

放开生育政策促进了农村劳动力 外出务工吗？*

王安邦^{1,2} 何 可^{1,2} 张俊飏^{1,3}

摘要: 本文基于中国家庭追踪调查 2012—2018 年的农村家庭数据, 应用 PSM-DID 模型分析了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响。与前人研究结论不同的是, 本文研究发现: 放开生育政策带来了显著的收入效应, 促进了农村劳动力外出务工。其中, “单独二孩”政策的影响整体上不显著, 但在欠发达地区表现出了对农村劳动力外出务工的显著促进作用; “全面二孩”政策使目标家庭农村劳动力外出务工的可能性平均提高了 16.3%, 且并未表现出明显的地区差异。政府部门应在优化生育政策的同时, 充分考量由生育政策不断放开所引致的劳动力流动加剧, 做好应对农村劳动力加速向城市转移的准备。

关键词: 放开生育政策 “二孩政策” 农村劳动力 外出务工

中图分类号: C923 F323.6 **文献标识码:** A

一、引言

为了有效应对人口红利消失、人口老龄化及出生性别比失调等问题, 中国近年来加快了生育政策调整的步伐。2013年12月, 第十二届全国人大常委会通过《关于调整完善生育政策的决议》, 夫妇中只要有一方是独生子女则可生育两个孩子的政策(简称“单独二孩”政策)于2014年依法实施。2016年初, 全国范围全面实施一对夫妇可生育两个孩子的政策(简称“全面二孩”政策)。2021年5月31日, 中共中央政治局审议《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》并提出, 实施一对夫妇可以生育三个子女政策(简称“三孩政策”)及其配套支持措施。

生育政策的放开能够在一定程度上促进家庭的多子女生育行为, 也很可能会对中国劳动力市场产生一系列影响。未来, 青年劳动年龄人口占比将因此趋于上升, 劳动力的结构进一步得到优化(顾和军和李青, 2017), 城乡劳动力的流动也可能受到影响。可以预期, 在放开生育政策的激励下, 中国新生人口数量将趋于上升, 这有助于减缓国内人口老龄化以及劳动参与率、劳动年龄人口规模不断下降的趋势, 并进一步稳定国内劳动力市场和劳动力供求格局(李建伟, 2020)。

*本文通讯作者: 何可。笔者衷心感谢匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见, 当然, 文责自负。

那么，生育政策的放开一定能促进农村劳动力的外出务工吗？虽然放开生育政策有可能拉高生育意愿，但原计划生育政策在农村地区执行力度较弱（陆杰华等，2007），且随着经济社会发展，人们的理想子女数正趋于稳定（庄亚儿等，2021）。同时，近年来农村劳动力外出务工的绝对数量与相对数量持续上升，并已达到了劳动力转移的“刘易斯拐点”（吴晓华和张克克，2019）。故而，现实中放开生育政策是否促进了农村家庭生育行为仍然有待考察——这取决于育龄夫妇将孩子视为“消费品”和“投资品”的相对程度。此外，即使政策的实施促进了农村家庭的生育行为，也不意味着农村劳动力外出务工必定因此受到促进——由于子女数量增多同时具有替代效应与收入效应，故育龄夫妇既可能为照顾子女而减少外出务工，亦可能迫于家庭生计负担加重而选择外出务工。

对此问题的思考和实证研究，不仅有助于明确城乡劳动力流动在人口老龄化过程中的变化趋势，还能为稳定城乡劳动力市场提供有针对性的对策建议。在国内生育政策逐渐放开的背景下，城乡劳动力流动在应对人口老龄化过程中的作用势必更为明显，而评估放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响可为理解城乡劳动力流动提供一个新视角。但遗憾的是，尚未有文献通过政策评估的方法严谨估计放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响。有鉴于此，本文基于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2012年、2014年、2016年和2018年共4期农村家庭^①数据，利用PSM-DID模型，以“二孩政策”^②为切入点，实证研究放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响。

同现有文献相比，本文的边际贡献在于以下两方面。第一，将农村劳动力外出务工纳入生育政策影响评估的研究范畴，估计了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响，并基于地区差异视角，检验了农村劳动力外出务工受“二孩政策”影响的异质性，这将有助于对城乡劳动力流动进行管理和引导。第二，本文以“二孩政策”为切入点，验证了放开生育政策的实施效果及社会影响，并及时回应了国家新出台的“三孩政策”，为生育政策的进一步优化提供了参考。

二、理论分析

放开生育政策作用于政策目标家庭的生育行为并带来家庭子女数量的变动，这将引致家庭生命周期的资源配置发生变更（Samuelson, 1958），从而影响家庭劳动力的就业选择（吴晓华和张克克，2019）。基于家庭生育动机这一微观视角，“二孩政策”对农村家庭子女数量带来的可能影响是：一方面，当育龄夫妇把子女视为“消费品”时，由于自身的消费与子女数量具有替代性，其倾向于降低生育子女的数量（Becker and Lewis, 1973），因此家庭子女数量不再增加；另一方面，当把子女看作“投资品”时，由于未来能够获得孩子的回报，基于养儿防老动机，育龄夫妇可能会增加生育数量（Ehrlich and Lui, 1991）。因此，生育政策放松后，育龄夫妇会权衡收益与成本并做出最优选择，而家庭生育行为是否得到促进取决于育龄夫妇将孩子视为“消费品”和“投资品”的相对程度。换言之，育龄夫妇对养育

^①农村家庭一般为“农村中以血缘和婚姻关系为基础组成的农村最基层的社会单位”。在本文的实证研究中，农村家庭具体指半数以上家庭成员的户口性质为农业户口的受访家庭。

^②本文所关注的“二孩政策”同时包含“单独二孩”“全面二孩”两项政策。

一个子女的当期边际成本和未来收益的权衡决定了其子女数量是否增加。

本文将人的生命周期分为未成年期、成年期和老年期，并假设所有个体在同一时期无差异，且所有选择发生于成年期。处于未成年期的子女由其成年期父母（即育龄夫妇）照顾^①，因而子女的消费包括在育龄夫妇的消费中。假设育龄夫妇是理性的，生育孩子的数量和质量（用人力资本衡量）均是其需要考虑的因素（De La Croix and Doepke, 2003）。因此，育龄夫妇的效用函数中包括：成年期消费 c_t 、老年期消费 c_{t+1} 、生育决策 b_t 以及子女人力资本 h_{t+1}^c 。效用函数可由如下对数形式表示：

$$U_t = \ln c_t + \phi \lambda \ln c_{t+1} + \beta_1 \ln(b_1 h_{t+1}) + \beta_2 \ln(b_2 h_{t+1}) \quad (1)$$

