arXiv:2304.00482v1 [econ.GN] 2 Apr 2023

西班牙医疗服务利用中的移民同化*

Zuleika Ferre†、Patricia Triunfo† 和 José-Ignacio Antón‡

†共和国大学

‡萨拉曼卡大学（西班牙）和古铁雷斯·梅利亚多大学研究所、西班牙国立远程教育大学（西班牙）

摘要

大量证据追踪了移民的劳动力市场同化和健康同化，包括对外国出生居民与本土出生居民在医疗服务消费方式上差异的静态分析。然而，对于移民的医疗服务使用模式如何随居住时间变化，尤其是在提供全民覆盖或准全民覆盖的国家中，我们所知甚少。我们通过整合地方健康调查的所有可用调查期次，研究了这一过程在西班牙的表现，从而能够分别识别时期效应、队列效应和同化效应。我们发现，健康同化的证据有限，仅适用于女性移民的全科医生就诊次数。然而，外国出生人口与本土出生人口在年龄增长对医疗服务使用的影响方面存在差异，这促成了两者利用模式的趋同：在西班牙居住20年后，这种趋同出现在大多数医疗服务中。随着时间推移以及不同原籍地区之间均存在显著异质性，这表明，对未来福利国家财政进行建模的研究将受益于对移民问题更为全面的评估。

关键词：移民、医疗保健、同化、西班牙。

JEL 分类：J15，I10。

1. 引言

在不同发展水平的社会中，移民十分普遍（国际移民组织 [IOM], 2019）。移民的整体成功很大程度上

*通讯作者：José-Ignacio Antón，萨拉曼卡大学应用经济学系，米格尔·德·乌纳穆诺校区，37007 萨拉曼卡（西班牙），电子邮箱：janton@usal.es。我们感谢 Rodrigo Ceni、Rafael Grande、Rafael Muñoz de Bustillo 以及第41st 届健康经济学协会会议与会者对初稿提出的意见。我们感谢西班牙科学与创新部的资助（项目 PID2021-123875NB-I00）。

取决于他们融入东道社会的程度，包括他们如何获取和使用社会服务。尽管移民总体上对目的地国家具有有益影响（国际货币基金组织 [IMF], 2020, 第4章），但移民对福利国家可持续性的影响仍有争议。这些影响很可能取决于移民的特征、福利国家的具体特点，以及用于衡量社会服务使用情况的时间范围（Barrett & McCarthy，2008年；Christl 等，2022年；Giulietti，2014年；Hansen 等，2017年；Nannestad，2007）。反过来，只要移民增加了社会的族群异质性，也可能影响本地人对资源再分配和福利国家本身的态度（Alesina 等，2021年a；Alesina 等，2021年b；Dahlberg 等，2012年；Facchini 等，2016年）。

本文探讨移民融入西班牙医疗保健体系的模式。具体而言，我们评估居住时长如何影响移民对这项服务的利用，而医疗保健被视为西班牙福利国家的基石。我们还从同化和差异化老龄化过程两个方面，探讨本地人与移民人口在医疗服务利用模式上的趋同程度。

为实现这些目标，我们采用不同的计量经济学模型，分析四项西班牙健康调查（于2010年至2020年间开展）。这些调查包含受访者在该国的居住时间信息，涵盖8万多名本地人和近8000名外国出生者。基于这一数据，我们能够识别队列效应、时期效应和同化效应，并按性别分别进行分析。研究结果表明，在许多医疗服务方面存在显著的移民队列效应：外国出生人口在抵达该国后的最初几年，对某些类型的医疗保健服务的利用低于本地人。这些结果与健康移民效应以及信息问题和语言障碍持续存在的现象均相符。

同化——在此语境中，指在东道国居住的年份越长，医疗服务利用越多——仅与女性移民就诊全科医生有关。我们没有观察到原籍地区之间存在显著差异，不过，将不同移民群体分别考察时，分析的统计效力会大幅下降。尽管这一效应较弱，我们认为，这一结果可能源于部分健康同化和有限的社会经济进步，因为在西班牙，教育程度较高者对医疗服务的利用更多。

尽管移民刚到时的医疗保健利用较少，且同化程度相当有限，但他们的医疗服务利用随年龄变化的模式与当地人不同。因此，在西班牙居住20年后，除少数例外，移民通常会表现出与本地《人口》相似的医疗服务有效利用显著性水平。具体而言，居住10年后，移民女性看全科医生的次数比本地人更多；某些群组的外国出生女性也更多地使用急诊护理。

总体而言，我们的结果表明，在医疗服务利用方面，可比的本地人与移民人口之间的差异在移民刚到该国时相对较小；经过一段时间后，他们的行为会变得相当相似。不过，我们发现，外国出生女性对某些医疗服务的使用似乎较多。我们认为，这一结果可能意味着移民会带来少量额外的社会支出成本。未来若要进一步模拟移民对西班牙的成本与收益，可以借鉴这些发现。

据我们所知，本研究首次探讨西班牙移民基于医疗服务使用情况的同化。已有多篇论文表明，外国出生人口刚抵达时的健康状况优于当地人；随着在该国居住时间的增加，这一差距往往会缩小（Rivera 等人，2013年、2015年）；此外，外国出生人口使用医疗服务的情况与本地人相似或更少（例如，参见 Llop-Gironés 等人 [2014], Norredam 等人[2009] 和 Sarría-Santamera 等人 [2016], 的调查，以及其他许多相关研究），但此前尚无研究探讨与医疗服务使用动态相关的这一问题。

关于移民健康的文献（Antecol 和 Bedard，2015年；Giuntella 和 Stella，2016年；Hamilton 等人，2011年）以及尤其是劳动力市场同化的文献（Abramitzky 等人，2020年；Bodvarsson 和 Van der Berg，2013年；Lalonde 和 Topel，1997年）十分丰富，但很少有研究考察移民的医疗服务使用模式如何随其在东道国居住时间的变化而演变。针对美国的研究表明，本地人与移民领取医疗补助计划这类经济状况审查型福利的比例没有差异，且移民的参与率会随着在该国居住时间的增加而上升（Borjas 和 Hilton，1996年）；研究还发现，拉丁裔移民的初期医疗支出高于当地人，而获得美国公民身份的拉丁裔移民则有一定的趋同迹象（Vargas Bustamante 和 Chen，2011年）。

此外，也值得总结一下提供全民医疗服务的国家的研究发现。尽管总体而言，这些研究表明，移民抵达后对非急诊医疗服务的使用少于本地人，并且会经历一定的追赶过程，但相关研究并未得出一致结论。例如，加拿大的男性移民抵达后较少联系医生，但在该国居住6–8年后，其医疗服务使用水平会升至与本地人相当（McDonald & Kennedy, 2004年）。根据Wadsworth（2013年）的研究，英国和德国的移民与本地人在医疗服务使用方面差异不大。在英国，外国人使用全科医生服务的频率略高于本地人（但医院服务的使用并非如此）。他们的医疗服务使用情况不会随着在该国居住时间的增加而呈现系统性变化。在德国，如果说存在差异，移民使用医疗服务（包括全科医生和医院服务）的利用率会更低，但随着在该国居住时间增加，其利用率似乎会逐渐接近本地人。最后，移民使用初级保健急诊

服务在挪威不同群体间差异显著，且使用率高于本地人（这或许是以较难有效获得其他类型医疗服务为代价），并且会随着在该国居住时长的增加而下降（Småland Goth& Godager, 2012年）。[1]

本文其余部分安排如下：第二节介绍分析所需的理论和制度背景；第三节和第四节分别说明分析所用的数据库和方法。第5节呈现实证结果并讨论其意义。最后，我们在第6节提出结论性意见，并指出未来研究方向。

2. 背景

与大多数发达国家一样，西班牙几乎向境内所有居民提供普遍的医疗保健保障。2000年，国家当局将这一权利扩展至无证移民，唯一的要求是在地方人口普查中登记（不会产生任何法律后果）。然而，在实际操作中，信息问题，或因身份不合法而担心遭到报复，再加上一些地区当局（负责提供医疗保健服务）不愿向在西班牙没有合法居留身份的外国人发放医疗卡，可能会妨碍部分移民群体实际获得国家卫生系统（NHS）的服务。

2012年9月，在大衰退期间，西班牙政府限制无证外国人获得初级保健服务（未成年人、孕妇以及需要急诊护理的人除外）。改革仍允许受影响群体按月缴费购买保险，费用为 60€（65岁以下人士）和 157€（65岁以上人士）。一些地区政府还迅速通过立法保护受影响群体，并提供更优惠的保险条件，使其接近改革前的水平。这些限制可能导致人们实际获得相关服务的机会减少，健康结果恶化（Jiménez-Rubio & Vall-Castelló，2020年；Juanmarti Mestres 等，2021年）。

2018年，西班牙中央政府在不信任动议通过后发生更迭，恢复了对移民医疗保健可及性施加限制之前的状况。实际上，由于法律漏洞，类似障碍似乎仍然存在

[1] Schober 和 Zocher（2022年），他们仅考察寻求庇护者（外国出生人口中一个非常特定的子群体），并在其抵达五年后对其进行评估。他们发现，在奥地利，居住时间对难民医疗支出的影响为负，对经济移民的影响则不明确：留居者的结果变化趋势与该群体中其他外国出生人口不同。

（Villarreal，2019年）。Bruquetas-Callejo 和 Perna（2020年）甚至认为，在西班牙，移民享有医疗保健的权利更多是一个政治议题，而非两大主要政党之间存在实质分歧的议题。

关于医疗保健中预期同化（或非同化）的理论原因，现有文献十分有限。认为医疗服务使用增加可能与在东道国居住的年份相对应的第一个原因，尤其适用于没有全民覆盖的情境，是在某一地区居住时间越长，改善医疗保健可及性的可能性越高（Antecol & Bedard，2015年；McDonald & Kennedy，2004年；Vargas Bustamante & Chen，2011年）。第二个相关论点涉及“健康移民效应”的存在，以及健康领域中的负向同化过程，近期聚焦于西班牙的研究对此已有记录（Rivera 等人，2013年、2015年）。同样，移民在入境后的最初几年可能面临文化障碍，甚至语言障碍（Pena Díaz，2016年），而这些障碍的重要性应随着其在该国居住时间的增加而降低。另一个相关论点涉及信息和知识在医疗保健系统运行中的作用，而这些信息和知识同样可能随着在东道国居住时间的增加而增加（Devillanova，2008年）。这一问题可能会对移民抵达时的全科医生就诊次数产生负面影响，却对急诊护理的使用产生正面影响（Småland Goth & Berg，2010年；Småland Goth 等人，2010年）。该领域是否存在同化，主要是一个实证问题，因为还有其他因素可能产生相反作用。例如，鉴于既有研究关于收入对医疗保健需求影响的结论，即总体呈负向趋势但具有非线性特征（Antón & Muñoz de Bustillo，2010年），移民在这一领域的同化可能会减缓医疗服务使用的增加——相关综述可参见 Antecol and Bedard（2015年）。

