

代际经济支持的邻近效应

——基于 CHARLS 的经验证据

吴 伟

(对外经济贸易大学 政府管理学院, 北京 100029)

摘 要: 家庭内的私人转移可以促进家庭成员福利, 作为代际转移的典型形式, 成年孩子给予父母的经济支持往往构成父母消费及养老的资金来源。然而对于居住安排与代际经济支持相互关系的研究依然有限, 既有文献仍存在探讨空间。基于此, 应用中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据, 研究了居住安排对孩子给父母货币支持的影响及其内在作用机制, 发现子女的货币支持无论在广度还是集约边际上, 均存在邻近效应。基于混合 logit 及混合 OLS 估计结果表明, 与同父母合住孩子相比, 分开居住于同一社区的孩子给予父母货币支持概率降低 0.04, 货币支持数量减少 587 元。孩子与父母分开居住于不同社区或更远处不影响货币支持概率, 但影响货币支持数量, 家庭固定效应模型估计结果显示, 其货币支持数量相对于合住孩子减少 373 元。对样本按年龄分组, 并考虑了可能的内生性问题后进行估计, 邻近效应依然总体存在且稳健。进一步的因果机制考察揭示出这种货币支持差异的部分原因在于居住较近的父母更可能为孩子提供较多照料和服务, 进而孩子给父母货币支持以补偿父母的服务, 这一作用机制支持代际转移的交换动机。因而, 政策需要关注父母独居的空巢家庭, 完善收入再分配制度, 明确及协调政府、市场与家庭三方在构建社会经济安全网方面的作用, 形成多层次、多支柱社会保障体系。

关键词: 居住安排; 代际经济支持; 邻近效应; 因果机制; 政策启示

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2021) 06-0068-20

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.049

**The Proximity Effect of Intergenerational Economic Support:
Based on Empirical Evidence from CHARLS**

收稿日期: 2021-03-23; 修订日期: 2021-09-08

作者简介: 吴伟, 经济学博士, 对外经济贸易大学政府管理学院副教授。

WU Wei

(School of Government, University of International Business and Economics,
Beijing 100029, China)

Abstract: Private transfers within the family can promote the welfare of family members. As a typical form of intergenerational transfers, the monetary support of adult children to parents often constitutes the source of funds for parents' consumption and pension. However, research on the relationship between living arrangements and intergenerational financial support is still limited, and there is still room for discussion in existing literature. Based on this, using China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) data, this paper studies the influence of living arrangement on the children's monetary support to parents and its internal mechanism and finds that intergenerational monetary support has a proximity effect whether in extensive or intensive margin. Estimation results based on mixed logit and mixed OLS show that, compared with children living with their parents, the probability of monetary support given to parents by children who live separately in the same community decreases by 0.04 and the amount of monetary support decreases by 587 yuan. Children living apart from their parents in different communities or farther away does not affect the probability of money transfer, but affects the amount of money transfer. The estimated result of family fixed-effect model shows that the amount of money transfer is reduced by 373 yuan compared with that of children living with their parents. When the samples were grouped by age and estimated considering possible endogeneity issues, the proximity effect still robust. Further investigation of the causal mechanism reveals that part of the reason for this difference in intergenerational money transfer is that parents who live near to their children provide more services or time transfer for their children, and then children give their parents with monetary support to compensate for the services. This mechanism supports exchange motive for intergenerational transfer. Therefore, policies need to pay attention to empty-nest families whose parents live alone, improve the income redistribution system, clarify and coordinate the roles of government, market, and family in building a social and economic safety net, and form a multi-level, multi-pillar social security system.

Keywords: living arrangement; intergenerational economic support; proximity effect; causal mechanism; policy implication

一、问题的提出

父母和孩子之间物品、服务和现金转移改善了家庭成员福利，其重要性显而易见^[1]。尤其是在发展中国家，孩子对父母的货币支持在父母变老时的家庭收入中占有很大比

例^[2-3]，对父母养老具有重要作用。现阶段，对于公共养老保障体系还不够完善的中国，成年孩子对父母的经济支持同样发挥着支柱作用。

传统中国社会，子女对于父母的经济支持始终占有统治地位。然而伴随着经济社会的现代化转型，教育水平提升、工作机会增加、婚姻变化、延伸家庭形成等因素带来了家庭及成年孩子与父母居住安排的结构变化，越来越多的孩子与父母分开，居住于附近或更远处。根据 2000 年第五次人口普查结果，两口之家占比为 17%；三口之家为 30%，占最大比重；四口之家是第二大常见家庭规模，占比为 23%^①。2010 年第六次人口普查结果显示，两口之家比重为 24.4%；三口之家比重降为 26.9%，比重依然最高；四口之家比重降低为 17.6%。而在两口之家中，一代户比重为 76.8%^②，说明经过 10 年变化，家庭规模与代际同住比例正在缩小。曾毅等预测，到 2030 年，中国至少有 1 名老人的家庭占比将达 31.18%，这其中仅有父母的家庭占比将达到 11.57%^[4]。即使在养老保障相对健全的社会，孩子对父母的货币支持也是养老体系中不可或缺的一部分。家庭作为老年支持的基本单位，与之相关的老年人居住安排、父母和成年孩子间的经济流动成为家庭动态分析的重要方面^[5]。然而这种家庭规模以及家庭结构变迁引致的孩子与父母居住安排或居住距离的变化是否会影响孩子对父母财务转移或经济支持的倾向或数量？这种地理距离的扩大是否影响家庭成员间的交流和支持？进而对孩子赡养父母产生影响？就成为需要解答的问题。对此，学术界的一个基本假设是家庭成员得到帮助的可能性随成员间居住距离增加而递减^[6]。至少从服务角度看，家庭成员很大程度上依赖于地理邻近性，因为服务需要面对面联系，地理距离影响服务频率的保证^[7-8]。一些服务需要每天或每时面对面沟通，例如父母帮助照料孙子女，或者子女照顾患有慢性病父母的饮食起居，这些都需要父母与子女住得比较近。许多研究证实了家庭成员居住距离越远，支持发生的可能性越小这一假设^[8-10]。米什林（Michielin）等的研究证实居住距离对来自家庭成员的支持有很强影响，相较于住得近的父母与孩子，住得远的提供的相互支持更少^[11]。至少基于代际转移的交换动机理论，父母得到子女的货币支持，是父母为孩子提供照料和服务得到的补偿，或是父母为改善自身境遇对子女的借贷^[12-14]。同理，父母给予子女货币转移，也可能是补偿子女为父母提供家庭生产、照料、看护、陪伴等服务，这种向下代际转移是父母对子女的服务购买^[15]。如果父母与子女居住距离比较远，则至少从服务交换动机上看，父母也更难获得子女给予的货币支持。故而，研究孩子与父母间居住距离对代际经济支持的影响、探索居住安排与代际财务转移关系背后的因果机制，有助于理解家庭内资源代际流动行为，及在老龄化社会中保护老年人及投资于年轻人，同时在财务可持续性与社会公平之间保持平衡，并为相关财政与社会保障政策制定提供依据。

二、文献综述

经济学很早就开始研究父母和孩子之间的代际交换了^[16-17]。自 20 世纪 90 年代以来，学术界开始关注地理距离对于家庭成员相互支持的可能影响^[9]，有些文献发现家庭成员之

① 国家统计局. 2000 年人口普查资料, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>
② 国家统计局. 2010 年人口普查资料, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/indexch.htm>

