

“顺其自然”还是“防患未然”：劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响*

刘泰星¹ 尹志超²

摘要：中国农村家庭经济风险复杂多变，财务脆弱问题明显，农村家庭具有强烈的风险防范动机。本文利用2015年、2017年和2021年中国家庭金融调查（CHFS）数据，实证分析了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。研究表明：劳动力流动能够显著促进农村家庭的商业保险参与；分类型看，劳动力流动可以显著促进农村家庭商业人寿保险和商业健康保险的参与程度，并显著提高农村家庭各类商业保险的参保金额；机制分析表明，劳动力流动带来的收入增长与财富效应，满足了农村家庭为应对健康风险、养老风险、收入风险等不确定性而购买保险的资金需求，从而促进其商业保险参与；进一步研究发现，亲缘关系网络的强化和公共服务质量的改善能够有效弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。本文研究为全面认识农村家庭商业保险参与的影响因素提供了新视角，对更好防范和化解农村家庭风险、提高农村家庭财务韧性提供了经验证据和政策启示。

关键词：劳动力流动 商业保险参与 风险防范动机 亲缘关系网络 公共服务质量

中图分类号：F842.0 **文献标识码：**A

一、引言

农村劳动力流动对推动中国经济的快速增长具有不容忽视的贡献（程名望等，2018）。农村劳动力流动隐性壁垒的逐步放松，使亿万农民从土地的束缚中解放出来，保障了农民最基本的平等发展权利（魏后凯和刘长全，2019），在推动城镇化和工业化进程的同时（李周，2019），大大改善了农村家庭的生计和财务状况。由于风险冲击时有发生而农村家庭风险防范能力不足，劳动力流动带来的家庭财务状况的改善可能会强化农村家庭的风险管理动机（李丁等，2019），使农村家庭更好地熨平风险和抵抗不确定性的冲击。保险是家庭风险管理的重要工具，其中，社会保险提供的是对居民产生

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“中国家庭经济风险测度、成因及外溢性研究”（编号：21&ZD087）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：尹志超。

活的基本保障。农村居民的社保参与以“新农合”“新农保”为主，这些保险的参保要求较低且保障标准较低^①。虽然商业保险保障标准较高，能够满足不同类型的风险防范需求，但是通常需要相关主体具备一定的收入或财富水平。作为改善农村家庭收入水平的重要渠道，劳动力流动可能会对具有更高保障标准的商业保险参与产生重要影响。从学术研究来看，有文献发现劳动力流动对商业保险参与具有促进效应（高立飞和王国军，2021），也有文献认为存在抑制效应（贾昊文和王晓全，2019）。然而，两支文献对于具体的影响机制的探讨均较为薄弱。基于上述现实背景和研究进展，本文试图研究劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，并探讨具体的影响机制。

商业保险是一种重要的风险防范工具，具有社会保险难以达到的保障标准，能够为满足社会多样化的保障需求提供有益补充（李晓等，2021）。近五年来，国家有关部门发布了《关于促进社会服务领域商业保险发展的意见》《关于开展专属商业养老保险试点的通知》等政策文件，旨在将商业保险发展成为国民保障体系的关键支柱，从而构筑起多层次的民生保障网。自1980年恢复国内保险业务以来，中国保险行业取得了快速发展，但与发达国家相比仍然有差距。2022年，中国保险业原保险保费收入增长至4.7万亿元^②，较2010年的1.45万亿元^③有明显提高。但是，保险密度和保险深度分别为3326元和3.88%，与美国同期的5981美元和7.82%相比，差距明显^④。此外，中国城乡间商业保险参与程度也存在较大差距，但是，农村家庭参保比例保持上升态势。使用中国家庭金融调查2015—2021年数据进行的测算表明，城镇家庭商业保险参保比例高于农村家庭，而农村家庭参保比例稳步提升，已由2015年的8.69%增长至2021年的13.04%。

本文关注商业保险参与而非社会保险参与，主要有三方面原因。第一，中国的社会保险体系正由广覆盖向全覆盖发展，仍然未参保的个体占比很低，研究社会保险参与问题的边际贡献不足。2022年，中国基本医疗保险参保人数达到13.4亿，在全国总人口中的覆盖率达到95%以上^⑤；截至2023年9月底，全国基本养老保险参保人数达到10.6亿^⑥。然而，中国商业保险参保比例依然偏低，探究其影响因素具有重要意义。第二，劳动力流动是农村家庭收入增长的重要渠道，但社保参与门槛低、支出

^①根据2021年中国家庭金融调查数据测算，农村居民参与职工医疗保险、职工养老保险的人数分别仅为参与“新农合”“新农保”人数的5%和12%，农村居民社保参与仍以“新农合”“新农保”为主。

^②资料来源：《2022年12月全国各地区原保险保费收入情况表》，<https://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1093184&itemId=954&generaltype=0>。

^③资料来源：《2010年1—12月全国各地区原保险保费收入情况表》，<https://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=371396&itemId=954&generaltype=0>。

^④资料来源：《中南大：2023中国保险发展报告》，<https://finance.sina.com.cn/tech/roll/2023-06-14/doc-imyxerrt4224061.shtml>。

^⑤资料来源：《全国基本医疗保险参保人数达13.4亿》，https://www.gov.cn/govweb/lianbo/bumen/202307/content_6891049.htm。

^⑥资料来源：《全国基本养老保险参保人数达10.6亿人》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1781211463841309386&wfr=spider&for=pc>。

金额少，劳动力流动对农村居民社保参与行为并不会产生明显的带动作用。商业保险支出金额较高，值得关注和深入研究。第三，尽管社会保险覆盖面很广，但保障力度不足。商业保险作为一种较高标准的保障机制，能够帮助农户更好抵御风险（王春超和袁伟，2016），在劳动力流动这一重要背景下值得对商业保险参与行为展开深入的论证分析。本文从劳动力流动角度切入，系统分析和研究农村家庭的商业保险参与决策。这对进一步拓宽商业保险市场、提升商业保险服务效率、完善多层次保障体系具有重要意义。

从理论逻辑来看，针对劳动力流动影响家庭商业保险参与存在两种不同的观点。第一种观点是，劳动力流动能够促进家庭商业保险参与（高立飞和王国军，2021）。原因在于，劳动力流动既能够提升家庭收入（Gao et al., 2020）、缓解家庭的流动性困境（尹志超等，2021a），也能够促进外出农民工与不同群体的社会互动，延伸农民工的社会资本边界（王春超和周先波，2013），从而对商业保险参与产生促进作用。第二种观点是，劳动力流动会抑制家庭商业保险参与。原因在于，劳动力流动带来的收入增长和财富效应被视为应对风险的有效方式（贾昊文和王晓全，2019）。这会减弱农户的风险厌恶和风险规避意识，而农户的风险规避态度是增加其保险购买需求的重要因素（尚燕等，2020）。

商业保险参与是一种重要的家庭金融决策，受参保能力和参保意愿的综合影响。与城镇居民相比，农村居民收入依然偏低、财富增长速度缓慢，农村家庭商业保险的参保能力仍受限制。与此同时，农村家庭面临的风险却维持在较高水平，例如由身体状况恶化和突发医疗事件所引发的健康风险，由丧失劳动能力且缺少赡养和生活来源而引发的养老风险，以及由收入波动大且收入水平低所引发的收入风险等。这些风险对农村家庭构成了严重的风险隐患，也成为参保户最希望通过保险进行分散的风险（孙蓉和何海霞，2015）。风险暴露会对家庭的风险承担、消费行为、收入增长等产生负面影响（王小龙和何振，2018），从而提高农村家庭的风险防范动机和参保意愿。整体来看，农村家庭参保意愿强烈，但参保能力不足，出现“空有需求但无参与”的局面（马九杰等，2021）。作为改善家庭财务状况和促进财富积累的有效方式，劳动力流动能否满足农村家庭为抵御不确定性而购买商业保险的资金需求，从而对商业保险参与产生促进作用？