3. 数据

我们的分析使用了全国健康调查（NHS），包括2011–2012年和2017年的调查轮次（西班牙国家统计局 [SSO], 2022），以及由西班牙国家统计局实施的欧洲健康访谈调查（EHIS），包括2014年和2020年的调查轮次（卫生部，2022年）。这些数据库是西班牙首批纳入移民抵达该国具体时间信息的健康调查。EHIS的启动时间远晚于NHS（其首轮调查可追溯至1987年），但其设计旨在与NHS完全可比。因此，地方当局已停止实施NHS；在此之前，NHS大约每三年开展一次，直至2014年。两项调查的数据来源均能代表该国15岁及以上的常住人口，且在地区层面具有代表性。每轮调查约包含

24,000个家庭，并采用三阶段分层抽样设计：每个家庭仅选取一名成年人接受访谈，而家庭则从各个人口普查区域中随机抽取。除基本的社会人口特征外，这两类调查的问卷还涵盖了关于健康状况和医疗服务利用的详细且可比的自我报告信息。两项数据来源的主要区别在于，较早实施的调查问卷还包含生活质量方面的额外问题（例如有关社会支持的信息），并会额外访谈每个家庭中一名未成年人。下文将这两类问卷统称为全国健康调查（NHSs）。

本研究将上述四轮调查中的成年受访者样本合并。我们根据出生国而非公民身份来确定移民身份，因为西班牙的入籍程序因原籍地而异（例如，来自某些拉丁美洲和加勒比国家的人入籍所需时间要短得多）。关于医疗服务使用，我们关注以下医疗服务使用相关指标：过去四周内全科医生就诊次数、过去四周内专科医生就诊次数、过去12个月内住院治疗次数，以及过去12个月内使用急诊护理的次数。

剔除分析所涉变量中任何一项存在缺失值的观察值（占案例总数的1.1%）后，最终样本包括80,122名本土成年人和7,807名移民成年人。根据调查权重，后者占样本的13.8%。由于与负责授予数据访问权限的西班牙机构（分别为西班牙国家统计局和卫生部）达成了专门协议，我们得以区分来自不同原籍地区的外国出生者。就人口规模而言，最主要的群体包括来自拉丁美洲和加勒比地区的移民（占所有外国出生成年人口的43.4%）、来自欧盟15国以外欧洲国家的移民（19.7%）、来自非洲的移民（17.5%），以及来自欧盟15国的移民（13.6%）。与瑞典或德国等其他国家不同，在这些国家，难民占外国人口的重要部分；移民前往西班牙的动机几乎完全出于经济因素。欧盟15国移民是个例外，他们主要是被宜人的气候和低于原籍国的生活成本所吸引（西班牙国家统计局，2022年）。[2]

我们在表1中展示了样本的主要汇总统计数据。表中既包括用于分析医疗保健使用同化的变量，也包括用于探究这一过程如何发生的渠道的变量（若干健康结果，如自评健康、超重状况和心理健康问题）。

[2]20世纪80年代，来自拉丁美洲南锥体、出于政治原因移民到西班牙的移民占比很小（Muñoz de Bustillo & Antón，2010年）。

表 1. 描述性统计

	均值（标准差）	
	本地人	移民
全科医生就诊次数（过去四周）	0.361	0.299
	(0.767)	(0.637)
过去四周专科医生就诊次数	0.137	0.100
	(0.546)	(0.445)
去年住院次数	0.131	0.120
	(1.438)	(1.661)
急诊就诊次数	0.471	0.509
	（1。403）	(1.267)
良好或非常良好的健康状况（去年）	0.715	0.770
	(0.452)	(0.421)
超重（体重指数 ≥ 25）	0.529	0.500
	(0.499)	(0.500)
心理健康问题（去年）	0.118	0.075
	(0.322)	(0.264)
女性	0.505	0.535
	(0.500)	(0.499)
Age	49.480	40.321
	(19.173)	(14.504)
已婚	0.575	0.565
	(0。494)	(0.496)
低教育程度	0.619	0.507
	(0.486)	(0.500)
中等教育程度	0.196	0.325
	(0.397)	(0.468)
高等教育	0.185	0.168
	(0.389)	(0.374)
就业	0.452	0.533
	(0.498)	(0.499)
失业	0.116	0.200
	(0.320)	(0.400)
非活跃	0.433	0.266
	(0.495)	(0.442)
1996年前抵达		0.133
		(0.339)
1996年至2007年间抵达		0.623
		(0.485)
2007年后抵达		0.244
		(0.430)
移民时间不足5年		0.131
		(0.338)
移民时间为5至9年		0.245
		(0.430)
移民时间为10年或以上		0.624
		(0.484)
观测值数量	80,122	7,807

注：超重（82,856）和心理健康问题（87,902）的观测值数量较少。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

4. 方法

为区分居住时长对外国人医疗服务使用模式的影响，我们采用 Antecol and Bedard（2006年、2015年）和 Giuntella（2016年）用于分析健康同化的实证策略。具体而言，我们估计以下形式的方程：

$$Y_i = X_i\beta + A_i\delta + C_i\gamma + T_i\pi + \varepsilon_i, \tag{1}$$

其中，Y_i 表示与个人 i相关的医疗服务变量，X_i 表示一组社会人口控制变量（地区、城市化程度，以及年龄的三次项；这些变量均与移民身份、教育程度、婚姻状态和活动状态完全交互），A_i 表示一组虚拟变量，用于指示移民在西班牙居住的时长（当地人的取值设为0，并排除一个作为参照类别的类别），C_i 表示一组用于识别抵达队列的虚拟变量（本地人的取值为0），T_i 表示一组用于捕捉调查年份的虚拟变量，ε_i 表示随机扰动项。

在基准分析中，我们采用普通最小二乘法（普通最小二乘法）估计方程1。我们的兴趣不在于预测，而在于由队列和同化变量产生的虚拟变量的边际效应。在这方面，与计数数据模型得出的其他估计相比，普通最小二乘法估计在更弱的假设下仍具有一致性（Angrist & Pischke，2008年）。无论如何，在专门讨论稳健性检验的第5.4小节中，我们还报告了采用计数数据模型得到的结果。

鉴于男性和女性在健康状况及医疗服务使用方面存在显著差异，我们分别对男性和女性估计关注的方程。与健康状况的情况类似（Antecol & Bedard, 2015年; Giuntella &Lonsky, 2022年），族裔也可能影响卫生服务利用。西班牙出生人口大多为白人，而成年移民的族裔构成则相当多样。这是因为来自拉丁美洲、加勒比地区和非洲的移民数量可观。既有研究发现，不同原籍地移民的医疗服务使用模式存在显著差异（Llop-Gironés 等人，2014年）。因此，我们进一步重新估计模型，将当地人与来自EU15、欧洲其他地区、拉丁美洲以及加勒比地区和非洲的移民进行比较。遗憾的是，将这些群体分别考察会大幅缩小可用样本规模，导致估计结果相当不精确。

合并多个横截面数据，并纳入移民和本地人，使我们能够分别识别群组效应、同化效应和时期效应。根据西班牙近期的经济和社会条件，我们将抵达队列分为三组：1996年之前（大规模移民开始之时）、1996–2007年（金融危机前经济强劲增长时期）以及2008–2020年（大衰退开始后不久）。

为研究同化，我们将移民在西班牙的居留时长分为三个区间：0–4年、5–9年和10年或以上。为识别模型，我们省略居住时间的第一类。抵达队列对应的系数表示移民自抵达后居留0–4年期间，移民与本地人在医疗服务利用方面的差异。与在西班牙居留时长的两个虚拟变量（5–9年和10年或以上）相关的系数，则反映移民在西班牙居留时间增加后医疗服务使用的变化。结合年龄与移民身份、抵达队列以及抵达后的居留时间之间交互项的系数，我们可以计算移民与本地人在医疗服务使用方面的差距如何随时间变化。由于样本中纳入了本地人，我们得以识别时期效应。

原则上，与移民群体相关的二元变量系数表示当地人与移民在 0 岁时抵达后医疗保健需求的差距。因此，为便于解释结果，我们将年龄以 15 岁为中心（这是我们在数据库中能够观察到个体的最低年龄），这样，这些参数反映的就是移民后 0–4 年的外国出生者与同年龄段本地人口之间的差异。

我们明确不在方程左侧加入控制健康状况的变量，因为这类变量与医疗服务利用情况是共同决定的，而且二者都是移民融入接收国过程的一部分。为探究这些因素在塑造医疗服务使用模式方面可能发挥的作用，我们进一步估计了移民同化对一系列健康结果（自评健康状况、超重状况和心理健康问题患病率）的影响。

回流移民的选择性构成对识别构成潜在威胁。例如，如果返回原籍国的外国出生人口比留下来的人健康状况更差（对医疗保健的需求也更高），那么估计系数就会不一致（向下偏误）。遗憾的是，尽管回流移民在大衰退及其后续时期成为一个非常重要的现象（Izquierdo等人，2016年；Larramona，2013年），但关于这一现象与西班牙健康状况之间关系的证据很少。Antecol and Bedard（2015年）对其他国家的研究进行了综述，发现结果并不一致，因此其他社会的经验无法为此提供明确参考。如果正如 Abramitzky 等人（2014年）在劳动力市场研究中所显示的那样，回流移民中负向自我选择是常态，那么我们对同化的估计就会构成移民在西班牙居住年限实际效应的下限。

5. 结果

5.1. 主要结果

我们在表2中展示了计量经济学分析的主要结果，其中列出了全科医生和专科医生就诊次数的估计值；表3则涉及住院治疗和急诊护理。就全科医生就诊次数而言，我们发现男性移民初抵时与当地男性在使用频率上没有差异。然而，我们发现，两组外国出生女性使用医疗服务的频率低于本地女性。居住时长不会影响外国出生男性对这项服务的使用，但移民女性在西班牙居住10年后，全科医生就诊次数会增加0.102次。这种同化效应的幅度不容忽视：其数值接近全科医生平均就诊次数的四分之一。至于与专科医生的接触，男女两性都不存在同化现象。不过值得一提的是，2008年至2020年间抵达的女性移民群组，初抵时使用这项服务的频率低于本地女性。这一效应（少0.057次就诊）约占西班牙专科医生平均接诊次数的三分之一。

表3展示了住院治疗和急诊护理的结果。对于前一项指标，男性移民抵达时与当地人之间没有差异；但所有外国出生女性群组的住院治疗率都明显高于可比的本地女性。[3] 此外，抵达时，两个移民女性群组使用急诊服务的频率低于本地女性。我们没有观察到任何群组效应或同化效应。

[3]这一结果可能反映了这样一个事实：移民抵达时的生育率高于本地人（西班牙的本地人生育率在全球处于较低水平），这一生育率与其原籍国的生育率相关，并且会随着在西班牙居住时间的延长而下降（Grande & Del Rey，2017年）。