其中，参数 ϕ 为贴现因子， λ 为预期寿命（其越大表明人的预期寿命越长）。由于本文考察的是育龄夫妇在一孩与二孩之间的选择^②，因此，生育决策 b_t 为二值变量。具体而言，如果育龄夫妇选择只生育一个孩子，则 $b_1=1$ ， $b_2=0$ ；如果选择生育两个孩子，则 $b_1=b_2=1$ 。 β_1 和 β_2 分别表示一孩和二孩及其人力资本在育龄夫妇效用函数中的效用权重^③，且由于边际效用递减，故假定家庭中生育一孩的效用权重严格大于生二孩的效用权重，即 $\beta_1 > \beta_2$ 。

在当期人力资本 h_t^p 给定的情况下，育龄夫妇的成年期预算约束可表示为：

$$c_t + s_t = w_t h_t^p [1 - (\tau_1 b_1 + \tau_2 b_2) - (\varphi_1 b_1 + \varphi_2 b_2) e_t] - (\rho_1 + \rho_2 e_t)(b_1 + b_2) + m_t \quad (2)$$

其中， c_t 和 s_t 分别代表当期的消费与储蓄， h_t^p 表示当期育龄夫妇的人力资本水平， w_t 表示有效劳动的单位收入，因而 $w_t h_t^p$ 表示的是家庭单位劳动投入的收入。 m_t 表示家庭固定资产，与劳动时间以及人力资本无关。 τ 和 ρ 分别是抚养和教育子女所需要花费育龄夫妇的时间成本，假设抚养和教育一孩的时间成本高于抚养二孩的成本： τ_1 和 τ_2 分别是抚养一孩和二孩所需要花费的时间成本（不考虑子女教育）， $\tau_1 > \tau_2$ ； φ_1 和 φ_2 分别是一孩和二孩每接受 1 单位教育所需要花费的时间成本， $\varphi_1 > \varphi_2$ 。抚养一个子女所需要花费育龄夫妇 ρ_1 的经济成本，培养一个子女每接受 1 单位教育所需要花费 ρ_2 的经济成本。 e_t 代表所培养子女接受教育的水平。子女未来的人力资本 h_{t+1}^c 依赖于育龄夫妇当期人力资本水平 h_t^p 及子女的受教育水平 e_t 。

假设不受生育能力等生理因素的限制，育龄夫妇会比较只生一孩的总效用和选择生二孩的总效用的大小，故是否选择生育二孩在一定程度上由生育二孩是否会提高家庭总效用来决定。基于（1）式与（2）式，如果 $U_t(b_2 = 0) > U_t(b_2 = 1)$ ，则育龄夫妇选择只生育一孩；如果 $U_t(b_2 = 0) < U_t(b_2 = 1)$ ，则选择生育二孩。此前，在尚未放开“二孩政策”之前，不符合条件的家庭生育二孩将面临一定的经

^①此处不考虑除父母以外存在其他法定监护人、指定监护人、遗嘱监护人或委托监护人的情况。

^②所谓“一孩”和“二孩”，是家庭中育龄夫妇所生育第一胎、第二胎的简称。此处不考虑领养、寄养及一胎多子等特殊生育情况等，下同。

^③近几十年来，世界各国政府长期致力于促进两性平等，中国更是将男女平等作为社会发展的一项基本国策，并取得了卓越成效。同时，现有研究（如：邓翔等，2018）在推导效用方程时一般假设子女性别对其父母效用无影响，故此不考虑子女性别对育龄夫妇生育决策的影响，认为一次生育行为中生男孩与生女孩可能性均等且不存在效用差异。

济处罚，这意味着经济成本 ρ_1 中包含了可能因违反生育政策而遭受的处罚。放开“二孩政策”之后， ρ_1 会下降。那么，分别对 $U_i(b_2 = 0)$ 和 $U_i(b_2 = 1)$ 关于经济成本 ρ_1 求偏导，可得：

$$|\partial U_i(b_2 = 0) / \partial \rho_1| > |\partial U_i(b_2 = 1) / \partial \rho_1| \quad (3)$$

基于 (3) 式，当抚养及教育子女所需的时间成本不变时，抚养子女的经济成本下降会使得育龄夫妇更愿意选择生二孩。理论上，基于“养儿防老”动机，“二孩政策”的放开使得抚养子女的经济成本下降，农村家庭育龄夫妇把子女看作“投资品”的程度更有可能高于视之为“消费品”的程度，由此家庭更愿意选择生育二孩。考虑到“全面二孩”政策对象更广，故其影响将可能强于“单独二孩”政策。如图 1 所示，“全面二孩”政策正式实施后的三年（即 2017—2019 年）中，国内二孩出生数量占新生儿总量的比例快速上升，而“单独二孩”政策带来的影响则不甚明显。鉴于农村地区生育率本就高于城市（陆杰华等，2007），放开生育政策对农村地区生育率的促进作用尚需以实证检验之。



图 1 2013—2019 年中国一孩、二孩出生数量占新生儿出生总量比例

数据来源：2013—2015 年数据源自国家统计局全国抽样调查数据，2016—2019 年数据源自国家卫健委公告。

假设“二孩政策”促进了农村家庭的生育意愿和行为，那么由此导致子女数量尤其是新生儿数量的增多则可能会对育龄夫妇参与劳动及外出务工决策产生重要影响。为进一步解释上述影响，本文根据经典的家庭经济模型及其扩展（Becker, 1965；刘凌晨和曾益，2016），构建融入子女养育（时间）成本的农村家庭劳动决策模型如下：

$$\text{Max } U = \text{Max } U(c, e, Z\delta) \quad (4)$$

$$T = L^w + L^a + L^f + L^b + e \quad (5)$$

$$p^c c = wL^w + (P^Y Y - P^X X) - B + V \quad (6)$$

(4) 式反映了农村家庭效用最大化问题。其中， $U(*)$ 是农村家庭育龄夫妇的效用函数，由消费 c 、闲暇 e 和偏好 $Z\delta$ 共同决定，偏好 $Z\delta$ 由研究对象个人、家庭、地区等特征因素共同决定。(5) 式为时间分配约束， T 表示育龄夫妇的时间禀赋，分配于外出务工时间 L^w 、自家农业劳动时间 L^a 、家务劳动时间 L^f 、抚养子女时间 L^b 和闲暇时间 e 。(6) 式表示预算约束， p^c 为消费品价格， w 表示受雇工资， P^Y 、 P^X 分别表示自家农业活动产出 Y 和投入 X 的价格， B 表示养育子女支出， V 表示其他净经济转移收入。

