壮族自治区的部分人讲粤语。因此，流入北京市、上海市、广东省的农民工的永久迁移意愿受到方言距离的影响可能不同。表5的（1）～（3）列分别是方言距离影响流入北京市、上海市和广东省农民工永久迁移意愿的估计结果。结果显示，对流入北京市或者上海市的农民工来说，方言距离对其永久迁移意愿的影响不显著，而对于流入广东省的农民工来说，方言距离对其永久迁移意愿有显著的负向影响。

表5 稳健性检验：区分方言大区

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿		
	流入北京市的农民工	流入上海市的农民工	流入广东省的农民工
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.001 (-0.025)	-0.012 (-0.907)	-0.024*** (-2.632)
常数项	0.144 (1.063)	0.077 (0.580)	-0.082 (-0.857)
控制变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	3675	3450	5848
R ²	0.042	0.101	0.068

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

五、机制检验与异质性检验

（一）机制检验

为了验证假说2，本文尝试从社会融入的4个层面探索方言距离影响农民工永久迁移意愿的可能机制。下文中，笔者将采用OLS估计方言距离对农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应以及身份认同的影响。

1. 方言距离对农民工在流入地区经济整合的影响

为了检验方言距离是否影响农民工在流入地区的经济整合，本文利用农民工就业的职业声望、行业类型和单位性质质量他们在流入地区劳动力市场中的经济整合程度。表6（1）列的被解释变量经济整合是通过对农民工就业的职业声望、行业类型和单位性质进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的经济整合具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工在流入地区劳动力市场中的经济整合程度越低。（2）~（4）列是将经济整合细化后的估计结果。（2）列汇报的是方言距离对农民工职业声望^①的影响。回归结果显示，方言距离显著降低了农民工在流入地区拥有高声望职业的概率。（3）列汇报的是方言距离对农民工就业的行业类型^②的影响。回归结果显示，方言距离也显著降低了农民工在流入地区从事现代行业工作的概率。（4）列汇报的是方言距离

^①职业声望变量的赋值方法：高声望职业（包括党的机关、国家机关、群众团体和社会组织、企事业单位负责人，专业技术人员，公务员、办事人员和有关人员）=1，低声望职业（包括商贩，餐饮人员，家政人员，保安，快递员，保洁员，农、林、牧、渔业生产及辅助人员，运输人员，建筑人员等）=0。

^②行业类型变量的赋值方法：现代行业（包括信息软件、科研和技术服务、金融、房地产、教育等）=1，传统行业（包括农林牧渔、建筑、批发零售、交通运输、住宿餐饮等）=0。

对农民工就业的单位性质^①的影响。回归结果显示，方言距离同样显著降低了农民工在流入地区国有部门就业的概率。

表 6 机制检验：方言距离对农民工在流入地区经济整合的影响

变量名称	经济整合	职业声望	行业类型	单位性质
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.021*** (-5.017)	-0.005*** (-2.850)	-0.009*** (-4.297)	-0.006*** (-3.838)
地理距离	-0.002** (-2.037)	-0.001 (-1.138)	-0.001** (-2.043)	-0.000 (-1.352)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	72560	72560	72560	72560
R ²	0.119	0.102	0.061	0.053

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④由于被解释变量存在缺失值，观测值较基准回归有所减少。

2. 方言距离对农民工在流入地区社会参与的影响

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的社会参与，本文使用农民工在流入地区的社会交往和社会活动参与测度他们的社会参与程度。表7(1)列的被解释变量社会参与是通过对社会交往、志愿者活动参与进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的社会参与具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工在流入地区的社会参与程度越低。(2)列和(3)列是将社会参与细化后的估计结果。(2)列呈现的是方言距离影响农民工在流入地区社会交往^②的估计结果。结果显示，方言距离显著降低了农民工与流入地区当地人进行社会交往的概率。(3)列呈现的是方言距离影响农民工参与志愿者活动^③的回归结果，结果显示，方言距离也显著降低了农民工参与流入地区志愿者活动的概率。

表 7 机制检验：方言距离对农民工在流入地区社会参与的影响

变量名称	社会参与	社会交往	志愿者活动参与
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.028*** (-7.693)	-0.028*** (-8.523)	-0.005* (-1.723)

^①单位性质变量的赋值方法为：国有部门（包括国家机关、事业单位、国有及国有控股单位）=1，非国有部门（包括集体单位、股份合作单位、联营单位、港澳台商投资单位、外商投资单位、私营企业、个体户以及未登记单位）=0。