表2. 年龄、移民抵达队列及全科医生和专科医生就诊次数的同化效应（普通最小二乘法）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.025***	−0.000	0.018***	0.005
	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.003)
年龄^2/100	−0.038***	0.008	−0.029***	−0.004
	(0.012)	(0.013)	(0.010)	(0.006)
年龄^3 /10000	0.024***	−0.004	0.014**	0.000
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	−0.003	0.029**	−0.005	0.006
	(0.013)	(0.013)	(0.007)	(0.007)
年龄/100 ×移民	0.003	−0.061**	0.010	−0.014
	(0.031)	(0.031)	(0.016)	(0.016)
年龄/10，000 ×移民	−0.001	0.035	−0.006	0.009
	(0.022)	(0.022)	(0.011)	(0.011)
移民抵达队列				
1996年以前	0.022	−0.145*	0.022	−0.086
	(0.060)	(0.075)	(0.039)	(0.061)
1996–2007年	0.051	−0.091	0.024	−0.073
	(0.054)	(0.062)	(0.035)	(0.052)
2008–2020年	0.029	−0.123**	−0.007	−0.067**
	(0.046)	(0.055)	(0.030)	(0.033)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.048	0.018	−0.014	−0.014
	(0.039)	(0.043)	(0.024)	(0.036)
10年或以上	−0.022	0.102**	−0.008	0.054
	(0.041)	(0.046)	(0.028)	(0.045)
调整后的 R^2	0.052	0.032	0.031	0.033
观测值数量	40,936	46,993	40,936	46,993
因变量均值	0.293	0.410	0.107	0.156

注： *** 在 1% 显著性水平上显著； ** 在 5% 显著性水平上显著； * 在 10% 显著性水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查数据分析。

表3. 年龄、移民抵达队列及住院和急诊就诊的同化效应（普通最小二乘法）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.043**	0.031	0.059***	0.032**
	(0.017)	(0.019)	(0.010)	(0.014)
年龄^2/100	−0.081**	−0.056	−0.130***	−0.087***
	(0.033)	(0.037)	(0.020)	(0.027)
年龄^3 /10000	0.049***	0.032	0.086***	0.062***
	(0.019)	(0.021)	(0.011)	(0.016)
年龄 ×移民	−0.042	−0.009	−0.030	0.057**
	(0.038)	(0.016)	(0.024)	(0.023)
年龄/100 ×移民	0.110	0.003	0.067	−0.115**
	(0.099)	(0.042)	(0.054)	(0.049)
年龄/10，000 ×移民	−0.080	0.004	−0.051	0.069**
	(0.072)	(0.031)	(0.037)	(0.032)
移民抵达队列				
1996年以前	0.173	0.243***	0.190	−0.302*
	(0.182)	(0.090)	(0.142)	(0.166)
1996–2007年	0.240	0.170**	0.115	−0.185
	(0.233)	(0.072)	(0.108)	(0.152)
2008–2020年	0.230	0.116**	0.035	−0.240**
	(0.261)	(0.053)	(0.092)	(0.122)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.170	−0.032	−0.001	−0.071
	(0.221)	(0.034)	(0.070)	(0.102)
10年或以上	−0.232	−0.007	0.050	0.062
	(0.239)	(0.067)	(0.078)	(0.109)
调整后的 R^2	0.007	0.001	0.012	0.014
观测值数量	40,936	46,993	40,936	46,993
因变量均值	0.118	0.142	0.403	0.548

注： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

5.2. 来源异质性

在本小节中，我们探讨医疗服务同化的结果如何因原籍国而异。具体而言，我们考察四个最重要的移民群体中的外国出生人口：EU15、其他欧洲国家、拉丁美洲以及加勒比地区和非洲。[4] 由于样本量的限制，在许多情况下，估计系数在统计上与零没有显著差异，但它们在统计上也没有显著不同于我们的主要结果。因此，我们将这些结果重现于补充附录中，并在此评论主要的显著发现。

首先，对于出生于EU15的个人（表A.1和A.2），最值得关注的发现是，同化对女性医疗服务利用具有积极影响，这不仅适用于全科医生，也适用于专科医生。其次，其他欧洲移民的结果（表A.3和A.4）与第5.1节所呈现的结果完全一致。第三，对于来自拉丁美洲和加勒比地区的外国出生人口（表A.5和A.6），我们发现，在西班牙居住的时间对女性的全科医生就诊次数和专科医生就诊次数具有积极影响，但对住院治疗具有负面影响。最后，对于非洲人（表A.7和A.8），居住时长似乎不会影响医疗服务使用，但估计系数在统计上与总样本中报告的系数没有显著差异。

5.3. 在西班牙居住10年后的医疗服务使用

在西班牙居住的年数可能会影响医疗保健的使用，而移民和本地人对这些服务的利用模式可能有所不同，因此，移民对医疗总支出的影响可能会随时间而变化。在这方面，我们的分析表明，移民抵达西班牙时并不会带来异常的医疗支出负担，因为他们的利用率并不高于本地人。唯一的例外是女性的住院治疗。在本小节中，我们依据这些估计，评估外出生受访者在西班牙居住10年后，这种影响是否会发生变化。

图1按服务类型、性别和抵达队列展示了移民与当地人在医疗服务使用方面的差异。结果表明，在西班牙居住十年后，外国出生男性的医疗服务使用方式与本地人并无不同，但专科医生就诊以及两个抵达队列除外，其利用率低于本地人。对于移民女性而言，其全科医生就诊次数高于本地女性；对于1996年至2007年间抵达的移民女性而言，急诊护理的使用显著性水平也同样更高。

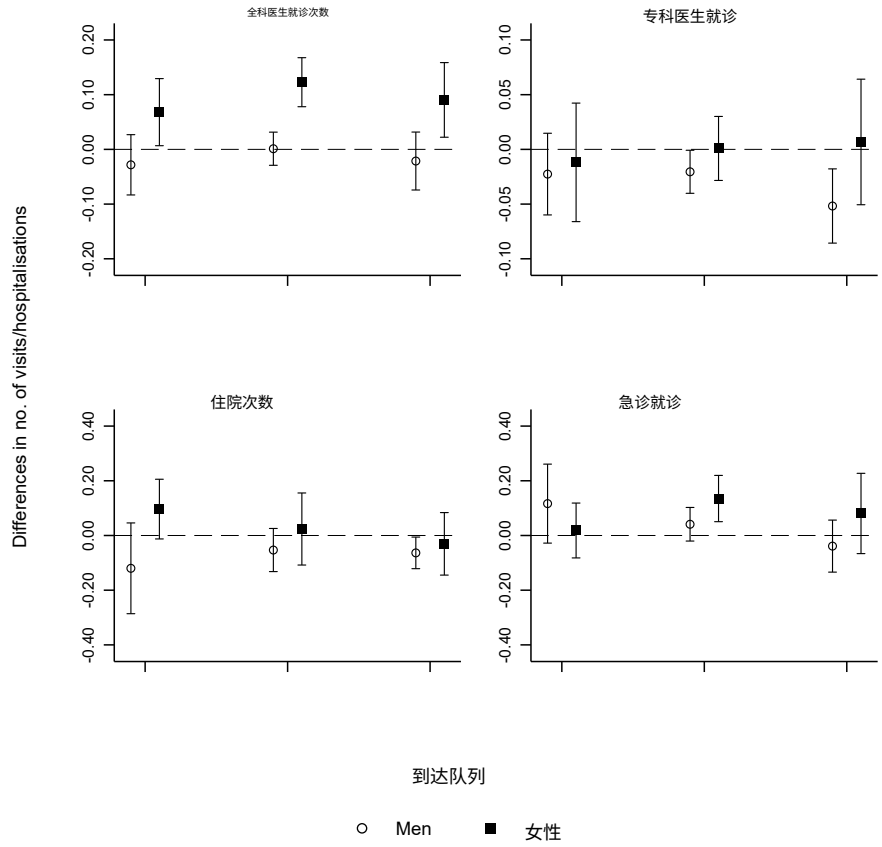
[4]其余移民所占比例不到外出生人口的6%，也不到总人口的1%。他们来自多种不同的地区，例如美国或亚洲。基于这些原因，我们的分析不纳入他们。

在附录中（图 A.1–A.4），我们按原籍地区（EU15、其他欧洲国家、拉丁美洲、加勒比地区和非洲）分别对四个不同移民群体进行了分析，并展示了结果。这项分析揭示出显著的异质性。例如，抵达十年后，部分EU15男性群组的医疗服务利用率低于本地人，具体表现为全科医生、专科医生和急诊护理的就诊次数较少。来自其他欧洲国家的当地人与外国出生人口之间的医疗服务利用显著性水平不存在差异，但1996年前抵达的男性群组除外，该群组的专科医生就诊次数多于具有可比特征的本地人。来自拉丁美洲和加勒比地区的移民是主要结果的驱动因素：在西班牙居住十年后，女性的全科医生就诊次数高于本地女性；在急诊护理方面，两个女性移民群组也呈现同样情况。最后，非洲移民与当地人之间的差异仅包括：1996年至2007年间抵达的女性对初级保健的使用率更高、1996年前抵达的男性专科医生就诊次数略低，以及最新抵达的移民群组住院治疗次数低于相应的本地人群体。

这些结果表明，移民对医疗支出的影响可能因所考虑的时间范围以及外国出生人口的来源而异。根据公共医疗服务的使用总次数（西班牙卫生部，2022年）以及部分地区卫生主管部门对每项服务估算的费用（STL/353/2013号决议，2013年），可以进行一项粗略估算来说明这一点。在西班牙居住10年后，1996年至2007年间抵达的移民所需的医疗支出比本地人高出约6%。同样，来自非洲、属于2007年至2020年抵达队列的个体，其医疗服务消费水平低于当地人。

从这一图景中还可以得出一个有趣的结果：同化与差异性老龄化的共同作用，往往会抵消部分外国出生群组最初在医疗服务利用上的差异。换言之，我们观察到移民与当地人在医疗服务利用方面逐渐趋同的过程；在某些情况下，移民的利用率甚至更高。

图1. 在西班牙居住10年后，35岁移民的医疗服务使用差异（按抵达队列划分）



注： 图中显示点估计和90%置信区间。我们假设移民在10年前或更早进入该国。来源：作者根据表2和表3中的结果进行的分析。

5.4. 同化渠道

尽管上述同化程度有限，但进一步探究推动这一过程的潜在机制仍颇有意义，即便只能进行推测。首先一种可能的途径是健康同化。对此，我们采用类似的计量经济学设定，考察在西班牙居住时间对报告良好健康状况、超重状况或心理健康问题的概率有何影响（表4）。结果显示，存在负向健康同化的趋势。对于女性而言，抵达10年后，超重的概率增加近8个百分点，这与我们的发现相符：她们的全科医生就诊次数更多。

移民女性对医疗服务的较高使用率并不与

有关西班牙移民的既有文献研究结果相悖。外国出生的劳动年龄人口的就业率和收入往往会随着在西班牙居住时间的增加而提高（Amuedo-Dorantes & de la Rica，2007年；Izquierdo等人，2010年），但其职业同化并不完整（Fernández-Macías等人，2015年；Rodríguez-Planas & Nollenberger，2016年；Simón等人，2014年）。鉴于在西班牙，医疗服务使用似乎会随着职业成就的提高而减少（Lostao等人，2011年），我们的结果表明，在西班牙居住时间较长的女性移民全科医生就诊次数更多，这与劳动力市场发展趋势是一致的。

在一项相关论述中，即使不考虑薪酬，西班牙移民的工作质量也明显低于当地人（Díaz-Serrano，2013年；Fernández 与 Ortega，2007年；Gálvez-Iniesta，2022年；Gamero Burón，2010年）。近期研究表明，恶劣的工作条件可能对健康产生与失业类似的不利影响（Chandola 与 Zhang，2017年；Wang 等，2022年）。显然，我们对健康同化的评估并不完善（受到调查的制约），因此，工作质量可能是解释我们研究结果的一个合理机制。

最后一个潜在渠道与文化适应有关。大量相关研究强调语言和文化对于移民医疗保健可及性的重要性（Fassaert 等，2009年；Ndumbi 等，2018年；Pena Díaz，2016年；Småland Goth 等，2010年；Sorensen 等，2019年；Thomas，2016年）。我们的结果与这一研究文献一致：经历最强烈同化过程的外国出生人口群体是拉丁美洲人和加勒比人，其次是欧洲人；而在非洲人中，居住在西班牙的年份似乎并不会对利用率产生很大影响。可以说，非洲人是与西班牙当地人在文化上距离最远的移民群体。

lth outcomes

(V)	(VI)
Mental health problems	
Men	Women
0.008	0.028
(0.023)	(0.029)
−0.019	0.009
(0.018)	(0.024)
−0.012	−0.037*
(0.014)	(0.021)
0.024**	−0.021
(0.010)	(0.019)
0.048***	−0.027
(0.013)	(0.021)
0.042	0.059
40,926	46,976
0.073	0.150

ons include an intercept, year and
d with migrant status), degree of
parentheses.