利用2015年、2017年和2021年的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）数据，本文系统研究了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响及其机制。本文的边际贡献主要体现在以下两方面。一方面，与仅有的几篇探讨劳动力流动对商业保险参与影响的文献相比，本文基于风险防范动机，将参保意愿和参保能力相结合展开系统研究，为理解劳动力流动影响商业保险参与的效应和机制提供了新的证据和解释；另一方面，本文也为公共服务保障和亲缘关系网络等正式或非正式的保障性安排在降低农村家庭风险防范动机中的重要性提供了新的研究证据。

二、理论分析与研究假说

（一）劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响

在当今中国，大量农村劳动力放弃农业生产选择外出务工。根据国家统计局的数据，2023年，中

国外出农民工人数达到 1.77 亿，与有统计以来的 2008 年相比，增长了 3125 万人^①，总量延续增长态势。一方面，通过劳动力流动，农村家庭的收入水平得到明显提高。孙文凯等（2007）研究发现，劳动力流动对低收入农户的收入增长率产生了更大的提升效应，产生了帮贫、扶贫的效果。总体来看，通过劳动力流动获取的收入已经成为农村家庭收入增长的重要来源（Gao et al., 2020）。农村劳动力流动带来的收入提高能缓解家庭商业保险参与的资金约束，对农村家庭购买商业保险具有积极影响。另一方面，劳动力流动也是一个建立和拓展社会资本的过程。王春超和周先波（2013）认为，外出农民工可以与不同群体进行社会互动，与其他社会群体互相学习，从而扩大社会网络、积累和拓展跨越型社会资本。随着社会资本的增加，信息搜寻成本也将降低，信息获取效率也能够得到提升。这对于家庭在互动中了解商业保险、建立对商业保险的信任、促进商业保险购买具有重要作用（王泰等，2022）。

贾昊文和王晓全（2019）提出了另外一种观点。他们认为，劳动力流动带来的财富效应是风险防范的有效方式，能够抑制商业保险参与。然而，根据国家统计局公布的最新数据，2023 年，外出农民工月均收入为 5441 元^②。在覆盖日常生活开支、子女教育支出和父母赡养支出等各类花费后，农村家庭很难剩余足够的储蓄来抵御风险。风险事件一旦发生，会导致农村家庭的现金存量迅速减少，使农村家庭的生活水平变差（王文略等，2019）。此外，从社会保险的角度来看，尽管社会保险的覆盖面很广，但保障力度不足，保障缺口依然很大（Xu et al., 2023）。根据中国家庭金融调查数据，2021 年有住院成员的家庭年住院支出高达 21240.72 元，而社会医疗保险平均报销额度仅 9192.58 元，这意味着平均有一半以上的花费需要由家庭来承担。整体而言，储蓄和社会保险很难为家庭提供充分的风险保障机制。劳动力流动以后，其家庭更可能通过配置商业保险来进一步分散风险。据此，本文提出以下研究假说。

H1：劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有促进作用。

（二）劳动力流动影响农村家庭商业保险参与的机制

商业保险是以营利为目的而建立的保障机制，提供的是比社会保险种类更多元、权责更明确、保障更充分的保险服务。商业保险参与有两大特点。第一，防范风险是参与商业保险的根本原因。在被保险人自愿参与的基础上，商业保险发挥的功能主要是以较高的保障标准帮助被保险人分散风险、弥补损失。商业保险的保障力度通常较高，能够有效抵抗风险。因此，当家庭面临较高的风险隐患或是家庭内部保障功能弱化时，家庭对商业保险的需求会增加（邹静娴等，2023）。第二，商业保险参与是一类支出较高的消费型或投资型决策。根据中国家庭金融调查数据，2021 年有商业保险支出的农村家庭年均保费支出金额达到 6026.67 元，与农户平均 46966.83 元的年收入相比，仍是一笔不小的支出。综合来看，风险防范动机和购买能力是商业保险参与的关键因素，二者缺一不可。

从风险防范动机来看，家庭可能会面临各种类型的重大风险，意想不到的不利冲击可能会严重损

^①资料来源：2023 年数据来自《国家统计局发布 2023 年国民经济和社会发展统计公报》，<http://finance.people.com.cn/n1/2024/0229/c1004-40185933.html>；2008 年数据来自《2009 年农民工监测调查报告》，http://iple.cass.cn/ldjxzt/ldlscdt/201004/t20100419_1949023.shtml。

^②资料来源：《2023 年全国农民工总量增加 191 万人》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6948807.htm。

害家庭福祉，这些风险对发展中国家的家庭造成的影响尤为严重（Xu et al., 2023）。根据一项对全国八个省份的保险参与度调查，参保户最希望通过保险分散的风险是健康风险、养老风险以及农业灾害冲击下的收入损失风险（孙蓉和何海霞，2015）。从购买能力来看，劳动力流动能够通过改善家庭的财务状况来提高其购买商业保险的经济能力。作为促进劳动要素合理配置的有效方式，劳动力流动能够提高家庭收入（Gao et al., 2020），缓解家庭的流动性约束（尹志超等，2021a），提高家庭商业保险的购买能力。然而，各种类型的风险在风险性质、发生频率和损失程度等方面存在一定差异。针对不同类型的风险，劳动力流动以后，其家庭是否会相应调整商业保险的参与决策？

基于以上分析，本文将对主要的几类风险展开具体研究。首先，健康风险取决于个体当前和未来的健康状况（何兴强和史卫，2014），通常具有“低频率高损失”的特征。家庭一般会通过预防性储蓄和医疗保险来应对家庭成员的健康风险。例如，尹志超等（2020）发现，当家庭成员面临较高的健康风险时，劳动力流动会促进家庭进行预防性储蓄。从医疗保险来看，农村居民参与的社会医保类型大都是新农合。然而，新农合仅能覆盖部分医疗支出，保障力度较低。而且，新农合参保金额较低，已基本实现全覆盖，劳动力流动对新农合参与决策也不再具有明显促进作用。岳崴等（2021）认为，商业医疗保险在帮助个体应对健康风险的过程中具有比社会医疗保险更大的作用。当家庭面临较高的健康风险时，劳动力流动带来的收入增长可能会促进家庭购买商业保险。其次，养老风险取决于个人自理能力、家庭赡养义务和社会福利水平。农村居民收入低导致储蓄积累少，而社保体系也不够健全。平均来看，已达到新农保领取标准并已经领取新农保的农村老年人月领取额仅 250.34 元^①，仅能维持老年人的基本开支，老年人依然倾向于从家庭获取抵御风险的资源。然而，家庭在经济支持、生活照料等方面的养老功能在持续弱化（于长永等，2017），从而引发了养老风险的应对难题。养老风险会加剧农村老年人的生计压力，严重者还会危及农村老年人的生命健康安全。因此，对养老风险较高的家庭而言，劳动力流动带来的收入增长会促使家庭购买商业保险以应对养老风险。最后，收入风险指收入损失风险或收入波动风险。对农村家庭而言，外出务工劳动力的人力资本水平较低，这使其收入波动大、失业风险高（李飞和杜云素，2013）。农业生产活动还面临较高的自然灾害等外部冲击，农村家庭总体的收入风险也较高。与此同时，在农村劳动力市场尚不健全、农民工就业市场尚不规范等综合因素的影响下，农村劳动力很难依托工作单位参与失业保险，社会保险体系难以为家庭平滑收入风险提供有效的保障。严重的收入风险会极大影响家庭的正常运转，为了应对这种收入风险，家庭往往会采取预防性储蓄（Ceritoğlu, 2013）或购买商业保险（尹志超等，2021b）等方式平滑收入流，进而保障家庭消费的平滑。由此可见，劳动力流动带来的收入增长能够满足家庭为应对收入风险而购买商业保险的资金需求，从而促进其商业保险参与。

