

人口红利还是人力资本红利： 生育政策经济影响的理论分析*

贾俊雪 龙学文 孙伟

内容提要：为更好地认识与理解生育政策调整可能带来的人口红利和人力资本红利及其经济影响，本文基于我国生育政策和经济社会发展实践，构建一个异质性居民代际交叠模型，深入考察生育政策（包括最大生育数量限定和超生罚款政策）对经济增长、收入分配和社会养老保障负担的影响及其机理。研究表明，生育政策对不同人力资本居民的生育和子女教育投资决策具有明显的异质性效应，且生育数量限定和超生罚款政策的影响不同。生育数量限定政策放松（最大生育限定数量增加）对经济增长具有“倒U”型影响，对居民收入基尼系数则具有“U”型效应，有利于减轻社会养老保障负担。超生罚款政策放松（罚款力度减弱）亦能减轻社会养老保障负担，但会抑制经济增长、加大收入差距。分析亦表明：加大公共教育投入总体有助于生育政策放松取得较好效果；降低代际传导性（增强社会流动性）有利于生育数量限定政策放松积极作用的发挥，对超生罚款政策放松效果则具有相反影响。这对于持续优化完善我国生育政策及配套支持措施具有良好启示。

关键词：生育政策 经济增长 收入分配 社会养老保障负担 异质性居民代际交叠模型

一、引言

长期以来，人口问题始终备受学术界和各国政府的高度关注。20 世纪 50 年代以来，伴随着二

* 贾俊雪，中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：jjajunx@ruc.edu.cn；龙学文，中国人民大学财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：xwlong@ruc.edu.cn；孙伟（通讯作者），中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院，邮政编码：100872，电子信箱：wei.sun@ruc.edu.cn。本文系国家社会科学基金重大项目（17ZDA048）“推动中国经济中高速可持续发展的突破性改革：地方政府治理体系改革”的阶段成果。非常感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。文责自负。

战后欧美国家婴儿潮的出现和发展中国家人口的急剧增长，多国政府相继实施了生育控制政策（Robinson & Ross, 2007）。作为一个人口大国，中国自改革开放以来始终致力于人口与经济社会的协调发展，于1979年正式实施了“独生子女”政策——党的十二大将其确立为一项基本国策。三十多年间，这一政策对我国经济社会发展产生了极其深远的影响：较好避免了人口过快增长，显著提升了人口质量（人力资本），为经济高速增长创造了良好的“人口红利”和“人力资本红利”（蔡昉，2004；国家人口发展战略研究课题组，2007）；但随着时间推移也带来一些突出问题，特别是日趋严重的人口老龄化及其引发的社会养老保障负担压力（Barr & Diamond, 2010）。党的十八大以来，中央对此高度重视，根据我国人口与经济社会发展的形势变化，逐步将生育政策从“独生子女”政策放松为“全面二孩”政策，进而调整为目前的“三孩”政策，提出持续深化人口中长期战略研究，促进人口长期均衡发展。^①因此，如何持续优化完善生育政策及配套支持措施，以更好促进人口与经济社会高质量可持续发展，成为新时代我国政府和学术界亟需持续深化研究的一个重大问题。

生育政策的持续优化完善因涉及面广、影响复杂而备显艰巨，这对于中国这样一个人口众多、国情复杂的发展中大国而言尤为突出；而深入厘清其经济影响（包括对经济增长、收入分配和社会养老保障负担等的影响）及其逻辑机理，对于更好地认识和解决这一重大问题至关重要。理论上讲，生育政策主要通过影响人口数量及其年龄结构（人口代际结构）、人口质量（人力资本）及其分布——即人口红利和人力资本红利——从而对经济社会发展产生深远影响。就人口数量与质量而言，外生增长理论将人口增长视为外生的，认为其会带来劳动力增加（即产生人口红利）进而有利于经济增长；内生增长理论则认为，社会平均人力资本增长是长期经济增长的动力源泉，故若人口增长导致社会平均人力资本下降（即不利于创造人力资本红利），则可能抑制经济增长（de la Croix & Deopke, 2003）。因此，生育政策对经济增长的影响不仅取决于对人口数量即人口红利的影响，更为重要的是对社会平均人力资本（人口质量）即人力资本红利的影响；而且，其亦可能会改变居民人力资本分布从而对收入分配产生重要影响——其中的关键在于生育政策对不同人力资本家庭的生育和子女教育投资决策会产生怎样的潜在异质性影响（Jia et al., 2021）。就人口结构而言，严格的

^① “独生子女”政策并非严格、全国一刀切的一胎化政策：农村通常实施的是一胎半的生育政策（第一个孩子为女孩，则往往允许一定年限后可再生育一个孩子），少数民族居民通常可生育两个（或三个）孩子；具体政策由各省负责制定实施，各省政策存在较明显的差异。“独生子女”政策的调整是一个渐进过程：2011年11月实施了“双独二孩”政策，2013年12月放松为“单独二孩”政策，2016年1月实施了“全面二孩”政策；2021年7月，进一步实施了“三孩”政策。

生育控制政策会加剧人口老龄化，致使人口红利消失，从而可能加重社会养老保障负担压力；但亦会减轻居民生育和教育负担，从而可能促进子代的人均教育资源增加进而平均人力资本增长，这有利于创造人力资本红利进而可能缓解人口老龄化引发的社会养老保障压力。

目前，学术界对我国生育政策的经济影响及其机理进行了较深入细致的理论研究（Liao, 2013；Song et al., 2015；Choukhmane et al., 2017；刘永平和陆铭，2008；郭凯明等，2013；汪伟，2016），得到一些很有意义的结论。不过，仍存在如下一些改进空间。

一是不同人力资本居民的（内生）生育与子女教育投资决策往往存在较大差异（de la Croix & Deopke, 2003），意味着生育政策很可能对居民行为决策产生异质性影响。事实上，表 1 显示：“独生子女”政策倾向于明显降低了我国总和生育率（从 1982 年的 5.39 减少到 2005 年的 1.98），但对不同受教育程度妇女生育率的影响存在较大差异——受教育程度较低的妇女受到较大影响，生育数量减少较多。而已有理论研究普遍采用的是典型主体优化模型，无法很好捕捉生育政策的这一潜在异质性效应及其对人口红利和人力资本红利进而对经济的深刻影响。^①

表 1 1982 和 2005 年不同受教育程度妇女的平均生育数量

年份	文盲及半文盲	小学	初中	高中及中专	大专及以上	均值(人口加权)
1982	5.61 (81.91%)	4.72 (13.52%)	3.81 (2.81%)	3.14 (1.31%)	2.48 (0.45%)	5.39
2005	2.62 (8.97%)	2.34 (30.95%)	1.92 (37.96%)	1.38 (17.16%)	1.10 (4.95%)	1.98
减少数量	2.99	2.38	1.89	1.76	1.38	3.41

注：数据来自 1982 年人口普查和 2005 年 1% 人口抽样调查数据。本文选取 1982 年人口普查中 43 岁及以上年龄的妇女作为基本未受“独生子女”政策影响的样本，将 2005 年 1% 人口抽样调查中 40—47 岁的妇女作为几乎完全受政策影响的样本。^②小括号中的数字为这类受教育程度妇女的样本占比。

二是已有理论研究在刻画我国生育政策时主要聚焦于最大生育数量限定这一政策维度，普遍忽

^① 少数研究（如 Liao, 2013；郭凯明等，2013）采用异质性居民模型，但为二元划分做法即将居民分为技能和非技能两类劳动力。

^② 1982 年人口普查中 43 岁及以上年龄的妇女，在 1979 年实施“独生子女”政策时已 40 岁以上，再生育概率很低，故受“独生子女”政策影响很小。2005 年 1% 人口抽样调查中 40—47 岁的妇女，1979 年时年龄为 14—21 岁，故她们的生育决策几乎完全受政策影响。

略了我国现实经济中存在的“超生现象”和超生罚款政策，^①故无法很好地捕捉生育政策强度的变化（即便生育数量限定政策不变，降低超生罚款力度也意味着政策控制强度的减弱）；更为重要的是：亦无法很好地揭示最大生育数量限定（管制手段）和超生罚款（经济手段）这两个政策维度可能对居民行为决策从而对人口红利和人力资本红利进而对经济的影响差异。特别地，图 1 给出的直观描述性证据表明：它们与经济增长的相关关系有所不同——最大生育限定数量与经济增长之间呈现出较明显的“倒 U”型关系，超生罚款率与经济增长之间则倾向于具有正向线性关系。

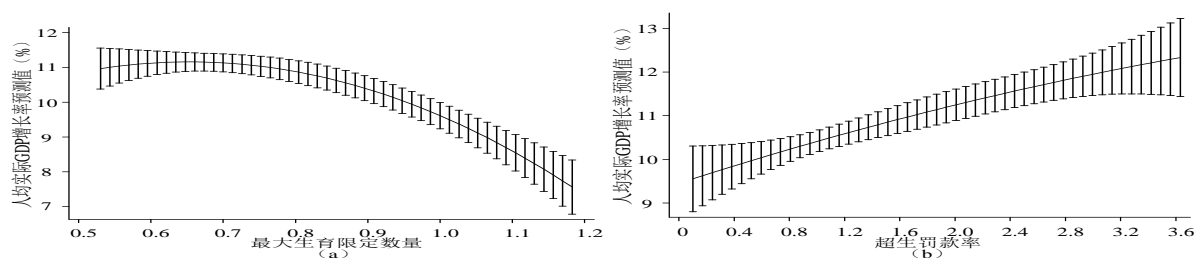


图 1 1994—2011 年间省份最大生育限定数量、超生罚款率与人均 GDP 增长的相关关系^②

三是已有理论研究还鲜有在一个相对统一的理论框架内就生育政策对人口红利和人力资本红利进而对经济增长、收入分配和社会养老保障负担的影响及其机理进行深入系统的分析。^③改革开放以来，我国居民收入差距快速增大，分配不公问题十分严峻。新时代，中央将“共享发展”和“共同富裕”提升为国家发展理念——党的十九大历史上第一次将全体人民共同富裕的社会主义本质外化为具体的奋斗目标。因此，生育政策的持续优化完善需致力于更好地实现经济增长与分配公平并重。而且，在探究生育政策的持续优化完善时，其对社会养老保障负担的影响亦是一个极其重要的问题——为应对日趋严重的人口老龄化及其引发的社会养老保障负担压力，我国逐步放松了生育政策。

^① 已有理论研究通常的做法是：假定居民生育数量严格小于等于政策规定的最大生育数量。我国 2002 年颁布的《人口与计划生育法》规定：“提倡一对夫妻生育一个子女...不符合本法第十八条规定生育子女的公民，应当依法缴纳社会抚养费”。由此可见，我国生育政策主要涉及最大生育数量限定和超生罚款（即社会抚养费）两个维度。

^② 图 1 纵轴为 1994—2011 年间省份人均实际 GDP 增长率 g 的预测值，短竖线表示 95% 置信区间；图 1 (a) 和 1 (b) 横轴分别为省份最大生育限定数量 \bar{n} 和超生罚款率（超生罚款与居民年收入的比值） δ ——采用滞后 15 年（1979—1996 年）值以更好地捕捉它们对新增劳动力和人力资本进而对经济增长的影响（都阳，2004）。我们没有考虑西藏自治区（数据缺失严重），预测值基于如下回归结果获得： $g = 4.501 + 16.683\bar{n} - 12.780 \bar{n}^2 + 1.022 \delta - (2.361^*) (6.011^{***}) (3.522^{***}) (0.551^*)$

$0.063 \delta^2$, $R^2 = 0.119$, 样本数为 521, 小括号中数字为稳健标准误, *和***分别表示在 10%和 1%的置信水平上显著 (0.144)

著。 \bar{n} 的数据来自郭志刚等（2003）， δ 的数据来自 Ebenstein（2010）。

^③ Liao (2013)、刘永平和陆铭 (2008)、郭凯明等 (2013) 和汪伟 (2016) 考察了生育政策对经济增长的影响, Choukhmane et al. (2017) 分析了生育政策对储蓄的影响, Song et al. (2015) 则关注其对社会养老保障负担的影响。

那么,这一做法能否有效缓解社会养老保障压力?无疑,厘清这一问题对于新时代我国生育政策的持续优化完善亦具有重要启示意义。

本文旨在弥补上述研究不足,以更好地认识和理解生育政策调整对人口红利和人力资本红利的影响及其可能产生的经济效应,对已有文献进行有益补充,为我国生育政策的持续优化完善提供有益借鉴。为此,本文基于我国生育政策和经济社会发展实践,构建一个异质性居民的代际交叠(OLG)模型,提出一个相对统一的生育政策经济影响的理论框架,深入考察了生育政策(包括最大生育数量限定和超生罚款政策)对人口红利和人力资本红利进而对经济增长、收入分配和社会养老保障负担的影响及其作用机理。与已有研究相比,本文可能的贡献主要体现在如下三个方面。

(1) 本文的异质性居民模型可较好地刻画不同人力资本居民差异化的生育和子女教育投资决策(及二者间的权衡抉择),故可较好地捕捉生育政策对不同人力资本居民行为决策的异质性效应,从而对人口数量及其代际结构、人口质量(人力资本)及其分布——即人口红利和人力资本红利——进而对经济的深刻影响,有利于更好地认识和理解生育政策经济影响的微观作用机理;^①特别地,本文模型中的异质性居民是连续的,这有助于更好揭示生育政策对居民收入分配的影响及其机理。

(2) 鉴于超生罚款政策以往一直是我国生育政策的一个重要组成部分,深入厘清其对人口红利和人力资本红利的作用机理及其带来的经济影响,对于这一政策的调整无疑具有良好的借鉴意义;因此,本文同时考虑了生育政策的两个维度(即最大生育数量限定和超生罚款政策),以更全面地揭示生育政策的经济影响以及这两种政策手段的影响差异,为我国生育政策手段的持续优化完善提供良好借鉴。(3) 本文在一个相对统一的理论框架内深入探究了生育政策对人口红利和人力资本红利进而对经济(包括经济增长、收入分配和社会养老保障负担)的短期与中长期影响及其机理,以及代际传导性和公共教育对生育政策效应的重要影响。这不仅有助于更好厘清生育政策蕴含的多重目标间的权衡抉择及其影响因素,亦有利于较好地回答生育政策和相关经济社会政策如何配套衔接这一重要问题,为新时代我国生育政策及配套支持政策的持续优化完善,以更好地促进人口与经济社会高质量可持续协调发展,提供良好的理论依据和有益思路。^②