基于（4）式、（5）式和（6）式，子女数量与育龄夫妇劳动供给之间在理论上存在替代效应和收入效应。替代效应是指照料子女会对市场就业产生一定的挤出，即在其他条件不变的情况下子女数量的增加意味着 L^b 上升，从而使得 L^w 下降，这将对劳动供给产生负面效应（邓翔等，2018），最有可能的表现即为外出务工减少。收入效应是指需抚养子女数量的增多会使得家庭支出趋于上升，育龄夫妇会选择兼顾照顾子女和参与工作，或被迫进入劳动力市场。换言之，保持效用不变，有 $\partial L^w / \partial B > 0$ ，这意味着家庭劳动供给将增加，而外出务工或将成为补偿家庭支出增加的最突出的“被动反应”（孙战文，2013）。在上述过程中，替代效应与收入效应作用相反，而子女数量对农村劳动力外出务工的真实影响取决于二者的净效应。若收入效应占据主导则净效应为正，子女数量的增加将促进农村劳动力外出务工；若净效应为负，则子女数量的增加将抑制农村劳动力外出务工。目前，放开生育政策是否影响及如何影响农村劳动力外出务工尚无定论，唯有证实影响的存在且明确影响方向，才可对政策的完善提供借鉴。

三、实证设计

（一）政策群体识别

本文所关注的“单独二孩”政策自2014年1月在各省份依次推进，至当年6月在全国全面执行，而“全面二孩”政策自2016年1月1日起在全国范围内统一实施。两次“二孩政策”的目标家庭类型有较大差异，不宜通过常用的区域划分来分离受政策影响的实验组与控制组。

2013年11月，中共十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，并提出“坚持计划生育的基本国策，启动实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策”，即“单独二孩”政策作用于夫妇双方只有一方是独生子女的“单独家庭”^①。2015年10月，中共十八届五中全会会议提出“坚持计划生育的基本国策，完善人口发展战略，全面实施一对夫妇可生育两个子女的政策”，即“全面二孩”政策主要作用于夫妇双方均不是独生子女的“非独家庭”（汪伟等，2020）。基于此，本文对两次“二孩政策”目标群体的识别设定见表1^②。

表1 “二孩政策”群体识别

	“单独二孩”政策	“全面二孩”政策
实验组	夫妇只有一方是独生子女的育龄夫妇	夫妇均不是独生子女的育龄夫妇
控制组	夫妇均为独生子女或均不为独生子女的育龄夫妇	夫妇至少一方为独生子女的育龄夫妇

^①事实上，中国于2000年后试点出台夫妇双方均为独生子女的可以生育二孩的政策（即“双独二孩”政策）。该政策距离“单独二孩”“全面二孩”政策的发布时间较远，且覆盖范围较小，本文不予考虑。由于夫妇双方均为独生子女的育龄夫妇不受“单独二孩”“全面二孩”政策影响，故划入控制组。

^②近年来，中央政府相继颁布《关于进一步做好为农民工服务工作的意见》《关于支持农民工等人员返乡创业的意见》等一系列政策文件，各级地方政府亦围绕农村劳动力外出务工、返乡就业等施行了诸多政策。需注意的是，已有政策的受众为外出务工的农村劳动力群体，并不因其属于“单独家庭”或“非独家庭”而有所差异。故在研究中不予以考虑。

借鉴已有研究（汪伟等，2020），本文认为“单独二孩”与“全面二孩”政策的目标群体不同，且不考虑对非目标家庭的影响。其一，放开生育政策的本质是放开原本生育受管控的家庭，“单独二孩”政策的目标群体为夫妇只有一方是独生子女的育龄夫妇，而“全面二孩”政策的目标群体为夫妇均不是独生子女的育龄夫妇。其二，上述政策不具有时间溢出效应。以“单独二孩”政策为例，政策实施后“单独家庭”获得了二孩生育的自由选择权，而“双独家庭”本就已获此权利、“非独家庭”上述权利依旧受管控，故“单独家庭”是“单独二孩”政策的直接作用群体。同样地，“全面二孩”政策赋予了“非独家庭”二孩生育的自由选择权，而“双独家庭”与“单独家庭”本就已获得这项权利。需指出的是，近年来中国围绕放开生育政策开展了一系列尝试，这将带动社会整体生育意愿的提高并可能影响非目标群体，但上述作用不具有直接性且难以量化，故在本文中不予考虑。

（二）实证模型

在进行政策评估时，学界通常使用双重差分法（Difference-in-Differences, DID）消除潜在趋势所产生的影响（Brodeur et al., 2020）。具体而言，本文将国内“单独二孩”和“全面二孩”政策的颁布实施分别看作是准自然实验，利用 DID 方法评估两次“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响。本文使用 DID 方法需构建两个虚拟变量：一是政策分组虚拟变量，将实验组赋值为 1、控制组赋值为 0。二是政策时间虚拟变量，处于“二孩政策”冲击之后赋值为 1，处于政策冲击之前赋值为 0。故本文将政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项作为关键解释变量。

DID 方法的关键前提为实验组和控制组满足平行趋势假定，即在不受政策影响的情况下，实验组和控制组不存在随时间变化而变化的系统性差异。实际中，上述假定很难被满足，这使估计结果可能存在偏差，而倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）能够使得实验组和控制组样本在各个方面尽可能保持相似水平（谢申祥等，2021）。有鉴于此，倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）被提出，其基本思想是在控制组中寻找与实验组较为相似的个体，使得该个体的可观测特征与实验组的个体尽可能相似。当个体的劳动供给完全由可观测的协变量决定时，以倾向值为条件进行倾向指数匹配，可得平均处理效应（Average Treated Effect, ATE），即受到政策干预的个体所产生的变化。在实际操作中，本文首先利用 PSM 方法将实验组和与其各方面特征相似的控制组进行匹配，采用核匹配（带宽 0.05）方法来确定权重，剔除不符合要求的控制组。然后利用 DID 方法对匹配后的实验组和控制组进行回归。基于 PSM 方法，实证模型可设定如下：

$$Transfer_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + X_{it} \beta_j + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

（7）式中， $Transfer_{it}$ 为结果变量，代表农村劳动力外出务工（该变量为二值变量）。 $Policy$ 为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，是本文所要考察的核心解释变量，该变量代表了“二孩政策”的实施（系数 α_1 能够反映“二孩政策”的净效应）。 X_{it} 为协变量向量组，用来控制可能影响农村劳动力外出务工的其他因素，包括个体、家庭、地区因素等。 ε_{it} 为随机扰动项。

（三）变量设置

1. 被解释变量：农村劳动力外出务工。综合考虑 CFPS 数据库及现有研究（甄小鹏和凌晨，2017）对“外出务工”的定义，本文中农村劳动力外出务工行为具体指在被调查的前一年中，农村地区受访

者在户口所在地或家庭常住地的县及县级市以外地区有超过 6 个月的务工经历。本文基于个体层面分别对夫妇双方是否外出务工进行定义赋值。

2.核心解释变量：“二孩政策”。如前所述，本文所关注的核心解释变量“二孩政策”为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项，该变量系数的显著性和正负是考察重点。