综合来看，健康风险属于突发性支出冲击，冲击影响迅速，严重时危及生命，并引起家庭财产的损失；养老风险和收入风险主要是收入冲击，这种冲击较弱，但影响的持续性较强，因此对家庭也会造成较大的财务压力。无论是哪一类型的风险事件，一旦发生，都会使家庭承受财务压力，对家庭

^①根据 2021 年中国家庭金融调查数据测算得到。

的正常运转造成不利影响。在风险隐患较高的情况下，劳动力流动带来的家庭财务状况改善会使家庭采取风险防范措施以抵御未知风险。综合上述分析，本文提出以下研究假说。

H2：劳动力流动带来的收入增长，能够满足农村家庭为应对由健康风险、养老风险、收入风险等造成的不确定性而购买商业保险的资金需求，从而促进其商业保险参与。

（三）劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

在农村社会，亲缘关系网络是一种广泛存在的非正式保障机制，在促进信息传播共享、提高风险应对能力等方面发挥一定的作用。以亲缘关系为联结而建立的宗族网络在维系宗族成员间的合作、规范宗族成员与非成员间的互动中具有重要作用（Greif and Tabellini, 2017）。即使在当今社会，宗族在抵御风险方面的作用依然不可或缺（仇童伟和罗必良, 2023）。风险防范动机是商业保险参与的根本原因。当拥有紧密的亲缘关系网络时，家庭可以通过亲缘关系网络将风险进行分散，而不必通过商业保险来对冲风险。在健康风险冲击中，亲缘关系网络可以提供转移支付或无息低息资金支持，帮助家庭有力抵抗由健康风险冲击造成的财务压力；在养老风险冲击中，亲缘关系网络也能够为家庭提供财务支持，并在生活照料、精神慰藉等方面给予生活帮扶，减少对家政护工等的需求，降低养老风险；在收入风险冲击中，亲缘关系网络也能够通过社会互动和交流共享有益信息，帮助家庭就业创业（仇童伟和罗必良, 2023），从而平滑收入风险。基于以上分析，可以认为，在中国农村社会，亲缘关系网络对风险防范发挥着重要作用，在降低流动人口家庭的商业保险参与中可能具有重要影响。根据上述分析，本文提出以下研究假说。

H3：亲缘关系网络能够弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

（四）劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

公共服务主要由政府部门提供，其作用是保障公民的基本生产和生活。对农村居民而言，五保供养制度、低保制度等均属于基础性的公共服务保障，可以确保农村居民至少享有最低的保障标准。例如，五保供养强调保吃、保穿、保住、保医、保葬，在这些方面对五保对象给予生活照料。获得供养是五保对象的单方面权利，而享受社会保险权益的前提是履行缴费义务。因此，五保供养比社会保险具有更多的保障性特征。随着经济社会的持续发展，五保供养制度也由生存保障型向发展服务型转变（韩鹏云, 2015），保障机制更加完善，保障范围更加广泛。对农村家庭而言，基本公共服务保障体系的完善是一种有效的风险防范机制和托底手段，能够为家庭尤其是脆弱性较高的家庭提供外部保护网，在很大程度上将家庭的养老风险、健康风险等不确定性因素转移至公共服务体系，从而极大降低家庭对其他保障措施的需求。公共服务质量的提升在家庭风险防范中扮演重要角色，对弱化农民工家庭商业保险参与也可能具有重要影响。根据以上分析，本文提出以下研究假说。

H4：公共服务质量的提升能够弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

三、数据来源与实证模型

（一）数据来源及样本选取

本文借助 2015 年、2017 年和 2021 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，研究劳动力流动对农村

家庭商业保险参与的影响。CHFS是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发起的家庭抽样调查项目，自2011年起每两年执行一次，截至目前已完成七轮采集工作，内容涵盖支出与收入、资产与负债、保险与保障、金融知识与主观评价、人口统计学特征等信息。本文使用2015年、2017年和2021年的数据是基于以下考虑：第一，2015年、2017年和2021年的数据包括本文研究所需的关键变量；第二，2019年的问卷仅询问了城镇受访者当前的工作状态，无法完整识别农村受访者的工作状态。此外，需要说明的是，在将2015年和2017年数据进行合并时有9524户家庭匹配成功，而将2021年数据与2015年和2017年数据进行合并时仅有2860户家庭匹配成功，将2021年数据纳入分析可能出现样本代表性不足的问题。因此，本文将包含2021年数据的分析结果汇报于稳健性检验部分，并将2015年和2017年的农村样本数据作为基准数据展开实证研究，两年共计19048个观测值。

（二）变量选取及描述性统计

1.被解释变量：商业保险参与。本文参照李晓等（2021）的做法，如果农村家庭中有成员购买了商业保险，则将商业保险参与变量赋值为1，否则为0。同时，本文也定义了商业保险参与比例和商业保险参保金额变量，前者指购买商业保险的家庭成员在家庭总人数中的占比，后者指家庭购买商业保险所花费的金额。此外，本文也分别定义了商业人寿保险和商业健康保险两类保险的参与和参保金额变量。

2.核心解释变量：劳动力流动。参照国家统计局标准以及贾男和马俊龙（2015）的做法，本文根据个人的户口所在地与常住地的差异、就业状态、户籍类型以及年龄等特征定义劳动力流动。具体来说，本文将年龄在16~70岁、具有农业户籍、有工作但常住地与户籍所在乡镇不一致的个体定义为劳动力流动个体。这样定义，有以下几个层面的考虑。首先，从年龄来看，16~70岁这一区间的选择具备合理性。一方面，从16岁的标准来看，根据《中华人民共和国劳动法》，个体满16周岁即可被用人单位雇佣；另一方面，从70岁的标准来看，农村居民通常并无严格的退休年龄标准，只要有比较合适的就业机会，即便年满60周岁，他们仍然会选择继续工作。而且，与城镇居民相比，农村居民收入偏低，通常需要持续赚取收入来维持家庭生计和未来养老消费。因而，本文将70岁作为劳动力流动个体的年龄上限^①。其次，国家统计局对外出务工者就业状态的界定标准是在外从业，即有工作的个体。最后，从户口所在地与常住地的差异来看，国家统计局对劳动力的“外出”给出了明确的地理界定，将外出农民工界定为在户籍所在乡镇地域以外从业者，将本地农民工界定为在户籍所在乡镇地域以内从业者。基于上述分析，如果家庭中有劳动力流动个体，则将家庭劳动力流动变量赋值为1，否则为0。此外，本文还分别定义了劳动力流动人数和比例变量^②。