^① 当社会总和生育率降到政策生育率以下时,较低和低人力资本居民的生育意愿仍可能高于政策生育率(原国家卫生计生委 2017 年全国生育状况抽样调查显示:打算生育 3 个及以上孩子的比例为 9.3%),故生育政策依然会对部分居民决策产生重要影响。本文的异质性居民模型可同时捕捉(较高和高人力资本)居民生育率低于政策生育率而不受生育政策影响的情形,以及(低和较低人力资本)居民生育率大于等于政策生育率因而受政策影响的情形。这使本文理论模型更贴近现实,亦构成区别于已有文献的重要之处(已有此类理论研究普遍采取的是典型主体优化模型,所有居民生育决策都相同,故当总和生育率降到政策生育率以下时将不再适用)。

^② 过去 50 年间,全球生育率持续下降,而关于生育控制政策的作用还存在较大争议。一种观点认为,生育率下降主要归因于社会经济因素,

二、理论模型架构

本节构建一个异质性居民的代际交叠模型，涉及经济主体包括政府、企业和居民。政府负责社会保障制度和公共教育的管理以及生育政策的制定实施。企业为完全竞争的，居民为异质性的（人力资本水平不同）且一生经历三个时期（成长期、工作期和退休期）。^①

（一）居民

1. 成长期

居民在成长期接受教育以进行人力资本积累，人力资本积累方程为（de la Croix & Deopke, 2003）：

$$h_{it+1} = B(\theta_t + e_{it})^\eta h_{it}^\kappa \bar{h}_t^{1-\kappa} \quad (1)$$

其中， $B > 0$ 为技术参数， $\theta_t > 0$ 捕捉了（生均）公共教育投入力度， $e_{it} \geq 0$ 捕捉了父母对每个子女的教育投资力度（ i 指代个体， t 指代时间）， $\eta \in (0,1)$ 为教育投资人力资本积累弹性。 $h_{it} > 0$ 为父母人力资本水平， \bar{h}_t 为教师人力资本水平：假定其为社会平均人力资本水平（郭庆旺等，2007），即有 $\bar{h}_t = \int_0^\infty h_{it} dF_t(h_{it})$ ， $F_t(h_{it})$ 为人力资本分布函数。 $\kappa \in (0,1)$ 捕捉了父母人力资本对子女人力资本积累的影响力度，刻画了（人力资本）代际传导性（ κ 越大意味代际传导性越强、社会流动性越弱）。

2. 工作期

居民在工作期工作以赚取收入：将其非闲暇时间正规化为 1，抚育每个子女的时间为 ϕ ，故工作时间为 $1 - \phi n_{it}$ ， n_{it} 为子女数量；收入为 $w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})$ ， w_t 为工资率。居民收入用于当期消费 c_{it} 、储蓄 s_{it} 和子女教育投资（支付教师工资 $e_{it} n_{it} w_t \bar{h}_t$ ），此外还有如下两个用途。（1）缴纳社会保障费 $\tau w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})$ ， $\tau \in (0,1)$ 为费率。我国现行的社会保障制度为“统账结合”型：一部分缴

突出表现在欧美国家未采取生育控制政策但生育率不断下降；Robinson & Ross（2007）认为，与发达国家不同，发展中国家居民的人力资本和收入水平较低，故生育意愿较强，生育政策可能具有较大影响。这昭示着：经济发展水平（更确切的可能是居民人力资本水平）可能在较大程度上决定了生育政策的影响。我国也存在类似争议：一种观点认为，生育控制政策发挥了重要作用（蔡昉，2004）；Zhang（2017）则认为政策影响被高估了；Zhao et al.（2017）认为，生育控制政策在中短期内具有较大影响，而随时间推移影响减弱。本文研究表明，随时间推移，社会平均人力资本增加，生育政策放松对生育率的促进作用减弱，这支持了 Zhao et al.（2017）的观点。此外，我们发现：加大公共教育投入总体有助于生育政策放松取得较好效果；降低代际传导性（增强社会流动性）有利于生育数量限定政策放松积极作用发挥，对超生罚款政策放松效果则具有相反影响。上述结论有助于较好地认识与理解关于我国生育政策作用的争议。

^① 本文理论模型基本框架与 de la Croix & Deopke（2003）较相似，但与他们主要关注收入不平等与经济增长之间的关系不同，本文研究重点在于生育政策的影响，并进行如下三方面的拓展：（1）综合考虑了生育政策的两个政策维度；（2）考虑了公共教育和社会保障制度，以及政府利用产出税和超生罚款为公共教育支出和社会保障金赤字融资；（3）拓展分析亦考虑了四期代际交叠模型、居民退休年龄的差异、家庭养老保障机制以及政府利用消费税、劳动所得税和超生罚款为公共教育支出和社会保障金赤字融资等。这些拓展极大增强了本文理论模型的现实性，也有利于更好揭示生育政策对经济的影响及其机理，以及公共教育和代际传导性的制约影响。

费 $\tau^P w_t h_{it}(1 - \phi n_{it})$ 进入社会统筹基金用于现收现付，其余 $\tau^F w_t h_{it}(1 - \phi n_{it})$ 进入个人账户用于基金积累， τ^P 、 $\tau^F \in [0,1)$ 分别为社会统筹和个人账户养老金缴费比率($\tau^P + \tau^F = \tau$)。(2)如若“超生”，还需缴纳罚款。基于我国政策实践，本文引入最大生育限定数量 $\bar{n} \in (0, \infty)$ 和超生罚款率 $\delta \geq 0$ 两个变量来刻画生育政策——若实际生育数量 $n_{it} > \bar{n}$ ，居民缴纳超生罚款 $\delta w_t h_{it}(n_{it} - \bar{n})$ 。

因此，居民在工作期的预算约束方程为：

$$c_{it} + s_{it} + e_{it} n_{it} w_t \bar{h}_t + \delta w_t h_{it} \max\{0, n_{it} - \bar{n}\} = (1 - \tau) w_t h_{it} (1 - \phi n_{it}) \quad (2)$$

(2)式表明，不同人力资本水平的居民对子女数量和质量（人力资本）存在不同的权衡抉择：较低人力资本居民养育孩子的时间机会成本较低，投资子女教育则较困难（需支付教师工资，教师人力资本高于其人力资本），故会更关注子女数量；较高人力资本居民的决策倾向于相反。

3. 退休期

居民在退休期利用个人储蓄 $R_{t+1} s_{it}$ 和社会养老金 f_{it+1} 进行消费 d_{it+1} ，则其预算约束方程为：

$$d_{it+1} = R_{t+1} s_{it} + f_{it+1} \quad (3)$$

其中， R_{t+1} 为利率，社会养老金包括：（从社会统筹基金领取的）基础养老金 $\lambda^P w_{t+1} \bar{h}_{t+1} (1 - \phi \bar{n}_{t+1})$ （即为子代平均工资收入的 λ^P 倍， \bar{n}_{t+1} 为子代的平均生育数量）和个人账户养老金 $R_{t+1} \tau^F w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})$ ；故有： $f_{it+1} = \lambda^P w_{t+1} \bar{h}_{t+1} (1 - \phi \bar{n}_{t+1}) + R_{t+1} \tau^F w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})$ 。

4. 效用

居民在(2)和(3)式约束下，选择生育数量、子女教育投资力度以及工作期和退休期的消费，以最大化其一生效用（详见下文分析）。我们采用如下效用函数（de la Croix & Deopke, 2003）：

$$U(c_{it}, d_{it+1}, n_{it}, h_{it+1}) = \ln(c_{it}) + \beta \ln(d_{it+1}) + \gamma \ln(n_{it} h_{it+1}) \quad (4)$$

其中， $\beta > 0$ 为贴现因子； $\gamma > 0$ 为利他因子，刻画了父母对子女的数量 n_{it} 和人力资本 h_{it+1} 的关注程度（ γ 越大意味父母利他主义精神越强）。

（二）企业

企业为完全竞争的，利用物质资本 K_t 和（考虑人力资本后的）劳动 L_t 进行生产，生产函数为：

$$Y_t = A K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

其中， $A > 0$ 为技术参数， $\alpha \in (0,1)$ 和 $1 - \alpha$ 分别为物质资本和劳动的产出弹性。企业追求利润最大化，求解此优化问题，可得如下一阶最优条件：

$$w_t = (1 - \tau_t^Y) A (1 - \alpha) k_t^\alpha, \quad R_t = (1 - \tau_t^Y) A \alpha k_t^{\alpha-1} \quad (6)$$

其中， $k_t = K_t/L_t$ 为劳均物质资本， τ_t^Y 为产出税率。

（三）政府

政府利用超生罚款和产出税为社会养老金赤字和公共教育支出融资，则预算约束方程为：

$$\Xi_t + P_t w_t \bar{h}_t \theta_t \int_0^\infty n_{it} dF_t(h_{it}) = P_t \delta \int_0^\infty w_t h_{it} \max\{0, n_{it} - \bar{n}\} dF_t(h_{it}) + \tau_t^Y Y_t \quad (7)$$

其中， P_t 为 t 期总人口，(7)式左边第一项 $\Xi_t = P_{t-1} \lambda^P w_t \bar{h}_t (1 - \phi \bar{n}_t) + P_{t-1} R_t \tau^F \int_0^\infty w_{t-1} h_{it-1} (1 - \phi n_{it-1}) dF_{t-1}(h_{it-1}) - P_t \tau^P \int_0^\infty w_t h_{it} (1 - \phi n_{it}) dF_t(h_{it}) - P_{t-1} \tau^F \int_0^\infty w_{t-1} h_{it-1} (1 - \phi n_{it-1}) dF_{t-1}(h_{it-1})$ 为社会养老金赤字（即养老金发放总额-养老保障缴费总额），第二项为公共教育总支出；而右边第一项为超生罚款总额，第二项为产出税。

(四) 人口动态演变与经济均衡

居民的生育数量 n_{it} 和子女人力资本 h_{it+1} 决定了 $t+1$ 期的人口总量 $P_{t+1} = P_t \int_0^\infty n_{it} dF_t(h_{it})$ 和人力资本分布 $F_{t+1}(h) = \frac{P_t}{P_{t+1}} \int_0^\infty n_{it} I(h_{it+1} \leq h) dF_t(h_{it})$ ， $I(\cdot)$ 满足： $h_{it+1} \leq h$ 时， $I(\cdot) = 1$ ；否则为0。

经济均衡时，有如下资本市场和劳动市场出清条件：

$$K_{t+1} = P_t \int_0^\infty [s_{it} + \tau^F w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})] dF_t(h_{it}) \quad (8)$$

$$L_t = P_t \left[\int_0^\infty h_{it} (1 - \phi n_{it}) dF_t(h_{it}) - \int_0^\infty e_{it} n_{it} \bar{h}_t dF_t(h_{it}) \right] \quad (9)$$

三、居民最优决策与经济动态过渡

(一) 居民最优决策

为便于分析，我们将居民最优决策归纳为： $n_{it} < \bar{n}$ 、 $n_{it} = \bar{n}$ 和 $n_{it} > \bar{n}$ 这三类可能的情形。

1. $n_{it} < \bar{n}$ 的情形

在此情形下，居民无需缴纳超生罚款，故其预算约束方程(2)式简化为： $c_{it} + s_{it} + e_{it} n_{it} w_t \bar{h}_t = (1 - \tau) w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})$ 。求解居民优化问题，可得居民最优子女教育投资力度、生育数量和储蓄为：

$$e_{it} = \begin{cases} 0, & x_{it} \leq \hat{x}_1 \\ \frac{\eta \phi (1 - \tau^P) x_{it} - \theta_t}{1 - \eta}, & x_{it} > \hat{x}_1 \end{cases}, \quad n_{it} = \begin{cases} \frac{\gamma [(1 - \tau^P) x_{it} + \Omega]}{\phi (1 + \beta + \gamma) (1 - \tau^P) x_{it}}, & x_{it} \leq \hat{x}_1 \\ \frac{\gamma (1 - \eta) [(1 - \tau^P) x_{it} + \Omega]}{(1 + \beta + \gamma) [\phi (1 - \tau^P) x_{it} - \theta_t]}, & x_{it} > \hat{x}_1 \end{cases} \quad (10)$$

$$s_{it} = \begin{cases} \frac{[\Lambda x_{it} (1 - \phi n_{it}) - \Omega] w_t \bar{h}_t}{1 + \beta}, & x_{it} \leq \hat{x}_1 \\ \frac{[\Lambda x_{it} (1 - \phi n_{it}) - \beta e_{it} n_{it} - \Omega] w_t \bar{h}_t}{1 + \beta}, & x_{it} > \hat{x}_1 \end{cases} \quad (11)$$

其中， $x_{it} = \frac{h_{it}}{\bar{h}_t}$ 为居民的相对人力资本（即居民人力资本与社会平均人力资本的比值）， $\hat{x}_1 =$

$\frac{\theta_t}{\eta \phi (1 - \tau^P)}$ ， $\Lambda = \beta (1 - \tau) - \tau^F$ ， $\Omega = \frac{\lambda^P w_{t+1} \bar{h}_{t+1} (1 - \phi \bar{n}_{t+1})}{R_{t+1} w_t \bar{h}_t}$ 。进而，可得居民可支配收入为：

$$Z_{it} = (1 - \tau)(1 - \phi n_{it})w_t h_{it} \quad (12)$$

由(10) — (12)式可知：在此情形下，居民的子女教育投资和生育决策进而储蓄和可支配收入，均不受生育政策直接影响。特别地，居民的子女教育投资和生育决策均为分段函数：当 $x_{it} \leq \hat{x}_1$ 时，居民子女教育投资力度 e_{it} 为零，生育数量 n_{it} 随 x_{it} 增加而减少；当 $x_{it} > \hat{x}_1$ 时， $e_{it} > 0$ 且随 x_{it} 增加而增加， n_{it} 亦随 x_{it} 增加而减少。由此可见，不同人力资本居民就子女数量和质量权衡抉择有所不同：较高人力资本居民会生育较少孩子，而给予孩子较多教育投资；较低人力资本居民的选择则相反（子女教育投资较少或为零，故其子女可能陷入人力资本积累陷阱，生育数量则较多）。