3.控制变量。参考学界已有的对于农村劳动力外出务工影响因素的研究（孙文凯等，2011；郭燕枝等，2015），本文进一步选择受访者个体、家庭、地区等因素作为协变量。其中，个体因素包括上一期是否外出、夫妇中女性年龄、性别、受教育水平及自评健康状况等；家庭因素包括家庭人口数量、第一胎性别、第一胎年龄、家庭人均纯收入、家庭人均净资产、隔代照料支持以及是否使用互联网等^①；地区因素则包括地区经济水平、地区交通条件、地区失业率以及地区固定效应等^②。

表 2 变量设置与说明

变量	变量说明
是否外出务工	受访者在过去一年中外出务工=1；未外出务工=0
“二孩政策”	“二孩政策”分组虚拟变量×“二孩政策”时间虚拟变量
上一期是否外出	受访者在上一期有外出务工经历=1；否则=0
夫妇中女性年龄	受访时家庭中妻子的实际年龄（岁）
性别	男性=1；女性=0
受教育水平	受访者实际接受正规教育年限（年）
自评健康状况	受访者自评健康水平，“不健康”—“健康”：1~10 分
家庭人口数量	家庭人口数（人）
第一胎性别	男性=1；女性=0
第一胎年龄	家庭中第一胎子女实际年龄（岁）
家庭人均纯收入	同基期可比的家庭人均纯收入（元）的对数
家庭人均净资产	同基期可比的家庭人均净资产（元）的对数
隔代照料支持	夫妇双方至少一方父母为养育孙子女提供照料支持=1；否则=0
是否使用互联网	使用互联网=1；否则=0
地区经济水平	户籍所在省（区、市）同基期可比的人均 GDP（元）的对数
地区交通条件	户籍所在省（区、市）当年公路密度（公里/平方公里）
地区失业率	户籍所在省（区、市）当年失业率（%）
地区固定效应	户籍所在省（区、市）哑变量

（四）数据说明

1. 数据来源。本文采用 CFPS 数据库中 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年共 4 期相关数据。CFPS 项目由北京大学中国社会科学调查中心从 2010 年开始实施，是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目。该项目采集的数据涉及面广、可信度高，涉及个体、家庭以及社区等三个层级，可以反映

^①为弱化异常值的影响，家庭人均纯收入、家庭人均净资产等数据经过了 Stata 中 winsor 命令进行非删失双边缩尾处理。

^②地区协变量的数据均来源于 2013—2019 年《中国统计年鉴》。

中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁（谢宇等，2014），为本文提供了较好的数据基础。

在 CFPS 数据库 4 期数据中，本文仅保留户籍为农村户口、2012—2018 年婚姻状况为“已婚”且夫妇中女性处于育龄期（15~49 岁）^①的样本。同时，本文对实验组家庭（即“二孩政策”目标家庭）进行进一步处理：（1）去除位于少数民族自治区的样本^②；（2）去除在“二孩政策”实施前符合“一孩为女孩，可生育二孩”政策^③要求的样本；（3）去除政策前家庭子女数量不为 1 以及政策后子女数量大于 2 的样本。通过上述数据处理，可以保证实验组家庭的二孩生育行为在“二孩政策”实施前受到限制。最终，依据研究目的，共筛选出适用于本文研究的“单独二孩”政策个体样本 3635 个，“全面二孩”政策个体样本 4436 个。需要说明的是，本文采用的数据时间跨度长、涉及年份多，个体样本在一些年份有缺失，所以基准回归中的数据为非平衡面板数据。

表 3 变量的描述性统计

变量	“单独二孩”政策				“全面二孩”政策			
	2012 年		2016 年		2014 年		2018 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
是否外出务工	0.177	0.381	0.226	0.418	0.238	0.426	0.421	0.494
“二孩政策”时间虚拟变量	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
“二孩政策”分组虚拟变量	0.235	0.424	0.312	0.463	0.278	0.446	0.310	0.463
上一期是否外出			0.107	0.310			0.110	0.314
夫妇中女性年龄	34.472	9.633	35.060	9.712	33.324	8.856	36.401	9.198
性别	0.504	0.500	0.475	0.500	0.465	0.499	0.493	0.500
受教育水平	5.136	2.867	8.433	5.622	7.874	4.620	11.167	4.067
自评健康状况	5.243	1.230	6.071	0.949	5.652	1.122	5.753	1.202
家庭人口数量	4.661	1.927	4.034	1.759	4.493	1.923	3.947	1.798
第一胎性别	0.531	0.499	0.548	0.498	0.660	0.474	0.552	0.497
第一胎年龄	13.889	7.384	17.419	12.125	12.244	11.694	17.884	10.960
家庭人均纯收入	8.670	1.200	9.635	1.119	8.967	1.184	10.066	0.976
家庭人均净资产	7.909	2.763	10.402	1.161	10.723	1.140	10.963	1.462
隔代照料支持	0.041	0.197	0.101	0.301	0.073	0.261	0.101	0.302
是否使用互联网	0.272	0.445	0.564	0.496	0.372	0.484	0.683	0.466
地区经济水平	10.545	0.391	10.925	0.438	11.132	0.201	11.536	0.389

^①对生育而言，女性在更大程度上受到年龄的限制，15~49 岁是生育期，而男性所受到的限制较小。所以，育龄人口是指育龄妇女，即 15~49 岁的女性人口。

^②即去除内蒙古自治区、广西壮族自治区、西藏自治区、宁夏回族自治区及新疆维吾尔自治区五个自治区的样本。

^③即“一孩半”政策，指农村夫妇生育第一个孩子为女孩的，可以再生育一个孩子。实施该政策的地区包括：河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、贵州、陕西及甘肃等 19 个省（区）。

(续表3)

地区交通条件	0.869	0.477	1.155	0.595	1.030	0.544	1.158	1.000
地区失业率	3.266	0.425	3.343	0.716	3.302	0.533	3.202	0.538

四、实证结果

(一) 倾向得分估计及平衡性检验

首先，笔者采取 Logit 概率模型估计倾向得分，并得到共同支持区域。共同支持区域表明，具有 $D_i=1$ 和 $D_i=0$ 分布的正密度区域均介于 0.025 和 0.975 之间。进一步，本文通过核匹配法（带宽 0.05）进行了平衡性检验，以验证协变量在实验组和控制组之间是否存在显著差异，对各种匹配结果的检验依据协变量在匹配前后标准化偏差的降低幅度及相应的 t 检验值来判断，结果如表 4 所示。不难发现，匹配前部分变量在实验组和控制组间具有显著差异，若直接进行比较分析，则所得结果可信度较低。匹配后，绝大多数协变量的标准化偏差都有大幅度的降低，全部变量的 t 检验均不显著。样本匹配基本消除了协变量在实验组和控制组间的显著差异，匹配后的数据分析结果可信度更高。