3.控制变量。借鉴秦芳等（2016）、李晓等（2021）、张浩等（2023）相关文献的做法，本文选

^①在实证研究部分，本文尝试使用不同的年龄区间进行估计，例如将年龄区间调整为16~60岁、20~60岁、20~70岁等，研究结果保持稳健。

^②将劳动力流动比例定义为家庭16岁及以上的个体中劳动力流动的人数占比。在计算该变量时，本文剔除了16岁及以上的个体中仍在上学和参军的样本。

取户主、家庭和区县^①层面的特征变量作为控制变量。户主特征变量，包括年龄、年龄的平方/100、性别（男性赋值为1，否则为0）、婚姻状况（已婚赋值为1，否则为0）、受教育年限、健康状况得分（将健康状况得分分为非常不好、不好、一般、好、非常好，分别赋值1~5的整数）、社会医疗保险参与（参与赋值为1，否则为0）和社会养老保险参与（参与赋值为1，否则为0）；家庭特征变量，包括家庭规模、16岁以下孩子数量占家庭总人数的比例、60岁以上老人数量占家庭总人数的比例、家庭非外出务工收入的对数、家庭净资产的对数；区县特征变量，即区县人均可支配收入的对数。同时，在计量模型中本文还控制了家庭和年份固定效应^②。

（三）模型设定

本文构建双向固定效应模型来研究劳动力流动对家庭商业保险参与的影响，具体模型为：

$$Comminsu_{it} = \alpha + \beta_1 Mig_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_{ct} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 代表家庭， c 代表区县， t 代表年份， $Comminsu_{it}$ 是家庭商业保险参与、参与比例及参保金额变量， Mig_{it} 是家庭劳动力流动、人数及比例变量， X_{it} 是户主和家庭层面的特征变量， Z_{ct} 是区县层面的特征变量， γ_i 是家庭固定效应， λ_t 是年份固定效应， ε_{it} 是扰动项。

四、实证结果及分析

（一）基准结果

表1汇报了本文的基准回归结果。表1（1）列双向固定效应模型的估计结果显示，劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有显著的促进作用。从经济意义上看，劳动力流动使农村家庭商业保险参与的均值提高了0.0236，这一数值分别为2015年和2017年农村家庭商业保险参与样本均值的25.29%和19.49%，经济意义显著。（2）列和（3）列分别为将本文的核心解释变量更换为劳动力流动人数和比例的估计结果，结果依然稳健。

表1 劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响：基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	FE	FE	IV-FE	IV-FE	IV-FE
劳动力流动	0.0236*** (0.0069)			0.1671** (0.0674)		
劳动力流动人数		0.0129*** (0.0041)			0.1081** (0.0441)	
劳动力流动比例			0.0515*** (0.0149)			0.3988** (0.1607)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

^①这里所讲的区县，包括市辖区、市辖县和县级市。如无特别提及，后文均在此意义上使用该词。

^②篇幅所限，变量的描述性统计结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表1。

表 1 (续)

家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19048	19048	19040	19048	19048	19040
组内 R ²	0.0211	0.0209	0.0212			
Davidson-MacKinnon 检验 p 值				0.0244	0.0210	0.0216
一阶段估计结果						
一阶段 F 值				58.52	44.96	42.64
一阶段工具变量 t 值				11.99	10.77	11.21

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②FE 和 IV-FE 估计中，括号内分别为聚类到村庄层面的稳健标准误和异方差稳健标准误。③本文运用 Conley et al. (2012) 提出的近似零方法检验了近似外生条件下工具变量估计结果的稳健性，结论保持稳健^①。④本文也尝试使用同一区县内被抽取到的其他村庄同收入组别劳动力流动的比例作为工具变量进行估计，结论保持稳健^②。

尽管本文运用双向固定效应模型消除了不随时间变化的不可观测变量对估计结果的影响，并尽可能多地控制了影响家庭商业保险参与的因素，但仍可能受到内生性问题的干扰而引起估计偏差。从遗漏变量来看，性格特征不仅会同时影响劳动力流动和商业保险参与，而且性格通常难以准确观测，还可能会随时间和环境的变化而发生改变；从逆向因果来看，与已购买商业保险的家庭相比，未购买商业保险的家庭更有动机安排成员外出务工，并将所赚取的部分收入用于防范风险。然而，固定效应模型无法消除上述问题对估计结果的影响。为克服内生性问题，本文借鉴 Rozelle et al. (1999)、尹志超等 (2020) 的研究思路，根据村庄收入的中位数将样本家庭分为两组。同时，采用同村庄且同收入组别的其他家庭劳动力流动的比例作为观测家庭劳动力流动的工具变量进行估计。从相关性来看，外出务工地的就业和收入信息是影响劳动力流动的重要因素，而家庭的亲戚关系等社会关系是重要的信息来源 (王春超和周先波, 2013)，同区域内劳动力流动的比例越高，家庭通过社会关系掌握的有效信息就越多，家庭劳动力流动的比例也就越高；从外生性来看，其他家庭的劳动力流动对观测家庭的商业保险参与而言具有较好的外生性，满足工具变量的外生性要求。

表 1 (4) ~ (6) 列报告了工具变量的估计结果。以 (4) 列的估计结果为例，Davidson-MacKinnon 内生性检验结果在 5%的显著性水平上拒绝了劳动力流动不存在内生性问题的原假设。一阶段估计的 F 值为 58.52，超过 10%偏误水平下的临界值，从而可以排除存在弱工具变量的可能性。工具变量估计系数的 t 值为 11.99，在 1%的显著性水平意义上显著，表明内生变量与工具变量存在较强的正相关性。二阶段估计结果显示，劳动力流动变量在 5%的显著性水平意义上显著。这说明，在克服内生性问题后，本文的研究假说 H1 依然成立。在 (5) 列和 (6) 列，本文更换核心解释变量重新进行估计，估

^①篇幅所限，结果汇报在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 2。

^②篇幅所限，结果汇报在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录中的附表 3。

计结果依然保持稳健。

（二）稳健性检验

首先，本文尝试延长样本时间跨度，将 2021 年的数据匹配到 2015 年和 2017 年的样本中。结果显示，劳动力流动依然能够显著促进家庭的商业保险参与^①。其次，本文尝试将被解释变量更换为商业保险参与比例，估计结果证实了基准结论的稳健性^②。再次，考虑到同一区县范围内家庭之间的经济决策可能存在相关性，本文将标准误的聚类范围由村庄扩大至区县层面，估计结果依然保持稳健^③。最后，考虑到保险宣传、互联网保险产品的推广对保险购买的影响（王正位等，2023），本文定义了商业保险营销变量，并将数字保险发展指数和数字普惠金融发展指数与本文数据相匹配，通过进一步控制这些可能影响商业保险参与的因素，来检验研究结论的稳健性。具体而言，一方面，本文将村庄内是否有保险机构作为商业保险营销的代理变量，结果显示，基准结论并未受到影响^④。另一方面，回归所用数字保险发展指数和数字普惠金融发展指数由北京大学数字金融研究中心构建的指标来衡量。具体而言，本文将 2014 年和 2016 年的指数与 2015 年和 2017 年的 CHFS 数据相结合进行估计。估计结果表明，虽然数字保险和数字普惠金融的发展显著促进了家庭的商业保险参与，但并未对本文的基准结论产生实质性影响^⑤。

（三）进一步分析

1. 区分商业保险类型。常见的商业保险包括人寿保险、健康保险等，本文根据 CHFS 数据提供的商业保险类型信息，定义了商业人寿保险参与和商业健康保险参与变量，考察了劳动力流动对农村家庭不同类型商业保险参与的影响，表 2 汇报了估计结果。表 2（1）～（3）列汇报了劳动力流动影响商业人寿保险的估计结果，（4）～（6）列汇报了劳动力流动影响商业健康保险的估计结果。结果显示，劳动力流动对农村家庭商业人寿保险参与和商业健康保险参与产生了促进作用。从经济意义上看，劳动力流动使农村家庭商业人寿保险参与的均值提高了 0.0096，分别为 2015 年和 2017 年农村家庭商业人寿保险参与样本均值的 20.69%和 21.77%；劳动力流动使农村家庭商业健康保险参与的样本均值提高了 0.0055，分别为 2015 年和 2017 年农村家庭商业健康保险参与样本均值的 18.58%和 11%。需要补充说明的是，在表 2（4）列，劳动力流动变量未通过统计学上的显著性检验，这可能是由于劳动力流动变量包含的信息未能充分反映家庭的劳动力流动规模。使用劳动力流动人数和比例变量进行回归时，估计结果（见表 2）表明，劳动力流动能够显著促进家庭的商业健康保险参与。