2. $n_{it} = \bar{n}$ 的情形

这种情形可能在我国现实中最常见——事实上，若没有生育控制政策，居民生育数量可能会大于 \bar{n} ，而政策促使居民只生育 \bar{n} 个孩子以避免超生罚款。此时，可得居民最优决策和可支配收入为：

$$e_{it} = \begin{cases} 0, & x_{it} \leq \hat{x}_2 \\ \frac{\gamma\eta(1-\tau^P)(1-\phi\bar{n})x_{it}-\theta_t(1+\beta)\bar{n}+\gamma\eta\Omega}{(1+\beta+\gamma\eta)\bar{n}}, & x_{it} > \hat{x}_2 \end{cases}, n_{it} = \bar{n} \quad (13)$$

$$s_{it} = \begin{cases} \frac{[\lambda x_{it}(1-\phi\bar{n})-\Omega]w_t \bar{h}_t}{1+\beta}, & x_{it} \leq \hat{x}_2 \\ \frac{[\lambda x_{it}(1-\phi\bar{n})-\beta e_{it}\bar{n}-\Omega]w_t \bar{h}_t}{1+\beta}, & x_{it} > \hat{x}_2 \end{cases} \quad (14)$$

$$Z_{it} = (1 - \tau)(1 - \phi \bar{n})w_t h_{it} \quad (15)$$

其中， $\hat{x}_2 = \frac{\theta_t(1+\beta)\bar{n}-\gamma\eta\Omega}{\gamma\eta(1-\tau^P)(1-\phi\bar{n})}$ 。(13) — (15)式表明：此情形下，居民的行为决策和可支配收入与

δ 没有直接关系，而会受 \bar{n} 影响。特别地， \bar{n} 越大，居民生育数量越多，可支配收入越少。当 $x_{it} \leq \hat{x}_2$ 时，居民子女教育投资为零；而当 $x_{it} > \hat{x}_2$ 时，其子女教育投资力度随 \bar{n} 增加而下降。居民储蓄函数也是分段函数：当 $x_{it} \leq \hat{x}_2$ 时， \bar{n} 增加促使居民生育数量增加，导致其劳动时间和工资收入减少，进而储蓄下降；而当 $x_{it} > \hat{x}_2$ 时，除上述影响外， \bar{n} 增加亦会导致居民对子女的教育总投资下降（ $\partial(\bar{n}e_{it}w_t \bar{h}_t)/\partial \bar{n} < 0$ ）进而储蓄增加，故对储蓄的最终影响不明确。

3. $n_{it} > \bar{n}$ 的情形

这种情形捕捉了我国现实中存在的“超生”现象。此时，居民的最优决策和可支配收入为：

$$e_{it} = \begin{cases} 0, & x_{it} \leq \hat{x}_3 \\ \frac{\eta[\phi(1-\tau^P)+\delta]x_{it}-\theta_t}{1-\eta}, & x_{it} > \hat{x}_3 \end{cases}, n_{it} = \begin{cases} \frac{\gamma[(1+\delta\bar{n}-\tau^P)x_{it}+\Omega]}{(1+\beta+\gamma)[\phi(1-\tau^P)+\delta]x_{it}}, & x_{it} \leq \hat{x}_3 \\ \frac{\gamma(1-\eta)[(1+\delta\bar{n}-\tau^P)x_{it}+\Omega]}{(1+\beta+\gamma)\{\phi(1-\tau^P)+\delta\}x_{it}-\theta_t}, & x_{it} > \hat{x}_3 \end{cases} \quad (16)$$

$$s_{it} = \begin{cases} \frac{[\lambda x_{it}(1-\phi n_{it}) - \beta \delta x_{it}(n_{it} - \bar{n}) - \Omega] w_t \bar{h}_t}{1+\beta}, & x_{it} \leq \hat{x}_3 \\ \frac{[\lambda x_{it}(1-\phi n_{it}) - \beta e_{it} n_{it} - \beta \delta x_{it}(n_{it} - \bar{n}) - \Omega] w_t \bar{h}_t}{1+\beta}, & x_{it} > \hat{x}_3 \end{cases} \quad (17)$$

$$Z_{it} = (1 - \tau) w_t h_{it} (1 - \phi n_{it}) - \delta w_t h_{it} (n_{it} - \bar{n}) \quad (18)$$

其中, $\hat{x}_3 = \frac{\theta_t}{\eta[\phi(1-\tau^p)+\delta]}$ 。由(16)式可知:此种情形下, n_{it} 随 \bar{n} 增加而增加,随 δ 增加而减少。

e_{it} 则只受 δ 的影响:当 $x_{it} \leq \hat{x}_3$ 时,其为零;当 $x_{it} > \hat{x}_3$ 时,其随 δ 增加而增加。 \bar{n} 和 δ 会通过两个渠道对居民可支配收入产生影响:(1)工资收入渠道, $\bar{n}(\delta)$ 增加导致居民生育数量增加(减少),进而劳动时间和工资收入减少(增加),致使其可支配收入减少(增加);(2)超生罚款渠道, \bar{n} 和 δ 增加均会减少居民超生罚款总额,^①故有利于其可支配收入增加。因此, δ 增加会增加居民可支配收入;而 \bar{n} 增加的后一种效应较强,故亦会增加居民可支配收入。进而, \bar{n} 和 δ 增加有利于居民储蓄增加。此时,不同人力资本居民对子女数量和质量的权衡抉择依然不同:较高人力资本居民的生育数量较少,而给予子女较多的教育投资,且随人力资本增加而愈发突出;较低人力资本居民的子女教育投资则较少(或为零),生育数量较多且随人力资本下降而增加。

(二) 经济动态过渡

令社会平均人力资本增长率为: $g_t = \bar{h}_{t+1}/\bar{h}_t$, 人口增长率为: $N_t = P_{t+1}/P_t$, 居民相对人力资本分布函数为: $G_t(x_{it}) = F_t(x_{it}/\bar{h}_t)$ 。这样,有: $G_{t+1}(x_{it+1}) = \frac{1}{N_t} \int_0^\infty n_{it} I(x_{it+1} \leq x) dG_t(x_{it})$ 、 $N_t = \int_0^\infty n_{it} dG_t(x_{it})$ 和 $\int_0^\infty x_{it} dG_t(x_{it}) = 1$ 。既然 e_{it} 和 n_{it} 均为 x_{it} 的函数,故将它们表示为 $e_{it}(x_{it})$ 和 $n_{it}(x_{it})$ 。由(1)式可得: $x_{it+1} = \frac{1}{g_t} B[\theta_t + e_{it}(x_{it})]^\eta (x_{it})^\kappa$, 进而可得:

$$g_t = \int_0^\infty \{B[\theta_t + e_{it}(x_{it})]^\eta (x_{it})^\kappa\} dG_{t+1}(x_{it+1}) \quad (19)$$

(19)式表明:在其他因素给定的情况下,社会平均人力资本增长取决于(不同人力资本)居民的生育决策(进而子女的数量及其占子代总人口比重的变化)和对子女的教育投资决策(进而子女的人力资本积累及其相对人力资本的变化)。因此,生育政策对社会平均人力资本增长的影响取决于:其对(不同人力资本)居民的生育决策和子女教育投资决策具有怎样的异质性效应。特别地,若生育政策放松促使(相较于较低人力资本居民而言)较高人力资本居民的生育数量增加较多、而对子女教育投资减少较少,则其子女的人力资本水平亦较高且数量占子代总人口的比重增加,故会促进社会平均人力资本增长——经济将可能同时获得“人口红利”和“人力资本红利”;而若导致较低

^① \bar{n} 和 δ 增加均会导致 $(n_{it} - \bar{n})$ 减小,故导致超生罚款总额下降,即有: $\partial(\delta w_t h_{it}(n_{it} - \bar{n}))/\partial \bar{n} < 0$ 和 $\partial(\delta w_t h_{it}(n_{it} - \bar{n}))/\partial \delta < 0$ 。

人力资本居民的生育数量增加较多，其子女的人力资本水平较低而数量占子代总人口的比重增加，则会抑制社会平均人力资本增长——经济将可能获得“人口红利”，但不利于创造“人力资本红利”。

由（8）和（9）式可得劳均物质资本积累方程为：

$$k_{t+1} = \frac{1}{g_t N_t \bar{n}_t} \frac{\int_0^\infty [s_{it} + \tau^F w_t h_{it} (1 - \phi n_{it})] dF_t(h_{it})}{\Delta_{t+1} - \int_0^\infty e_{it+1} n_{it+1} dG_{t+1}(x_{it+1})} \quad (20)$$

其中， $\Delta_{t+1} = \int_0^\infty x_{it+1} (1 - \phi n_{it+1}) dG_{t+1}(x_{it+1})$ 。令 ε_t 为社会养老保险赤字率（社会养老保险赤字与总产出的比值）： $\varepsilon_t > 0$ 表明存在赤字（其越大，社会养老保险负担压力越大）。具体可得：

$$\varepsilon_t = \frac{(1-\alpha)(1-\tau_{t+1}^Y) \left[\frac{\lambda^P (1-\phi \bar{n}_{t+1}) + \tau^F (R_{t+1}-1)}{N_t} + \frac{(1-\tau_t^Y) k_t^\alpha}{N_t g_t} \frac{\Delta_t - \tau^P \Delta_{t+1}}{(1-\tau_{t+1}^Y) k_{t+1}^\alpha} \right]}{\Delta_{t+1} - \int_0^\infty e_{it+1} n_{it+1} dG_{t+1}(x_{it+1})} \quad (21)$$

由（21）式可知：生育政策（ \bar{n} 和 δ ）会影响人口增长 N_t （进而老年抚养比）即人口红利，亦会影响社会平均人力资本增长 g_t （进而子代收入增长）即人力资本红利，从而对社会养老保险负担产生重要影响。最后，经济达到稳态时，有 $x_{it+1} = x_{it} = x^* = 1$ ，则有 $n^* = n(x^*)$ 、 $e^* = e(x^*)$ 和 $N^* = \int_0^\infty n^* dG_t(x_t) = n^*$ 。因此，经济处于平衡增长路径，由（19）式可得经济平衡增长率为：

$$g^* = B(\theta + e^*)^\eta \quad (22)$$

四、生育政策经济影响的量化分析

（一）参数基准赋值

本文主要依据中国现实数据和已有文献对模型参数进行基准赋值。特别地，本文模型为三期代际交叠模型，我们令每期时间跨度为 30 年（de la Croix & Doepke, 2003），并通过参数赋值使模型第 1 期的模拟结果与我国改革开放前 30 年（1979—2008 年）的现实数据相匹配。由我国 1979—1996 年各省“独生子女”政策规定的最大生育限定数量和超生罚款数据（见引言图 1 的数据说明）可知：政策限定每对夫妇最大生育数量平均为 1.42，每超生一个孩子需缴纳的罚款金额约为居民年收入的 1.77 倍（30 年收入的 5.9%）；故令 $\bar{n} = 0.71$ 和 $\delta = 0.059$ 。我们将社会养老保险缴费率 τ 设为 0.28（ $\tau^P = 0.2$ ， $\tau^F = 0.08$ ）；将社会统筹养老金支付比率 λ^P 设为 0.043，使模型第 1 期的社会养老保险金支出比率（社会养老保险金支出与产出比值）与我国 1989—2008 年现实数据（1.7%）相一致（郭庆旺等，2007）。

我们将贴现因子 β 设为 0.675，使模型第 1 期的平均家庭储蓄率与我国 1992—2008 年现实数据

(31%) 相一致。^①利他因子 γ 对居民生育数量具有重要影响,我们将其设为 0.278,得到“独生子女”政策下模型第 1 期总和生育率为 1.6,这符合我国现实情况(Zhang & Zhao, 2006)。抚育子女时间参数 ϕ 可利用居民抚育子女的时间与其工作时间的比值度量:已有研究表明,其大致为 0.15;而子女在成长期大约有 15 年时间与父母共同生活(Haveman & Wolfe, 1995),故就每期 30 年有: $\phi = (15 \times 0.15) / 30 = 0.075$ 。我们将公共教育力度参数 θ 设为 0.018,使模型第 1 期(公共与居民)教育总支出比率与我国 1980—2008 年现实数据(3.6%)相一致。^②教育投资人力资本积累弹性 η 很大程度上决定了(没有生育政策的情况下)最低与最高人力资本居民的生育率差异;^③我国 1982 年人口普查数据表明,(43 岁及以上)大专及以上学历的妇女平均生育 2.48 个孩子,文盲及半文盲妇女平均生育 5.61 个孩子。据此将 η 设为 0.526,这符合已有文献的取值范围(汪伟, 2016)。代际传导性参数 κ 可利用代际收入弹性测度:已有研究表明,我国居民代际收入弹性较大,在 0.39—0.54 之间(陈琳和袁志刚, 2012),本文以 0.491 作为 κ 的基准值。我们将人力资本积累技术参数 B 设为 60.431,使模型第 1 期经济增长率与我国 1979—2008 年平均增长率(9.5%)相一致;将物质资本产出弹性 α 设为 0.5(Bai et al., 2006),将生产函数技术参数 A 设为 1。

最后,本文将初始人口规模正规化为 1。对于人力资本分布,本文采用对数正态分布 $F(\mu, \sigma^2)$, μ 为均值, σ^2 为方差。我们将 μ 设为零,使稳态社会平均人力资本 \bar{h}^* 正规化为 1;将 σ^2 设为 0.92,得到模型第 1 期居民收入基尼系数为 0.48,这与我国现实数据保持较好一致性。^④