5.5. 稳健性检验

本节讨论若干稳健性检验的结果，这些检验用于考察我们的结果对不同方法选择的敏感程度。首先，我们使用泊松回归模型重新估计所有模型（见在线附录中的表 A.9 和表 A.10）。与普通最小二乘法一样，这种方法无需对误差项作任何进一步的函数形式假设，即可得到一致估计（Blackburn，2014年；Wooldridge，2010年）。[5]令人宽慰的是，结果在定性和定量上都与基准估计相似（表 A.11 和表 A.12。[6]

第二项稳健性检验是仅纳入只参加公共医疗保险的个体进行估计，以此尽可能排除过去十年不同规范性变化可能造成的扭曲。尽管由于样本规模较小，估计精度有所下降，但结果依然成立。[7] 最后一项敏感性检验考察当我们将分析范围限制在 65 岁以下个体时，结果是否会发生变化（表 A.13 和表 A.14）。这一方法选择或有助于减轻回流移民造成的潜在偏差，但除了使本土居民样本明显缩小之外，似乎并未对结果产生影响。

6. 结论

移民与福利国家之间的关系值得政策制定者和整个社会给予高度关注。外国出生人口获得和使用医疗保健的问题意义重大，因为这会影响公共财政，也关系到确保移民充分融入东道国。对这两个问题的评估结果，在移民刚抵达时和居住较长时间后可能有所不同。

本研究通过提供有关西班牙移民医疗服务利用同化过程的详细证据，为相关文献作出了贡献。我们的研究结果首先表明，外国出生人口中的部分群体

[5]在存在过度离散的情况下，该模型的效率不高。尽管如此，其他方法（例如负二项回归模型）在误差项符合假定函数形式时效率更高，但若这些性质不成立，则会产生有偏且不一致的估计值。[6]应当牢记，粗略而言，泊松回归模型的系数表示右侧变量每增加一个单位时，左侧变量相应的百分比变化。[7]尽管保险是内生变量，但仅拥有这项保险的群体占人口的比例具有足够的代表性，值得单独关注；该群体几乎包括所有移民，以及超过60%的当地人。

在抵达时，对部分此类服务的使用少于可比的本地人，这与健康移民效应相符。此外，这种使用会随着在西班牙居住时间的增加而增加，但仅体现在女性移民和全科医生就诊次数方面。尽管这表明同化证据并不十分强烈，但也不容忽视：2020年，公共卫生支出占该领域总支出的30%以上（西班牙卫生部，2022年；STL/353/2013号决议，2013年）。由于这种有限的同化，以及年龄对医疗服务利用率的不同影响，移民对这些服务的消费模式会逐渐接近本地人的模式，并且在部分女性移民群组和服务方面甚至超过本地人。需要注意的是，在东道国居住的时间（同化）对感兴趣变量的影响，以及年龄对该变量的差异性影响，代表着两种不同的现象。借助数据库的多个波次，并在主规格设定中同时纳入本地人和移民，我们能够在分析中将二者区分开来。

我们的结果表明，即使移民与本地人在医疗服务利用方面的差距很小，同化仍发挥着不可忽视的作用。不同移民群体之间以及自抵达以来经过的时间所存在的显著异质性，可能会影响对移民对公共财政影响的估计。因此，我们认为，以评估福利国家的可持续性为目标的研究人员，以及开展移民研究的研究人员，都可能受益于对外出生人口获取社会服务模式进行更为细致的建模。

参考文献

Abramitzky, R.、Boustan, L. 和 Eriksson, K.（2020）。如今移民的同化速度是否比过去更慢？《美国经济评论：洞见》，2（1），125–141。https://doi.org/10.1257/aeri.20190079 Abramitzky, R.、Boustan, L. P. 和 Eriksson, K.（2014）。移民之国：大规模移民时代的同化与经济结果。《政治经济学杂志》，122（3），467–506。https://doi.org/10.1086/675805 Alesina, A.、Harnoss, J. 和 Rapoport, H.（2021a）。移民与欧洲福利国家的未来。《美国政治与社会科学学会年刊》，697（1），120–147。https://doi.org/10.1177/ 00027162211055409 Alesina, A.、Murard, E. 和 Rapoport, H.（2021b）。移民与欧洲的再分配偏好。《经济地理学杂志》，21（6），925–954。https://doi.org/10.1093/jeg/lbab002 Amuedo-Dorantes, C. 和 de la Rica, S.（2007）。西班牙近期移民的劳动力市场同化。《英国工业关系杂志》，45（2），257–284。https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2007.00614.x Angrist, J. D. 和 Pischke, J.-S.（2008）。《基本无害的计量经济学：一位经验主义者的伴侣》。普林斯顿大学出版社。Antecol, H. 和 Bedard, K.（2006）。不健康同化：移民为何会趋同于美国人的健康状况水平？《人口学》，43（2），337–360。https://doi.org/10.1353/dem.2006.0011 Antecol, H. 和 Bedard, K.（2015）。移民与移民健康。载于 B. R. Chiswick 和 P. W. Miller（编），《国际移民经济学手册》（第271–314页）。北荷兰。https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53764-5.00006-2 Antón, J.-I. 和 Muñoz de Bustillo, R.（2010）。西班牙的医疗服务利用与移民。《欧洲健康经济学杂志》，11（5），487–498。https://doi.org/10.1007/s10198-009-0204-z Barrett, A. 和 McCarthy, Y.（2008）。移民与福利项目：探讨移民特征、移民福利依赖与福利政策之间的交互作用。《牛津经济政策评论》，24（3），542–559。https://doi.org/10.1093/oxrep/grn026

Blackburn, M. L. (2014). 泊松回归估计量与负二项回归估计量的相对表现。《牛津经济学与统计学通报》，77 (4)，605–616。https://doi.org/10.1111/obes.12074 Bodvarsson, Ö. B. & Van der Berg, H. (2013).《移民经济学》：理论与政策。Springer。Borjas, G. J. & Hilton, L. (1996). 移民与福利国家：移民参与经济状况审查型福利项目。《经济学季刊》，111 (2)，575–604。https://doi.org/10.2307/2946688 Bruquetas-Callejo, M. & Perna, R. (2020). 西班牙的移民与医疗改革：象征性政治、趋同的政策产出及来自基层的反对。《南欧社会与政治》，25 (1)，75–98。https://doi.org/10.1080/13608746.2020.1769342 Chandola, T. & Zhang, N. (2017). 再就业、工作质量、健康与异稳态负荷生物标志物：来自英国纵向家庭研究的前瞻性证据。《国际流行病学杂志》，47 (1)，47–57。https://doi.org/10.1093/ije/dyx150 Christl, M., Bélanger, A., Conte, A., Mazza, J. & Narazani, E. (2022). 预测移民对欧盟的财政影响。Fiscal St udies，43 (4)，365–385。https://doi.org/10.1111/1475-5890.12314 Dahlberg, M., Edmark, K. & Lundqvist, H. (2012). 族裔多样性与再分配偏好。《政治经济学杂志》，120 (1)，41–76。https://doi.org/10.1086/665800 Devillanova, C. (2008). 社会网络、信息与医疗服务利用：来自米兰无证移民的证据。《健康经济学》，27 (2)，265–286。https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.08.006 Díaz-Serrano, L. (2013). 移民、本地人与工作质量：来自西班牙的证据。《国际人力杂志》，34 (7)，753–775。https://doi.org/10.1108/IJM-01-2012-0002 Facchini, G., Mayda, A. M. & Murard, E. (2016). 移民是否会影响再分配偏好？跨国证据。载于 G. P. Freeman & N. Mirilovic (编)，《移民与社会政策手册》（第 293–314 页）。爱德华·埃尔加。Fassaert, T., Hesselink, A. E. & Verhoeff, A. P. (2009). 土耳其和摩洛哥移民的文化适应与医疗服务使用：一项基于人口的横断面研究。《BMC公共卫生》，9，332。https://doi.org/10.1186/1471-2458-9-332

Fernández, C. & Ortega, C. (2007). 西班牙移民的劳动力市场同化：是否以不良工作匹配为代价？《西班牙经济评论》，10 (2)，83–107。https://doi.org/10.1007/s10108-007-9032-4 Fernández-Macías, E., Grande, R., del Rey Poveda, A. & Antón, J.-I. (2015). 新近抵达移民的就业与职业流动：西班牙案例，1997年–2007年。《人口研究与政策评论》，34 (2)，243–277。https://doi.org/10.1007/s11113-014-9347-4 Gálvez-Iniesta, I. (2022). 移民工资的周期性与劳动力市场流动：来自西班牙的证据。《经济学》，16 (1)，90–122。https://doi.org/10.1515/econ-2022-0020 Gamero Burón, C. (2010). 移民雇员的工作满意度。《应用经济学杂志》，54 (18)，33–56。Giulietti, C. (2014). 福利磁铁假说与移民的福利领取。《IZA劳动世界》，2014，37。https://doi.org/10.15185/izawol.37 Giuntella, O. (2016). 同化与健康：来自第二代和第三代西班牙裔关联出生记录的证据。《人口学》，53 (6)，1979–2004。https://doi.org/10.1007/s13524-016-0522-6 Giuntella, O. & Lonsky, J. (2022). 迁移与健康。载于 K. F. Zimmermann (编)，《劳动、人力资源与人口经济学手册》（第 1–15 页）。Springer。https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_98-1 Giuntella, O. & Stella, L. (2016). 移民不健康同化进程的加速。《健康经济学》，26 (4)，511–518。https://doi.org/10.1002/hec.3331 Grande, R. & Del Rey, A. (2017). 拉丁美洲和加勒比女性在西班牙的生育率：适应、维持还是中断？《人口》，23 (92)，39–63。Hamilton, E., Berger Cardoso, J., Hummer, R. A. & Padilla, Y. C. (2011). 美国儿童新一代的同化与新出现的健康差异。《人口学研究》，25，783–818。https://doi.org/10.4054/DemRes.2011.25.25 Hansen, M. F., Schultz-Nielsen, M. L. & Tranæs, T. (2017). 移民对斯堪的纳维亚类型福利国家的财政影响。《人口经济学杂志》，30 (3)，925–952。https://doi.org/10.1007/s00148-017-0636-1 国际货币基金组织。(2020). 《世界经济展望》，2020年4月：大封锁。IMF。