表 4 PSM 平衡性检验

变量	是否匹配	“单独二孩”政策					“全面二孩”政策				
		实验组 均值	控制组 均值	偏差 (%)	t 检验	p> t	实验组 均值	控制组 均值	偏差 (%)	t 检验	p> t
夫妇中女性年龄	未匹配	34.858	34.771	0.900	0.180	0.859	35.176	35.414	-2.500	-0.540	0.587
	匹配	34.858	34.756	1.100	0.160	0.873	35.177	35.242	-0.700	-0.120	0.904
性别	未匹配	0.569	0.486	16.600	3.220	0.001	0.490	0.477	2.600	0.550	0.582
	匹配	0.569	0.567	0.300	0.050	0.962	0.489	0.496	-1.400	-0.250	0.799
受教育水平	未匹配	6.605	6.449	3.600	0.700	0.482	9.363	8.749	13.200	2.800	0.005
	匹配	6.605	6.568	0.800	0.130	0.899	9.358	9.302	1.200	0.220	0.828
自评健康	未匹配	5.431	5.553	-10.100	-1.970	0.048	6.599	6.747	-5.300	-1.130	0.261
	匹配	5.431	5.434	-0.200	-0.030	0.976	6.599	6.613	-0.500	-0.090	0.930
家庭人口数量	未匹配	5.131	4.191	48.700	10.130	0.000	4.313	4.210	5.500	1.190	0.233
	匹配	5.131	5.041	4.600	0.630	0.532	4.312	4.318	-0.300	-0.050	0.957
第一胎性别	未匹配	0.519	0.532	-2.700	-0.520	0.603	0.598	0.622	-4.900	-1.050	0.294
	匹配	0.519	0.524	-1.000	-0.150	0.881	0.599	0.599	-0.100	-0.010	0.990
第一胎年龄	未匹配	15.604	15.007	6.100	1.230	0.220	16.477	14.233	18.200	3.880	0.000
	匹配	15.604	15.566	0.400	0.060	0.954	16.476	16.283	1.600	0.260	0.793
家庭人均纯收入	未匹配	9.384	9.230	10.600	1.830	0.068	9.500	9.371	10.600	2.210	0.027
	匹配	9.384	9.392	-0.600	-0.100	0.923	9.498	9.481	1.400	0.270	0.791
家庭人均净资产	未匹配	9.181	9.286	-3.600	-0.680	0.493	11.441	11.306	9.900	2.070	0.039
	匹配	9.181	9.237	-1.900	-0.280	0.777	11.439	11.414	1.800	0.330	0.742

(续表 4)

隔代照料支持	未匹配	0.091	0.059	12.200	2.550	0.011	0.084	0.088	-1.400	-0.300	0.768
	匹配	0.091	0.087	1.400	0.200	0.843	0.084	0.080	1.400	0.260	0.796
是否使用互联网	未匹配	0.305	0.395	-18.800	-3.590	0.000	0.525	0.488	7.400	1.560	0.118
	匹配	0.305	0.308	-0.600	-0.100	0.921	0.524	0.516	1.500	0.260	0.793
地区经济水平	未匹配	10.581	10.713	-30.900	-5.760	0.000	10.890	12.341	-24.100	-3.460	0.001
	匹配	10.581	10.584	-0.700	-0.110	0.915	10.890	10.778	1.800	0.260	0.796
地区交通条件	未匹配	0.898	1.001	-19.700	-3.720	0.000	1.062	1.102	-7.100	-1.480	0.140
	匹配	0.898	0.907	-1.600	-0.240	0.807	1.063	1.072	-1.500	-0.270	0.787
地区失业率	未匹配	3.199	3.335	-24.700	-4.930	0.000	3.191	3.326	-27.100	-5.770	0.000
	匹配	3.199	3.203	-0.700	-0.110	0.914	3.192	3.195	-0.600	-0.110	0.911

(二) 双重差分估计

基于 PSM 处理后的样本，本文分别对“单独二孩”和“全面二孩”政策的影响进行双重差分估计，具体所得估计结果见表 5。根据（1）列与（2）列不难发现，本文所关注的“二孩政策”的系数不显著，故尚不能证明“单独二孩”政策对目标家庭劳动力外出务工产生了显著影响。导致此结果的可能原因是，在当前生育率偏低的背景下，“单独二孩”政策推行后在一定程度上“遇冷”，未达到预期中刺激生育的效果（风笑天，2015）。故而，相较于其他家庭，“单独家庭”在劳动力外出务工方面并没有因为该政策的实施而表现出显著提升。根据（3）列与（4）列可知，核心变量“二孩政策”的系数为正，且在 1%的水平上显著。可以认为，“全面二孩”政策对目标家庭的劳动力外出务工产生了显著影响。换言之，在其他条件保持不变的情况下，“全面二孩”政策的实施显著促进了农村劳动力外出务工。由（4）列所估算的边际效应可知，相比“全面二孩”政策实施前，“非独家庭”育龄夫妇的外出务工概率提高了 16.3%。可能的解释是，“全面二孩”政策实施后，“非独家庭”更愿意生养二孩，而其收入效应高于替代效应，引致目标家庭育龄夫妇选择外出务工的可能性升高。

“单独二孩”政策对农村家庭劳动力外出务工的影响不显著，而“全面二孩”政策的影响显著，这可能是由于较之“单独二孩”政策，“全面二孩”政策的受众家庭更为普遍（原新，2016）。同时，“单独家庭”本身的生育意愿与行为可能偏低。其一，“单独家庭”生育意愿偏低。近年来，年轻一代的生育观念发生了变化（洪秀敏和朱文婷，2017），尤其是独生子女在为人父母后更加注重个人发展。当家庭中仅有一个子女时，育龄夫妇出于“望子成龙，望女成凤”的心理会把所有的资源都倾注于其身上；如再生育一个子女，难以再有如此多的资源投入，担心子女“输在起跑线上”将会是育龄夫妇需考虑的问题。同时，对于受过高等教育的女性来说，不生育是由于养育子女的机会成本太高（Baudin et al., 2015）。其二，行为与意愿相悖离，“心有余而力不足”。对于“单独家庭”育龄夫妇而言，面临赡养夫妇双方父母的责任更为沉重（徐俊和风笑天，2011），这在一定程度上可能挤占了“单独家庭”育龄夫妇抚养子女的时间与精力。

总体上，随着社会养老保障体系的完善和城乡居民精神文化需求的不断满足，“多子多福”的传统观念正逐渐淡化，使得“单独二孩”政策带来的生育激励不甚明显。相较之下，“全面二孩”政策颁布后，生育率的上升幅度和速度更加明显，从而可能进一步促进农村劳动力外出务工。