(二) 对居民最优决策的影响

本节考察生育政策对居民最优行为决策的影响。基于中国政策实践,我们在剖析生育数量限定政策影响时,重点就“独生子女”($\bar{n} = 0.71$)和“全面二孩”($\bar{n} = 1.02$)政策的影响作对比分析。^⑤

^① 现实的家庭储蓄率=住户部门总储蓄/住户部门可支配收入,数据来自国家统计局网站(www.stats.gov.cn),缺少 1992 年之前的数据。

^② 1980—1990 年的教育总经费数据来自王红(2016),1991—2008 年的数据来自历年《中国教育经费统计年鉴》。

^③ 由(10)式可得,没有生育政策时,最低与最高人力资本居民的最大生育率差异为: $\lim_{x_{it} \rightarrow 0} n_{it} / \lim_{x_{it} \rightarrow \infty} n_{it} = [(1 - \tau^P) + \Omega / \lim_{x_{it} \rightarrow 0} x_{it}] / [(1 - \tau^P)(1 - \eta)] = \infty$ 。为避免此情况,令 x_{it} 趋于较小值(0.01)。因此,给定 τ^P 和 λ^P , η 决定了最大生育率差异。

^④ 国家统计局数据表明:2003—2008 年,全国居民收入基尼系数的均值为 0.48。我们也尝试采用 0.4 作为 σ 的赋值依据,结论稳健。

^⑤ 由 1979—1996 年各省“独生子女”政策规定的最大生育限定数量,对于 $\bar{n} < 1$ 的省份,将 \bar{n} 调整为 1, $\bar{n} > 1$ 的省份保持不变,则可得:“全面二孩”政策的 $\bar{n} = 1.02$ 。2021 年 7 月颁布的《中共中央、国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》提出:实施“三孩”政策,取消社会抚养费,清理和废止相关处罚规定。这意味着:“三孩”政策将 \bar{n} 设为 1.5,但 δ 为零,故这一政策看起来似乎等同于没有生育限定政策(其影响可由图 3 中 $\delta = 0$ 的曲线加以捕捉)。不过,由于各省还未出台具体实施细则,我们无法得知具体实施内容和政策细节,故无法就这一政策的影响进行深入全面的分析。我们将持续追踪这一问题。

1. \bar{n} 变化的影响

图2给出 \bar{n} 在不同取值下（其他参数保持不变）居民的生育决策（图2（a））和子女教育投资决策（图2（b））：曲线 $\bar{n}=0.71$ 和 $\bar{n}=1.02$ 分别表示“独生子女”政策和“全面二胎”政策的情形；为更好地理解它们的影响，亦给出没有生育限定政策（ $\bar{n}=\infty$ ）的情形。

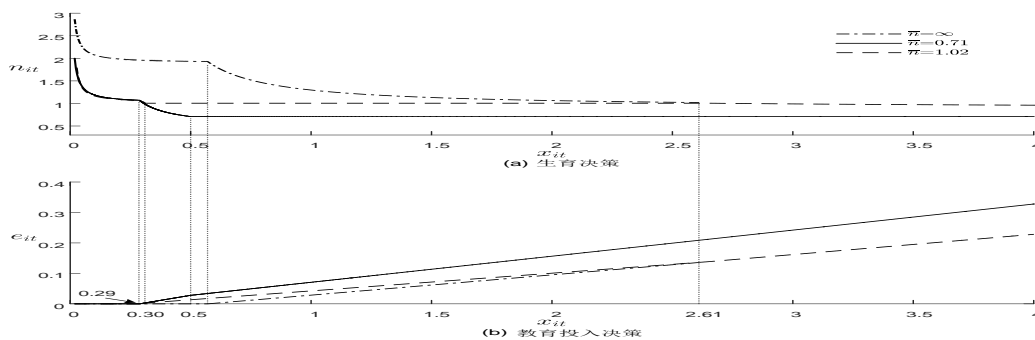


图2 \bar{n} 变化对居民生育和子女教育投资决策的影响

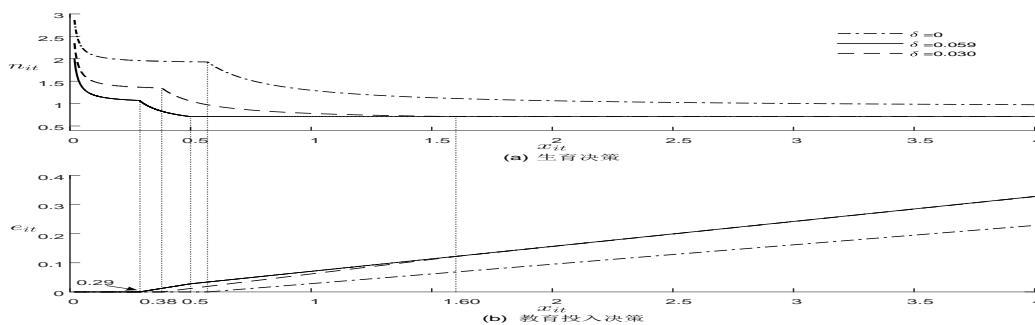


图3 δ 变化对居民生育和子女教育投资决策的影响

图2显示，在“独生子女”政策下，不同人力资本居民的生育和子女教育投资决策存在明显差异。当 $x_{it} < 0.29$ 时，居民会超生而对子女教育投资为零（事实上，无论有无生育政策，其 e_{it} 都为零，见图2（b）），这较好捕捉了现实中“越穷越生、越生越穷”现象。当 $0.29 \leq x_{it} \leq 0.5$ 时，居民也会超生（超生数量随人力资本增加而下降），但会投资子女教育（力度随人力资本增加而增加）。而当 $x_{it} > 0.5$ 时，居民会选择政策限定的最大生育数量， e_{it} 同样随人力资本增加而增加。对比 $\bar{n}=0.71$ 和 $\bar{n}=\infty$ 的情形可知：“独生子女”政策有效降低了社会总和生育率，但对不同人力资本居民的影响不同（影响力随人力资本增加而总体减弱，故会缩小不同人力资本居民的生育率差异）；亦有效促使居民加大子女教育投资力度（ $x_{it} < 0.29$ 的居民除外），有利于创造人力资本红利。

相似地，“全面二胎”政策下居民的决策也存在明显差异：低人力资本（ $x_{it} < 0.3$ ）居民仍会超生，较低和较高人力资本（ $0.3 \leq x_{it} \leq 2.61$ ）居民则会选择政策限定的最大生育数量，高人力资本

($x_{it} > 2.61$) 居民的生育数量 (为自然生育数量) 低于 \bar{n} , 故不受政策影响; 居民对子女的教育投资力度随人力资本增加而增加 ($x_{it} < 0.3$ 的居民除外, 其 e_{it} 为零)。与“独生子女”政策相比, “全面二孩”政策提高了总和生育率 (其对低人力资本居民的生育决策没有明显影响, 对高人力资本居民的影响随人力资本增加而减弱, 这一定程度上限制了该政策在提升生育率中的作用), 有利于创造人口红利, 但总体抑制了居民子女教育投资力度, 故可能不利于创造“人力资本红利”。

2. δ 变化的影响

作为一种经济手段, 超生罚款率 δ 降低也意味着生育政策放松, 但影响可能与 \bar{n} 提高的影响不同。图 3 给出 δ 不同取值 (0.030 和 0.059) 下居民的生育决策 (图 3 (a)) 和子女教育投资决策 (图 3 (b)), 以及没有生育政策 ($\delta = 0$) 的情形。由此可知: 与提高 \bar{n} 这一管制政策调整相似, 降低 δ 也会提高总和生育率, 有利于创造人口红利; 但影响主要集中于低和较低人力资本 ($x_{it} < 1.6$ 尤其 $x_{it} < 1$) 的居民, 且影响力度随 x_{it} 增加而总体减弱。这较为直观: 超生罚款政策主要影响的是 (超生和有较强超生意愿的) 居民 (其主要是低和较低人力资本的居民: 前者 $x_{it} \leq 0.5$, 后者 x_{it} 主要集中在 0.5—1 之间); 而较高和高人力资本 ($x_{it} \geq 1.6$) 的居民因未超生 (超生意愿也较弱), 故不受影响。既然这些低和较低人力资本居民的生育数量增加, 可支配收入亦因 δ 降低而减少, 故对子女教育投资力度下降 ($x_{it} \leq 0.29$ 的居民除外, 其 e_{it} 为零; 见 (16) 和 (18) 式), 不利于创造人力资本红利。

(三) 对经济动态过渡的影响

1. \bar{n} 变化的影响

图 4 给出 \bar{n} 变化对第 1 期经济增长率和居民收入基尼系数的影响。为识别其长期影响, 图 5 给出 \bar{n} 变化对经济增长率、居民收入基尼系数、社会养老保障金赤字率和人口增长率动态过渡的影响。

图 4 (a) 显示, \bar{n} 对第 1 期经济增长率具有“倒 U”型影响, 这与前文图 1 (a) 保持良好一致性, 表明本文理论模型能较好捕捉现实经济中生育数量限定政策对经济增长的影响。原因在于: \bar{n} 较小时, \bar{n} 增加主要影响的是 (较高和高人力资本) 居民的决策, 促使其增加生育数量, 减小子女教育投资力度 (抑制其子女人力资本积累, 但由于代际传导性较大, 即其子女人力资本积累对其人力资本的依赖性较强,^①故该影响较弱)——前一种效应更突出, 即 (相较于人力资本积累放缓) 这些居民

^① 基于我国现实, 我们将代际传导性参数 κ 的基准值设为 0.491, 这是一个较大值。下文详细考察了代际传导性的影响。

的子女（人力资本也较高）数量占子代总人口比重的增加更明显，故有利于子代平均人力资本增加和经济增长，即可能产生人口和人力资本双重红利。而 \bar{n} 较大时， \bar{n} 增加主要影响的是（低和较低人力资本）居民，促使其增加生育数量、减小子女教育投资力度（或始终为零），致使子代平均人力资本下降，抑制经济增长，即可能产生“人口红利”但却损失了“人力资本红利”。进而，由图 5（a）可知，随着时间推移， \bar{n} 对经济增长的“倒 U”型影响变得愈发突出。^①

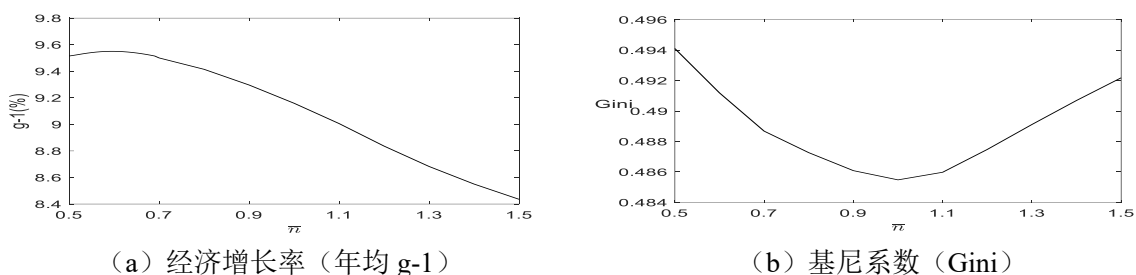


图 4 \bar{n} 变化对第 1 期经济增长率和基尼系数的影响

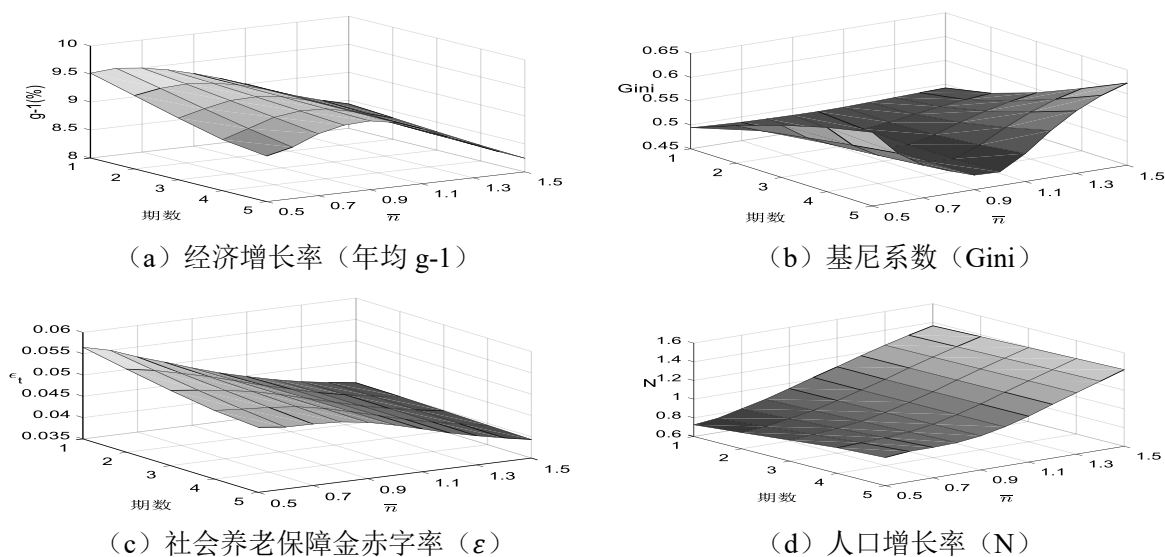


图 5 \bar{n} 变化对经济增长率、基尼系数、社会养老金赤字率和人口增长率动态过渡的影响

^① 图 5（a）曲线拐点对应的 \bar{n} 随期数增加而增大：第 1 和 5 期拐点分别在 $\bar{n} = 0.6$ 和 $\bar{n} = 1$ 左右。这意味着：“独生子女”政策（ \bar{n} 由没有限定调整为 0.71）总体有利于（短期和长期）经济增长，由“独生子女”政策放松为“全面二孩”政策（ $\bar{n} = 1.02$ ）可能会在较长时期内抑制经济增长（对长期增长则倾向于具有促进作用）——前文揭示的这两个政策对居民决策的影响，为此提供了良好的微观机理支持。