国际移民组织。（2019年）。《世界移民报告2020》。国际移民组织。
Izquierdo, M., Jimeno, J. F. & Aitor, L.（2016年）。西班牙：从大规模移民到大规模移出？《IZA移民杂志》，5，10。https://doi.org/10.1186/s40176-016-0058-y Izquierdo, M., Jimeno, J. F. & Rojas, J. A.（2010年）。移民的总体影响：西班牙案例。《SERIEs——西班牙经济学协会杂志》，1（4），409–432。https://doi.org/10.1007/s13209-010-0021-8 Jiménez-Rubio, D. & Vall-Castelló, J.（2020年）。限制无证移民的医疗保健可及性：明智之举吗？《健康经济学》，29（8），878–890。https://doi.org/10.1002/hec.4115 Juanmarti Mestres, A., López Casasnovas, G. & Vall Castelló, J.（2021年）。失去医疗保险的致命影响。《欧洲经济评论》，131，103608。https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103608 Lalonde, R. J. & Topel, R. H.（1997年）。国际移民的经济影响与移民的经济表现。载于M. R. Rosenzweig & O. Stark（编），《人口与家庭经济学手册》（第799–850页）。北荷兰。https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80006-2 Larramona, G.（2013年）。西班牙的移民外迁。《人口》，68（2），213–236。https://doi.org/10.3917/pope.1302.0213 Llop-Gironés, A., Vargas Lorenzo, I., Garcia-Subirats, I., Aller, M.-B. & Vázquez Navarrete, M. L.（2014年）。西班牙移民人口的卫生服务获取。《西班牙公共卫生杂志》，88（6），715–734。https://doi.org/10.4321/S1135-57272014000600005 Lostao, L., Regidor, E., Gimeno, D., Netuveli, G. & Blane, D.（2011年）。20世纪90年代卫生系统改革前后大不列颠和西班牙医疗服务使用的社会经济模式。《健康与场所》，17（3），830–835。https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2011.03.006 McDonald, J. T. & Kennedy, S.（2004年）。深入理解“健康移民效应”：移民到加拿大的移民的健康状况与医疗服务使用。《社会科学与医学》，59(8)，1613–1627。https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004. 02.004 西班牙卫生部。（2022年）。《国家卫生系统年度报告2020–2021》。https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/sisInfSan SNS / tablasEstadisticas / InfAnualSNS2020 _ 21/ INFORME _ ANUAL _2020 _ 21.pdf

卫生部。（2022年）。《全国健康调查》 [数据集]。卫生部。马德里。 Muñoz de Bustillo, R. & Antón, J.-I.（2010年）。从移出的西班牙到接纳移民的西班牙：西班牙拉丁美洲移民的背景、规模与特征。《今日拉丁美洲》，55，15–39。https://doi. org/10.14201/alh.7261 Nannestad, P.（2007年）。移民与福利国家：15年研究综述。《欧洲政治经济学杂志》，23（2），512–532。https: //doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.08.007 Ndumbi, P., del Romero, J., Pulido, F., Velasco Arribas, M., Fernando, D., Blanco Ramos, J. R., García de Olalla, P., Ocaña, I., Belda-Ibañez, J., del Amo, J., Álvarez-del Arcom, D. & AMASE研究组。（2018年）。西班牙感染艾滋病毒的移民获得医疗服务的障碍。《欧洲公共卫生杂志》，28（3），451–457。https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx225 Norredam, M., Nielsen, S. S. & Krasnik, A.（2009年）。移民在欧洲对躯体医疗服务的利用——系统综述。《欧洲公共卫生杂志》，20（5），555–563。https://doi.org/10.1093/eurpub/ckp195 Pena Díaz, C.（2016年）。西班牙移民医疗保健中的语言和语用障碍：对语言间调解员与跨文化调解员的需求。《跨文化：翻译与跨文化传播杂志》，（7–8），625–634。https: // doi.org/10.24310/Entreculturasertci.vi7-8.11358 STL/353/2013号决议，《加泰罗尼亚政府公报》，6429，1st2013年3月（2013年）。https : / / dogc . gencat . cat / es / document - del - dogc / ?documentId=629759Rivera, B., Casal, B. & Currais, L.（2013年）。健康移民效应：基于 ENSE 2011-2012 的移民人口健康轨迹。《应用经济学研究》，31（2），339–358。https : / / doi . org / 10 . 25115 / eea . v31i2.3330 Rivera, B., Casal, B. & Currais, L.（2015年）。居留时长与西班牙移民人口的心理健康：健康移民效应的证据。《应用经济学》，47（19），1972–1982。https://doi.org/10.1080/00036846. 2014.1002895 Rodríguez-Planas, N. & Nollenberger, N.（2016年）。西班牙新移民的劳动力市场融入。《IZA劳动政策杂志》，5，4。https://doi.org/ 10.1186/s40173-016-0062-0

Sarría-Santamera, A., Hijas-Gómez, A. I., Carmona, R. & Gimeno-Feliú, L. A. (2016). 移民与本土人口医疗服务使用情况的系统综述。《公共卫生评论》，37，第28篇文章。https://doi. org/10.1186/s40985-016-0042-3 Schober, T. & Zocher, K. (2022). 难民的医疗服务利用：来自奥地利的证据。《国际移民评论》。在线优先发表。https: //doi.org/10.1177/01979183211061091 Simón, H., Ramos, R. & Sanromá, E. (2014). 移民的职业流动：来自西班牙的纵向证据。《欧洲人口学期刊》，30 (2)，223–255。https://doi.org/10.1007/s10680-014-9313-1 Småland Goth, U. G. & Berg, J. E. (2010). 移民参与挪威医疗保健：一项采用关键知情人的定性研究。《欧洲全科医学期刊》，17 (1)，28–33。https://doi.org/10.3109/13814788.2010.525632 Småland Goth, U. G., Berg, J. E. & Akman, H. (2010). 挪威全科医生面对移民患者时的跨文化挑战。《国际移民、健康与社会关怀期刊》，6 (1)，26–33。https: //doi.org/10.5042/ijmhsc.2010.0447 Småland Goth, U. G. & Godager, G. (2012). 挪威初级保健急诊服务的使用：出生国和居住时长的影响。《北欧卫生经济学期刊》，1 (2)，171–186。https://doi.org/10.5617/njhe.227 Sorensen, J., Norredam, M., Suurmond, J., Carter-Pokras, O., Garcia-Ramirez, M. & Krasnik, A. (2019). 欧洲大学医学课程确保文化胜任力的必要性。《BMC医学教育》，19，21。https://doi.org/10.1186/s12909-018-1449-y 西班牙国家统计局。（2022年）。西班牙欧洲健康调查 [数据集]。SSO。马德里。西班牙国家统计局。（2022年）。全国移民调查 [数据集]。西班牙国家统计局。马德里。Thomas, F. (2016). 移民医疗保健中的文化胜任力。载于 F. Thomas（编），《移民与健康手册》（第459–474页）。爱德华·埃尔加。Vargas Bustamante, A. & Chen, J. (2011). 医疗支出动态与在美国居住年限：按公民身份／出生地身份分析拉丁裔的支出差异。《卫生服务研究》，47 (2)，794–818。https: //doi.org/10.1111/j.1475-6773.2011.01278.x

Villarreal, A. (2019). 佩德罗·桑切斯“全民医疗保健”政策实施一年：“甚至比人民党（PP）的政策还差”。*El Confidencial*。https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103608Wadsworth, J. (2013). 别抱怨：英国和德国的移民、健康与医疗服务使用。*Fiscal Studies*, *34*(1), 55–82。https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2013.00177.xWang, S., Kamer¯ade, D., Burchell, B., Coutts, A. & Balderson, S. U. (2022). 对员工心理健康而言，什么更重要：工作质量还是工作数量？《剑桥经济学杂志》，*46*(2), 251–274。https://doi.org/10.1093/cje/beab054Wooldridge, J.M. (2010). 横截面数据与面板数据的计量经济学分析(2nd 版）。麻省理工学院出版社。Zheng, B. & Agresti, A. (2000). 概括广义线性模型的预测能力。《医学统计学》，*19*(13), 1771–1781。https://doi.org/10.1002/1097-0258(20000715)19:13<1771::AID-SIM485>3.0.CO;2-P

补充附录

表A.1. 年龄、移民抵达队列及全科医生和专科医生就诊次数中的同化效应（普通最小二乘法）：欧盟15国的外国出生人口

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.027***	−0.000	0.020***	0.004
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.003)
年龄^2/100	−0.043***	0.009	−0.033***	−0.004
	(0.012)	(0.013)	(0.011)	(0.006)
年龄^3 /10000	0.026***	−0.004	0.016***	0.000
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	0.037	0.034	−0.014	−0.040**
	(0.023)	(0.038)	(0.012)	(0.019)
年龄/100 ×移民	−0.084	−0.079	0.021	0.073*
	(0.052)	(0.081)	(0.025)	(0.038)
年龄/10，000 ×移民	0.056	0.049	−0.011	−0.042*
	(0.036)	(0.054)	(0.017)	(0.023)
移民抵达队列				
1996年以前	−0.017	−0.313	0.151	0.093
	(0.100)	(0.258)	(0.122)	(0.117)
1996–2007年	−0.086	−0.308	0.107	0.064
	(0.091)	(0.214)	(0.120)	(0.108)
2008–2020年	−0.152	−0.199	0.074	0.151
	(0.096)	(0.140)	(0.081)	(0.107)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.071	0.079	−0.016	−0.026
	(0.083)	(0.108)	(0.067)	(0.053)
10年或以上	−0.109	0.289*	−0.044	0.116*
	(0.090)	(0.174)	(0.079)	(0.070)
调整后的 R^2	0.053	0.034	0.033	0.033
观测值数量	37,967	43,279	37,967	43,279
因变量均值	0.302	0.415	0.112	0.160

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.2. 年龄、移民抵达队列与住院和急诊就诊的同化效应（普通最小二乘法）（欧盟15国的外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.044**	0.026	0.062***	0.030**
	(0.018)	(0.022)	(0.010)	(0.014)
年龄^2/100	−0.083**	−0.047	−0.138***	−0.084***
	(0.034)	(0.041)	(0.020)	(0.028)
年龄^3 /10000	0.050***	0.027	0.090***	0.061***
	(0.019)	(0.023)	(0.012)	(0.016)
年龄 ×移民	−0.144	−0.038*	−0.039	−0.021
	(0.126)	(0.022)	(0.058)	(0.049)
年龄/100 ×移民	0.400	0.063	0.101	0.018
	(0.347)	(0.046)	(0.113)	(0.096)
年龄/10，000 ×移民	−0.300	−0.033	−0.081	−0.002
	(0.258)	(0.029)	(0.070)	(0.060)
移民抵达队列				
1996年以前	0.873	0.286**	0.142	0.026
	(0.738)	(0.141)	(0.329)	(0.340)
1996–2007年	0.889	0.224*	−0.109	−0.093
	(0.797)	(0.128)	(0.332)	(0.334)
2008–2020年	0.922	0.167	−0.152	0.036
	(0.994)	(0.108)	(0.296)	(0.291)
在西班牙居住时间				
5–9年	−1.027	0.038	0.132	0.134
	(1.138)	(0.059)	(0.143)	(0.155)
10年或以上	−1.194	−0.008	0.027	0.215
	(1.067)	(0.064)	(0.125)	(0.158)
调整后的 R^2	0.010	0.001	0.013	0.016
观测值数量	37,967	43,279	37,967	43,279
因变量均值	0.123	0.141	0.397	0.538