表 5 两次“二孩政策”的PSM-DID估计结果

变量	“单独二孩”政策		“全面二孩”政策	
	Logit 估计 (1)	边际效应 (2)	Logit 估计 (3)	边际效应 (4)
“二孩政策”	0.271 (0.269)	0.031 (0.031)	0.911*** (0.177)	0.163*** (0.029)
上一期是否外出	0.089 (0.319)	0.010 (0.037)	0.456 (0.331)	0.081 (0.058)
夫妇中女性年龄	0.001 (0.008)	0.000 (0.001)	-0.016** (0.008)	-0.003** (0.001)
性别	0.460*** (0.074)	0.053 (0.008)	-0.086 (0.094)	-0.015 (0.017)
受教育水平	-0.004 (0.019)	0.000 (0.002)	0.006 (0.011)	0.001 (0.002)
自评健康状况	-0.124 (0.087)	-0.014 (0.010)	0.047 (0.050)	0.008 (0.009)
家庭人口数量	0.248*** (0.035)	0.029*** (0.004)	0.024 (0.038)	0.004 (0.007)
第一胎性别	-0.180** (0.087)	-0.021 (0.010)	-0.048 (0.100)	-0.009 (0.018)
第一胎年龄	0.005 (0.007)	0.001 (0.001)	0.015*** (0.004)	0.003*** (0.001)
家庭人均纯收入	0.304*** (0.055)	0.035*** (0.006)	0.036 (0.055)	0.006 (0.010)
家庭人均净资产	-0.070*** (0.019)	-0.008*** (0.002)	0.084 (0.054)	0.015 (0.009)
隔代照料支持	0.428** (0.204)	0.050** (0.024)	-0.270 (0.345)	-0.048 (0.061)
是否使用互联网	-0.625*** (0.152)	-0.073*** (0.017)	-0.154 (0.117)	0.027 (0.021)
地区经济水平	4.696*** (1.483)	0.545*** (0.168)	-0.090** (0.034)	-0.016*** (0.006)

(续表 5)

地区交通条件	-1.890* (1.033)	-0.219* (0.118)	0.341 (0.333)	0.061 (0.059)
地区失业率	0.562 (0.451)	0.065 (0.052)	-0.245 (0.262)	-0.044 (0.047)
省级固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-58.951*** (15.348)		-2.269*** (0.755)	
伪 R ²	0.147		0.110	
观测值	2165		2168	

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著，所有数字均为四舍五入后的结果，括号中为省级聚类稳健标准误，下同。

借鉴已有研究（马草原等，2020），进一步采取不同的匹配方法，并重新进行 DID 回归。在分别采用最近邻匹配（n=1）、半径匹配（caliper=0.01）以及局部线性回归匹配（默认核函数与带宽）等匹配方法后，所得的结果均通过平衡性检验^①。如表 6 所示，所得结果均与表 5 保持一致。

表 6 两次“二孩政策”的 PSM-DID 估计结果：更换匹配方法

变量	最近邻匹配		半径匹配		局部线性回归匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“单独二孩”政策	0.271 (0.269)		0.271 (0.269)		0.271 (0.269)	
“全面二孩”政策		0.163*** (0.029)		0.163*** (0.029)		0.163*** (0.029)
协变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)	-58.951*** (15.348)	0.594 (0.952)
伪 R ²	0.147	0.110	0.147	0.110	0.147	0.110
观测值	2165	2168	2165	2168	2165	2168

五、稳健性检验

（一）安慰剂检验

事实上，不同地区具有不同的经济发展水平及文化习俗等特质，这些影响因素难以在实证中完全观测和控制。对此，借鉴已有研究做法（宋弘等，2019），本文采用间接性的安慰剂检验（Placebo test）对 PSM-DID 的结果进行稳健性验证。此检验方法的逻辑是找到一个理论上不会对结果变量产生影响的随机生成变量替代“二孩政策”纳入回归模型，若该变量估计系数显著异于 0，则表示其他特征因

^①感谢匿名审稿专家的意见与建议，详细结果限于篇幅不再赘述，若有需要可向作者索取。

素会影响到估计结果。针对“全面二孩”政策，本文随机产生一个实验组样本名单，从而得到一个错误估计，再将该过程重复 500 次，并绘制该变量的估计系数分布图（见图 2）。根据图 2 不难发现，随机生成变量的估计系数服从均值为 0 的正态分布，符合安慰剂检验的预期。

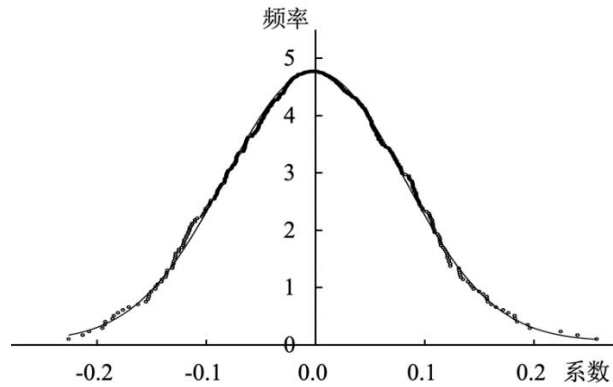


图 2 随机生成变量估计系数分布（安慰剂检验）

（二）工具变量法

在考虑受访者家庭和地区层面协变量的基础上，本文进一步尝试通过工具变量法解决遗漏变量和反向因果关系带来的内生性问题。围绕“全面二孩”政策，本文选取样本所在区（县）除自身外其他样本的平均二孩生育率（%）作为工具变量。显然，该变量与“全面二孩”政策的实施直接相关，且在农村劳动力外出务工的决策中具有严格外生性，故其能够满足工具变量有效性的两个条件。

表 7 汇报了基于工具变量法的稳健性检验结果。（1）列展示了第一阶段的回归结果，地区内样本平均二孩生育率的系数在 1% 的水平上显著为正，即地区内样本平均二孩生育率越高意味着“二孩政策”实施带来的影响越大。同时，第一阶段 F 值为 33.220（远大于 10 的临界值）且在 1% 的水平上显著，表明该工具变量通过了弱工具变量检验。（2）列展示了第二阶段的回归结果，“二孩政策”变量在 1% 的水平上显著，系数符号为正。换言之，以地区内样本平均二孩生育率为工具变量的前提下，“全面二孩”政策对农村劳动力外出务工的正向影响依然显著，本文回归结果可靠性进一步得证。

表 7 基于工具变量法的稳健性检验结果

变量	“全面二孩”政策—工具变量法	
	第一阶段 (1)	第二阶段 (2)
地区内样本平均二孩生育率	0.213*** (0.053)	
“二孩政策”		0.999*** (0.215)
协变量	控制	控制

(续表 7)