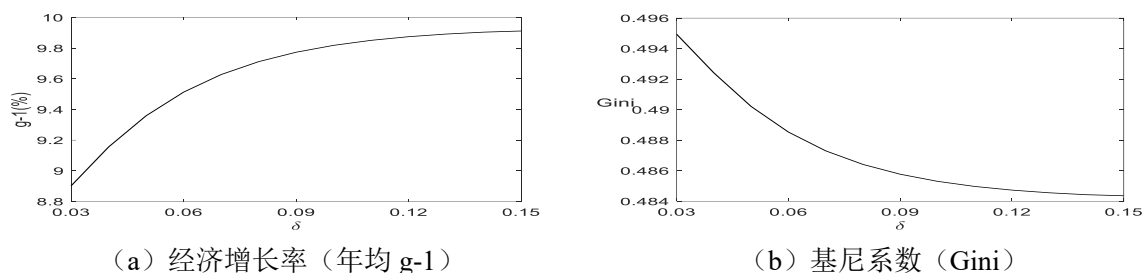


图 6 δ 变化对第 1 期经济增长率和基尼系数的影响

图 4 (b) 显示： \bar{n} 对居民收入基尼系数具有“U”型影响。原因在于： \bar{n} 较小时， \bar{n} 增加将导致（生育数量恰好为 \bar{n} 的较高和高人力资本）居民的可支配收入减少，而会增加（超生的低和较低人力资本）居民的可支配收入（见（15）和（18）式），故会缩小居民收入差距； \bar{n} 较大时， \bar{n} 增加将总体不利于（低和较低人力资本）居民可支配收入增加，故会增大收入差距。这又会影响居民的子女教育投资力度（进而子代的人力资本积累和可支配收入），从而对收入差距产生长期影响——总体而言，随着时间推移， \bar{n} 的“U”型效应变得更为明显（见图 5 (b)）。^①

最后， \bar{n} 增加有利于削减社会养老金赤字率，缓解社会养老保障负担压力： \bar{n} 较小时， \bar{n} 增加可增加子代平均人力资本（见图 5 (a)）、创造人力资本红利，增强子代养老金支付能力，亦会促使子代人口数量增加（见图 5 (d)），降低老年抚养比、创造人口红利，故可缓解社会养老保障压力； \bar{n} 较大时， \bar{n} 增加可能导致子代平均人力资本下降，但其对子代人口数量增加的促进作用较强（见图 5 (d)），故总体仍可缓解社会养老保障压力。随时间推移，（尤其 \bar{n} 较小时） \bar{n} 增加对子代人口数量的增加效应减弱（Zhao et al. (2017) 认为生育政策在中短期对生育率的影响较明显，而随时间推移影响减弱，我们的结论支持了其观点），故对社会养老保障压力的缓解作用亦有所减弱（见图 5 (c)）。

^① 图 5 (b) 中基尼系数“U”型曲线拐点对应的 \bar{n} 基本保持不变（第 1 期和第 5 期的拐点均在 $\bar{n} = 1$ 左右），意味着“独生子女”政策总体有利于缩小居民收入差距，由“独生子女”政策放松为“全面二孩”政策也倾向于会缩小收入差距。

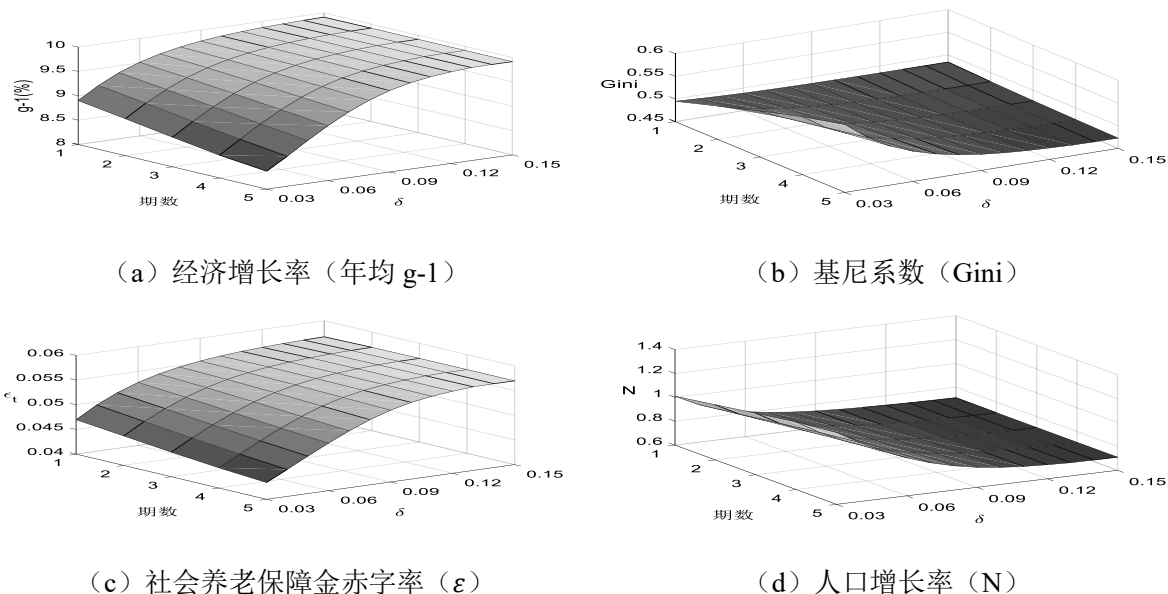


图7 δ 变化对经济增长率、基尼系数、社会养老金赤字率和人口增长率动态过渡的影响

2. δ 变化的影响

图6给出 δ 变化对第1期经济增长率和居民收入基尼系数的影响,图7给出 δ 变化对经济增长率、基尼系数、社会养老金赤字率和人口增长率动态过渡的影响。图6(a)显示, δ 增加有利于经济增长,这与前文图1(b)保持了良好一致性,故本文理论模型亦能较好捕捉现实经济中超生罚款政策对经济增长的影响。与生育数量限定政策不同,超生罚款政策的影响主要集中于(超生和有较强的超生意愿的)居民(主要为低和较低人力资本的居民): δ 增加会促使其减少生育数量,致使他们子女(人力资本亦较低)数量占子代总人口比重下降,从而有利于子代平均人力资本增加和人力资本红利创造进而经济增长,且这一促进作用随时间推移而愈发明显(见图7(a))。

图6(b)显示, δ 增加会缩小第1期居民收入差距。这较易理解:正如前文指出的, δ 增加有利于超生居民(主要是低和较低人力资本居民)可支配收入增加,对未超生(较高和高人力资本)居民可支配收入没有影响,故会缩小收入差距。这又会影响这些居民对子女教育投资力度(进而子代的人力资本积累和可支配收入),从而对收入差距产生长期影响——总体而言,随时间推移,(尤其 δ 较小时) δ 对基尼系数的缩小作用变得更明显(见图7(b))。最后, δ 增加会减少子代人口数量,且随时间推移这一影响增强(见图7(d)),加剧老龄化,抑制人口红利,加重社会养老保障负担压力;但亦会促进人力资本红利形成进而经济增长,缓解社会养老保障压力。模拟结果表明,前一种效应更突出,故 δ 增加将加剧社会养老保障压力,但影响力度不断减弱(见图7(c))。

(四) 拓展与稳健性分析

为确保基准结论的可靠性，我们进行如下拓展与稳健性分析。(1) 本文基准分析采用三期代际交叠模型，将每期时间跨度设为 30 年。这里也尝试构建四期代际交叠模型（每期时间跨度设为 20 年），并考虑居民退休年龄的异质性，主要结论不变。(2) 我国居民存在较强的“养儿防老”观念，故我们也尝试借鉴郭庆旺等（2007）和汪伟（2016）等研究做法，在基准模型中引入居民生育子女的“利己主义”动机和子女给予父母的赡养费，以捕捉家庭养老保障机制的影响，主要结论不变。(3) 本文基准模型假定政府利用产出税和超生罚款为社会养老保障金赤字和公共教育支出筹资，这里也尝试考虑政府利用劳动所得税和消费税以及超生罚款来筹资，主要结论不变。(4) 我们也尝试改变一些重要参数的取值，主要结论具有良好的稳健性。^①

五、代际传导性和公共教育对生育政策效应的影响

(一) 代际传导性的影响

基于我国现实，基准分析将代际传导性参数 κ 设为 0.491。这里也尝试采用一个相对较小的值即 0.390（陈琳和袁志刚，2012），以探究代际传导性对生育政策效应的影响。

1. 代际传导性对 \bar{n} 效应的影响

^① 四期代际交叠模型（每期 20 年）意味居民寿命为 80 岁，这符合我国现实情况（2019 年底，我国居民人均预期寿命为 77.3 岁）。我们将成长期设为 20 年，工作期分为两期共 40 年（假定居民只在第一个工作期即 20—40 岁进行生育），退休期 20 年。模型主要改变如下：居民第二个工作期预算约束方程为： $c_{it+1} + s_{it+1} = (1 - \tau)w_{t+1}h_{it} + R_{t+1}s_{it}$ ；退休期预算约束方程为： $d_{it+2} = R_{t+2}s_{it+1} + f_{it+2}$ ， $f_{it+2} = \lambda^P \bar{\Sigma} + R_{t+2}R_{t+1}\tau^F w_t h_{it}(1 - \phi n_{it}) + R_{t+2}\tau^F w_{t+1}h_{it}$ ，其中 $\bar{\Sigma} = \frac{P_{t+2} \int_0^\infty w_{t+2} h_{it+1}(1 - \phi n_{it+2}) dF_{t+2}(h_{it+1}) + P_{t+1} \int_0^\infty w_{t+1} h_{it+1} dF_{t+1}(h_{it+1})}{P_{t+2} + P_{t+1}}$ 为工作两期居民的平均工资收入；效用函数为： $U = \ln(c_{it}) + \beta \ln(c_{it+1}) + \beta^2 \ln(d_{it+2}) + \gamma \ln(n_{it} h_{it+1})$ 。数值模拟通过参数赋值使模型第 1 期结果与我国改革开放前 20 年（1979—1998 年）现实数据相匹配。由于缺乏我国居民退休年龄分布数据，我们在考虑居民退休年龄异质性时，采取如下策略：将居民随机分为子集 I_1 和 I_2 ，属于子集 I_1 的居民 55 岁退休（人数占比为 40%，尝试改变占比以及 50 岁退休，结论不变），属于子集 I_2 的居民 60 岁退休。基准模型引入家庭养老保障机制后，工作期和退休期预算约束方程变为： $c_{it} + s_{it} + e_{it} n_{it} w_t \bar{h}_t + \delta w_t h_{it} \max\{0, n_{it} - \bar{n}\} = (1 - \tau - \chi)w_t h_{it}(1 - \phi n_{it})$ 和 $d_{it+1} = R_{t+1}s_{it} + f_{it+1} + n_{it} \chi w_{t+1} h_{it+1}(1 - \phi n_{it+1})$ ， χ 为赡养费用比率，模拟设其为 0.1（郭庆旺等，2007）。政府利用劳动所得税和消费税筹资，则居民工作期预算约束方程变为： $(1 + \tau^c)c_{it} + s_{it} + e_{it} n_{it} w_t \bar{h}_t + \delta w_t h_{it} \max\{0, n_{it} - \bar{n}\} = (1 - \tau - \tau^s)w_t h_{it}(1 - \phi n_{it})$ ， τ^c 为消费税率， τ^s 为劳动所得税率。政府预算约束方程变为： $\exists_t + P_t w_t \bar{h}_t \theta_t \int_0^\infty n_{it} dF_t(h_{it}) = P_t \delta \int_0^\infty w_t h_{it} \max\{0, n_{it} - \bar{n}\} dF_t(h_{it}) + \Phi^c + \Phi^s$ ， $\Phi^c = \tau^c P_t \int_0^\infty c_{it} dF_t(h_{it})$ 为消费税收入， $\Phi^s = \tau^s P_t \int_0^\infty w_t h_{it}(1 - \phi n_{it}) dF_t(h_{it})$ 为劳动所得税收入。数值模拟设 $\tau^s = 0.02$ ，使模型给出第 1 期劳动所得税收入与产出的比值与 1999—2008 年现实数据（0.98%）相匹配，可得 τ^c 基准值为-0.018。进行如下实验：(I) 固定 τ^s ， τ^c 随社会养老保障金赤字和公共教育总支出变化以确保政府预算平衡，即主要利用消费税筹资。(II) 固定 τ^c ， τ^s 随社会养老保障金赤字和公共教育总支出变化以确保政府预算平衡，即主要利用劳动所得税筹资。参数稳健性检验分别尝试将 α 、 β 、 ϕ 和 η 设为 0.42、0.5455、0.08 和 0.576。

由图 8 (a) 可知, 代际传导性明显改变了 \bar{n} 的 (尤其长期) 经济增长效应: κ 越大, \bar{n} 经济增长效应的“倒 U”型特征越突出。正如前文指出的, \bar{n} 较小时, \bar{n} 增加主要影响的是 (较高和高人力资本) 居民, 促使其增加生育数量, 减少子女教育投资 (抑制子女人力资本积累) —— κ 越大 (子女人力资本积累越依赖父母人力资本), 教育投资减少对子女人力资本积累的负影响越弱, 故其子女数量增加越可能使子代平均人力资本增加进而经济增长, 体现在图 8 (a) 曲面左侧越陡峭。 \bar{n} 较大时, \bar{n} 增加主要影响的是 (低和较低人力资本) 居民, 促使其增加生育数量: κ 越大, 其子女人力资本积累越慢, 故子代平均人力资本越可能下降, \bar{n} 增加对经济增长的负影响越强 (见图 8 (a) 曲面右端)。