间的经济支持与地理距离具有很强相关性，通过分析不同居住安排影响子女赡养行为的可能性，鄢盛明等发现同住安排下子女提供经济支持、料理家务和情感体贴赡养的可能性最大，子女住得越远，赡养可能性越低^[18]。马尔德（Mulder）等的研究表明距离对于来自家庭成员的支持具有很强影响，尤其对兄弟姐妹和父亲而言，但对于母亲及孩子这种影响较弱^[6]。同住情况和老年人与子女居住距离对子代赡养行为具有显著影响^[19]。与子女同住的农村随迁父母，更可能从子女处获得经济支持^[20]。

但康普顿（Compton）等研究显示，货币转移不需要邻近性也不需要同住，但劳务转移，则需要家人合住或住得较近^[21]。邻近性是否也会影响父母向下代际转移？付健豪等利用美国家庭调查数据，分析了孩子居住邻近性与父母对孩子财务转移关系，发现与父母住的近的孩子更可能得到父母的财务转移^[22-23]。同时考虑向上及向下代际货币转移，陈泰昌等发现居住距离与货币净转移正相关，即那些没有与子女同住，但至少有一个成年孩子居住于同一城市或县的另一个社区或村庄的老年人有较大可能接受更多净货币转移^[24]。

总体来看，既有文献对财务转移、照料和居住安排相互影响的关注还远远不够。很多是基于发达国家现实的文献，研究视角大多基于父母对孩子的向下代际支持（如生前赠予等），且大多集中于帮助、探望等非财务支持，而对可能伴随其中的经济转移有所忽略。然而对于发展中国家，关注孩子对父母的向上经济支持更具理论及现实意义，尽管有限的文献探讨了居住安排与孩子对父母代际转移的关系，但这些分析在微观数据选取、计量模型构建、机制探索方面依然存在一些不足，且研究结论还存在不一致的情况。

鉴于此，本文力图在以下三个方面作出边际贡献：第一，利用 CHARLS 生成一对一的父母—孩子成对数据（dyadic data），分析每一个孩子对父母的货币支持，这种成对数据的选取聚焦于特定成年孩子与特定父母之间的关系，对于考察成年孩子和父母特征对代际交换影响，具有重要意义^[25]，而应用这种成对数据进行分析的现有研究依然比较罕见。第二，构建不同的计量模型，同时分析货币转移决策及数量，并在模型中引入父母特征向量、孩子特征向量，以分析家庭及孩子固定效应，这种模型的设定在家庭研究中必不可少^[26]，有利于提高估计效度。而目前文献主要以父母为研究单元，缺失孩子个体信息，无法控制孩子特征及进行固定效应建模，且没有同时分析代际转移决策及数量。第三，进一步探索居住安排影响货币支持的因果机制，并对潜在原因进行解释，这可为相关政策制定提供理论基础。对机制的分析，也是已有文献所欠缺的。

三、实证模型与计量方法

1. 数据与样本

本研究数据来源于中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS），该数据主要为中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据，CHALRS 全国基线调查于 2011 年开展，项目采用了多阶段抽样，其样本覆盖总计 1.24 万户家庭中的 2.3 万名受访者。由于代际转移数据 2011 年缺失数据较多，本文使用 2013、2015 年数据即第 2 轮和第 4 轮数据，这样构成了两期面板数据。

CHALRS 询问调查对象的孩子居住在何处，据此将孩子与父母居住安排分为 7 类。根据研究问题，删去经济没有独立孩子的居住选项及相应样本。将剩余类别合并为孩子与父母的三种居住安排：经济独立孩子与父母合住；“分开居住于同一村庄或社区”；“居住于不同村庄/社区或更远方”。

沿用已有文献思路^[27]，将非亲生孩子从样本中删除。同时，基于孩子向父母进行经济转移的可能性，排除小于 18 岁孩子，及父母年龄小于 45 岁样本。为捕获家庭固定效应，把样本限制于至少有两个健在孩子，以识别家庭内部变异。删除若干异常值后，最终得到的样本为父母—孩子成对数据，涉及父母观测值 4407 个，成年孩子—父母观测值 9442 个。这种数据处理方式的优点显而易见，并不同于陈泰昌和雷晓燕等的研究^[24,28]，它们仅讨论了老人和所有孩子间的交换，而非每一对父母—孩子间的转移。

2. 变量设定

(1) 因变量。CHARLS 问卷询问“过去一年，父母得到了某个孩子多少货币支持”等信息。据此，我们用总货币支持作为因变量。同时，也构建了孩子是否为父母提供货币支持作为二元选择响应变量（1=是，0=否）。

(2) 核心解释变量。核心解释变量为孩子与父母的居住安排或居住距离，主要分为三类：孩子与父母合住、分开居住于同一村庄或社区、分开居住于不同村庄/社区或更远。为此可以构建一组虚拟变量，参考组为孩子与父母合住，居住安排虚拟变量的剩余变量包括：分开居住于同一村庄或社区、居住于不同村庄/社区或更远。参照陈泰昌等的研究^[24]，这种居住安排可简单描述为合住、居住在附近、居住在更远处。另一组用于稳健性检验的替代核心解释变量为孩子与父母居住距离。国际上一般将父母与孩子居住距离划分为三类：合住、小于 10 英里、大于 10 英里^[29]。这样，经过折算，也尝试把孩子与父母居住距离分为合住、小于 16 公里、大于 16 公里。

(3) 控制变量。已有文献认为父母性别、婚姻状况会影响子女的代际转移。当父母年老体衰时，子女会增加对父母的实际支持和财务支持^[30]。父母的经济变量包括资产、收入、是否工作、是否参加保险等也会影响孩子的经济支持。若家庭人口与健在孩子数量比较多，则单个孩子可能减少对父母的支持^[19]。另有研究发现，随着年龄增长，父母给予子女的支持逐渐变少，而得到的支持逐渐增加，最终存在一个反向流动，父母的所得超过了给予，成为净接收者^[31]。一些文献发现女儿相比儿子更可能给予父母更多的经济支持或照料^[20,23]。当子女已婚以及育有自己的孩子时，可能与父母具有更多时间和物质资源交换。孩子受教育水平、收入状况、参加保险状况、住房、工作状态可以显示出孩子收入高低以及与父母经济联系的频率，进而影响代际经济支持^[32-33]。这样，控制变量可以分为父母特征和孩子特征两大类。父母特征包括父母性别、父母年龄、父母最高教育水平、婚否、父母健康程度、父母总资产、父母收入、父母是否工作、是否参加保险、家庭人口、健在孩子数量。父母资产和收入可以控制父母接受孩子进行财务转移的可能及大小，本研究中资产和收入均按照家庭水平度量，其中，资产是家庭总财富的净值，包括房地产、储蓄、投资如债券和股票等的净值，并尽量剔除孩子资产；收入测度受访者和其配偶所有收入来源，并尽可能排除孩子收

人，包括资本和劳动收入、养老金、社会保障及其他政府收益等。孩子特征包含人口和社会经济变量，主要有孩子年龄、孩子性别、孩子婚姻状况、孩子最高教育水平、孩子子女数量、是否参加养老保险、孩子收入、是否有住房、是否有工作。

(4) 工具变量与中介变量。为了克服可能存在的内生性，使用孩子出生地作为工具变量。此外，为探索居住安排影响代际转移的潜在机制，解释居住安排如何影响代际转移，设置父母对孩子实物转移、父母照看孙子女时间、是否照看孙子女 3 个中介变量。