^②社会交往变量的赋值方法为：对于题项“您业余时间在本地和谁来往最多（不包括顾客及其他亲属）”，如果农民工选择“本地人”，变量赋值为1；如果农民工选择“同乡”“其他外地人”“很少与人交往”，变量赋值为0。

^③志愿者活动参与变量的赋值方法为：对于题项“2016年以来您在本地是否参加过以下组织的活动”，如果农民工选择“志愿者协会”，变量赋值为1；如果农民工没有选择“志愿者协会”，变量赋值为0。

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

地理距离	-0.001*** (-3.084)	-0.001*** (-3.747)	-0.000 (-0.794)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006
R ²	0.132	0.144	0.075

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

3. 方言距离对农民工在流入地区文化适应的影响

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的文化适应，本文使用农民工对流入地区风俗习惯和生活习惯的适应测度他们的文化适应程度。表8（1）列的被解释变量文化适应是通过对农民工适应流入地区风俗习惯、生活习惯进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示，方言距离对农民工在流入地区的文化适应程度具有显著的负向影响，即方言距离越远，农民工对流入地区的文化适应程度越低。（2）列报告的是方言距离影响农民工适应流入地区风俗习惯^①的估计结果。结果显示，方言距离对农民工在流入地区风俗习惯的适应程度具有显著的负向影响。（3）列报告的是方言距离影响农民工适应流入地区生活习惯^②的估计结果。结果显示，方言距离对农民工在流入地区生活习惯的适应程度也具有显著的负向影响。

表8 机制检验：方言距离对农民工在流入地区文化适应的影响

变量名称	文化适应	风俗习惯适应	生活习惯适应
	(1)	(2)	(3)
方言距离	-0.014*** (-4.865)	-0.007** (-2.342)	-0.006*** (-4.415)
地理距离	-0.001*** (-3.182)	0.000 (0.265)	-0.001*** (-4.285)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006
R ²	0.041	0.049	0.014

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

4. 方言距离对农民工在流入地区身份认同的影响

^①风俗习惯变量的赋值方法为：对于“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”的表述，如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”，变量赋值为1；如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”，变量赋值为0。

^②生活习惯变量的赋值方法为：对于“目前在本地，您家有生活不习惯的困难吗”的表述，如果农民工选择“没有”，变量赋值为1；如果农民工选择“有”，变量赋值为0。

为了检验方言距离是否会影响农民工在流入地区的身份认同, 本文使用农民工流入地区当地人对农民工身份认同和农民工自我身份认同测度身份认同程度。表 9 (1) 列的被解释变量是通过两种身份认同进行主成分分析得到的综合指标。回归结果显示, 方言距离对农民工在流入地区的身份认同具有显著的负向影响, 即方言距离越远, 农民工在流入地区的身份认同感越弱。(2) 列显示的是方言距离影响农民工流入地区当地人对其接受情况^①的回归结果, 从结果可以看出, 方言距离显著降低了农民工流入地区的当地人接受农民工的概率。(3) 列显示的是方言距离影响农民工流入地区当地人对待其态度^②的回归结果, 结果显示, 方言距离显著降低了农民工受流入地区当地人平等对待的概率。(4) 列是方言距离影响农民工融入意愿^③的回归结果, 结果显示, 方言距离显著降低了农民工愿意主动融入流入地区当地人的概率。(5) 列报告的是方言距离对农民工心理认同^④影响的估计结果, 可以看出, 方言距离显著降低了农民工认同自己具有流入地区当地人身份的概率。

表 9 机制检验: 方言距离对农民工在流入地区身份认同的影响

变量名称	身份认同	当地人接受情况	当地人态度	农民工融入意愿	农民工心理认同
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
方言距离	-0.039*** (-8.276)	-0.011*** (-6.208)	-0.008*** (-4.262)	-0.008*** (-2.761)	-0.038*** (-10.446)
地理距离	-0.002*** (-3.558)	-0.001*** (-4.019)	-0.001* (-1.719)	-0.001** (-2.013)	-0.002*** (-2.677)
个人特征变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	79006	79006	79006	79006	79006
R ²	0.083	0.035	0.037	0.043	0.105

注: ①括号中数值为t值, 根据系数的聚类稳健标准误计算, 聚类到流入地区层面。②*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。③个体特征变量同表2。④观测值较基准回归多是因为基准回归中家庭收入变量有缺失值。

以上回归结果表明, 方言距离对农民工在流入地区的经济整合、社会参与、文化适应、身份认同4个层面的社会融入产生了显著的负向影响。接下来, 笔者进一步检验农民工这4个层面的社会融入对其永久迁移意愿的影响, 估计结果见表10。(1)~(4)列分别报告的是经济整合、社会参与、文