前文分析表明, \bar{n} 对基尼系数具有“U”型影响且随时间推移而愈发明显的主要原因在于: \bar{n} 较小 (较大) 时, \bar{n} 增加对低和较低人力资本居民可支配收入 (进而对其子女教育投资和子女人力资本积累) 具有促进 (抑制) 作用。较大的 κ 会削弱 (强化), \bar{n} 较小 (较大) 时 \bar{n} 增加的这一影响进而对基尼系数的负效应 (正效应), 体现在基尼系数“U”型曲面左端变得相对较平缓^①、右端则变得相对较陡峭 (见图 8 (b)), 意味着较大的代际传导性不利于发挥生育数量限定政策放松在缩小居民收入差距中的积极作用。最后, 正如前文指出的, \bar{n} 较小时, 较大的 κ 会强化 \bar{n} 增加对 (尤其长期) 人力资本红利形成进而经济增长的促进作用, 但亦会削弱其对 (尤其长期) 人口增长进而人口红利形成的正影响 (见图 8 (d)) ——模拟结果表明, 后一种影响相对更强, 故较大的 κ 会削弱 \bar{n} 增加对 (尤其长期) 社会养老保障负担压力的缓解作用 (见图 8 (c))。而当 \bar{n} 较大时, κ 对 \bar{n} 的经济增长效应和人口增长效应的影响较弱, 故没有明显改变 \bar{n} 的社会养老保障压力缓解作用。

^① 模拟结果表明: 就 $\kappa = 0.491$ 和 0.390 而言, \bar{n} 较小时, \bar{n} 增加 1%, 基尼系数将分别减小 0.208% 和 0.316%。

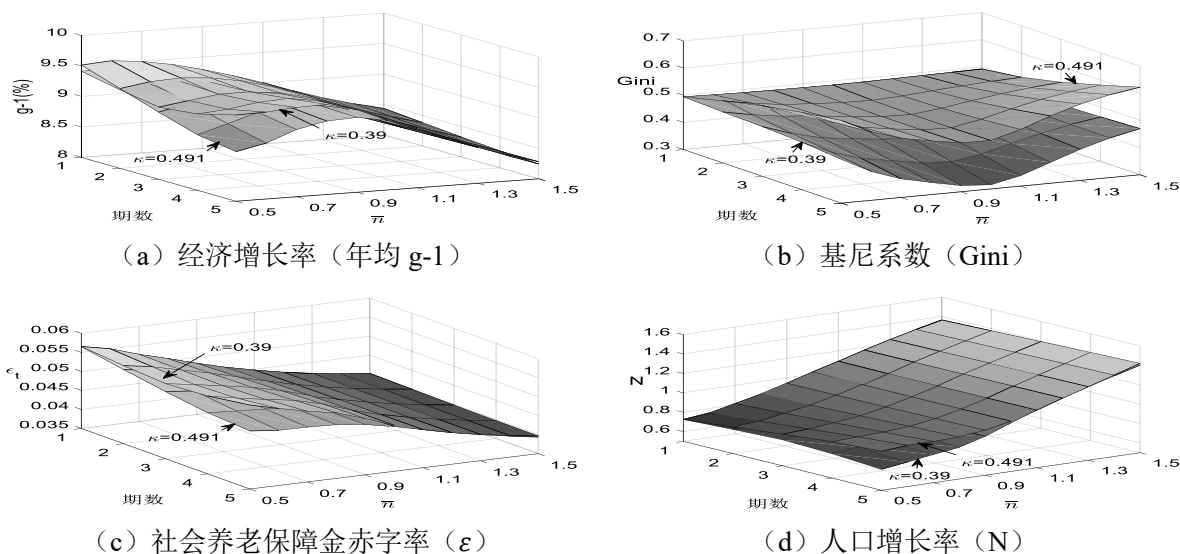


图8 代际传导性参数 κ 不同取值(0.390和0.491)下 \bar{n} 的影响

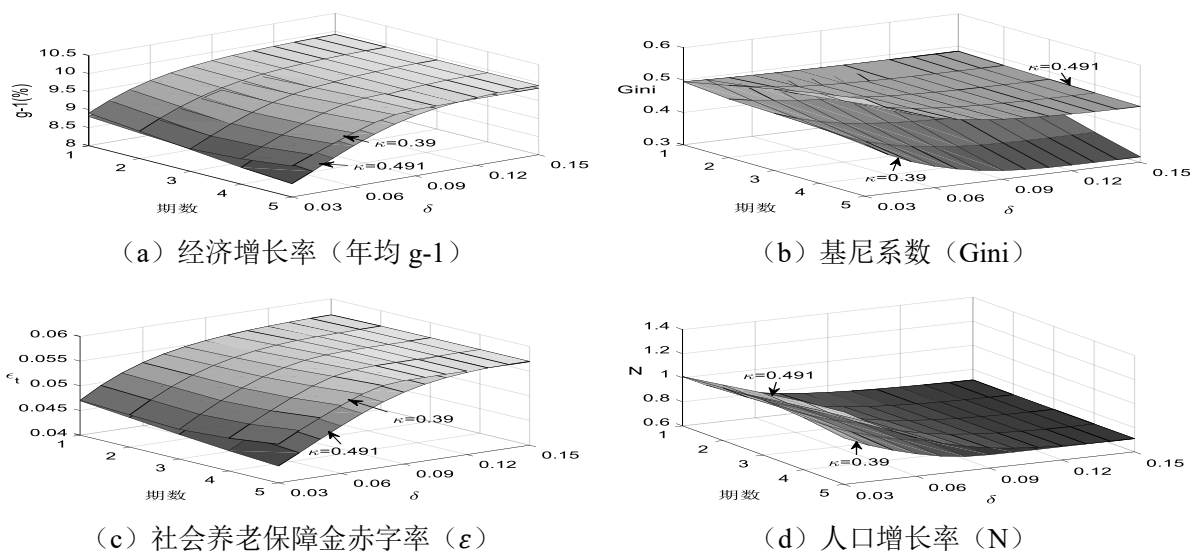


图9 代际传导性参数 κ 不同取值(0.390和0.491)下 δ 的影响

2.代际传导性对 δ 效应的影响

前文指出,超生罚款政策的影响主要集中于(低和较低人力资本)居民: δ 增加促使其减少生育数量; κ 越大,这一效应越强,故会强化 δ 增加对子代平均人力资本进而经济增长的促进作用,且随时间推移越突出(见图9(a))。而且,较大的 κ 会削弱 δ 增加对这些居民子女教育投资力度(进而子女人力资本积累和可支配收入增加)的促进作用,故会削弱 δ 增加对收入差距的长期负影响,体现在长期基尼系数“倒U”型曲面变得相对较平缓(见图9(b))。最后,对比图9(a)和图9(d)可知,相较于 κ 对 δ 经济增长效应的正影响而言,其对 δ 人口增长效应的抑制作用更突出。因此,较大的 κ 会增强超生罚款政策放松(δ 减小)在缓解社会养老保障负担压力中的积极作用(见图9(c))。

（二）公共教育的影响

1. 公共教育对 \bar{n} 效应的影响

公共教育投入力度增大（ θ 增加）有利于子代人力资本积累，故可增强（缓解） \bar{n} 较小（较大）时 \bar{n} 增加对经济增长的促进作用（抑制作用），体现在（ θ 较大时）图10（a）中经济增长“倒U”曲面的左侧相对较陡峭、右侧则相对较平缓。正如前文指出的， \bar{n} 较小（较大）时， \bar{n} 增加对低和较低人力资本居民的可支配收入（进而其子女教育投资和子女人力资本积累）具有促进（抑制）作用。公共教育投入力度增大强化（削弱） \bar{n} 的这一影响进而对基尼系数的负效应（正效应）（见图10（b）），意味着较大的公共教育投入力度有助于发挥生育数量限定政策放松（ \bar{n} 增加）在缩小居民收入差距中的积极作用。既然公共教育投入力度增大有利于发挥 \bar{n} 增加对经济增长的促进作用，且对 \bar{n} 人口增长效应在长期也具有促进作用（短期虽具有抑制作用但较弱，见图10（d）），故有助于增强生育数量限定政策放松（ \bar{n} 增加）对社会养老保障负担压力的缓解作用（见图10（c））。不过，由于公共教育对居民子女教育投入具有排挤效应，因此上述这些影响总体均较弱。^①

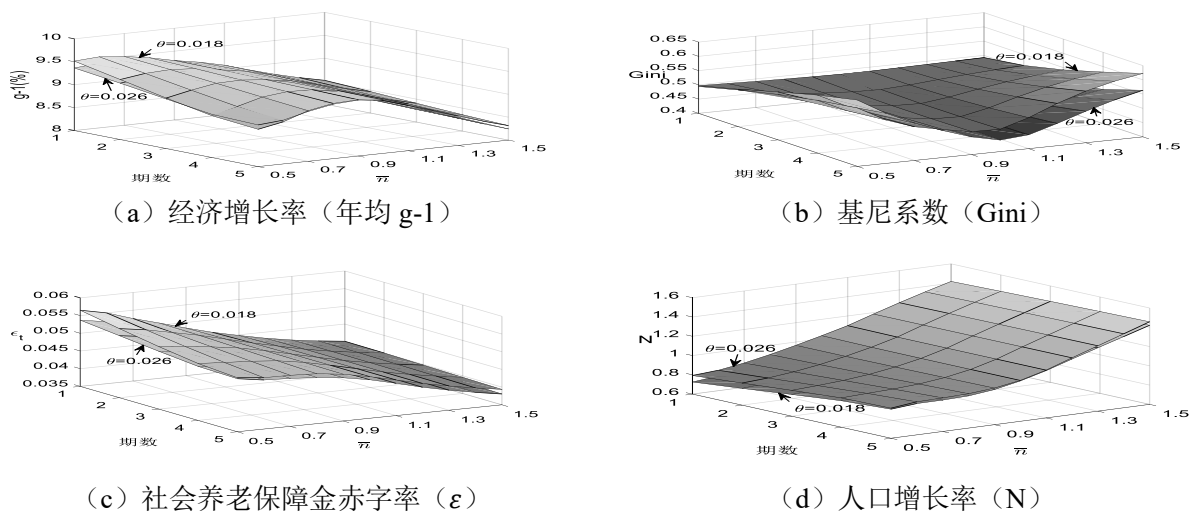
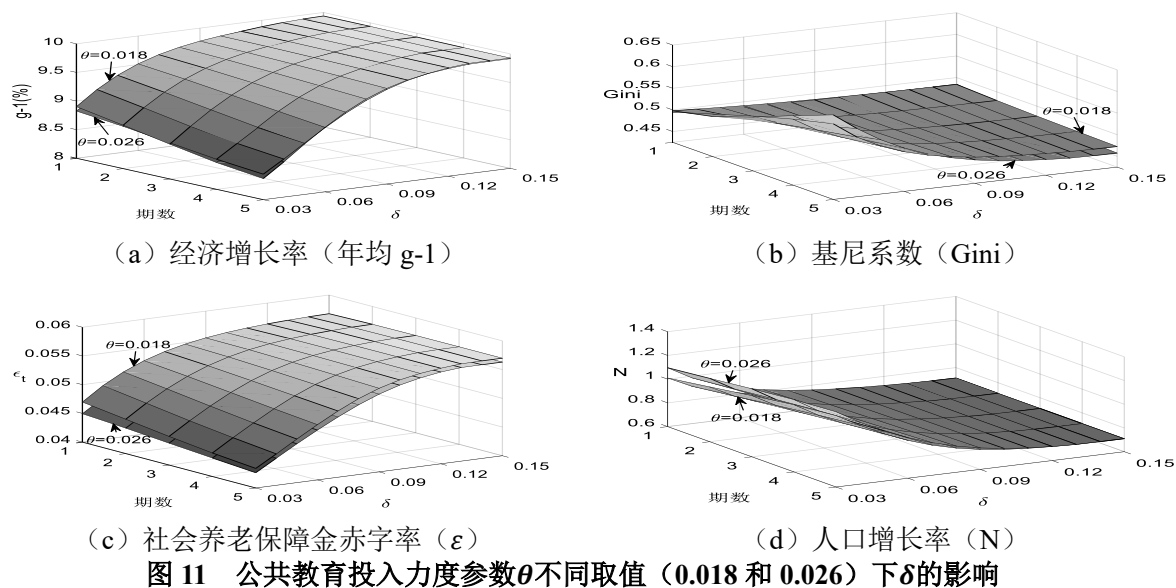


图10 公共教育投入力度参数 θ 不同取值（0.018和0.026）下 \bar{n} 的影响

^① 本文理论模型中，公共教育投入与居民子女教育投入为替代关系，若将它们设为互补关系，则会强化本文主要结论。



2. 公共教育对 δ 效应的影响

公共教育对超生罚款政策经济增长效应的影响较弱 (见图 11 (a))。但相比于 (较高和高人力资本) 居民而言, 公共教育更有利于 (低和较低人力资本) 居民的子女人力资本积累 (进而可支配收入增加)。因此, 公共教育投入增加强化了 δ 增加对长期居民收入差距的缩小作用, 体现在: θ 较大时, 图 11 (b) 中基尼系数曲面变得较陡峭。既然公共教育力度增大有利于增强超生罚款政策放松的人口增长效应 (见图 11 (d)), 故亦会强化其对社会养老保障负担压力的缓解作用 (见图 11 (c))。

六、结论与政策建议

本文构建了一个异质性居民的代际交叠模型, 提出一个相对统一的生育政策经济影响的理论框架; 进而以我国生育政策和经济社会发展实践为基础, 利用数值模拟深入考察了生育政策 (包括最大生育数量限定政策和超生罚款政策) 对人口红利和人力资本红利进而对经济增长、收入分配和社会养老保障负担的影响及其机理, 以及代际传导性和公共教育对生育政策效应的影响。

研究表明, 生育政策对不同人力资本居民的生育和子女教育投资决策具有明显的异质性效应, 且生育数量限定政策和超生罚款政策的影响存在较明显的差异。生育数量限定政策的放松 (即最大生育限定数量增加) 对经济增长具有明显的“倒 U”型影响, 对居民收入基尼系数则具有“U”型效应,