这样，所有分析变量定义和描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	均值	标准差
因变量			
货币转移	过去 1 年父母从孩子那得到的总货币支持（元）	1128. 72	3412. 99
货币转移概率	过去 1 年孩子是否给父母货币支持		
	否	0. 486	0. 500
	是	0. 514	0. 500
核心解释变量			
居住安排	居住安排		
	合住	0. 165	0. 371
	分开居住于同一村庄/社区	0. 264	0. 441
	居住于不同村庄/社区或更远	0. 572	0. 495
居住距离	居住距离（公里）		
	合住	0. 165	0. 371
	小于 16 公里	0. 495	0. 500
	大于 16 公里	0. 340	0. 474
控制变量			
父母特征			
年龄	父母年龄（岁）	65. 95	8. 97
总资产	父母总资产（万元）	13. 74	65. 17
收入	过去 1 年父母收入（万元）	1. 34	6. 28
人口数	居住于本家庭人口数（个）	2. 93	1. 45
孩子数	健在孩子数（个）	3. 64	1. 52
性别	父母性别		
	男	0. 555	0. 497
	女	0. 445	0. 497
教育水平	父母教育水平		
	小学或以下	0. 722	0. 448
	初中或高中	0. 268	0. 443
	大学	0. 009	0. 097
婚姻状况	父母婚姻状况		
	已婚	0. 766	0. 424
	单身	0. 008	0. 086
	丧偶	0. 227	0. 419
健康程度	父母是否健康		
	良好	0. 642	0. 479
	差	0. 358	0. 479
工作	父母是否有工作		
	都无工作	0. 327	0. 469
	至少 1 人有工作	0. 301	0. 459
	都有工作	0. 372	0. 483
是否参保	父母是否有任何保险		

续表1

变量	定义	均值	标准差
	没有	0. 041	0. 199
	有	0. 959	0. 199
孩子特征			
年龄	孩子年龄（岁）	39. 40	8. 53
婚姻状况	孩子婚姻状况		
	已婚	0. 96	0. 196
	单身	0. 029	0. 168
	丧偶	0. 011	0. 103
性别	孩子性别		
	男	0. 515	0. 500
	女	0. 485	0. 500
子女数	孩子具有 16 岁以下子女数	0. 91	0. 87
最高教育水平	孩子最高教育水平		
	小学或以下	0. 424	0. 494
	初中或高中	0. 486	0. 500
	大学	0. 086	0. 280
	研究生以上	0. 004	0. 066
参加新农保	孩子是否参加新农保		
	是	0. 424	0. 494
	否	0. 576	0. 494
总收入	孩子去年总收入（元）		
	无收入	0. 03	0. 171
	小于 2000	0. 013	0. 115
	2000—5000	0. 043	0. 203
	5000—10000	0. 074	0. 262
	10000—20000	0. 197	0. 398
	20000—30000	0. 203	0. 402
	30000—50000	0. 213	0. 409
	50000—100000	0. 164	0. 370
	100000—150000	0. 039	0. 195
	150000—200000	0. 011	0. 103
	200000—300000	0. 007	0. 082
	300000 以上	0. 006	0. 076
住房	孩子是否有住房		
	有	0. 72	0. 449
	无	0. 28	0. 449
工作	孩子有无工作		
	无	0. 105	0. 306
	有	0. 895	0. 306
工具变量			
出生地	孩子出生地		
	他的出生地	0. 856	0. 351
	我的出生地	0. 088	0. 284
	我永久住址的村庄或社区	0. 056	0. 230
中介变量			
实物转移	过去 1 年父母给孩子的总的实物支持（元）	143. 47	1782. 38
周数	父母照看孙子女周数（周）	55. 41	36. 18
照看孙子女	父母是否照看孙子女		
	否	0. 782	0. 413
	是	0. 218	0. 413

注：N=9442，由于存在缺失值，某些变量的观测值数量有所不同。财务类变量平减为 2010 年价格水平。

3. 计量模型

代际转移行为一般涉及两部分：转移决策和转移数量，首先，孩子决定是否转移，在确定转移后，则需要考虑转移数量^[15]。转移决策为转移可能性，体现的是广延边际（Extensive Margin），而转移数量可以视为一种转移强度，体现为集约边际（Intensive Margin）。故而，同时分析这两部分转移行为有助于更好地理解孩子对父母的经济支持。为了分析居住安排对孩子为父母提供货币支持的影响，需要建立一个回归模型，并控制孩子和父母特征。为了捕获无法观测到的一些特征，诸如永久收入、勤奋或能力等，需同时估计家庭和孩子的固定效应，这样，计量模型如下：

$$T_{ift} = \beta L_{ift} + X_{ift}'\eta + Z_{ift}'\gamma + W_{ift}'\alpha + V_{ift}'\theta + \varepsilon_{ift} \quad (1)$$

其中， i 代表孩子， f 代表父母， t 代表时期， $t=1, 2$ 。因变量 T_{ift} 为孩子给父母货币支持的概率（抑或是未观测到的孩子为父母提供货币转移的倾向）或者支持数量。解释变量为 5 组， L_{ift} 是核心解释变量居住安排或居住距离， X_{ift} 为可以观测到的在家庭内部的不同孩子的特征向量（如孩子年龄、教育水平等）， Z_{ift} 代表可以观测到的家庭内部对孩子而言全部相同的父母特征向量（如父母年龄和健康水平等）。 W_{ift} 为无法测度的对特定家庭所有孩子都一样的向量（如家庭环境和规范等），用以捕获家庭固定效应。 V_{ift} 代表无法测度的孩子固定特征向量（如孩子能力），用以估计孩子固定效应模型。如果父母无法通过借贷满足自身的流动性需求（如建房、购房等），孩子可能通过财务转移缓解父母的流动性约束。而孩子财务转移能力与永久收入有关，为了控制孩子这种及其他固定特征，我们估计了孩子固定效应模型。因为控制了孩子教育水平，个体特定误差可以被看成为永久收入减去教育的效应（以及其他观测变量），如果可以认为永久收入主要是教育水平和能力的函数，则未观测到的误差成分就是能力的测度。 ε_{ift} 是误差项。此外，若货币支持为 0，并不一定代表没有发生转移，也可能代表着受访者遗漏，所以在估计时也用 Tobit 模型进行稳健性检验。

四、主要实证结果

1. 广延边际

表 2 列出了混合 logit、家庭固定效应 logit 以及个体固定效应 logit 模型的估计结果。可以看出，居住安排与孩子给父母货币支持的关系对模型设定比较敏感，不同模型结果差异性的部分可能原因在于结果变量的变异性缺乏或者由于家庭固定效应及个体固定效应模型的样本数量远小于混合 logit 模型。由于孩子拥有相同父母特征，故而在家庭固定效应模型中，不显示父母特征系数。第（1）、（2）列模型估计结果均显示，居住安排对孩子为父母提供的经济支持概率的影响显著且稳健。具体地，基于混合 logit 模型估计结果，若孩子与父母分开居住于同一村庄或社区，与合住相比，孩子对父母货币转移几率将下降 16%（ $e^{-0.173} - 1$ ），当其他变量不变时。从平均边际效应角度来看，与父母合住相比，分开居住在同一村庄或社区的孩子给父母货币支持概率降低 0.04（ $p < 0.05$ ）；家庭固定效应模型考虑到家庭内部差异性，对数几率值略微大些，减少大约 0.283。若孩子与父母分开居于不同村庄或社区甚至更远地方，相对于合住而言，孩子对父母经济支持对数几率上升 0.274，但在其他模型