注释： *** 在1%显著性水平上显著； ** 在5%显著性水平上显著； * 在10%显著性水平上显著。所有规格均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.3. 年龄、移民抵达队列及全科医生和专科医生就诊次数中的同化效应（普通最小二乘法）（来自 EU15 以外欧洲国家的外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.027***	−0.001	0.020***	0.004
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.003)
年龄^2/100	−0.043***	0.010	−0.033***	−0.003
	(0.012)	(0.013)	(0.011)	(0.006)
年龄^3 /10000	0.026***	−0.005	0.016***	−0.000
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	0.038	0.011	−0.019	0.001
	(0.032)	(0.031)	(0.014)	(0.024)
年龄/100 ×移民	−0.112	−0.026	0.035	−0.008
	(0.079)	(0.079)	(0.028)	(0.061)
年龄/10，000 ×移民	0.095	0.023	−0.025	0.011
	(0.061)	(0.064)	(0.018)	(0.050)
移民抵达队列				
1996年以前	0.061	−0.221	0.188*	0.153
	(0.164)	(0.167)	(0.106)	(0.291)
1996–2007年	−0.036	−0.227**	0.019	−0.121
	(0.115)	(0.103)	(0.066)	(0.106)
2008–2020年	−0.040	−0.252***	0.041	−0.073
	(0.106)	(0.097)	(0.059)	(0.083)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.041	0.196***	0.049	0.035
	(0.083)	(0.073)	(0.032)	(0.051)
10年或以上	0.036	0.126	0.107***	0.127
	(0.081)	(0.078)	(0.035)	(0.079)
调整后的 R^2	0.052	0.034	0.033	0.033
观测值数量	38,065	43,480	38,065	43,480
因变量均值	0.301	0.413	0.111	0.159

注释： *** 在1%显著性水平上显著； ** 在5%显著性水平上显著； * 在10%显著性水平上显著。所有设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.4. 年龄、移民抵达队列以及住院治疗和急诊就诊中的同化效应（普通最小二乘法）（来自EU15以外欧洲国家的外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
Age	0.040**	0.028	0.062***	0.034**
	(0.018)	(0.021)	(0.010)	(0.014)
年龄^2/100	−0.077**	−0.050	−0.138***	−0.092***
	(0.033)	(0.041)	(0.020)	(0.028)
年龄^3 /10000	0.047**	0.029	0.090***	0.065***
	(0.019)	(0.023)	(0.012)	(0.016)
年龄 ×移民	0.013	0.011	0.025	0.090
	(0.019)	(0.022)	(0.051)	(0.060)
年龄/100 ×移民	−0.033	−0.040	−0.049	−0.216
	(0.052)	(0.057)	(0.116)	(0.149)
年龄/10，000 ×移民	0.025	0.038	0.022	0.160
	(0.045)	(0.045)	(0.081)	(0.115)
移民抵达队列				
1996年以前	−0.106	−0.019	0.262	−0.946***
	(0.091)	(0.107)	(0.350)	(0.345)
1996–2007年	−0.057	−0.063	−0.077	−0.419
	(0.046)	(0.058)	(0.193)	(0.323)
2008–2020年	−0.054	−0.048	−0.240	−0.547***
	(0.040)	(0.048)	(0.164)	(0.207)
在西班牙居住时间				
5–9年	0.008	0.081	0.013	0.131
	(0.034)	(0.056)	(0.116)	(0.264)
10年或以上	0.029	0.075	0.083	0.376
	(0.039)	(0.054)	(0.127)	(0.244)
调整后的 R^2	0.008	0.001	0.013	0.015
观测值数量	38,065	43,480	38,065	43,480
因变量均值	0.118	0.140	0.400	0.542

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表A.5. 年龄、移民抵达队列以及全科医生和专科医生就诊次数的同化效应（普通最小二乘法）（来自拉丁美洲和加勒比地区的外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.025***	0.002	0.020***	0.006*
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.003)
年龄^2/100	−0.040***	0.005	−0.032***	−0.006
	(0.012)	(0.013)	(0.010)	(0.006)
年龄^3 /10000	0.024***	−0.002	0.016***	0.001
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	−0.022	0.059***	−0.004	0.013
	(0.022)	(0.021)	(0.015)	(0.011)
年龄/100 ×移民	0.053	−0.120**	0.014	−0.024
	(0.053)	(0.049)	(0.037)	(0.025)
年龄/10，000 ×移民	−0.037	0.070**	−0.010	0.013
	(0.039)	(0.035)	(0.028)	(0.017)
移民抵达队列				
1996年以前	0.065	−0.222**	0.016	−0.184***
	(0.104)	(0.110)	(0.070)	(0.065)
1996–2007年	0.137	−0.204**	0.035	−0.128***
	(0.093)	(0.089)	(0.057)	(0.048)
2008–2020年	0.122*	−0.179**	−0.037	−0.114***
	(0.071)	(0.077)	(0.054)	(0.039)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.095	0.035	−0.031	0.033
	(0.068)	(0.067)	(0.047)	(0.033)
10年或以上	−0.097	0.131*	−0.077	0.080**
	(0.074)	(0.067)	(0.051)	(0.039)
调整后的 R^2	0.052	0.033	0.032	0.034
观测值数量	38,772	44,790	38,772	44,790
因变量均值	0.300	0.416	0.112	0.160

注： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.6. 年龄、移民抵达队列以及住院和急诊就诊次数中的同化效应（普通最小二乘法）（来自拉丁美洲和加勒比地区的外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.038**	0.028	0.059***	0.031**
	(0.017)	(0.021)	(0.010)	(0.014)
年龄^2/100	−0.073**	−0.050	−0.133***	−0.086***
	(0.033)	(0.040)	(0.020)	(0.027)
年龄^3 /10000	0.046**	0.029	0.087***	0.062***
	(0.019)	(0.022)	(0.012)	(0.016)
年龄 ×移民	−0.000	−0.016	0.002	0.048
	(0.014)	(0.014)	(0.036)	(0.034)
年龄/100 ×移民	0.005	0.031	−0.003	−0.090
	(0.034)	(0.030)	(0.086)	(0.074)
年龄/10,000 ×移民	−0.007	−0.021	0.002	0.047
	(0.025)	(0.020)	(0.066)	(0.050)
移民抵达队列				
1996年以前	−0.072	0.313***	−0.070	−0.040
	(0.058)	(0.110)	(0.186)	(0.265)
1996–2007年	−0.045	0.162**	0.073	−0.120
	(0.042)	(0.073)	(0.174)	(0.232)
2008–2020年	−0.037	0.129**	0.051	−0.107
	(0.035)	(0.064)	(0.125)	(0.189)
在西班牙居住时间				
5–9年	0.081**	−0.081*	−0.094	−0.085
	(0.033)	(0.046)	(0.130)	(0.150)
10年或以上	0.041	−0.106**	−0.035	0.011
	(0.033)	(0.048)	(0.153)	(0.165)
调整后的 R^2	0.008	0.001	0.012	0.015
观测值数量	38,772	44,790	38,772	44,790
因变量均值	0.118	0.141	0.402	0.549

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.7. 年龄、移民抵达队列及全科医生和专科医生就诊次数中的同化效应（普通最小二乘法）（非洲外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
Age	0.027***	−0.001	0.020***	0.004
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.003)
年龄^2/100	−0.043***	0.010	−0.032***	−0.003
	(0.012)	(0.013)	(0.011)	(0.007)
年龄^3 /10000	0.026***	−0.005	0.016***	−0.000
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	−0.038	−0.060	0.002	0.016
	(0.028)	(0.039)	(0.008)	(0.022)
年龄/100 ×移民	0.088	0.103	−0.010	−0.044
	(0.065)	(0.090)	(0.016)	(0.051)
年龄/10，000 ×移民	−0.062	−0.053	0.007	0.036
	(0.044)	(0.062)	(0.011)	(0.036)
移民抵达队列				
1996年以前	0.003	0.293	−0.038	0.107
	(0.118)	(0.227)	(0.062)	(0.277)
1996–2007年	0.081	0.507**	−0.013	0.152
	(0.110)	(0.210)	(0.063)	(0.282)
2008–2020年	0.100	0.272	0.005	0.066
	(0.098)	(0.194)	(0.048)	(0.143)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.012	−0.069	−0.025	−0.211
	(0.089)	(0.139)	(0.048)	(0.218)
10年或以上	0.047	0.080	0.025	−0.197
	(0.090)	(0.154)	(0.055)	(0.281)
调整后的 R^2	0.052	0.032	0.031	0.033
观测值数量	40,936	46,993	40,936	46,993
因变量均值	0.293	0.410	0.107	0.156