有利于削减社会养老金赤字率、缓解社会养老保障负担压力。超生罚款政策的放松（即罚款力度减弱）同样有利于缓解社会养老保障压力，但对经济增长具有抑制作用，亦会加大居民收入差距。代际传导性和公共教育对生育政策效应具有重要影响——总体而言，降低代际传导性（即增强社会流动性）有利于生育数量限定政策放松积极作用的发挥，对超生罚款政策放松的效果则倾向于具有相反影响，而加大公共教育投入有助于生育政策放松取得较好的政策效果。

上述结论不仅有利于从理论上更好地认识和理解生育政策的经济影响，对于新时代我国生育政策及相关配套支持政策的持续优化完善亦具有良好启示意义。作为一个人口众多、国情复杂的发展中大国，我国生育政策的持续优化完善无疑是一项长期艰巨的重大课题，很难一蹴而就，需慎思笃行，久久为功——就本文研究来看，生育政策的优化完善不仅涉及不同政策手段亦关乎（经济增长、收入分配和社会养老保障负担等）多重政策目标的权衡抉择，尤其应充分考虑不同居民群体的生育和子女教育投资行为决策的异质性反应，及其对人口数量及其代际结构、人口质量（人力资本）及其分布——即人口红利和人力资本红利——的深刻影响。党的十八大以来，伴随着人口与经济社会发展变化，我国生育政策从较严格的“独生子女”政策逐步调整为较为宽松的“全面二孩”政策；2021年又进一步实施了“三孩”政策，以更好地适应人口形势新变化和推动高质量发展新要求。这一系列重大举措无疑有助于推动实现适度生育水平，优化人口结构，缓解人口老龄化进程及其带来的社会养老保障负担压力；不过，也应注意，“三孩”政策的生育限定数量相对较大，其很可能主要影响的是低和较低人力资本的家庭，^①从而可能对社会平均人力资本增加（即人力资本红利的创造）和收入分配公平产生不利影响——这迫切需要完善相关配套支持政策以有效避免这些不利影响。中央深刻认识到这一点，在实施“三孩”政策的同时出台了一系列旨在提高人口质量、降低生育抚育成本等配套支持措施。今后，应进一步优化完善相关经济社会配套支持政策，在稳定合理生育水平的同时全面提升人口质量，创造良好的“人力资本红利”——就我国人口与经济社会长期发展趋势来看，未来取消生育控制政策可能势在必行，这更加凸显出优化完善相关配套支持政策以创造“人力资本红利”的重要性。特别是，在落实“双减”政策的同时，^②应持续加大（尤其农村和欠发达地区的）公共教育投入力度，着力实现教育公平，为（尤其低人力资本贫困家庭的）下一代提供良好的人力资本积累

^① 全国性的生育意愿和生育状况调查显示，受教育程度越低的家庭生育多个孩子（三个孩子及以上）的意愿越高（庄亚儿等，2021）。

^② 所谓“双减”指的是进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担。

保障，有效避免它们陷入人力资本积累陷阱；也应积极采取有力措施以增强社会流动性，营造更加公平的竞争环境，有效激发全社会人力资本积累的内生激励和主体能动性，积极创造人口尤其人力资本红利，促进经济增长、收入分配公平和缓解社会养老保障负担压力，实现人口与经济社会高质量可持续协调发展。

参考文献

- 蔡昉, 2004:《人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长》,《人口研究》第 2 期。
- 陈琳、袁志刚, 2012:《中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制》,《世界经济》第 6 期。
- 都阳, 2004:《人口转变的经济效应及其对中国经济增长持续性的影响》,《中国人口科学》第 5 期。
- 郭凯明、余靖雯、龚六堂, 2013:《人口政策、劳动力结构与经济增长》,《世界经济》第 11 期。
- 郭庆旺、贾俊雪、赵志耘, 2007:《中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制》,《经济研究》第 8 期。
- 郭志刚、张二力、顾宝昌、王丰, 2003:《从政策生育率看中国生育政策的多样性》,《人口研究》第 5 期。
- 国家人口发展战略研究课题组, 2007:《国家人口发展战略研究报告》,《人口与计划生育》第 3 期。
- 刘永平、陆铭, 2008:《放松计划生育政策将如何影响经济增长——基于家庭养老视角的理论分析》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 汪伟, 2016:《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。
- 王红, 2016:《中国教育经费发展历程与未来展望》,上海,上海科技教育出版社。
- 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。
- Bai, C. E., Hsieh, C. T., and Qian, Y., 2006, “The Return to Capital in China”, *Brookings Papers on*

Economic Activity, 2, 61—88.

Barr, N., and Diamond, P., 2010, “Pension Reform in China: Issues, Options and Recommendations”, Mimeo, Massachusetts Institute of Technology.

Choukhmane, T., Coeurdacier, N., and Jin, K., 2017, “The One-Child Policy and Household Savings”, Working Paper, London School of Economics and SciencesPo.

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

Ebenstein, A., 2010, “The “Missing Girls” of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy”, *Journal of Human Resources*, 45(1), 87—115.

Haveman, R., and Wolfe, B., 1995, “The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings”, *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1829—1878.

Jia, J., Long, X., Sun, W., and Zhao, K., 2021, “The Impact of Fertility Policies on Growth and Inequality”, Unpublished Manuscript.

Liao, P. J., 2013, “The One-Child Policy: A Macroeconomic Analysis”, *Journal of Development Economics*, 101, 49—62.

Robinson, W. C., and Ross, J. A., 2007, “The Global Family Planning Revolution: Three Decades of Population Policies and Programs”, The World Bank Research Report.

Song, Z., Storesletten, K., Wang, Y., and Zilibotti, F., 2015, “Sharing High Growth Across Generations: Pensions and Demographic Transition in China”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(2), 1—39.

Zhang, G., and Zhao, Z., 2006, “Reexamining China’s Fertility Puzzle: Data Collection and Quality over the Last Two Decades”, *Population and Development Review*, 32(2), 293—321.

Zhang, J., 2017, “The Evolution of China’s One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 141—160.

Zhao, Z., Xu, Q., and Yuan, X., 2017, “Far Below Replacement Fertility in Urban China”, *Journal of Biosocial Science*, 49(S1), S4—S19.

财政权力配置与地方举债： 一个观察地方政治与经济关系的视角

吕冰洋

摘要：基于中国地级市市委书记兼任人大主任这一重要制度事实，在发展型政府框架下讨论该政治实践对地方举债融资的影响，同时提供了观察地方政治与经济联系的一个窗口。研究认为，兼任制度为地方举债发展提供了制度环境：兼任制度统筹了地方财政决策权和监督权，增强了地方资源组织动员能力，表现为地方政府缓解增长压力和财政金融资源约束的能力增强，刺激地方融资平台有息债务增长，具体来说，正向刺激作用主要体现在市场化程度低的非标债务上，对市场化程度高的标准化城投债无显著影响。实证检验支持了这一发现。研究表明，发展型政府下，地方能动性^①与地方发展压力以及综合资源紧密相关，从而影响地方公共债务。

关键词：兼任制度 地方债务 资源约束

一、引言

中国经济增长本质上是一个政治经济学问题，世界上采取市场经济体制的国家很多，但是经济能够保持长期持续增长的国家却不多，学术界在总结中国成功的经验时，往往归因于财政联邦主义、晋升锦标赛、地方官员、分权式威权制等制度安排。^②但是，对政府行政权力的配置是如何影响经济行为的问题，文献中却一直缺乏较深入的研究，这其中既有数据缺乏的原因，也有缺乏一个好的观察视角的原因。

财政是观察政治与经济联系的一个非常好的切入点。在经济社会发展实践中，“财”与“政”不分家，财政问题不仅仅是经济问题，更多地也是政治问题。财政权力可以分为决策权、征税权、支出

^① Qian, Y., and Weingast, B. R. “Federalism as A Commitment to Teserving Market Incentives”. *Journal of Economic perspectives*, 1991, 11 (4): 83-92; 周黎安：《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》，载《经济研究》，2007（5）；张军、高远：《官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》，载《经济研究》，2007（11）；Xu, C. “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 2011,49（4）: 1076-1151.

权和监督权（全承相、吴彩虹，2011；吕冰洋，2014），^①权力间的配置会极大地影响政府经济行为。改革开放以来，中国地方政府展现出发展型政府的典型特征^②，发展型政府需要灵活的财政制度和较大的财政自主权，以使得他们能够因地制宜地解决他们面对的经济问题，此时财政权力如何配置对地方政府来说，就是一个影响其经济行为的非常重要的制度变量。

中国财政体制在1994年实行分税制改革后有一个巨大改变，分税制改革使得地方政府财政长期处于紧运行状态，所有省份财政收入低于财政支出，都需要中央政府转移支付才能弥补财政缺口。在此背景下，地方政府非常有动力通过财政权力配置来突破制度约束。财政权力中，财政决策权集中在地方党委和政府，监督权集中在地方人民代表大会，决策权和监督权的分设有利于财政规范运行，但是不容否认的是，适度统筹财政监督和决策权力会增加地方政府财政主动性，可为地方发展争取多样化的财政资金来源，其中争取地方公共债务资金就是典型的例子。

地方公共债务治理是我国面临的重大课题，就地方债治理而言，影响它的主要是决策权和监督权，决策权归于作为地方“一把手”的党委书记，监督权则对应地方人大。决策权决定债务规模和形式，监督权约束着债务决策是否能实现。从法律规定上看，地方融资平台（亦称为城投平台）有息债务（以下简称为城投债务）属于非正式财政，它对缓解地方财政压力、实现地方发展目标起到非常重要作用，城投债务的发行（规模、流程、类型等）、资金使用、债务偿还、风险管理及监督等各阶段都与地方公共决策相伴相生，也就是说，城投债务问题与地方人大的预算监督权、地方党委的公共决策权密切相关，其背后是地方政治实践问题。就政治实践而言，2000年后有一个典型的政治现象是，党委书记兼任人大主任，地方兼任制度联结了地方政府党委和人大两大重要政治权力，在推进国家治理体系和治理能力现代化的背景下发挥着重要作用，它对财政权力的影响是统筹了财政决策权和监督权，它势必对城投债务有着重要影响。

基于此，本文从政治实践角度研究统筹财政权力对城投债务的影响。具体地，我们通过中国地方政治实践中一个重要制度事实——兼任制度解释地方党委部门和权力机关的政治权力关系^③，以此讨论发展型政府下这一制度与城投债务的关系。这对解释中国经济增长进程中政治权力配置与经济表现的关系提供一个非常好的观察视角，同时，它有助于探寻地方公共债务增长的制度原因。

本文余下内容安排如下：第二部分，回顾和评述主要文献；第三部分，介绍我国地方发展和政治实践的制度背景，在此基础上进行理论分析并提出本文研究假说；第四部分，实证策略以及数据说明；第五部分，对实证结果进行分析；第六部分，总结本文主要结论。

^① 全承相、吴彩虹：《政府财政权及其控制》，1~3页，长沙，湖南人民出版社，2011；吕冰洋：《现代政府间财政关系的构建》，载《中国人民大学学报》，2014（5）。

^② 张晓晶、刘学良、王佳：《债务高企、风险集聚与体制变革——对发展型政府的反思与超越》，载《经济研究》，2019（6）。

^③ 本文其余部分的兼任制度均指我国政治制度实践中党委书记兼任人大常委会主任这种制度模式。

二、文献综述

已有研究对地方公共债务增长原因的研究主要集中在财政和金融层面的分析。财政制度主要从财政分权（主要是收入分权）的角度研究，但理论和实证上均没有得到一致结论。国外研究形成以下几类观点：一类观点认为收入分权能使地方政府拥有更大的税收自主权，进而硬化政府预算约束，减少财政赤字；^①另一类观点认为财政分权增加地方政府融资压力，导致举债规模扩大；^②第三类观点认为财政分权对政府债务的影响是不确定的，因国家体制具有差异性，^③同时也可能存在非线性影响。^④国内研究重点关注政府间财政关系的影响，主要观点认为不合理的央地财政关系（包括事权划分不合理、预算软约束和隐性担保等）导致地方公共债务规模持续增长。^⑤

对金融制度的研究侧重于金融分权的视角，金融分权对地方公共债务的影响具有鲜明的中国特色。主要原因是中国地方政府对地方金融资源具有很大的控制能力以及银行系统对地方公共债务的金融支持。金融分权对地方公共债务增长的影响机制是直观的、清晰的，因此大多数研究通过政策讨论和实证分析，研究金融分权及其导致的金融环境变化对地方公共债务增长的影响，^⑥也有部分研究将财政制度与金融分权制度结合，讨论二者对地方公共债务的影响。^⑦国外研究也有相似发现，金融环境宽松会显著提高政府债务水平，反之（例如出现金融压制等）则会抑制政府债务规模。^⑧

总结现有文献可以发现，大量研究分析地方公共债务增长的制度基础集中于财政制度和金融制度，从地方政治制度角度分析较少。国内部分研究对地方公共债务增长的政治制度基础进行了讨论，

^① Baskaran, T. "On the Link between Fiscal Decentralization and Public Debt in OECD Countries", *Public Choice*, 2010, 145 (3): 351-378; Eyraud, L., and Lusinyan, L. "Vertical Fiscal Imbalances and Fiscal Performance in Advanced Economies", *Journal of Monetary Economic*, 2013, 60(5): 571-587; Asatryan, Z., Feld, L. P., and Geys, B. "Partial Fiscal Decentralization and Sub-national Government Fiscal Discipline: Empirical Evidence From OECD Countries", *Public Choice*, 2015, 163 (3): 307-320.

^② De Mello Jr, L. R. "Fiscal Decentralization and Intergovernmental Fiscal Relations: A Cross-country Analysis", *World Development*, 2000, 28 (2): 365-380; Freitag, M., and Vatter, A. "Decentralization and Fiscal Discipline in Sub-national Governments: Evidence From the Swiss Federal System", *Publius: The Journal of Federalism*, 2008, 38 (2): 272-294.

^③ Horváthová, L., Horváth, J., and Gazda, V. "Fiscal decentralization and public debt in the European Union", *Lex Localis*, 2012, 10 (3): 265-276; Foremny, D. "Sub-national Deficits in European Countries: The Impact of Fiscal Rules and Tax Autonomy", *European Journal of Political Economy*, 2014, 34 (1): 86-110.