常数项	-1.181*** (0.447)	1.741*** (0.529)
第一阶段 F 值	33.220***	
观测值	2173	2173

六、进一步分析

(一) 中介效应检验

如前所述，农村劳动力外出务工所受真实影响取决于放开生育政策引致子女数量变化所带来的替代效应和收入效应之和：当子女数量增多之后，育龄夫妇可能为养育子女而减少工作时长，表现出外出务工概率的下降；同时，子女数量的增多意味着家庭生计负担加重、家庭支出变大，育龄夫妇也可能选择外出务工。因此，尽管基于前文实证结果，已得出“全面二孩”政策促进农村劳动力外出务工的结论，但仍有必要针对放开生育政策与农村劳动力外出务工之间替代效应和收入效应的关系进行梳理。有鉴于此，本文考虑通过中介效应检验来考察替代效应和收入效应的具体影响与相对大小^①。

在具有显著影响的“全面二孩”政策下，本文进一步将样本夫妇每日平均劳动时长与对数家庭总支出水平分别作为中介变量纳入模型。通过 Bootstrap 方法进行重复抽样，对替代效应和收入效应的间接效应进行检验（见表 8）。不难发现，针对“全面二孩”政策下对数家庭总支出水平的传导机制，基于非参数百分位 Bootstrap 方法 (Nonparametric Percentile Bootstrap Method, 表 8 中简记为 Percentile) 和偏差校正的 (Bias-corrected) 非参数百分位 Bootstrap 方法 (表 8 中简记为 Bias-corrected) 所得 95% 置信区间均不包含 0，说明中介效应成立。同时，基于每日平均劳动时长的中介传导机制不具有统计学显著性。整体而言，“全面二孩”政策使得家庭支出趋于上升（收入效应），家庭中育龄夫妇的劳动时间趋于下降（替代效应）。由于收入效应的存在，“二孩政策”使得家庭子女数量上升，其带来家庭支出增加从而促进农村劳动力外出务工。上述影响路径显著成立，因此前文推断进一步得到支持。

表 8 替代效应和收入效应的中介效应检验（自助抽样 1000 次）

传导机制	“全面二孩”政策					
	收入效应—家庭支出			替代效应—劳动时长		
	间接效应	直接效应	总效应	间接效应	直接效应	总效应
Observed Coef.	-0.025***	0.207***	0.183***	0.004	0.179***	0.183***
Bootstrap Std. Err.	0.003	0.015		0.001	0.015	
z	-7.470	14.050		0.430	12.020	
p>z	0.000	0.000		0.667	0.000	
Percentile 置信下限	-0.031	0.179		-0.001	0.148	
95%置信区间 置信上限	-0.018	0.236		0.001	0.208	

^①感谢匿名审稿专家的意见与建议。

(续表 8)

Bias-corrected	置信下限	-0.031	0.176	-0.001	0.149
95%置信区间	置信上限	-0.018	0.234	0.002	0.208

(二) 基于样本分割的异质性分析

地区差异是影响劳动力流动的重要因素。进入新世纪以来，中国推行了“西部大开发”“振兴东北”和“中部崛起”等一系列引导地区间劳动力流动的发展战略（才国伟和舒元，2008）。与此同时，市场的力量依然会促使人口持续由经济欠发达地区向发达地区集聚（陆铭等，2019），甚至导致大量劳动力“孔雀东南飞”现象的出现（杨振宇和张程，2017），这对劳动力流出地尤其是广大农村地区的发展带来了极大挑战（Tombe and Zhu，2019）。根据第六、第七次全国人口普查数据，2010—2020年间，中国东部地区人口占比上升了 2.15%，而中部地区人口占比下降了 0.79%，东北地区人口占比更是下降了 1.20%。可以认为，到目前为止地区差异国内人口流动的重要因素。那么，“二孩政策”推行是否会对国内发达地区与欠发达地区农村劳动力外出务工产生异质性影响呢？

为回答此问题，本文采用似无相关回归（Seemingly Unrelated Regressions, SUR），通过计算“经验 P 值”^①以分析不同地区间样本受“二孩政策”影响的差异。借鉴已有研究（陈斐等，2019），笔者将地区当年人均 GDP 高于全国平均水平的样本划归为“发达地区”组，其余样本划归为“欠发达地区”组^②，结果如表 9 所示。不难发现，“单独二孩”政策对欠发达地区和发达地区的影响具有显著差异。具体而言，在欠发达地区，农村劳动力外出务工受到“二孩政策”的显著正向影响，而发达地区所受影响不显著。“全面二孩”政策下，欠发达地区与发达地区所受影响在 1%的水平上显著，系数符号为正，但未表现出显著的组间差异。上述结果说明，“单独二孩”政策对农村劳动力外出务工的影响在欠发达地区更为突出，在发达地区不甚显著（这也可以解释为何该政策整体上并未表现出对农村劳动力外出务工的显著影响）。相较而言，“全面二孩”政策带来的影响更为普遍。

表 9 基于地区差异的样本分割异质性分析

变量	“单独二孩”政策			“全面二孩”政策		
	欠发达地区 (1)	发达地区 (2)	系数差值 (P=0.077)	欠发达地区 (3)	发达地区 (4)	系数差值 (P=0.454)
“二孩政策”	0.531* (0.308)	-0.228 (0.336)	0.759* (P=0.077)	1.107*** (0.189)	0.888*** (0.239)	0.219 (P=0.454)
协变量	控制	控制		控制	控制	

^①按既有分组比例将全样本随机分为两组并分别进行估计，重复上述过程 1000 次，所得 1000 个系数估计值之差大于实际观测到的系数差值的频率即为经验 P 值。例如：经验 P 值为 0.01，则表示在 1000 次模拟中，只有 10 次模拟结果超过了真实样本结果，即组间系数差异显著。

^②“发达地区”包括：北京市、天津市、河北省、辽宁省、山东省、上海市、江苏省、浙江省、福建省和广东省；“欠发达地区”包括：陕西省、青海省、甘肃省、云南省、贵州省、四川省、重庆市、海南省、山西省、河南省、湖北省、湖南省、安徽省、江西省、吉林省和黑龙江省。

(续表 9)

常数项	-8.133 (2.322)	-10.4884 (3.630)	-0.622 (0.854)	-0.239 (1.745)
观测值	1593	1014	1144	1029

注：系数差值括号内为经验P值，其余括号内为稳健标准误。

七、主要结论和政策建议

本文基于 PSM-DID 方法，研究了“二孩政策”对农村劳动力外出务工的影响，主要发现是：整体上，“单独二孩”政策对农村劳动力外出务工的影响不甚明显，但在欠发达地区却表现出了显著的促进作用。“全面二孩”政策的实施使得农村目标家庭子女数量趋于上升，其收入效应大于替代效应，从而导致家庭支出增加并在一定程度上促进了农村劳动力外出务工，但暂无证据表明上述影响存在显著的地区差异。上述结论集中体现了中国放开生育政策对农村劳动力外出务工的影响，不仅为城乡劳动力流动提供了新的分析视角，而且在政策含义上及时回应了“三孩政策”的实施意义。