^①当地人接受情况变量的赋值方法为: 对于“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”的表述, 如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”, 变量赋值为1; 如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”, 变量赋值为0。

^②当地人态度变量的赋值方法为: 对于“我觉得本地人看不起外地人”的表述, 如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”, 变量赋值为1; 如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”, 变量赋值为0。

^③农民工融入意愿变量的赋值方法为: 对于“我很愿意融入本地人当中, 成为其中一员”的表述, 如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”, 变量赋值为1; 如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”, 变量赋值为0。

^④农民工心理认同变量的赋值方法为: 对于“我觉得我已经是本地人了”的表述, 如果农民工选择“基本同意”或“完全同意”, 变量赋值为1; 如果农民工选择“完全不同意”或“不同意”, 变量赋值为0。

化适应、身份认同综合指标影响农民工永久迁移意愿的估计结果。结果显示，农民工在流入地区的社会融入状况显著影响其永久迁移意愿，具体来说，农民工在流入地区的经济整合度越高、社会参与度越高、文化适应性越强、身份认同感越强，他们的永久迁移意愿就越强。（5）列中将经济整合、社会参与、文化适应、身份认同同时纳入回归模型，得出了一致的回归结果，即农民工在流入地区的社会融入对其永久迁移意愿具有显著的正向影响。至此，假说2得到验证。

表 10 机制检验：社会融入对农民工永久迁移意愿的影响

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
经济整合	0.034*** (6.253)				0.027*** (5.186)
社会参与		0.090*** (22.002)			0.074*** (17.290)
文化适应			0.051*** (15.097)		0.030*** (8.663)
身份认同				0.139*** (24.522)	0.129*** (23.083)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	84244	91963	91963	91963	84244
R ²	0.114	0.121	0.115	0.138	0.147

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②***表示在1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。④社会融入变量存在数量不等的缺失值，所以观测值不尽相同。

（二）异质性检验

1. 学历不同引起的方言距离影响差异

学校教育是普通话推广的主要渠道，普通话的推广在一定程度上消除了方言带来的语言沟通障碍，因此，不同学历农民工的永久迁移意愿受方言距离的影响可能存在差异。根据学历水平，笔者将农民工样本分为6组，即未上过学、小学、初中、高中或中专、大学专科、大学本科及以上，并分析方言距离对不同学历农民工永久迁移意愿影响的差异。从表11的回归结果看，随着学历增加，方言距离对农民工永久迁移意愿的负向作用呈现减弱趋势。例如，方言距离每增加1个单位，未上过学农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降5.8个百分点，初中学历农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降4.4个百分点，而大学专科学历农民工愿意向流入地区永久迁移的概率下降3.5个百分点。

表 11 异质性检验：学历不同引起的方言距离影响差异

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿					
	未上过学	小学	初中	高中或中专	大学专科	大学本科及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
方言距离	-0.058***	-0.044***	-0.044***	-0.036***	-0.035***	-0.037**

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

	(-2.677)	(-5.821)	(-7.730)	(-4.054)	(-3.445)	(-2.460)
常数项	0.102	0.312***	0.258***	0.157**	-0.084	-0.201
	(0.376)	(4.495)	(5.872)	(2.512)	(-0.562)	(-1.082)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1517	11679	39500	17014	6382	2784
R ²	0.185	0.115	0.102	0.121	0.136	0.204

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②**、***分别表示在5%、1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

2. 年龄、流动范围不同引起的方言距离影响差异

1956年国务院发布《关于推广普通话的指示》后，普通话才得以在全国范围内推广。2001年《中华人民共和国国家通用语言文字法》正式施行，确立了普通话“国家通用语言”的法定地位，规定学校及其他教育机构通过汉语文课程教授普通话，普通话得以大力普及。因此，不同年龄段农民工的永久迁移意愿受方言距离的影响可能存在差异。笔者根据钱文荣和李宝值（2013）的做法，将1980年之前出生的农民工归为第一代农民工，将1980年及以后出生的农民工归为第二代农民工，并分析农民工永久迁移意愿受方言距离影响的代际差异，估计结果见表12的（1）列和（2）列。两列的结果显示，方言距离均显著，且系数相同，表明第一代农民工和第二代农民工的永久迁移意愿都受到方言距离的负向影响，这种影响的大小在两代农民工之间不存在显著的差异。