表 2 居住安排对孩子给父母货币支持概率的影响

变量	(1) 混合 logit	(2) 家庭固定效应	(3) 孩子固定效应
居住安排（参考组：合住）			
分开居住于同一村庄/社区	-0.173 ** (0.073)	-0.283 * (0.155)	-0.051 (0.180)
不同村庄/社区或更远	0.274 *** (0.068)	0.186 (0.154)	0.084 (0.166)
父母特征			
女	0.212 *** (0.047)		
年龄	0.009 * (0.005)		-0.024 (0.029)
教育水平（参考组：小学或以下）			
初中或高中	-0.139 *** (0.053)		
大学	-1.213 *** (0.245)		
婚姻状况（参考组：已婚）			
单身	-0.054 (0.245)		-0.533 (1.094)
丧偶	0.346 *** (0.063)		0.062 (0.262)
健康差	0.102 ** (0.046)		-0.260 *** (0.098)
总资产	0.000 (0.000)		-0.002 (0.001)
收入	-0.009 (0.008)		-0.005 (0.019)
工作（参考组：都无工作）			
至少一人工作	0.075 (0.058)		
都有工作	0.055 (0.063)		
有保险	0.318 *** (0.107)		0.263 (0.228)
人口数	0.066 *** (0.017)		-0.033 (0.032)
孩子数	0.103 *** (0.017)		
孩子特征			
年龄	0.001 (0.005)	0.005 (0.011)	0.019 (0.023)
女	0.080 * (0.048)	0.364 *** (0.106)	
婚姻状况（参考组：已婚）			
单身	0.025 (0.128)	0.355 (0.250)	0.035 (0.232)
丧偶	0.106 (0.214)	-0.058 (0.466)	-0.811 (4.703)
最高教育水平（参考组：小学或以下）			
初中或高中	-0.159 ***	0.243 *	

续表2

变量	(1) 混合 logit	(2) 家庭固定效应	(3) 孩子固定效应
	(0. 048)	(0. 134)	
大学	-0. 011	0. 749 ***	
	(0. 090)	(0. 250)	
研究生以上	0. 185	2. 745	
	(0. 360)	(6. 243)	
子女数	0. 072 **	-0. 005	
	(0. 029)	(0. 063)	
没有参加新农保	-0. 037	0. 105	
	(0. 044)	(0. 153)	
总收入（参考组：无收入）			
小于 2000	-0. 088	-2. 565	-0. 132
	(0. 224)	(3. 841)	(0. 408)
2000—5000	0. 411 **	-0. 283	0. 597 *
	(0. 165)	(0. 453)	(0. 328)
5000—10000	0. 426 ***	0. 183	0. 718 **
	(0. 149)	(0. 400)	(0. 299)
10000—20000	0. 585 ***	0. 505	0. 671 **
	(0. 136)	(0. 352)	(0. 282)
20000—30000	0. 769 ***	0. 906 ***	0. 739 ***
	(0. 136)	(0. 347)	(0. 283)
30000—50000	0. 855 ***	1. 091 ***	0. 978 ***
	(0. 137)	(0. 355)	(0. 292)
50000—100000	1. 075 ***	1. 436 ***	1. 069 ***
	(0. 141)	(0. 363)	(0. 312)
100000—150000	1. 491 ***	2. 427 ***	1. 375 ***
	(0. 175)	(0. 440)	(0. 403)
150000—200000	1. 803 ***	2. 074 ***	0. 179
	(0. 267)	(0. 621)	(1. 953)
200000—300000	1. 010 ***	2. 260	1. 625 *
	(0. 303)	(2. 417)	(0. 961)
300000 以上	1. 117 ***	1. 648	0. 786
	(0. 303)	(1. 211)	(3. 743)
无住房	-0. 039	-0. 095	
	(0. 050)	(0. 129)	
有工作	0. 354 ***	0. 024	
	(0. 073)	(0. 165)	
_ cons	-2. 817 ***		
	(0. 324)		
N	9442	2921	3136
pseudo R ²	0. 042	0. 102	0. 025
chi2	497. 372	146. 914	39. 093

注：1. 括号内为聚类标准误，其中（2）、（3）列标准误由自助法得到；2. * $p<0. 10$ ，** $p<0. 05$ ，*** $p<0. 01$ 。

中并不显著。第（3）列仅比较了个体随时间变化的差异性，可以看出符号与第（1）、（2）列相同，但是没有通过任何水平的显著性检验，原因可能是只有两期面板数据。孩子对父母财务转移概率降低，但是财务转移数量可能增加，故而需进一步分析集约边际结果。

总体来看，与合住相比，孩子与父母分开居住于同一村庄或社区降低了其向父母提供经

济帮助或货币支持的概率，在混合 logit 模型里通过了 0.01 的显著性水平检验。在家庭固定效应模型里，通过了 0.10 的显著性检验，向父母进行转移的可能性更小。混合 logit 模型和家庭固定效应 logit 模型的结果一致且总体显著，证实了存在邻近效应。

控制变量中，第（1）列模型显示，对于父母特征变量，母亲更容易得到孩子的货币支持。父母年龄只有微弱显著性，父母年龄越大，孩子越可能向父母提供财务支持。与预期相符，父母教育水平与代际货币转移显著负相关，父母教育水平越高，孩子越不可能发生代际货币转移。若父母一方丧偶，孩子越可能发生货币转移。若父母身体较差，则孩子更容易发生货币转移。若父母具有任何形式保险，则会增加孩子对父母的货币转移，这说明保险强化了货币转移，具有“挤入效应”。家庭人口数对孩子货币支持具有正向影响，表明人口越多，孩子对父母货币支持概率自然提高。同理，孩子数越多，父母得到转移概率也越大。对于孩子特征变量，若为女儿，则更倾向于为父母提供经济支持，但仅通过了 10% 的显著性水平检验。孩子教育水平为初中或高中的话，不太倾向于货币转移。孩子子女越多，则越可能发生货币转移。总收入超过 2000 元的孩子，更可能为父母提供财务支持。有工作的孩子，更可能发生货币转移。

2. 集约边际

表 3 将因变量替换为货币支持数量，考察了居住安排或邻近性对货币支持数量影响，可看出系数基本为负。模型（1）、（2）使用 OLS 估计系数，标准误应用家庭层次变量进行了调整，模型（2）的样本限定于给父母提供了正经济支持的孩子样本。模型（1）中，分开居住于同一村庄或社区的孩子为父母提供的经济支持比合住孩子少约 587 元。模型（2）中，由于缩小了样本范围，分开居住于同一村庄或社区的孩子，与合住孩子经济支持的差距变为 1234 元，居住于不同村庄/社区或更远处孩子的货币转移也比合住孩子少 738 元，均通过了 0.01 的显著性检验。模型（3）控制了家庭固定效应后，与父母合住的孩子平均而言依然比分开居住于同一村庄/社区、不同村庄/社区或更远的孩子为父母提供更多的经济帮助。并且居住于附近与居住于更远处的孩子为其父母提供的经济支持数量统计上有显著差异（ F 值为 5.13），这些结果表明，合住孩子给父母提供更多经济支持，邻近效应依然存在。第（4）列孩子固定效应模型，由于样本过小，我们舍去了一些不显著的解释变量。同时，由于只有两期面板数据，随时间变化的代际货币支持数量及居住安排的变异太小，是导致模型结果不显著的可能原因。作为因变量的财务转移存在左删失问题，故而采用 Tobit 模型纠正潜在的偏误，从结果可以看出，分开居住于同一村庄或社区的孩子为父母提供的经济支持依然少于合住孩子，系数通过了 0.01 的显著性检验。

控制变量中，父母年龄、父母大学教育水平、父母工作、女儿对货币支持数量均具有负向影响。家庭人口数、孩子单身或丧偶、孩子最高学历为大学及研究生、孩子的子女数、孩子总收入在 30000 及以上、孩子有工作对货币转移影响为正。