此前，国内农村地区计划生育政策执行力度弱于城市，这也使得放开生育政策的效果可能被低估。那么，基于更保守的角度，生育政策放开的效果可能比预期更大。根据既有结论，笔者对中国政府推动生育政策调整尤其是“三孩政策”实施的预期效果持乐观态度。在生育率持续走低的背景下，政府部门应更加积极地优化生育政策，并积极探索建立多生家庭奖补基金，落实增加假期、物质奖励、所得税减免及兜底性救助保障等生育奖补惠利措施，让人们“想生、愿意生、愿意多生”。同时，根据本文结论，生育政策放开带来的农村劳动力外出务工变化亦是值得考虑的现实问题。尤其是在“三孩政策”出台的背景下，政府部门需在稳定劳动力供求格局的同时，进一步将生育政策不断放开可能引致的劳动力流动加剧纳入考虑，做好应对农村劳动力加速向城市转移的准备。

参考文献

- 1.才国伟、舒元，2008：《对“两个大局”战略思想的经济学解释》，《经济研究》第9期，第106-114页。
- 2.陈斐、何守超、吴青山、康松，2019：《偏离最优公共——私人投资比对经济增长的影响》，《中国工业经济》第1期，第43-61页。
- 3.邓翔、万春林、路征，2018：《生一孩，还是生二孩——基于家庭行为决策的OLG模型分析》，《财经科学》第10期，第96-108页。
- 4.风笑天，2015：《“遇冷”或“正常”？——对“单独二孩”政策实施效果认识的评价》，《中国社会科学评价》第4期，第40-50页、第127页。
- 5.顾和军、李青，2017：《全面二孩政策对中国劳动年龄人口数量和结构的影响：2017—2050》，《人口与经济》第4期，第1-9页。
- 6.郭燕枝、王秀丽、程广燕、郭静利，2015：《户主和家庭成员外出务工行为研究——基于河南、四川粮食主产区与非主产县的实证》，《农业技术经济》第9期，第99-106页。

- 7.洪秀敏、朱文婷, 2017: 《二孩时代生还是不生? ——独生父母家庭二孩生育意愿及影响因素探析》, 《北京社会科学》第5期, 第69-78页。
- 8.李建伟, 2020: 《我国劳动力供求格局、技术进步与经济潜在增长率》, 《管理世界》第4期, 第96-113页。
- 9.刘凌晨、曾益, 2016: 《新农保覆盖对农户劳动供给的影响》, 《农业技术经济》第6期, 第56-67页。
- 10.陆杰华、杜鹏、杨文庄, 2007: 《新时期农村人口和计划生育工作难点的调查与思考——以百万人口大县为例》, 《人口研究》第5期, 第92-96页。
- 11.陆铭、李鹏飞、钟辉勇, 2019: 《发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学》, 《管理世界》第10期, 第11-23页、第63页、第219页。
- 12.马草原、程茂勇、侯晓辉, 2020: 《城市劳动力跨部门流动的制约因素与机制分析——理论解释与经验证据》, 《经济研究》第1期, 第99-114页。
- 13.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第6期, 第95-108页、第195页。
- 14.孙文凯、白重恩、谢市初, 2011: 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第1期, 第28-41页。
- 15.孙战文, 2013: 《农民工家庭成员有序迁移与代际迁移分析——基于Cox比例风险模型》, 《农业技术经济》第9期, 第76-85页。
- 16.汪伟, 2017: 《人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长》, 《经济学(季刊)》第1期, 第67-96页。
- 17.汪伟、杨嘉豪、吴坤、徐乐, 2020: 《二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于CFPS数据的考察》, 《财经研究》第12期, 第79-93页。
- 18.吴晓华、张克克, 2019: 《家庭生命周期视角下中国城乡人口流动问题研究》, 《宏观经济研究》第3期, 第5-13页。
- 19.谢申祥、范鹏飞、宛圆渊, 2021: 《传统PSM-DID模型的改进与应用》, 《统计研究》第2期, 第146-160页。
- 20.谢宇、胡婧炜、张春泥, 2014: 《中国家庭追踪调查: 理念与实践》, 《社会》第2期, 第1-32页。
- 21.徐俊、风笑天, 2011: 《我国第一代独生子女家庭的养老问题研究》, 《人口与经济》第5期, 第55-62页。
- 22.杨振宇、张程, 2017: 《东迁、自选择与劳动力溢价: “孔雀东南飞”背后的故事》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1311-1340页。
- 23.原新, 2016: 《我国生育政策演进与人口均衡发展——从独生子女政策到全面二孩政策的思考》, 《人口学刊》第5期, 第5-14页。
- 24.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。
- 25.庄亚儿、姜玉、李伯华, 2021: 《全面两孩政策背景下中国妇女生育意愿及其影响因素——基于2017年全国生育状况抽样调查》, 《人口研究》第1期, 第68-81页。
- 26.Baudin, T., D. De La Croix, and P. E. Gobbi, 2015, “Fertility and Childlessness in the United States”, *American Economic Review*, 105(6): 1852-1882.
- 27.Becker, G. S., 1965, “A Theory of the Allocation of Time”, *The Economic Journal*, 75(299): 493-517.

28.Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2): 279-288.

29.Brodeur, A., N. Cook, and A. Heyes, 2020, “Methods Matter: p-Hacking and Publication Bias in Causal Analysis in Economics”, *American Economic Review*, 110(11): 3634-3660.

30.De La Croix, D., and M. Doepke, 2003, “Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters”, *American Economic Review*, 93(4): 1091-1113.

31.Ehrlich, I., and F. T. Lui, 1991, “Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 99(5): 1029-1059.

32.Samuelson, P. A., 1958, “An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money”, *Journal of Political Economy*, 66(6): 467-482.

33.Tombe, T., and X. D. Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

(作者单位：¹ 华中农业大学经济管理学院；

² 湖北农村发展研究中心；

³ 华中农业大学湖北生态文明建设研究院)

(责任编辑：杨园争)

Did the Liberalization of the Fertility Policy Promote Rural Labour Migration?

WANG Anbang HE Ke ZHANG Junbiao

Abstract: Based on the rural household data of the CFPS from 2012 to 2018, this article uses a PSM-DID model to analyze the impact of the “Two-child Policy” on rural labour migration. The study finds that the liberalization of the fertility policy has brought significant income effects and accelerated rural labour migration. Among them, the impact of the “Limited Two-child Policy” is not significant on the whole, but it shows a promoting effect on rural labour migration in less developed areas. The “Universal Two-child Policy” has increased the probability of rural labour force from target families to go out to work by 16.3% on average, and there is no obvious regional difference. Therefore, while optimizing the fertility policy, the government should give full consideration to the intensification of labour mobility caused by the continuous liberalization of the fertility policy and prepare for the accelerated migration of rural workers to cities.

Keywords: Liberalization of the Fertility Policy; “Two-child Policy”; Rural Labour Force; Labour Migration