农民工流动范围越大，面临的方言差异越大，因此，方言距离对农民工永久迁移意愿的影响可能因流动范围不同而存在差异，为此，笔者根据流动范围将农民工样本划分为跨省流动和省内跨市流动两类进行分析。表12（3）列为跨省流动农民工样本的估计结果，结果显示，方言距离对跨省流动农民工的永久迁移意愿产生了显著的负向影响。表12（4）列为省内跨市流动农民工样本的估计结果，结果显示，方言距离对省内跨市流动农民工的永久迁移意愿没有显著影响。由此可知，方言距离影响农民工永久迁移意愿具有一定的地域范围性，主要影响的是跨省流动的农民工。这是因为，跨省流动的农民工面临的方言差异较大，不仅在流入地区存在语言沟通障碍，还存在归属感和认同感不强的问题，使得他们向流入地区永久迁移的意愿较弱。

表12 异质性检验：年龄、流动范围不同引起的方言距离影响差异

变量名称	被解释变量：永久迁移意愿			
	第一代农民工	第二代农民工	跨省流动	省内跨市流动
	(1)	(2)	(3)	(4)
方言距离	-0.042***	-0.042***	-0.044***	-0.001
	(-7.312)	(-6.191)	(-5.775)	(-0.115)
常数项	0.086***	0.029	-0.015	0.154*
	(5.182)	(1.495)	(-0.328)	(1.805)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿

观测值	33348	45649	42364	22073
R ²	0.119	0.127	0.162	0.096

注：①括号中数值为t值，根据系数的聚类稳健标准误计算，聚类到流入地区层面。②*、***分别表示在10%、1%的统计水平上显著。③控制变量同表2。

六、结论

中国城镇化进入了以提升质量为特征的阶段，推动农民工永久迁移是高质量城镇化的重要组成部分。作为地域文化载体，方言是影响农民工永久迁移决策的重要因素，本文关注方言距离对农民工永久迁移意愿的影响。研究发现，方言距离的增加显著降低了农民工愿意向流入地区永久迁移的概率，并通过了一系列稳健性检验。机制检验发现，方言距离通过阻碍农民工在流入地区的社会融入降低农民工的永久迁移意愿。异质性检验发现，随着受教育程度增加，农民工永久迁移意愿受方言距离的负向影响逐渐减弱；方言距离对不同年龄段农民工永久迁移意愿的影响不存在显著差异；方言距离主要影响跨省流动农民工的永久迁移意愿，不影响省内跨市流动农民工的永久迁移意愿。

不可否认，本文研究存在一些不足之处。一是本文利用的CMDS数据为截面数据，不是针对农民工的追踪调查，无法利用固定效应模型控制不随时间发生变化的个人差异的影响；二是囿于资料，本文在实证分析中只控制了地理距离变量，没有更为精确地剥离地理距离的影响；三是本文利用CMDS问卷中的题项“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁入本地”度量农民工的制度性永久迁移意愿，由于有“符合本地落户条件”的前提条件，有可能低估农民工的制度性永久迁移意愿。

本文的研究结论为推动农民工永久迁移、提高城镇化质量提供了重要的政策启示。一方面，需要优化汉语环境，降低方言的不利影响。中国的汉语系统具有多方言的形态特点，方言不仅是沟通的工具，也是地域文化的载体，具有社会认同作用。因此，需要继续加大推广普通话，塑造良好的汉语环境，消除农民工与流入地区当地人之间的语言隔阂，减少沟通障碍，减弱方言的社会认同效应，加快农民工在流入地区的社会融入，从而增强他们的永久迁移意愿。另一方面，需要更加重视就近就地城镇化，尤其是以县城为重要载体的城镇化。方言距离通过阻碍农民工社会融入降低了其向流入地区永久迁移的意愿，那么农民工选择回到家乡的哪里呢？根据2017年CMDS问卷中的题项“您打算回到家乡的什么地方”，27%的农民工选择“乡镇政府所在地”或“县政府所在地”，其中，选择“县政府所在地”的农民工比例达到17%。因此，以县城为重要载体推进农民工就近就地城镇化，不仅能够避免方言距离带来的农民工社会融入问题，也符合农民工自身意愿。

参考文献

1. 蔡禾、王进，2007：《“农民工”永久迁移意愿研究》，《社会学研究》第6期，第86-113页。
2. 陈良敏、丁士军，2019：《进城农民工家庭永久性迁移意愿和行为的影响因素》，《农业经济问题》第8期，第117-128页。
3. 褚荣伟、熊易寒、邹怡，2014：《农民工社会认同的决定因素研究：基于上海的实证分析》，《社会》第4期，

第 25-48 页。

4.戴亦一、肖金利、潘越, 2016: 《“乡音”能否降低公司代理成本? ——基于方言视角的研究》, 《经济研究》第 12 期, 第 147-160 页。

5.高超、黄玖立、李坤望, 2019: 《方言、移民史与区域间贸易》, 《管理世界》第 2 期, 第 43-57 页。

6.辜胜阻、李睿、曹誉波, 2014: 《中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 2-10 页。