对于主要自变量居住安排，不同模型设定形式显示结果的方向大部分与表 2 相一致。邻近性决定了孩子向父母进行转移的多寡及可能性。总体而言，对于货币支持数量，居住安排

表 3 居住安排对孩子给父母货币支持数量的影响

变量	(1) 混合 OLS	(2) 条件 OLS	(3) 家庭固定效应	(4) 孩子固定效应	(5) Tobit
居住安排（参考组：合住）					
分开居住于同一村庄/社区	-586.780 *** (121.265)	-1234.444 *** (230.989)	-561.832 *** (152.552)	-56.803 (160.715)	-1033.624 *** (217.389)
不同村庄/社区或更远	-161.016 (136.394)	-738.405 *** (249.004)	-373.340 ** (168.750)	-33.386 (203.372)	135.954 (221.137)
父母特征					
女	22.510 (86.903)	-132.439 (154.385)			320.941 ** (159.194)
年龄	-33.673 *** (7.965)	-76.554 *** (14.355)		28.101 (21.739)	-30.938 ** (14.506)
教育水平（参考组：小学或以下）					
初中或高中	20.501 (107.465)	289.668 (198.342)			-140.504 (190.072)
大学	-979.078 *** (332.571)	231.488 (788.488)			-3130.396 *** (896.377)
婚姻状况（参考组：已婚）					
单身	-155.897 (312.558)	-328.846 (585.205)		-691.052 (469.779)	-339.453 (765.264)
丧偶	-88.135 (92.697)	-513.545 *** (168.024)		142.021 (421.818)	326.486 * (188.344)
健康差	-16.661 (75.003)	-173.114 (133.965)		-35.070 (96.148)	117.736 (145.187)
总资产	0.681 (0.507)	1.107 (0.920)		-0.466 (0.367)	0.991 (0.667)
收入	-2.894 (6.032)	7.670 (13.582)		-4.695 (8.838)	-11.844 (12.246)
工作（参考组：都无工作）					
至少一人工作	-278.543 *** (103.294)	-510.689 *** (174.002)			-234.519 (186.381)
都有工作	-408.141 *** (125.652)	-863.443 *** (226.239)			-444.352 ** (220.283)
有保险	126.653 (151.843)	-116.583 (304.324)		-326.630 * (196.005)	626.811 * (352.275)
人口数	63.215 ** (26.560)	33.611 (41.265)		28.216 (30.085)	157.145 *** (49.970)
孩子数	-38.857 (26.675)	-142.263 *** (47.492)			86.081 (55.587)
孩子特征					
年龄	9.683 (6.618)	13.483 (11.310)	7.564 (7.749)	-16.411 (13.510)	14.383 (12.855)
女	-453.274 *** (90.237)	-934.710 *** (154.163)	-600.732 *** (114.446)		-448.051 *** (148.514)
婚姻状况（参考组：已婚）					
单身	324.295 * (182.010)	625.960 * (327.501)	65.690 (220.987)	602.340 * (360.087)	446.352 (348.512)
丧偶	641.094 ** (266.664)	1136.243 ** (479.228)	11.655 (431.893)	-42.134 (163.917)	1000.623 * (519.601)
最高教育水平（参考组：小学或以下）					

续表3

变量	(1) 混合 OLS	(2) 条件 OLS	(3) 家庭固定效应	(4) 孩子固定效应	(5) Tobit
初中或高中	12. 621 (65. 657)	183. 731 (114. 004)	-33. 493 (96. 046)		-187. 380 (131. 673)
大学	536. 403 *** (204. 643)	955. 469 *** (336. 380)	386. 518 * (230. 578)		640. 090 ** (302. 825)
研究生以上	3834. 798 * (2074. 976)	5285. 182 * (2848. 994)	5424. 762 (3822. 855)		4388. 261 * (2319. 219)
子女数	154. 234 *** (59. 492)	200. 119 * (102. 174)	98. 412 (83. 111)		295. 147 *** (96. 628)
没有参加新农保	-71. 588 (73. 763)	-79. 765 (129. 166)	358. 556 ** (166. 287)		-146. 602 (137. 971)
总收入（参考组：无收入）					
小于 2000	-274. 984 (187. 762)	-778. 137 * (472. 818)	17. 249 (385. 490)	147. 404 (175. 992)	-565. 833 (620. 031)
2000—5000	-57. 312 (195. 254)	-704. 359 (460. 374)	59. 468 (368. 433)	189. 745 (191. 273)	630. 105 (471. 936)
5000—10000	-37. 709 (181. 191)	-678. 464 (435. 582)	96. 394 (419. 751)	308. 566 (187. 896)	646. 333 (444. 769)
10000—20000	-30. 039 (162. 960)	-773. 855 * (404. 809)	125. 829 (356. 791)	389. 764 ** (168. 741)	895. 674 ** (402. 552)
20000—30000	126. 221 (167. 133)	-575. 290 (410. 160)	276. 761 (359. 769)	488. 794 *** (188. 387)	1350. 490 *** (407. 882)
30000—50000	399. 071 ** (173. 814)	-171. 764 (417. 618)	387. 532 (364. 311)	548. 828 *** (201. 327)	1802. 268 *** (416. 763)
50000—100000	841. 960 *** (201. 558)	404. 824 (440. 950)	467. 868 (388. 010)	773. 193 *** (226. 351)	2600. 141 *** (453. 855)
100000—150000	1356. 884 *** (283. 352)	618. 214 (518. 606)	1189. 804 ** (557. 773)	1000. 108 ** (399. 686)	3596. 388 *** (518. 976)
150000—200000	2779. 421 *** (684. 898)	2338. 445 ** (918. 050)	1641. 316 ** (648. 852)	2306. 913 *** (748. 672)	5363. 950 *** (890. 184)
200000—300000	3119. 917 *** (1056. 459)	4358. 419 *** (1634. 304)	3870. 772 *** (1167. 416)	2410. 996 (1926. 415)	5154. 388 *** (1366. 095)
300000 以上	6294. 197 *** (2080. 227)	9486. 674 *** (3539. 362)	6615. 662 ** (2615. 359)	-2467. 957 (2498. 147)	8731. 993 *** (2374. 093)
无住房	65. 580 (80. 749)	127. 770 (148. 003)	109. 949 (122. 085)		14. 028 (149. 318)
有工作	307. 449 *** (68. 624)	346. 204 ** (134. 349)	54. 995 (122. 960)		911. 530 *** (194. 121)
_ cons	2667. 779 *** (579. 924)	8552. 240 *** (1153. 828)	685. 609 (649. 158)	-378. 680 (1316. 804)	-3152. 087 *** (1098. 065)
N	9442	4850	9442	21498	9442
(pseudo) R ²	0. 0823	0. 152	0. 0593	0. 0663	0. 007

注：条件 OLS 限定样本为给父母提供正经济支持的孩子，括号内为聚类标准误；* $p<0. 10$ ，** $p<0. 05$ ，*** $p<0. 01$ 。

对其有显著影响，即相对于孩子与父母合住而言，分开居住的孩子货币转移数量较少；对于货币支持概率，分开居住于同一村庄或社区具有负向的邻近效应，这与鄯盛明等研究结果^[18] 相一致，同住子女比分开居住子女有更大的可能性给父母以各种支持。但若孩子居住于不同村庄/社区，则不影响转移概率。