^①篇幅所限，稳健性检验结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表 4。（1）列汇报了三期平衡面板数据的估计结果。

^②结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（2）列。

^③结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（3）列。

^④结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（4）列。

^⑤结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中附表 4 的（5）列和（6）列。

表2 劳动力流动影响农村家庭商业人寿保险和健康保险参与的估计结果

变量	商业人寿保险参与			商业健康保险参与		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动	0.0096** (0.0040)			0.0055 (0.0048)		
劳动力流动人数		0.0052** (0.0024)			0.0054* (0.0029)	
劳动力流动比例			0.0172* (0.0091)			0.0210** (0.0105)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19048	19048	19040	19048	19048	19040
伪R ²	0.0029	0.0028	0.0028	0.0155	0.0156	0.0157

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。

2.商业保险参保金额。本文也考察了劳动力流动对农村家庭商业保险参保金额的影响，研究结果汇报在表3（1）列和（2）列。结果显示，劳动力流动对农村家庭商业保险参保金额产生了显著的促进作用。此外，表3（3）列、（4）列和（5）列、（6）列分别汇报了劳动力流动对农村家庭商业人寿保险和商业健康保险参保金额的影响。结果表明，劳动力流动也显著提高了农村家庭商业人寿保险和商业健康保险参保金额。具体来看，劳动力流动使农村家庭商业保险、商业人寿保险、商业健康保险的参保金额分别提高了10.36%、7.93%和5.81%，经济意义明显。

表3 动力流动影响农村家庭商业保险参保金额的估计结果

变量	商业保险参保金额		商业人寿保险参保金额		商业健康保险参保金额	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动	0.1036** (0.0420)		0.0793*** (0.0292)		0.0581* (0.0343)	
劳动力流动人数		0.0746*** (0.0258)		0.0414** (0.0174)		0.0576*** (0.0204)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19048	19048	19048	19048	19048	19048
伪R ²	0.0085	0.0086	0.0028	0.0027	0.0152	0.0155

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②对商业保险参保金额、商业人寿保险参保金额、商业健康保险参保金额变量缩尾1%后取对数。③以劳动力流动比例为核心解释变量的估计结果依然稳健^①。④括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。

^①篇幅所限，该估计结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的附表5。

五、机制探讨

（一）参保能力：收入增长与财富效应

正如前文所述，劳动力流动隐性壁垒的逐步放松，使农民从土地的束缚中解放出来。这不仅有助于促进劳动力的合理配置，在提高劳动生产率的同时，也有助于提高外出农民工的收入。从已有研究来看，孙文凯等（2007）、尹志超等（2020）认为，劳动力流动对农户收入的增长产生了较大的促进作用。但是，甄小鹏和凌晨（2017）却发现，外出务工者和在家劳动者对农户收入的平均贡献率分别为23.8%和22.5%，在他们看来，与在家劳动相比，劳动力流动对家庭收入的贡献并不大。已有文献主要用家庭收入（李尧，2022）和家庭的流动性资产规模（张正平等，2023）测度家庭参保能力。本文认为，从本质上看，可以将商业保险参与视为消费型支出或投资型支出，而收入和可快速变现从而用于支付的流动性资产（例如现金、银行存款、股票账户现金余额等）则是“购买力”的直接体现。

基于以上认识，一方面，本文定义了家庭收入变量，从“流量”视角检验增收效应；另一方面，本文定义了流动性资产变量，包括现金、银行存款、股票账户现金余额、余额宝和京东小金库等灵活易取的互联网理财产品余额，从“存量”视角检验财富效应。财富效应在本文中指家庭财富的增长效应，本文使用流动性资产规模的增长来反映财富效应。表4汇报了估计结果。结果显示，劳动力流动产生了显著的增收效应和财富效应，提高了农村家庭商业保险的参保能力。

表4 机制探讨：收入增长与财富效应

变量	家庭收入				流动性资产			
	FE		IV-FE		FE		IV-FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
劳动力流动	0.5149*** (0.0151)		1.2822*** (0.1303)		0.1041* (0.0581)		0.9940* (0.5829)	
劳动力流动人数		0.3580*** (0.0101)		0.8297*** (0.0849)		0.0887** (0.0384)		0.6478* (0.3799)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19048	19048	19048	19048	18522	18522	18522	18522
组内 R ²	0.8037	0.8106	0.7458	0.7534	0.0360	0.0361	0.0230	0.0228

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②FE和IV-FE估计中，括号内分别为聚类到村庄层面的稳健标准误和异方差稳健标准误。③表中回归所用工具变量与基准回归相同，根据村庄收入的中位数将样本家庭分为两组，采用同村庄且同收入组别的其他家庭劳动力流动的比例作为观测家庭劳动力流动变量的工具变量进行估计。

（二）参保意愿：风险防范动机

中国农村地区存在健康和医疗服务保障力度不足、养老设施不够健全、就业的内生动力匮乏等问题，这些问题不仅使农村家庭面临较高的不确定性，也使其产生了强烈的风险防范需求。前文的研究

表明，劳动力流动提升了家庭收入，并产生了明显的财富效应。流动性约束的放松能够提高家庭防范风险的能力，因此，可能会促进家庭的商业保险参与。接下来，本文将分别从健康风险、养老风险和收入风险三个维度，系统探究风险防范动机对农村流动人口家庭商业保险参与的影响。

1.劳动力流动、健康风险与农村家庭商业保险参与。健康风险取决于个体当前和未来的健康状况，是无法被保险的。但是，健康状况恶化所引发的经济风险（例如医疗支出风险）却有被保险的可能性（何兴强和史卫，2014）。健康风险越高，家庭采取措施来缓冲由健康风险造成的经济风险的动机越强。劳动力流动带来的财富效应可能满足了家庭为应对健康风险而进行风险防范的资金需求，从而促进家庭的商业保险参与。已有文献运用家庭成员医疗或住院情况等客观指标测度健康风险（朱信凯和彭廷军，2009；张凌霜等，2023）。参考上述文献的做法，同时结合 CHFS 问卷包含的信息，本文定义了家庭成员住院比例变量，即在家庭层面计算上一年住院的人口数量占家庭总人数的比例，以此来衡量家庭的健康风险。在此之后，本文分别在基准模型中引入劳动力流动相关变量与家庭成员住院比例的交互项。表 5 汇报了估计结果，（1）～（3）列和（4）～（6）列分别以商业保险参与和商业保险参与比例为被解释变量。从交互项的估计结果来看，家庭成员健康风险越高，劳动力流动对商业保险参与的正向影响越大。上述结果说明，劳动力流动带来的收入增长和财富效应满足了农村家庭为应对健康风险而进行风险防范的资金需求，从而促进农村家庭的商业保险参与。

表 5 机制探讨：劳动力流动、健康风险与农村家庭商业保险参与

变量	商业保险参与			商业保险参与比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动×家庭成员住院比例	0.0511 (0.0366)			0.0631*** (0.0182)		
劳动力流动人数×家庭成员住院比例		0.0587** (0.0266)			0.0488*** (0.0128)	
劳动力流动比例×家庭成员住院比例			0.1387* (0.0771)			0.1353*** (0.0397)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19044	19044	19036	19044	19044	19036
组内 R ²	0.0214	0.0215	0.0216	0.0151	0.0152	0.0154