7.国务院研究室课题组, 2006: 《中国农民工调研报告》, 北京: 中国言实出版社, 第 65 页。

8.黄玖立、刘畅, 2017: 《方言与社会信任》, 《财经研究》第 7 期, 第 83-94 页。

9.李强、李凌, 2014: 《农民工的现代性与城市适应——文化适应的视角》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第 3 期, 第 129-139 页。

10.刘毓芸、徐现祥、肖泽凯, 2015: 《劳动力跨方言流动的倒 U 型模式》, 《经济研究》第 10 期, 第 134-146 页。

11.马双、赵文博, 2018: 《方言多样性与流动人口收入——基于 CHFS 的实证研究》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 393-414 页。

12.钱文荣、李宝值, 2013: 《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲 16 城市的调研数据》, 《管理世界》第 9 期, 第 89-101 页。

13.魏后凯, 2016: 《新常态下中国城乡一体化格局及推进战略》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 2-16 页。

14.魏下海、陈思宇、黎嘉辉, 2016: 《方言技能与流动人口的创业选择》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 36-46 页。

15.吴兴陆、元名杰, 2005: 《农民工迁移决策的社会文化影响因素探析》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 26-32 页。

16.夏怡然, 2010: 《农民工定居地选择意愿及其影响因素分析——基于温州的调查》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 35-44 页。

17.杨菊华, 2009: 《从隔离、选择融入到融合: 流动人口社会融入问题的理论思考》, 《人口研究》第 1 期, 第 17-29 页。

18.叶静怡、周晔馨, 2010: 《社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据》, 《管理世界》第 10 期, 第 34-46 页。

19.朱力, 2002: 《论农民工阶层的城市适应》, 《江海学刊》第 6 期, 第 82-88 页。

20.Buzasi, K., 2015, “Languages, Communication Potential and Generalized Trust in Sub-Saharan Africa: Evidence Based on the Afrobarometer Survey”, *Social Science Research*, 49(1): 141-155.

21.Bartz, K., and N. Fuchs-Schündeln, 2012, “The Role of Borders, Languages, and Currencies as Obstacles to Labor Market Integration”, *European Economic Review*, 56(6): 1148-1163.

22.Chen, Z., M. Lu, and L. Xu, 2014, “Returns to Dialect: Identity Exposure Through Language in the Chinese Labor Market”, *China Economic Review*, 30(5): 27-43.

23.Gumperz, E.M., 1982, *Language and Social Identity*, Cambridge: Cambridge University Press, 1-21.

24.Goldstein, A., and S. Goldstein, 1987, “Migration in China: Methodological and Policy Challenges”, *Social Science History*, 11(1): 85-104.

25. Goldstein, A., S. Goldstein, and S. Y. Guo, 1991, "Temporary Migrants in Shanghai Households, 1984", *Demography*, 28(2): 275-291.

26. Liu, Y., Y. Jiao, and X. Xu, 2020, "Promoting or Preventing Labor Migration? Revisiting the Role of Language", *China Economic Review*, 60(2): 1-20.

27. Pendakur, K., and R. Pendakur, 2002, "Language as Both Human Capital and Ethnicity", *International Migration Review*, 36(1): 147-177.

(作者单位:¹中国社会科学院人口与劳动经济研究所;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

How Does Dialect Distance Affect Permanent Migration Intension of Migrant Workers: From the Perspective of Social Integration

LIU Jinfeng WEI Houkai

Abstract: The decision-making of migrant workers' permanent migration is more affected by social and cultural factors. Dialect plays an important role as the carrier of regional culture. This article examines the impact of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention. The research finds that dialect distance has a significant negative impact on both institutional permanent migration intention and the de facto permanent migration intention of migrant workers. After a series of robustness tests, this conclusion is still valid. Further mechanism tests show that dialect distance reduces the willingness of permanent migration by hindering the social integration of migrant workers in the four levels of economic integration, social participation, cultural adaptation and identity. The heterogeneity test shows that the negative effect of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention gradually weakens with the increase of educational achievement. There is no significant intergenerational difference in the influence of dialect distance on migrant workers' permanent migration intention. Dialect distance mainly affects the permanent migration intention of inter-provincial migrant workers. The policy implication is that promoting local urbanization can solve the problem of social integration caused by dialect distance in the process of permanent migration of migrant workers.

Keywords: Dialect Distance; Social Integration; Migrant Worker; Permanent Migration Intention