3. 内生性问题及条件混合过程模型估计

使用固定效应模型能够克服遗漏变量导致的内生性问题，但方程联立性也可能导致模型内生性。这里内生性解释变量为居住安排，是分类变量。将孩子出生地作为工具变量，这是因为出生地是外生的，孩子对于父母的货币转移并不会影响孩子出生地；且从经验上看，孩子出生地与居住安排具有相关性，例如，孩子有很大概率居住地与其出生地相同，这样也就可能与父母居住于同一地方。由于内生性解释变量及工具变量均为分类变量，并且估计的是 logit 模型，难以使用二阶段最小二乘法（Two-Stage Least Squares, 2SLS）进行分析，为此尝试鲁德曼（Roodman）提出的条件混合过程模型（Conditional Mixed-Process Models, CMP）^[34] 进行估计。同时，孩子收入可能与随机误差项相关，构成内生性问题的潜在根源，故而被剔除。CMP 允许除了排序 Probit 模型（Rank-ordered Probit）之外的多方程系统的多种模型的混合估计，同样适用于联立方程系统。它具有两个属性：一是递归性，意味着方程的设定可使内生性变量的系数矩阵在另一个方程中是三角矩阵；二是完全可观测性，意味着出现在方程右边的内生性变量可被观测，例如，一个虚拟内生性变量可以被包含在方程中。

使用 CMP 估计结果显示，如表 4 所示，孩子出生地与居住安排具有显著相关性。由于内生性解释变量及工具变量均为分类变量，工具变量数量没有超过内生性解释变量数量，且 CMP 估计的是 logit 模型，所以无法采用相关的检验方法（如 *J* 统计量）检验工具变量的外生性。尽管难以使用 2SLS 估计，但尝试用 CMP 进

表 4 条件混合过程模型估计（CMP）		
变量	(1) 货币支持概率	(2) 货币支持数量
居住安排（参考组：合住）		
同一村庄/社区	-0.249 *** (0.061)	-580.765 *** (155.827)
不同村庄/社区或更远	0.100 * (0.059)	-56.351 (165.835)
父母特征	有	有
孩子特征	有	有
_ cons	-1.170 *** (0.168)	2738.606 *** (458.938)
<i>N</i>	11921	11921
chi2	1475.904	1335.267

注：括号内为聚类标准误；* $p<0.10$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

行方程组估计，发现居住安排确实对转移概率及转移数量都具有负向影响。对货币支持概率采用 CMP 的工具变量法显示，相对于合住子女而言，居住于同一村庄或社区的孩子向父母的经济转移概率更低，代际货币支持概率会降低 9.7%（平均边际效应）。货币支持数量模型结果显示，居住于同一村庄或社区的孩子向父母的经济转移依然少于合住孩子，差分为 581 元。但居住于不同社区或更远处的孩子，对货币支持概率的影响为正，仅通过了 10% 的显著性检验。总而言之，邻近效应依然存在。

此外，米什林等研究表明，尽管成年子女居住位置主要由他们自己及伴侣根据教育、工作、住房有关的需求和偏好决定，但与父母的邻近性也可能在其决策中起作用^[11]。当成年孩子需要父母的支持和交流时，会趋近父母居住位置，尤其在其离婚时。而父母对孩子支持的需求促使孩子向父母居住地移动的证据较弱。但即使考虑了这种内生性问题后，居住距离依然与家庭成员间的支持呈显著负相关，远距离阻碍子女与父母间的支持交换^[35]。

五、稳健性检验

CHARLS 并没有询问受访者在特定金额以上的货币转移数量，而是直接询问受访者的货币支持，这样，对于非常小额的转移数量，可能存在由受访者记忆偏差所带来的测量误差。为了克服由此带来的估计偏误，根据货币支持中位数 87 元，将转移数量样本限定为大于 87 元，以考察 50% 以上的受访者大于 87 的转移金额是否受居住安排影响。同时，为进一步考察估计结果对于不同样本的敏感性，将成年孩子年龄提高至 25 岁，对父母年龄分组，应用替代样本进行敏感性分析。

表 5 的稳健性检验结果显示，与表 3 第（1）列相比，当转移金额大于 87 元时，居住于不同村庄/社区或更远的孩子的货币支持也显著为负了。当孩子大于 25 岁，居住于同一村庄或社区的孩子向父母的经济转移依然少于合住孩子。父母在 45—69 岁之间，居住于同一村庄或社区、居住于不同村庄或社区的孩子对父母的货币转移更少。当把父母年龄限定在 60—69 岁及 45—59 岁时，居住安排与货币转移负向关系依然存在；对城市和农村样本分别分析也显示无论是混合 OLS，还是家庭固定效应，结果都与全样本模型一样^①。父母年龄在 70 岁以上时，居住于不同村庄/社区或更远地方的孩子倾向于为父母提供更多经济帮助，仅通过了 0.10 的显著性检验，这种正向关系可能暗示着当父母更老时，父母健康程度下降、医疗支出增加，孩子对父母货币支持更多地考虑医疗费用、情感、孝心等因素。这时，不同居住安排孩子对于父母的代际支持将没有差异，邻近效应变得不突出了。罗西（Rossi）等研究表明，随着父母变老，子女给父母的支持增加，父母成为资源的净接收者^[31]。

表 5 居住安排对孩子给父母货币支持数量影响（使用替代样本）

变量	(1) 货币支持>87 元	不同年龄组		
		(2) 孩子年龄 25 以上	(3) 父母年龄 45—69	(4) 父母年龄 70 以上
居住安排（参考组：合住）				
同一村庄/社区	-1247.469 *** (232.316)	-569.769 *** (121.817)	-827.146 *** (175.572)	-121.050 (91.813)
不同村庄/社区或更远	-750.677 *** (249.889)	-136.083 (137.255)	-324.842 * (188.257)	230.471 * (124.839)
父母特征	有	有	有	有
孩子特征	有	有	有	有
— cons	8574.146 *** (1157.516)	2725.974 *** (594.405)	2435.296 *** (919.779)	1388.878 * (773.797)
N	4832	9294	6099	3343
R ²	0.151	0.083	0.088	0.097

注：括号内为聚类标准误；* $p<0.10$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ，每列都使用混合 OLS。

考虑居住安排的不同类别可能影响邻近效应的稳健性，表 6 使用居住距离类别作为替代核心解释变量进行检验，发现相对于合住而言，若孩子与父母居住距离小于 16 公里，给父母货币支持概率就越低，且转移数量也越少，这一结果与居住安排指标基本相同，说明邻近效应比较稳健。

① 限于篇幅，未报告相应结果，有需要可向作者索取。

最后，经济独立的成年孩子的流动可能局限于本省，也可能流出到省外，但CHARLS数据对这方面的地理信息不够详细，尽管如此，我们尝试区分成年孩子与父母居住安排为合住、分开居住于同省、分开居住于另一个省三种类别，对这种分类的影响作了初步考察，估计结果显示，与合住相比，居住于同省或不同省对货币支持概率影响并不显著，可能的原因是同省包括的范围比较大，涵盖了居住于同一社区、不同社区或更远的样本。然而居住于同省对货币支持的影响依然显著为负，居住于不同省对货币支持数量并不显著（混合 OLS），但条件 OLS 显著为负，这些结果与合住、同一村庄/社区、不同村庄/社区或更远的划分方法对货币支持数量的估计结果相似。

表 6 居住距离对孩子给父母货币支持影响（使用替代核心解释变量）

变量	(1) 货币支持概率 混合 logit	(2) 货币支持数量 混合 OLS
居住距离（参考组：合住）		
16 公里内	-0.121 * (0.069)	-523.639 *** (124.536)
16 公里外	0.401 *** (0.071)	-14.599 (140.852)
父母特征	有	有
孩子特征	有	有
- cons	-3.004 *** (0.325)	2483.172 *** (576.980)
N	9442	9442
R ²		0.084
Pseudo R ²	0.045	
chi2	538.950	