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。③回归中控制了交互项的一次项。

2.劳动力流动、养老风险与农村家庭商业保险参与。于长永（2012）认为，传统孝文化影响下的家庭养老是应对老年生活风险的重要方式。“养儿防老”观念在中国普遍存在，尤其是在农村地区，老年人对养儿防老仍然具有很高的依赖性。对老年人来说，儿子养老天经地义，而女儿结婚后则成了“外人”，既无分得遗产的权利，也不承担照顾父母的责任和义务，女儿的养老支持对儿子的养老角

色无明显替代作用，大多数有儿子的老年人依然会依赖儿子的养老资源（袁小波和杜鹏，2023）。因此，在“养儿防老”的观念下，相较于拥有男性孩子的家庭，无男性孩子的家庭获得的养老支持更少，此类家庭的风险防范动机更为强烈，劳动力流动对此类家庭商业保险参与的影响可能更大。

本文借助与户主生活在同一家庭的男性孩子数量来测度养老风险。具体来说，本文定义了与户主生活在同一家庭的男性孩子数量变量。为尽量排除户主养老规划意识不足和子女未成年等情况对估计结果的干扰，本文选择户主年龄在 50 岁及以上和 60 岁及以上的样本进行分析。而后，本文在基准模型中引入劳动力流动相关变量与同住男性孩子数量的交互项，表 6 汇报了具体的估计结果。结果显示，交互项变量显著且估计系数为负，表明同住男性孩子数量的增加能够显著降低劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，弱化了农村家庭为应对养老风险而参与商业保险的动机。换言之，同住男性孩子数量越少，劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响越大。这意味着，劳动力流动带来的财富效应满足了农村家庭为应对养老风险而进行风险防范的资金需求，从而促进农村家庭商业保险参与。

表 6 机制探讨：劳动力流动、养老风险与农村家庭商业保险参与

变量	商业保险参与（户主年龄≥50岁）			商业保险参与（户主年龄≥60岁）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动×同住男性孩子数量	-0.0247** (0.0121)			-0.0366*** (0.0135)		
劳动力流动人数×同住男性孩子数量		-0.0212*** (0.0074)			-0.0267*** (0.0090)	
劳动力流动比例×同住男性孩子数量			-0.1183*** (0.0375)			-0.1244*** (0.0428)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	8908	8908	8908	5462	5462	5462
伪 R ²	0.0911	0.0908	0.0915	0.1027	0.1020	0.1023

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②表中报告的是各回归变量的边际效应。③2017 年的 CHFS 数据提供了识别个体与户主关系的信息，本文根据个体性别以及与户主的关系定义了同住男性孩子数量这一变量。④括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。⑤回归中控制了交互项的一次项。

3.劳动力流动、收入风险与农村家庭商业保险参与。与城镇家庭相比，农村家庭通常面临更高的收入风险。从农民工来看，工资拖欠事件时有发生、劳动合同缺乏规范性、劳动权益保障不足、失业保险参保率低等多种因素使农民工面临较高的收入不确定性（钱文荣和李宝值，2013）；从农业和农村市场来看，农业生产活动过度依赖自然条件，存在高风险低收益的特征，而农村地区的劳动力市场也往往缺乏规范性，这些因素使得农村家庭面临较高的收入风险。收入风险越高的家庭，财务脆弱性越高。这是因为，收入风险通常会放大经济冲击对家庭的不利影响。劳动力流动带来的财富效应为家庭创造了相对宽松的流动性条件，可能会满足家庭为应对收入风险而进行风险防范的资金需求，进而对其商业保险参与产生促进作用。

本文参照沈坤荣和谢勇（2012）的做法来测度收入风险。具体而言，本文以家庭人均可支配收入为因变量，以家庭成员的平均年龄、平均受教育年限、户主的性别和政治面貌、家庭成员的就业比例和省份哑变量等作为自变量进行回归得到残差值，以得到的残差值来衡量家庭的收入风险。残差值越大，表明家庭面临的收入风险越大。在此之后，本文在基准模型中引入劳动力流动相关变量与收入风险的交互项，表7汇报了具体的估计结果，其中，（1）～（3）列和（4）～（6）列分别以商业保险参与和商业保险参与比例作为被解释变量。（1）～（5）列估计结果显示，劳动力流动相关变量与收入风险交互项显著且估计系数为正。尽管（6）列的交互项变量并不显著，但其估计系数的t值为1.58，接近10%的显著性水平的临界值。这说明，家庭的收入风险越高，劳动力流动对农村家庭商业保险参与和商业保险参与比例的影响越大，也意味着，劳动力流动满足了农村家庭为应对收入风险而进行风险防范的资金需求，从而促进了农村家庭的商业保险参与。至此，本文的研究假说H2得证。

表7 机制探讨：劳动力流动、收入风险与农村家庭商业保险参与

变量	商业保险参与			商业保险参与比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动×收入风险	0.0106* (0.0059)			0.0072** (0.0031)		
劳动力流动人数×收入风险		0.0083** (0.0036)			0.0032* (0.0018)	
劳动力流动比例×收入风险			0.0219* (0.0126)			0.0115 (0.0073)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	16598	16598	16594	16598	16598	16594
组内R ²	0.0200	0.0200	0.0198	0.0147	0.0142	0.0142

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。③回归中控制了交互项的一次项。

六、进一步分析

（一）劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

作为重要的基础性、兜底性保障机制，亲缘关系网络在农村家庭风险应对中具有一定作用。由血缘关系密切的亲属建立的宗族网络广泛存在于农村地区，维系着宗族成员间的合作，规范着宗族成员与非成员间的互动（Greif and Tabellini, 2017），是防范风险的重要方式。在中国农村，亲缘关系网络对防范风险具有重要意义，因而可能会弱化劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响。

为了检验这一研究假说，本文参照郭云南等（2012）、郭云南等（2014）的做法，以村庄是否有宗族祠堂来衡量亲缘关系网络。若村庄内有宗族祠堂，则将宗族网络变量赋值为1，否则为0。为检验宗族网络在劳动力流动影响商业保险参与中的作用，本文在计量模型中引入劳动力流动相关变量与宗

族网络的交互项，表 8（1）～（3）列汇报了相关估计结果。估计结果显示，宗族网络与劳动力流动相关变量的交互项在统计上是显著的，而且边际效应为负，说明宗族网络能够有效弱化劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。此外，本文也定义了受访者和配偶的兄弟姐妹数量变量，并在计量模型中引入劳动力流动相关变量与受访者和配偶的兄弟姐妹数量的交互项，表 8（4）～（6）列汇报了具体的估计结果。各列交互项的估计结果均显示，受访者和配偶的兄弟姐妹数量与劳动力流动相关变量的交互项系数均为负。尽管（5）列的交互项系数并不显著，但是，交互项对应的 t 值为-1.64，接近 10% 的显著性水平上的 t 值临界值。该结果表明，受访者和配偶的兄弟姐妹数量越多，劳动力流动对家庭商业保险参与的促进作用越弱。这意味着，亲缘关系网络降低了家庭的风险防范动机。至此，本文的研究假说 H3 得证。