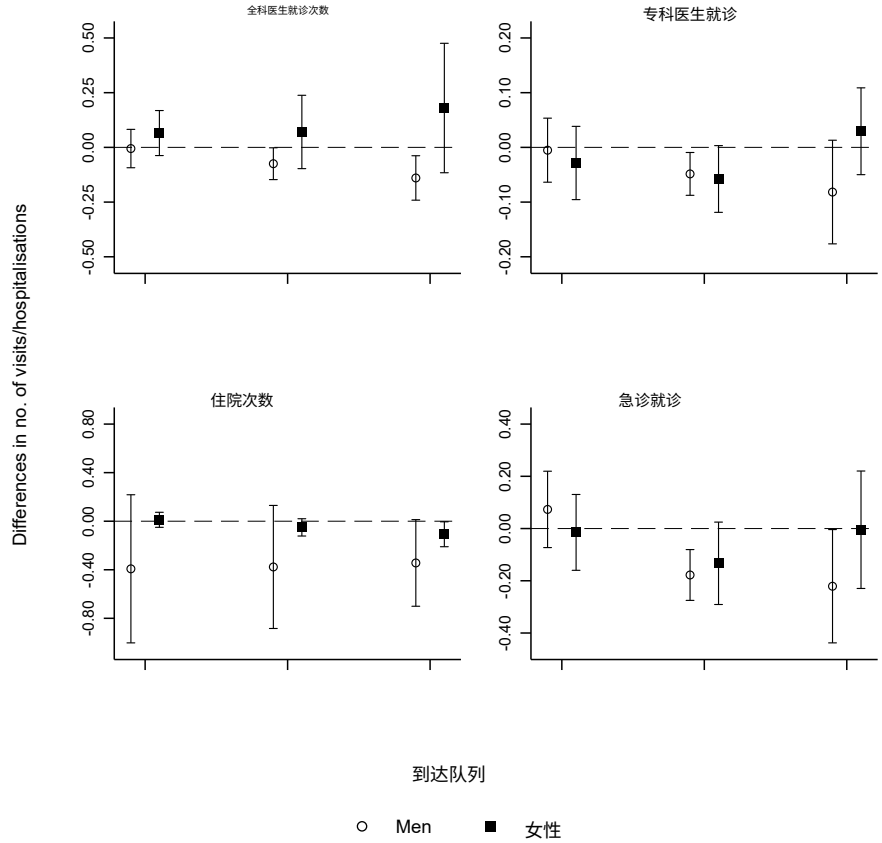
注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表 A.8. 年龄、移民抵达队列和住院及急诊就诊的同化效应（普通最小二乘法）（非洲外国出生人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
Age	0.039**	0.029	0.060***	0.030**
	(0.018)	(0.021)	(0.010)	(0.014)
年龄^2/100	−0.074**	−0.052	−0.134***	−0.084***
	(0.033)	(0.041)	(0.020)	(0.028)
年龄^3 /10000	0.046**	0.030	0.088***	0.061***
	(0.019)	(0.023)	(0.012)	(0.016)
年龄 ×移民	0.002	0.028	−0.082	0.126**
	(0.027)	(0.108)	(0.060)	(0.054)
年龄/100 ×移民	−0.014	−0.137	0.170	−0.273**
	(0.069)	(0.305)	(0.142)	(0.129)
年龄/10，000 ×移民	0.014	0.121	−0.110	0.188**
	(0.054)	(0.230)	(0.099)	(0.094)
移民抵达队列				
1996年以前	0.033	0.590	0.438	−0.417
	(0.058)	(0.449)	(0.364)	(0.315)
1996–2007年	0.033	0.531	0.200	−0.113
	(0.061)	(0.334)	(0.221)	(0.287)
2008–2020年	−0.031	0.265	0.246	−0.390
	(0.055)	(0.282)	(0.230)	(0.244)
在西班牙居住时间				
5–9年	0.035	−0.145	0.127	−0.270
	(0.027)	(0.130)	(0.174)	(0.256)
10年或以上	−0.010	0.206	0.176	−0.298
	(0.042)	(0.418)	(0.173)	(0.271)
调整后 R^2	0.008	0.002	0.012	0.016
观测值数量	38,245	43,327	38,245	43,327
因变量均值	0.118	0.147	0.404	0.544

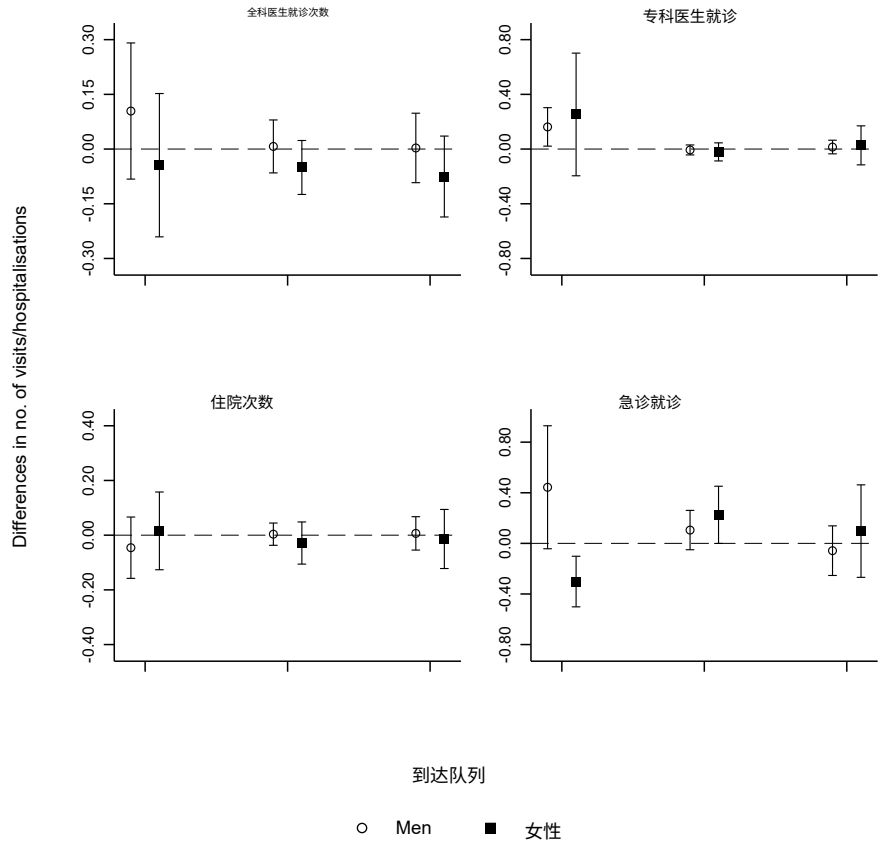
注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

图A.1. 按抵达队列划分的在西班牙居住10年后35岁移民医疗服务使用差异（来自欧盟15国的外国出生人口）



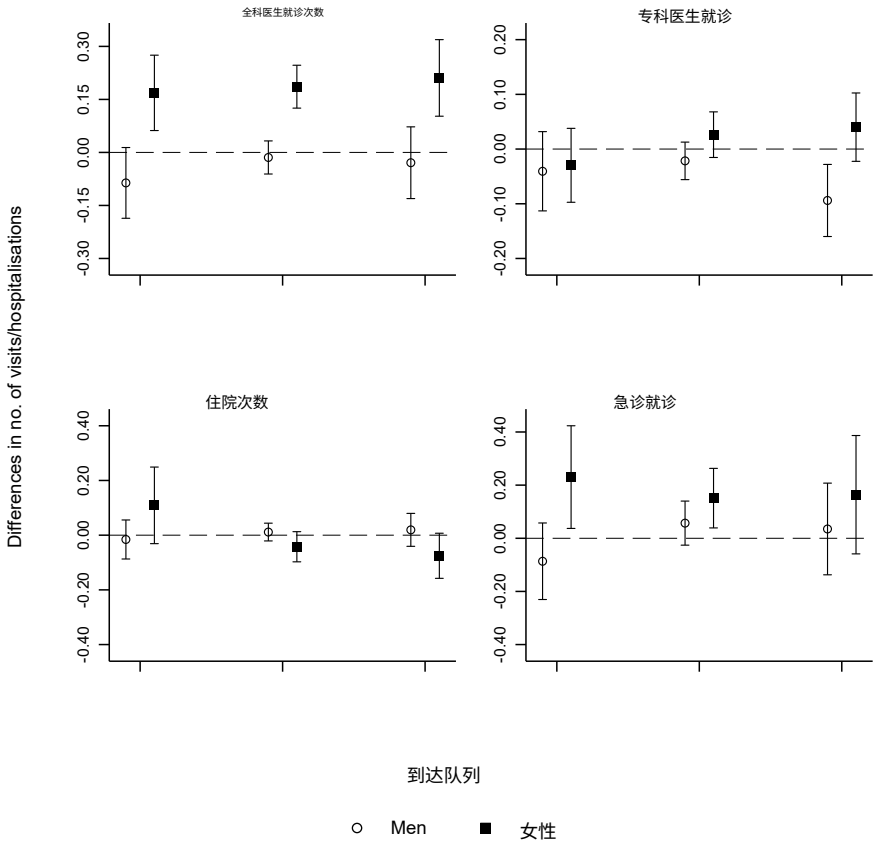
注： 该图显示了点估计和90%置信区间。我们假设移民是在10年或更早以前进入该国的。来源：作者根据表A.1和A.2中的结果进行的分析。

图 A.2. 按抵达队列划分的在西班牙居住10年后35岁移民之间医疗服务使用的差异（来自EU15以外欧洲国家的外国出生人口）



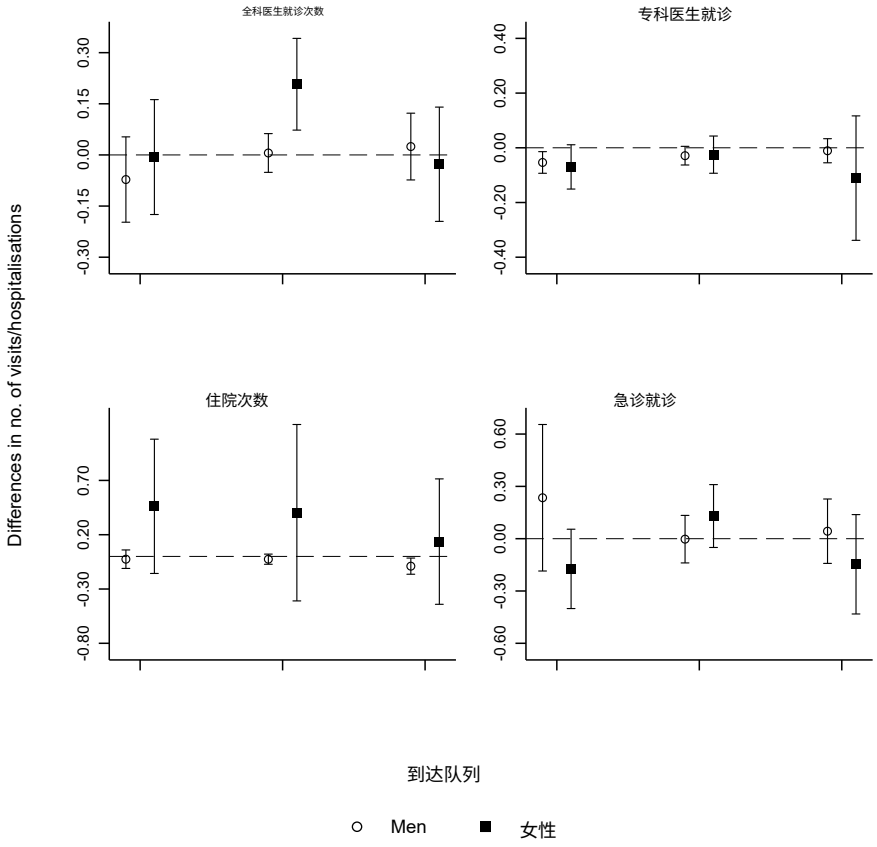
注： 该图显示了点估计和90%置信区间。我们假设移民是在10年前或更早进入该国的。来源：作者根据表A.3和A.4中的结果进行的分析。