注：括号内为聚类标准误；* $p<0.10$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ 。

六、居住安排影响代际货币支持的因果机制

代际货币支持具有邻近效应，其因果机制是何？已有文献证实居住距离会影响父母与孩子之间的时间转移，如果两代人居住比较近，则父母更加容易为孩子或孙子女提供照料等时间转移^[15]。交换动机模型预测互惠或回报是子女向父母进行代际转移的重要原因^[14,36-39]。孩子给父母的财务转移与父母为孩子提供的服务正相关，交换动机下，孩子给父母货币支持是为了补偿父母给孩子提供的服务或时间转移^[40,12]。这样，父母为孩子提供的服务可能成为居住安排影响代际财务转移的中介变量。为此，采用巴伦和肯尼（Baron & Kenny）以及伊迈（Imai）等的方法^[41-42] 检验中介效应。前述结果表明居住安排对于孩子给父母的财务转移具有负向影响，现在引入中介变量考察中介效应，以识别因果机制，构建如下方程：

$$M_{ijt}} = \beta_1 L_{ijt} + S_{ijt}' \eta_1 + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

$$T_{ijt} = \beta_2 L_{ijt} + \phi M_{ijt} + S_{ijt}' \eta_2 + \varepsilon_{ijt} \tag{3}$$

其中， M_{ijt} 代表中介变量，为父母给孩子的实物转移、父母照看孙子女时间或照看， S'_{ijt} 代表控制变量向量。基于前述同样原因，模型删去孩子收入。

1. 父母给孩子实物转移作为中介变量

表 7 中（1）、（2）列，父母给孩子的实物转移为中介变量，检验方程（2）居住安排对中介变量的影响；（3）、（4）列的因变量为孩子给父母的货币支持，检验方程（3）中介变量对孩子给父母货币转移的影响。从（1）、（2）列可以看出，孩子与父母住得越近，父母为孩子提供越多实物转移，这些实物转移可能包括父母为孩子提供粮食、蔬菜、衣服或其他

表 7 中介效应检验（父母给孩子的实物转移作为中介变量）

变量	实物转移（父母给孩子）		货币支持（孩子给父母）	
	(1) Tobit	(2) 家庭固定效应	(3) 条件 OLS	(4) 家庭固定效应
居住安排（参考组：合住）				
同一村庄/社区	-921. 979 ** (392. 160)	-99. 214 *** (37. 805)	-1074. 668 *** (209. 623)	-443. 526 *** (145. 427)
不同村庄/社区或更远	151. 452 (399. 671)	-95. 130 * (51. 535)	-498. 187 ** (228. 738)	-299. 940 ** (147. 289)
实物转移（父母给孩子）			0. 670 *** (0. 099)	0. 430 * (0. 251)
控制变量	有	有	有	有
_ cons	-2298. 643 (1528. 684)	75. 809 (226. 541)	7268. 331 *** (844. 691)	897. 403 * (495. 946)
N	11921	11921	6117	11921
R ²		0. 005	0. 135	0. 071
pseudo R ²	0. 011			

注：括号内为聚类标准误；* $p<0. 10$ ，** $p<0. 05$ ，*** $p<0. 01$ ；控制变量为父母及孩子特征。

物品，同时体现了父母对于孩子的劳务或时间转移。(3)、(4) 列模型显示，父母给孩子的实物转移越多，则孩子为父母提供更多货币转移。此外，居住距离依然与孩子为父母提供的财务支持负相关且显著，但与表 3 条件 OLS 以及家庭固定效应模型相比，邻近效应变小了，说明父母为孩子提供的实物转移部分地解释了居住距离影响孩子给父母货币转移的原因，存在部分中介效应。

2. 父母照看孙子女时间或照看孙子女作为中介变量

从表 8 中可以看出，当用父母照看孙子女的时间周数作为中介变量时，孩子与父母住得越近，父母照看孙子女周数越多，从而孩子为父母提供的货币支持数量也越多。这与父母为孩子提供的实物转移作为中介变量相同。当用照看孙子女作为中介变量时，孩子与父母住得越近，父母越可能进行隔代照料。而若父母照看了孙子女，孩子更有可能为父母提供货币支持，暗示着照看孙子女也具有中介效应。

总之，无论用父母为孩子提供的实物转移，还是父母照看孙子女周数或照看作为中介变量，结果均显示存在中介效应。邻近性方便了父母为孩子或孙子女提供时间转移，这种转移又促使孩子为父母提供货币支持，换取了父母对孩子的服务，这符合代际转移的交换动机，这一结果与斯隆（Sloan）等的研究一致，他们发现孩子对父母的财务转移并非由于父母的身体健康，而是为了补偿父母为孩子提供的帮助，满足交换动机^[43]。也与宋（Son）^[12]、鲍莹莹^[44]、吴晓瑜等^[13] 的分析类似，认为父母从子女那里得到的经济支持是子女对父母照看孙子女的支付，体现了代际转移的交换动机。

七、结论和政策启示

家庭成员之间的私人转移在现代社会中具有重要作用，它在家庭内部分配资源，促进家庭成员福利，同时也涉及社会与经济政策广泛议题^[45]。

表 8 中介效应检验（父母照看孙子女时间或照看孙子女作为中介变量）

变量	(1) 父母照看 周数 混合 OLS	(2) 货币支持数量 (孩子给父母) 混合 OLS	(3) 父母照看 孙子女概率 混合 logit	(4) 货币支持概率 (孩子给父母) 混合 logit
居住安排（参考组：合住）				
同一村庄/社区	-3. 924 (2. 761)	-928. 898 *** (254. 774)	-0. 494 *** (0. 107)	-0. 094 (0. 088)
不同村庄/社区或更远	-12. 899 *** (2. 366)	394. 258 (299. 134)	-0. 898 *** (0. 102)	0. 342 *** (0. 084)
父母照看周数		10. 437 *** (2. 884)		
照看孙子女				0. 187 *** (0. 069)
控制变量	有	有	有	有
_ cons	38. 166 *** (13. 484)	3367. 661 ** (1596. 972)	2. 720 *** (0. 506)	-1. 875 *** (0. 372)
N	1335	1335	6408	6408
R ²	0. 197	0. 063		
pseudo R ²			0. 229	0. 024
chi2			1021. 356	189. 502

注：括号内为聚类标准误；* $p<0. 10$ ，** $p<0. 05$ ，*** $p<0. 01$ ；控制变量为父母及孩子特征。

本文研究了居住安排与代际经济支持之间的关系，发现孩子对父母货币支持的确存在邻近效应。与合住相比，孩子与父母分开居住于同一村庄/社区，对货币支持概率及货币支持数量均有显著负向影响；若孩子居住于不同社区或更远处，则对货币支持概率影响不显著，但显著减少了货币支持数量。按不同年龄分组后估计，发现货币支持的邻近效应依然存在。在克服了内生性问题后，结果依然稳健。表明总体来说，合住孩子更可能为父母提供货币支持，且提供更多的货币数量。但随着父母进入 70 岁以上，孩子为父母提供的财务支持或许更多考虑的是诸如情感、孝心、医疗费用等其他因素，孩子与父母间的代际转移更多体现为单向资源流动，孩子与父母的居住距离便不再起主导作用。本文进一步揭示了邻近效应的潜在作用机制，发现可能路径是通过父母为孩子提供时间转移或隔代照料，孩子为父母提供财务支持，以换取父母对孩子的服务转移，这种代际转移支持家庭成员之间的交换动机理论。

随着家庭居住安排从同住向分开居住发展，父母独立居住比重逐渐加大，由于代际经济支持具有邻近效应，家庭内私人转移及赡养功能将不可避免地在某种程度上被削弱。独居父母得到来自孩子的货币支持更少，因而空巢家庭应受到格外关注。此外，基于成年孩子与父母代际转移交换动机，政府对低收入或老龄父母的经济支持政策并不会完全“挤出”家庭成员间的私人转移。这样，一方面要完善公共基金转移计划及公共养老金制度，使这些群体可以得到足够财务支持；另一方面要健全和完善收入再分配制度，增加成年孩子的可支配收入，以支持家庭成员间基于交换动机的经济和服务转移，这样既可以平滑父母消费，又可以促进成年子女劳动供给。同时，还要协调政府、市场和家庭在构建社会经济安全网方面的作用，明确三方在父母养老支持中的角色，形成多层次、多支柱的社会保障体系。