表 8 劳动力流动、亲缘关系网络与农村家庭商业保险参与

变量	商业保险参与					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动×宗族网络	-0.0338*					
	(0.0200)					
劳动力流动人数×宗族网络		-0.0294***				
		(0.0110)				
劳动力流动比例×宗族网络			-0.1031**			
			(0.0408)			
劳动力流动×兄弟姐妹数量				-0.0053**		
				(0.0024)		
劳动力流动人数×兄弟姐妹数量					-0.0023	
					(0.0014)	
劳动力流动比例×兄弟姐妹数量						-0.0080*
						(0.0048)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12494	12494	12488	10719	10719	10707
伪 R ²	0.0879	0.0881	0.0883	0.1311	0.1305	0.1304

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②考虑到宗族网络、受访者和配偶的兄弟姐妹数量数据的可得性，表中（1）～（3）列和（4）～（6）列分别使用 2017 年和 2015 年的 CHFS 数据。③括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。④回归中控制了交互项的一次项。

（二）劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

除了以血缘关系为依托的亲缘互助机制外，高质量的公共服务保障体系也是一种有效的风险防范机制，既可以为家庭提供“外部保护网”，也能够发挥兜底性的保障功能，帮助家庭抵御未知风险。对农村居民而言，基础性的保障服务（例如五保供养、低保服务）均属于兜底性保障，可以确保农村居民至少享有最低的生活保障标准。因此，社会救助机制的建立和完善可能会弱化家庭的风险防范动

机，从而形成对于商业保险需求的替代。

为检验公共服务质量的改善在劳动力流动影响农村家庭商业保险参与中的作用，本文根据村庄五保服务和低保服务的完善情况定义了公共服务完善度变量。具体而言，本文将不完善、一般和完善分别赋值为0、1和2，并在计量模型中引入劳动力流动相关变量与公共服务完善度的交互项，估计结果汇报在表9（1）～（3）列。另外，本文也定义了五保服务改善度变量。具体而言，如果五保服务质量有改善，则将其赋值为1，否则赋值为0。在此基础上，本文在计量模型中引入劳动力流动相关变量与五保服务改善度的交互项，相关估计结果汇报在表9（4）～（6）列中。估计结果显示，公共服务完善度和五保服务改善度都有效弱化了劳动力流动对农村家庭商业保险参与的影响，表明公共服务质量的提升能够对农村家庭商业保险参与产生替代效应。至此，本文的研究假说H4得证。

表9 劳动力流动、公共服务质量与农村家庭商业保险参与

变量	商业保险参与					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
劳动力流动×公共服务完善度	-0.0385** (0.0188)					
劳动力流动人数×公共服务完善度		-0.0227* (0.0119)				
劳动力流动比例×公共服务完善度			-0.0621 (0.0391)			
劳动力流动×五保服务改善度				-0.0519 (0.0352)		
劳动力流动人数×五保服务改善度					-0.0415* (0.0226)	
劳动力流动比例×五保服务改善度						-0.1228* (0.0747)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12007	12007	12003	12007	12007	12003
伪R ²	0.0933	0.0929	0.0929	0.0912	0.0913	0.0912

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②考虑到公共服务完善度和五保服务改善度相关信息的可得性，表中分析使用的是2017年的CHFS数据。③括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误。④回归中控制了交互项的一次项。

七、研究结论与政策启示

改革开放以来，户籍制度约束和农村劳动力流动的隐性壁垒逐步放松，大规模的农村劳动力离开家乡外出务工，这在激活中国城市经济活力、加快工业化进程的同时，也深刻影响了农村家庭的生计状况和经济行为。与此同时，农村家庭面临的发展环境和风险环境也发生了深刻变化，农村家庭的风险防范动机更加强烈。随着多层次保障体系在农村地区的深入推广，农村家庭防范化解风险的工具箱

逐渐丰富，以商业保险为代表的风险防范工具不断渗透到农村家庭。尽管农村家庭在商业保险参保比例上与城镇家庭依然存在一定差距，但是，对2015—2021年中国家庭金融调查（CHFS）数据的测算结果表明，农村家庭商业保险参保比例保持上升态势。基于上述背景，本文利用2015年、2017年和2021年CHFS的数据，系统研究了农村劳动力流动对家庭商业保险参与的影响。本文有以下研究发现：第一，劳动力流动对农村家庭商业保险参与具有显著的促进作用；第二，劳动力流动对农村家庭商业人寿保险参与和商业健康保险参与、商业保险参保金额以及商业人寿保险和商业健康保险参保金额均具有促进作用；第三，劳动力流动带来的收入增长和财富效应，能够满足农村家庭为防范风险而购买保险的资金需求，从而促进农村家庭的商业保险参与；第四，亲缘关系网络和公共服务保障对削弱农村家庭风险防范动机具有重要作用。

基于上述发现，本文归纳并提出如下政策建议：

首先，应适当降低面向农村居民的保险产品的费率，鼓励商业保险产品的创新。商业保险建立在商业原则的基础上，具有比社会保险更高的参保门槛和保障标准，这在一定程度上削弱了农村居民的参保能力。尽管农民工家庭的收入有一定改善，但他们仍然可能会因为资金约束问题而放弃购买商业保险。针对农村家庭面临的资金约束问题，政府可以考虑通过财政补贴的方式，引导保险机构降低费率，使商业保险在让利农民的同时提升业务普及率，全面推动农村商业保险市场的发展。同时，应大力支持和鼓励保险机构进行产品创新，设计并持续优化面向农村居民的商业保险产品，吸引农村居民购买商业保险。

其次，应引导亲缘关系网络这一非正式制度嵌入农村经济社会的发展过程，充分发挥亲缘关系网络在促进风险共担中的作用。正式制度的建立是一个缓慢的过程，在实现现代化的道路上，非正式制度也扮演了重要角色。政府应积极发挥非正式制度的有益价值，推动建立正式制度与非正式制度相互支持、相互促进的包容性制度体系。同时，政府也应注意农村人口外流、农村人口的空心化和老龄化问题对非正式制度发挥有益价值所形成的削弱作用。从长远看，政府仍应大力推动市场化保障机制在农村地区的普及和推广工作，不断提升农村家庭风险防范手段的多样化和市场化程度。

最后，应大力优化和完善面向农村居民的社会保障体系，降低农村家庭在医疗、养老、就业等方面的不确定性。农民工家庭的商业保险参与决策表明农村家庭具有强烈的风险防范需求，这些风险包括健康风险、养老风险和收入波动风险等。政府未来应逐步从扩大社会保障的覆盖面向提高社会保障的深度转变，在健康护理产业、养老服务和养老设施建设、就业创业机制建设等方面持续健全和完善社会保障体系，提高保障的深度，不断降低农村家庭的经济风险。

参考文献

1.程名望、贾晓佳、俞宁，2018：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978~2015年）：模型与实证》，《管理世界》第10期，第161-172页。