图A.3. 按抵达队列划分的在西班牙居住10年后的35岁移民之间医疗服务使用差异（来自拉丁美洲和加勒比地区的外国出生人口）



注： 图中显示了点估计和90%置信区间。我们假设移民是在10年前或更早进入该国的。来源：作者分析，基于表A.5和A.6中的结果。

图A.4 按抵达队列划分的35岁移民在西班牙居住10年后的医疗服务使用差异（来自非洲的外国出生人口）



注：图中展示了点估计和90%置信区间。我们假设移民在10年以前或更早进入该国。来源：作者根据表A.5和A.6中的结果进行的分析。

表 A.9 稳健性检验（I）：全科医生和专科医生就诊次数的移民抵达队列与同化效应（泊松回归估计）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.096***	0.003	0.205***	0.051**
	(0.021)	(0.015)	(0.050)	(0.023)
年龄^2/100	−0.133***	0.021	−0.342***	−0.062
	(0.041)	(0.029)	(0.097)	(0.044)
年龄^3 /10000	0.068***	−0.014	0.175***	0.022
	(0.024)	(0.017)	(0.055)	(0.026)
年龄 ×移民	−0.035	0.079**	−0.095	0.067
	(0.052)	(0.038)	(0.100)	(0.065)
年龄/100 ×移民	0.062	−0.169**	0.193	−0.142
	(0.112)	(0.082)	(0.211)	(0.137)
年龄/10，000 ×移民	−0.033	0.100*	−0.124	0.090
	(0.074)	(0.055)	(0.139)	(0.090)
移民抵达队列				
1996年以前	0.246	−0.389*	0.681	−0.480
	(0.298)	(0.236)	(0.578)	(0.531)
1996–2007年	0.361	−0.251	0.609	−0.383
	(0.278)	(0.210)	(0.540)	(0.485)
2008–2020年	0.129	−0.378*	−0.340	−0.645*
	(0.244)	(0.197)	(0.498)	(0.349)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.271	0.075	−0.367	−0.271
	(0.203)	(0.149)	(0.394)	(0.350)
10年或以上	−0.184	0.282*	−0.516	0.136
	(0.207)	(0.152)	(0.386)	(0.371)
R^2	0.053	0.034	0.039	0.035
观测值数量	40,936	46,993	40,936	46,993
因变量均值	0.293	0.410	0.107	0.156

注释：*** 在1%水平上显著；** 在5%水平上显著；* 在10%水平上显著。所有模型设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况及活动状态。括号内为异方差稳健标准误。R^2 是实际值与拟合值之间相关系数的平方，正如 Zheng 和 Agresti（2000年）所建议。来源：来自全国健康调查的作者分析。

表A.10. 稳健性检验（I）：住院和急诊就诊次数的移民抵达队列与同化效应（泊松回归估计）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.319***	0.031	0.130***	0.060***
	(0.116)	(0.019)	(0.023)	(0.021)
年龄^2/100	−0.553**	−0.056	−0.287***	−0.161***
	(0.220)	(0.037)	(0.046)	(0.040)
年龄^3 /10000	0.308**	0.032	0.187***	0.113***
	(0.123)	(0.021)	(0.026)	(0.024)
年龄 ×移民	−0.214	−0.009	−0.047	0.102***
	(0.181)	(0.016)	(0.057)	(0.037)
年龄/100 ×移民	0.582	0.003	0.110	−0.208***
	(0.479)	(0.042)	(0.136)	(0.080)
年龄/10，000 ×移民	−0.436	0.004	−0.088	0.125**
	(0.360)	(0.031)	(0.098)	(0.053)
移民抵达队列				
1996年以前	0.890	0.243***	0.361	−0.521*
	(0.603)	(0.090)	(0.326)	(0.289)
1996–2007年	1.297**	0.170**	0.189	−0.316
	(0.660)	(0.072)	(0.252)	(0.260)
2008–2020年	1.048	0.116**	−0.014	−0.399**
	(0.755)	(0.053)	(0.207)	(0.202)
在西班牙居住时间				
5–9年	−1.015	−0.032	−0.006	−0.131
	(0.721)	(0.034)	(0.197)	(0.187)
10年或以上	−1.579**	−0.007	0.116	0.088
	(0.786)	(0.067)	(0.212)	(0.197)
R^2	0.025	0.002	0.014	0.015
观测值数量	39,944	44,820	39,944	44,820
因变量均值	0.115	0.134	0.403	0.550

注释：*** 在1%水平上显著；** 在5%水平上显著；* 在10%水平上显著。所有设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状态和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。R^2 是实际值与拟合值之间相关系数的平方，计算方法参照 Zheng 和 Agresti（2000年）。来源：根据全国健康调查数据进行的作者分析。

表 A.11. 稳健性检验（II）：移民抵达队列对全科医生就诊次数和专科医生就诊次数的影响及同化效应（普通最小二乘法）（仅涵盖英国国家医疗服务体系的人群）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.026***	0.001	0.019***	0.005
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.003)
年龄^2/100	−0.041***	0.008	−0.030***	−0.003
	(0.013)	(0.013)	(0.011)	(0.006)
年龄^3 /10000	0.025***	−0.004	0.015**	−0.001
	(0.008)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
年龄 ×移民	−0.008	0.028**	−0.005	0.011
	(0.013)	(0.014)	(0.008)	(0.008)
年龄/100 ×移民	0.017	−0.060*	0.008	−0.025
	(0.031)	(0.032)	(0.017)	(0.017)
年龄/10,000 ×移民	−0.012	0.035	−0.004	0.016
	(0.022)	(0.023)	(0.012)	(0.012)
移民抵达队列				
1996年以前	0.023	−0.119	0.027	−0.086
	(0.063)	(0.078)	(0.041)	(0.064)
1996–2007年	0.064	−0.060	0.033	−0.076
	(0.057)	(0.065)	(0.037)	(0.054)
2008–2020年	0.057	−0.096	−0.001	−0.077**
	(0.050)	(0.059)	(0.032)	(0.034)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.054	−0.001	−0.013	−0.016
	(0.043)	(0.046)	(0.026)	(0.038)
10年或以上	−0.033	0.080*	−0.012	0.041
	(0.046)	(0.048)	(0.030)	(0.048)
调整后的 R^2	0.054	0.032	0.032	0.033
观测值数量	36,497	43,294	36,497	43,294
因变量均值	0.298	0.419	0.104	0.151

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有规格均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表A.12 稳健性检验（II）：住院和急诊就诊次数中的移民抵达队列与同化效应（泊松回归估计）（仅覆盖英国国家医疗服务体系的人群）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.046**	0.030	0.059***	0.032**
	(0.019)	(0.021)	(0.011)	(0.015)
年龄^2/100	−0.088**	−0.055	−0.130***	−0.088***
	(0.036)	(0.040)	(0.021)	(0.028)
年龄^3 /10000	0.053***	0.031	0.085***	0.063***
	(0.020)	(0.023)	(0.012)	(0.017)
年龄 ×移民	−0.045	−0.008	−0.026	0.059**
	(0.041)	(0.018)	(0.026)	(0.024)
年龄/100 ×移民	0.119	0.000	0.057	−0.123**
	(0.107)	(0.047)	(0.059)	(0.052)
年龄/10，000 ×移民	−0.088	0.006	−0.044	0.078**
	(0.077)	(0.035)	(0.041)	(0.035)
移民抵达队列				
1996年以前	0.207	0.254***	0.172	−0.266
	(0.209)	(0.097)	(0.153)	(0.176)
1996–2007年	0.275	0.173**	0.110	−0.160
	(0.266)	(0.075)	(0.116)	(0.162)
2008–2020年	0.270	0.112**	0.035	−0.217*
	(0.300)	(0.057)	(0.098)	(0.132)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.199	−0.032	0.003	−0.090
	(0.255)	(0.037)	(0.076)	(0.111)
10年或以上	−0.280	−0.008	0.058	0.025
	(0.276)	(0.072)	(0.085)	(0.116)
调整后的 R^2	0.007	0.001	0.012	0.014
观测值数量	36,497	43,294	36,497	43,294
因变量均值	0.120	0.145	0.411	0.559

注： *** 在1% 显著性水平上显著； ** 在5% 显著性水平上显著； * 在10% 显著性水平上显著。所有规格均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度，以及婚姻状态和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表A.13. 稳健性检验（III）：移民抵达队列与全科医生和专科医生就诊次数的同化效应（普通最小二乘法）（64岁以下人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	全科医生就诊次数		专科医生就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.029***	0.046***	0.011	0.016**
	(0.008)	(0.012)	(0.007)	(0.008)
年龄^2/100	−0.048**	−0.114***	−0.005	−0.034
	(0.022)	(0.031)	(0.017)	(0.022)
年龄^3 /10000	0.031*	0.097***	−0.008	0.024
	(0.018)	(0.026)	(0.014)	(0.018)
年龄 ×移民	0.023	−0.009	0.007	−0.016
	(0.022)	(0.029)	(0.015)	(0.017)
年龄/100 ×移民	−0.071	0.038	−0.024	0.051
	(0.063)	(0.080)	(0.042)	(0.048)
年龄/10，000 ×移民	0.064	−0.043	0.022	−0.048
	(0.056)	(0.069)	(0.036)	(0.041)
移民抵达队列				
1996年以前	0.017	−0.103	0.022	−0.035
	(0.065)	(0.078)	(0.041)	(0.064)
1996–2007年	0.021	−0.018	0.011	−0.037
	(0.056)	(0.066)	(0.036)	(0.052)
2008–2020年	−0.010	−0.069	−0.022	−0.035
	(0.049)	(0.058)	(0.033)	(0.034)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.041	0.016	−0.012	−0.019
	(0.038)	(0.044)	(0.025)	(0.037)
10年或以上	−0.022	0.081*	−0.011	0.039
	(0.041)	(0.047)	(0.028)	(0.046)
调整后 R^2	0.023	0.020	0.024	0.033
观测值数量	30,295	31,240	30,295	31,240
因变量均值	0.236	0.357	0.092	0.149

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型设定均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查进行的分析。

表A.14. 稳健性检验（III）：移民抵达队列与住院和急诊就诊次数中的同化效应（泊松回归估计）（64岁以下人口）

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	住院次数		急诊就诊次数	
	Men	女性	Men	女性
年龄效应与交互作用				
Age	0.045***	0.030	0.053***	0.105***
	(0.014)	(0.040)	(0.015)	(0.027)
年龄^2/100	−0.082***	−0.058	−0.110***	−0.280***
	(0.027)	(0.108)	(0.039)	(0.067)
年龄^3 /10000	0.049**	0.039	0.066**	0.220***
	(0.020)	(0.092)	(0.033)	(0.052)
年龄 ×移民	0.063	0.075	0.003	0.046
	(0.050)	(0.076)	(0.046)	(0.052)
年龄/100 ×移民	−0.197	−0.233	−0.033	−0.092
	(0.161)	(0.220)	(0.124)	(0.145)
年龄/10，000 ×移民	0.198	0.207	0.042	0.056
	(0.167)	(0.191)	(0.103)	(0.125)
移民抵达队列				
1996年以前	0.065	−0.222**	0.016	−0.184***
	(0.104)	(0.110)	(0.070)	(0.065)
1996–2007年	0.137	−0.204**	0.035	−0.128***
	(0.093)	(0.089)	(0.057)	(0.048)
2008–2020年	0.122*	−0.179**	−0.037	−0.114***
	(0.071)	(0.077)	(0.054)	(0.039)
在西班牙居住时间				
5–9年	−0.183	−0.036	−0.008	−0.086
	(0.225)	(0.035)	(0.072)	(0.105)
10年或以上	−0.227	−0.002	0.063	0.053
	(0.243)	(0.078)	(0.081)	(0.111)
调整后 R^2	0.005	0.001	0.016	0.014
观测值数量	30,295	31,240	30,295	31,240
因变量均值	0.087	0.129	0.390	0.556

注释： *** 在1%水平上显著； ** 在5%水平上显著； * 在10%水平上显著。所有模型均包含截距项、年份和地区固定效应、城市化程度、教育程度、婚姻状况和活动状态。括号内为异方差稳健标准误。来源：作者根据全国健康调查数据进行的分析。