参考文献:

- [1] DAVIES J B. Explaining intergenerational transfers [M] //MENCHIK P L. Household and Family Economics. Dordrecht: Springer, 1996: 47-82.
- [2] COX D. JIMENEZ E. Achieving social objectives through private transfers: a review [J]. The World Bank Research Observer, 1990, 5 (2): 205-218.
- [3] COX D. JIMENEZ E. Social security and private transfers in developing countries: the case of Peru [J]. The World Bank Economic Review, 1992, 6 (1): 155-169.
- [4] ZENG Y, LAND K C, GU D, WANG Z L. Household and living arrangement projections [M]. NY, London: Springer Dordelberg, 2014: 36.
- [5] ZENG Y, WANG Z. Dynamics of family and elderly living arrangements in China: new lessons learned from the 2000 census [J]. China Review, 2003, 3 (2): 95-119.
- [6] MULDER C H, VAN DER MEER M J. Geographical distances and support from family members [J]. Population, Space and Place, 2009, 15 (4): 381-399.
- [7] LITWAK E. Helping the elderly: the complementary roles of informal networks and formal systems [M]. New York: Guilford Press, 1985: 34-38.
- [8] LITWAK E, KULIS S. Technology, proximity, and measures of kin support [J]. Journal of Marriage and the Family, 1987, 49 (3): 649-661.
- [9] LEE T R, MANCINI J A, MAXWELL J W. Sibling relationships in adulthood: contact patterns and motivations [J]. Journal of Marriage and the Family, 1990, 52 (2): 431-440.
- [10] KNIJN T C, LIEFBROER A C. More kin than kind: instrumental support in families [M] //DYKSTRA P A, KALMIJN M, KNIJN T C M, et al. Family Solidarity in the Netherlands (Pupulation Studies). Oisterwijk: Dutch University Press, 2006: 89-105.
- [11] MICHELIN F, MULDER C H, ZORLU A. Distance to parents and geographical mobility [J]. Population, Space and Place, 2008, 14 (4): 327-345.
- [12] SON H. An exchange motive in upstream intergenerational transfers: evidence from South Korea [J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2018, 23 (1): 173-185.
- [13] WU X, LI L. The motives of intergenerational transfer to the elderly parents in China: consequences of high medical expenditure [J]. Health Economics, 2014, 23 (6): 631-652.
- [14] COX D, ESER Z, JIMENEZ E. Motives for private transfers over the life cycle: an analytical framework and evidence for Peru [J]. Journal of Development Economics, 1998, 55 (1): 57-80.
- [15] COX D, RANK M R. Inter-vivos transfers and intergenerational exchange [J]. The Review of Economics and Statistics, 1992, 74 (2): 305-314.
- [16] BECKER G S. A theory of social interactions [J]. Journal of Political Economy, 1974, 82 (6): 1063-1093.
- [17] COX D. Motives for private income transfers [J]. Journal of Political Economy, 1987, 95 (3): 508-546.
- [18] 鄢盛明, 陈皆明, 杨善华. 居住安排对子女赡养行为的影响 [J]. 中国社会科学, 2001 (1): 130-140.
- [19] 封铁英, 高鑫. 家庭特征、居住安排与赡养行为——基于陕西省 1061 份老年样本的实证分析 [J]. 求索, 2017 (9): 105-114.
- [20] 靳小怡, 崔烨, 郭秋菊. 城镇化背景下农村随迁父母的代际关系——基于代际团结模式的分析 [J]. 人口学刊, 2015 (1): 50-62.
- [21] COMPTON J, POLLAK R A. Proximity and coresidence of adult children and their parents in the United States: description and correlates [R]. IZA Discussion Paper, No. 7431, 2013.
- [22] FU C H. Essays on intergenerational transfers and living arrangements [D]. Seattle: University of Washington, 2015: 1-43.
- [23] FU C H. Living arrangement and caregiving expectation: the effect of residential proximity on inter vivos transfer [J]. Journal of Population Economics, 2019, 32 (1): 247-275.

- [24] CHEN T, LEESON G W, LIU C. Living arrangements and intergenerational monetary transfers of older Chinese [J]. *Ageing & Society*, 2017, 37 (9): 1798–1823.
- [25] LYE D N. Adult child–parent relationships [J]. *Annual Review of Sociology*, 1996, 22 (1): 79–102.
- [26] HOFFERTH S L. Secondary data analysis in family research [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2005, 67 (4), 891–907.
- [27] ALESSIE R, ANGELINI V, PASINI G. Is it true love? altruism versus exchange in time and money transfers [J]. *De Economist*, 2014, 162 (2): 193–213.
- [28] LEI X, GILES J, HU Y, PARK A, STRAUSS J, ZHAO Y. Patterns and correlates of intergenerational non-time transfers: evidence from CHARLS [R]. The World Bank, 2012.
- [29] HARPER S. Families in ageing societies: a multi-disciplinary approach [M]. Oxford: Oxford University Press, 2004: 122–135.
- [30] FRANKENBERG E, LILLARD L, WILLIS R J. Patterns of intergenerational transfers in Southeast Asia [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2002, 64 (3): 627–641.
- [31] ROSSI A S, ROSSI P H. Of human bonding: parent child relations across the life course [M]. London, NY: Routledge, 1990: 53–72.
- [32] HENRETTA J C, VAN VOORHIS M F, SOLDI B J. Cohort differences in parental financial help to adult children [J]. *Demography*, 2018, 55 (4): 1567–1582.
- [33] National Research Council. Preparing for an aging world: the case for cross-national research [R], 2001.
- [34] ROODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with CMP [J]. *The Stata Journal*, 2011, 11 (2): 159–206.
- [35] GREENWELL L, BENGTSON V L. Geographic distance and contact between middle-aged children and their parents: the effects of social class over 20 years [J]. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 1997, 52 (1): 13–26.
- [36] YAMADA K. Intra-family transfers in Japan: intergenerational co-residence, distance, and contact [J]. *Applied Economics*, 2006, 38 (16): 1839–1861.
- [37] LIN I F, WU H S. Intergenerational exchange and expected support among the young-old [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2014, 76 (2): 261–271.
- [38] KALMIJN M. Adult intergenerational relationships [C] //TREAS J. *The Wiley-Blackwell Companion to the Sociology of Families*, 2014.
- [39] MCGARRY K, SCHOENI R F. Transfer behavior in the health and retirement study: measurement and the redistribution of resources within the family [J]. *Journal of Human Resources*, 1995, 30: 184–226.
- [40] LAFERRÈRE A, WOLFF F C. Microeconomic models of family transfers [C] //KOLM S, MERCIER J, THIER Y. *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, 2006.
- [41] BARON R M, KENNY D A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173–1182.
- [42] IMAI K, KEELE L, YAMAMOTO T. Identification, inference and sensitivity analysis for causal mediation effects [J]. *Statistical Science*, 2010, 25 (1): 51–71.
- [43] SLOAN F A, ZHANG H H, WANG J. Upstream intergenerational transfers [J]. *Southern Economic Journal*, 2002, 69 (2): 363–380.
- [44] 鲍莹莹. 隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于 CHARLS (2015) 数据的实证分析 [J]. *中国农村观察*, 2019 (4): 82–93.
- [45] WELDON J C. On the theory of intergenerational transfers [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1976, 9 (4): 559–579.