2.高立飞、王国军，2021：《人口流动对居民商业保险需求的影响研究——基于CGSS2017数据的实证分析》，《河北经贸大学学报》第2期，第85-91页。

- 3.郭云南、姚洋、Jeremy Foltz, 2012: 《宗族网络、农村金融与平滑消费: 来自中国 11 省 77 村的经验》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 32-45 页。
- 4.郭云南、姚洋、Jeremy Foltz, 2014: 《宗族网络与村庄收入分配》, 《管理世界》第 1 期, 第 73-89 页。
- 5.韩鹏云, 2015: 《我国农村五保供养的制度变迁与路径选择》, 《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》第 3 期, 第 310-315 页。
- 6.何兴强、史卫, 2014: 《健康风险与城镇居民家庭消费》, 《经济研究》第 5 期, 第 34-48 页。
- 7.贾昊文、王晓全, 2019: 《农村居民外出打工行为会促进家庭商业保险购买吗? ——基于 CFPS 数据的实证研究》, 《兰州财经大学学报》第 2 期, 第 73-82 页。
- 8.贾男、马俊龙, 2015: 《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》, 《管理世界》第 9 期, 第 82-91 页。
- 9.李丁、丁俊菘、马双, 2019: 《社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》, 《金融研究》第 7 期, 第 96-114 页。
- 10.李飞、杜云素, 2013: 《“弃地”进城到“带地”进城: 农民城镇化的思考》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 13-21 页。
- 11.李晓、吴雨、李洁, 2021: 《数字金融发展与家庭商业保险参与》, 《统计研究》第 5 期, 第 29-41 页。
- 12.李尧, 2022: 《为子女教育而参保——随迁子女入学门槛对流动人口社保参保行为的影响》, 《财经研究》第 11 期, 第 109-123 页。
- 13.李周, 2019: 《农民流动: 70 年历史变迁与未来 30 年展望》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 2-16 页。
- 14.马九杰、唐溧、黄建、胡晓霁, 2021: 《农村人口老龄化、家庭资源限制与养老保险参与》, 《保险研究》第 3 期, 第 84-98 页。
- 15.钱文荣、李宝值, 2013: 《不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 57-71 页。
- 16.秦芳、王文春、何金财, 2016: 《金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》, 《金融研究》第 10 期, 第 143-158 页。
- 17.仇童伟、罗必良, 2023: 《宗族网络、行政干预与村民安全感——基于全国 27 省份 212 个村庄的证据》, 《经济理论与经济管理》第 7 期, 第 47-59 页。
- 18.尚燕、熊涛、李崇光, 2020: 《风险感知、风险态度与农户风险管理工具采纳意愿——以农业保险和“保险+期货”为例》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 52-72 页。
- 19.沈坤荣、谢勇, 2012: 《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》, 《金融研究》第 3 期, 第 1-13 页。
- 20.孙蓉、何海霞, 2015: 《政府作为、保户参保意愿与保险需求研究——基于问卷调查数据的分析》, 《软科学》第 11 期, 第 39-44 页。
- 21.孙文凯、路江涌、白重恩, 2007: 《中国农村收入流动分析》, 《经济研究》第 8 期, 第 43-57 页。
- 22.王春超、袁伟, 2016: 《社会网络、风险分担与农户储蓄率》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 25-35 页。
- 23.王春超、周先波, 2013: 《社会资本能影响农民工收入吗? ——基于有序响应收入模型的估计和检验》, 《管理世界》第 9 期, 第 55-68 页。

- 24.王泰、朱衡、卓志, 2022: 《社会信任对个人商业保险购买决策的影响——基于 CGSS 数据的实证研究》, 《保险研究》第 8 期, 第 3-16 页。
- 25.王文略、朱永甜、黄志刚、余劲, 2019: 《风险与机会对生态脆弱区农户多维贫困的影响——基于形成型指标的结构方程模型》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 64-80 页。
- 26.王小龙、何振, 2018: 《新农合、农户风险承担与收入增长》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 79-95 页。
- 27.王正位、丁佳敏、张伟强, 2023: 《高风险还是高风险厌恶? ——基于微观重疾病数据的实证分析》, 《保险研究》第 1 期, 第 84-100 页。
- 28.魏后凯、刘长全, 2019: 《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 2-18 页。
- 29.尹志超、刘泰星、严雨, 2021a: 《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 65-83 页。
- 30.尹志超、刘泰星、张诚, 2020: 《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 24-42 页。
- 31.尹志超、严雨、蒋佳伶, 2021b: 《收入波动、社会网络与家庭商业保险需求》, 《财经问题研究》第 8 期, 第 52-61 页。
- 32.于长永, 2012: 《农民“养儿防老”观念的代际差异及转变趋向》, 《人口学刊》第 6 期, 第 40-50 页。
- 33.于长永、代志明、马瑞丽, 2017: 《现实与预期: 农村家庭养老弱化的实证分析》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 54-67 页。
- 34.袁小波、杜鹏, 2023: 《“养儿防老”还是“传宗接代”? ——老年人对子女的角色期待及影响因素研究》, 《人口与发展》第 6 期, 第 100-110 页。
- 35.岳崑、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 175-192 页。
- 36.张浩、李文彬、周利、来特, 2023: 《多子女与家庭商业保险: 利他抑或投资? 》, 《中央财经大学学报》第 1 期, 第 26-38 页。
- 37.张凌霜、易行健、杨碧云, 2023: 《商业保险、数字经济参与和家庭金融风险承担——基于中国家庭金融调查数据的经验证据》, 《世界经济文汇》第 3 期, 第 58-77 页。
- 38.张正平、赵丙楠、程灿, 2023: 《人口老龄化与家庭商业保险参与——基于 CHFS 数据的实证分析》, 《金融理论与实践》第 10 期, 第 107-118 页。
- 39.甄小鹏、凌晨, 2017: 《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 1073-1096 页。
- 40.朱信凯、彭廷军, 2009: 《新型农村合作医疗中的“逆向选择”问题: 理论与实证分析》, 《管理世界》第 1 期, 第 79-88 页。
- 41.邹静娴、曾淑桂、刘青, 2023: 《独生子女的商业保险购买决策——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》, 《经济理论与经济管理》第 8 期, 第 46-57 页。
- 42.Ceritoğlu, E. 2013, “The Impact of Labour Income Risk on Household Saving Decisions in Turkey”, *Review of Economics of the Household*, Vol. 11: 109-129.
- 43.Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.

44.Gao, J., G. Song, and X. Sun, 2020, “Does Labor Migration Affect Rural Land Transfer? Evidence from China”, *Land Use Policy*, Vol.99: 1-10.

45.Greif, A., and G. Tabellini, 2017, “The Clan and the Corporation: Sustaining Cooperation in China and Europe”, *Journal of Comparative Economics*, 45(1): 1-35.

46.Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. deBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”, *The American Economic Review*, 89(2): 287-291.

47.Xu, N., Z. Rong, and L. Yu, 2023, “Credit Cards and Commercial Insurance Participation: Evidence from Urban Households in China”, *Accounting & Finance*, <https://doi.org/10.1111/acfi.13176>.

(作者单位：¹北京工商大学商学院；

²首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑：马太超)

“Let It Be” or “Nip It in the Bud”: The Impact of Labor Migration on Rural Household Participation in Commercial Insurance

LIU Taixing YIN Zhichao

Abstract: Rural households in China face economic risks that are complex and varied with significant financial vulnerability issues, and rural families have strong motivation to prevent risks. This paper uses data from the China Household Finance Survey (CHFS) for 2015, 2017, and 2021 to empirically analyze the impact of rural labor migration on household participation in commercial insurance. The findings indicate that labor migration significantly promotes rural households' participation in commercial insurance. Specifically, labor migration notably enhances the extent of participation in commercial life insurance and commercial health insurance, as well as significantly increases the amount of coverage in various types of commercial insurance for rural households. Mechanism analysis reveals that the income growth and wealth effects resulting from labor migration meet the financial needs of rural households for purchasing insurance to address uncertainties such as health risks, pension risks, and income risks, thereby promoting their participation in commercial insurance. Further investigation finds that the strengthening of kinship networks and the improvement of public service quality effectively mitigates the impact of labor migration on rural households' participation in commercial insurance. This study provides a new perspective for a comprehensive understanding of the factors influencing rural household participation in commercial insurance and offers empirical evidence and policy implications for better preventing and resolving rural household risks and improving their financial resilience.

Keywords: Labor Migration; Commercial Insurance Participation; Risk Prevention Motivation; Kinship Network; Public Service Quality