^④ Baskaran, T. "Tax Decentralization and Public Deficits in OECD Countries", *Publius: The Journal of Federalism*, 2012, 42 (4): 688-707.

^⑤ 龚强、王俊、贾坤：《财政分权视角下的地方政府债务研究：一个综述》，载《经济研究》，2011（7）；陈志勇、陈思霞：《制度环境、地方政府投资冲动与财政预算软约束》，载《经济研究》，2014（5）；姜子叶、胡育蓉：《财政分权、预算软约束与地方政府债务》，载《金融研究》，2016（2）；马文涛、马草原：《政府担保的介入、稳增长的约束与地方政府债务的膨胀陷阱》，载《经济研究》，2018（5）。

^⑥ 潘俊、王亮亮、沈晓峰：《金融生态环境与地方政府债务融资成本——基于省级城投债数据的实证检验》，载《会计研究》，2015（6）；何德旭、苗文龙：《财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析》，载《经济研究》，2016（2）；伏润民、缪小林、高跃光：《地方政府债务风险对金融系统的空间外溢效应》，载《财贸经济》，2017（9）。

^⑦ 陈宝东、邓晓兰：《财政分权、金融分权与地方政府债务增长》，载《财政研究》，2017（5）；毛捷、刘潘、吕冰洋：《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》，载《中国社会科学》，2019（9）。

^⑧ Azzimonti, M., De Francisco, E., and Quadrini, V. "Financial Globalization, Inequality, and the Rising Public Debt", *American Economic Review*, 2014, 104 (8): 2267-2302; Agnello, L. and Sousa, R. M. "Can Re-regulation of the Financial Sector Strike Back Public Debt?", *Economic Modelling*, 2015, 51 (1): 159-171.

不过都从地方官员晋升考核角度展开^①，尚没有文献对我国地方政治实践与公共债务的关系进行分析。其中的原因可能在于地方政治权力难以找到合适的量化指标，有学者在讨论中国党政关系中提出了部分量化指标，^②但是未涉及党委和地方人大的关系；同时，较为准确的地方公共债务数据难以获得。因此，在国家治理现代化的大背景下，有必要更深入地研究政治制度对地方公共债务这一综合性问题的影响。

本文基于兼任制度这一具有中国特色的政治制度实践，并于发展型体系框架下研究其对城投债务的影响。本文的主要发现是，兼任制度通过增强资源动员组织能力，进而对城投债务整体规模和结构产生影响，总体上兼任制度与城投债务规模具有正向关系。

三、制度背景与理论分析

（一）制度背景：地方政治实践中党委书记兼任人大常委会主任^③的事实

人民代表大会制度是中国的根本政治制度，随着新中国建立至今已经发展了70周年，其中地方人大常委会制度建立及其不断发展是中国人民代表大会制度的一个重要成就。^④在党的领导下，地方人大作为我国地方立法机关，在地方经济社会发展过程中扮演着不可或缺的重要角色。法律层面上，我国宪法以及《地方组织法》等明确赋予了地方人大在立法、监督、决定以及任免等重要职权。其中，地方人大一个重要职责是预算监督职责，伴随着新预算法的实施，人大预算监督由原来的程序性监督迈向实质性监督，^⑤在全口径预算管理、预算公开、债务风险化解以及审查制度等方面步入了新的发展阶段，人大对于国家“钱袋子”权力履行越来越有效。^⑥

地方人大在预算监督上发挥着重要作用，作为其常设机关的领导——常务委员会主任，其对预算监督的实际效果有重要影响，地方政治实践中党委书记兼任人大常委会主任的重要事实值得关注。

自市县人大制度建立以后，我国各地区普遍实行党委书记与人大主任分设模式。相关法律中没有对省以下的人大常委会主任任职作特别规定和说明，从文件规定上看，地级市党委书记兼任人大常委会主任这一制度安排出现在各省省委书记的兼任之后^⑦。党委书记兼任人大常委会主任始于1992年中央在有关省（市、自治区）选举的文件中明确提出“如果没有合适的人选，可以提名当地

^① 郭玉清、孙希芳、何杨：《地方财政杠杆的激励机制、增长绩效与调整取向研究》，载《经济研究》，2017（6）；贾俊雪、张晓颖、宁静：《多维晋升激励对地方政府举债行为的影响》，载《中国工业经济》，2017（7）。

^② 李飞跃、张冬、刘明兴：《实际政治权力结构与地方经济增长：中国革命战争的长期影响》，载《经济研究》，2014（12）；周雪光、艾云、葛建华、顾慧君、李丁、李兰、卢清莲、赵伟、朱灵：《党政关系：一个人事制度视角与经验证据》，载《社会》，2020（2）。

^③ 本文讨论为地级市层面，即讨论地级市党委书记兼任市人大常委会主任这一制度安排。

^④ 席文启：《人民代表大会制度60年：历史经验与未来发展》，载《新视野》，2014（4）。

^⑤ 林慕华、马骏：《中国地方人民代表大会预算监督研究》，载《中国社会科学》，2012（6）。

^⑥ 许聪：《省级人大预算监督权力考察——以30个地方预算监督条例(决定)为基础》，载《财政研究》，2018（10）。

^⑦ 省级兼任进行规定最早的文本出现在1992年，网上公开资料显示，地级市兼任制度的相关说明最早为2003年12月10日《中共甘肃省委关于进一步加强人大工作的意见》。

省委书记作为人大主任的候选人”的要求。而2002年开始的各省（市、自治区）换届选举中，中央统一要求，省（市、自治区）委书记除非兼任政治局委员，一般应被推荐为本省人大常委会主任的候选人。在之后的五年中，党委书记兼人大常委会主任的现象逐渐增多^①，并从省一级向市县一级延伸。2004年9月党的十六届四中全会明确提出“适当扩大党政领导成员交叉任职，减少领导职数”的领导机构改革新要求，为地方党委书记兼任人大常委会主任（下文统称为兼任制度）提供了进一步的政策支持（张书林，2013；魏姝，2015）。

从数量上看，全国实行兼任制度的地级市数量^②（2017年为97个）占有地级市比例在30%~45%之间，是我国地方政治实践中一个不可忽视的重要事实。同时经济发展程度较低地区实行兼任制度的地级市数量一直多于经济发展程度较高地区，这传达出一个信号：经济发展较为落后地区实行兼任制度的可能性更大。在我国发展型政府的体制下，兼任这项制度安排遵循着一定的内在逻辑，同时也必然会对地方经济社会产生影响。

（三）理论分析

兼任制度存在于经济社会发展的实践中，需要从发展型地方政府框架理解^③，在地级市层面尤为重要。省级兼任制度主要突出政治作用，而地级市更强调经济意义，即地方政府通过兼任制度充分发挥地方积极性，以实现地方治理的目标。

发展型地方政府基于地方经济发展的目标，需要提高自身资源动员能力，充分调动地方综合资源以筹集经济发展建设资金，从而实现地方发展。其中，统筹财政权力是最重要的环节，地方市委书记作为地方“一把手”，拥有地方财政决策权，地方人大则是地方财政的监督者。地方兼任制度兼顾了地方党委和人大两大政治权力，能够发挥地方统筹财政的主动性，为提高地方资源动员能力提供制度环境，对城投债务有着重要影响^④。接下来重点分析其中的机制。

第一，兼任制度统筹了地方财政决策和监督权，提升了地方组织动员能力。城投债务联结着地方财政资源和金融资源，其本质是非正式财政资金，即地方政府为实现经济社会发展目标而进行的债务融资，其规模大小与地方综合资源以及发展目标息息相关：一方面受资源约束，即地方综合资源有限（主要是财政、金融资源），地方发展过程中受资源约束，地方政府通过公共债务融资；另一方面为增长压力，即上级政府的目标激励不断加码，^⑤地方政府借助公共债务融资以完成来自上级政府的目标。兼任制度下党委书记和人大常委会主任集为一人，可以有效避免党政部门与地方人大的

^① 自中共十六大以来，实行省级党委书记兼任人大常委会主任的模式固定下来。截至目前，全国除4个直辖市（北京、天津、上海、重庆）和新疆、西藏实行分任以外，其他24个省份（自治区，不包括香港、澳门和台湾）均实行省委书记与省人大常委会主任兼任制度。

^② 附图1中展示了2006-2017年实行兼任制度的地级市数量，详见附图1。由于篇幅限制，文章部分图表汇报在附录中。

^③ 兼任制度是中国地方政治制度的一个重要事实，其形成原因是多方面的，比如人事安排、调动地方发展积极性以及历史因素等（陈琛，2010），本文从地方政府统筹发展角度进行剖析，只讨论兼任制度的经济意义。

^④ 附图2描绘了实行兼任制度的城市数量与负债率的变化，二者变化趋势基本一致，说明兼任制度确实和城投债务规模具有紧密联系。

^⑤ 周黎安、刘冲、厉行、翁翕：《“层层加码”与官员激励》，载《世界经济文汇》，2015（11）。

信息不对称,^①统筹了地方财政决策权和监督权,进一步提高地方公共决策的效率。直接影响是地方资源组织动员能力得到增强,进而缓解资源约束和应对来自上级政府增长压力的能力进一步提升。由此看来,资源组织动员能力是发展型地方政府促进地方发展的重要工具,兼任制度增强了地方政府资源组织动员能力,因此,面对增长压力或资源约束,采取兼任制度的地区能够凭借更强的资源组织动员能力来舒缓压力或缓解约束以实现经济社会发展,其结果就是更多地举债。

第二,城投债务可以分为城投债和非标债务两大类,兼任制度对两类债务的影响效果有差别。结合我国现实,城投债务进一步区分为城投债和非标债务。其中,城投债(企业债、中期票据、定向工具和短期融资券等)融资主体上主要是信用资质较好的大中型融资平台,这类平台公司凭借自身信用资质能够在金融市场上筹集资金,对政府信用依赖程度低;同时市场化操作程度很高,发行过程透明度很高,发行过程受多层次法规和管理办法的约束,发行条件相对严苛,纵使地方统筹了财政决策权和监督权,违反市场化准则和相关政策规定的可能性较低,因此兼任制度对其影响甚微。而非标债务^②主要通过银行、信托、基金/资管和租赁等形式的债务融资,资质较差的偏小型融资平台对其依赖程度较高;其次管理过程相对不透明,可能隐藏合规隐患,债权债务结构不清晰,难以对应到原始项目。与信用市场中的城投债不同,融资平台非标债务更多借助于政府信用运行,即政信项目。如内蒙古科尔沁城市建设投资集团有限公司的“联储证券-政融1号集合资产管理计划”和多伦春晖城市投资有限责任公司的“中江信托金马508号集合资金信托计划”分别有内蒙古科尔沁地区财政局和多伦县政府的承诺担保。以上例子说明,地方政府在发展型政府驱动下,倾向于借助融资平台发行非标债务,从而为地方发展筹集资金。总体上看,城投债务中,虽然非标债务的融资成本较高,但因为规范化程度相对较低,统筹财政权力的兼任制度使得地方更青睐于非标债务^③。

总结起来,兼任制度统筹了地方财政决策权和监督权,提高了地方资源组织动员能力,最终通过城投债和非标债务这两种债务规模的结构变化影响城投债务规模。对城投债而言,其对融资主体的要求以及规范化市场原则使得兼任制度的影响较小。非标债务方面,兼任制度通过增强缓解财政金融资源约束以及增长压力的能力两个渠道导致非标债务增长。具体而言,地方面临的增长压力越大,地方通过组织动员综合资源以实现经济社会发展的激励越强,^④兼任制度对城投债务的影响越强,导致了非标债务的增长;另一方面,地方面临的财政、金融资源约束越强,地方政府通过兼任制度的组织动员能力实现债务融资的动机越强(洪源等,2018)。^⑤总体上,我们认为兼任制度总体上与城投债务具有正向关系^⑥。根据以上分析,我们提出本文的两个核心研究假说:

1.兼任制度为地方举债融资提供了制度环境,主要体现为统筹了地方财政决策权和监督权,增

^① 周雪光、艾云、葛建华、顾慧君、李丁、李兰、卢清莲、赵伟、朱灵:《党政关系:一个人事制度视角与经验证据》,载《社会》,2020(2)。

^② 需要说明的是 Wind 数据库中没有详细的非标债务数据,但是可以通过总体有息债务减去城投债部分得到非标债务的债务余额数据。

^③ 正因为如此,2017年财政部50号文件和2018年“资管新规”等政策逐步对地方债务趋严管理,以防范债务风险。

^④ 彭冲、陆铭:《从新城看治理:增长目标短期化下的建城热潮及后果》,载《管理世界》,2019(8)。

^⑤ 洪源、张玉灶、王群群:《财政压力、转移支付与地方政府债务风险——基于央地财政关系的视角》,载《中国软科学》,2018(9)。

^⑥ 上述分析的逻辑图详见附图3。

强了地方资源组织动员能力,进而导致城投债务规模和结构发生变化,其影响主要体现在非标债务上。

2.兼任制度通过增长压力和资源约束两方面影响地方举债规模,二者会强化兼任制度对城投债务的影响。

四、实证策略

(一) 计量模型设定

此部分主要对研究假说 1、2 进行实证检验,我们使用适用于面板数据的固定效应模型估计方法,实证检验兼任制度对地方政府债务的影响及具体机制。计量方程具体如下:

$$Debt_{it} = \alpha + \beta \cdot Sjjr_{it} + X'_{it} \cdot \gamma + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Debt_{it} = \alpha + \beta \cdot Sjjr_{it} \times Mechanism_{it} + \beta_1 \cdot Sjjr_{it} + \beta_2 \cdot Mechanism_{it} + X'_{it} \cdot \gamma + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

计量方程式(1)和(2)分别检验兼任制度对城投债务的影响和机制影响。其中, i 表示地区(地级市), t 表示时间(年份), α 是常数项, μ_i 为地区固定效应, v_t 是时间固定效应, ε_{it} 为误差项; $Debt$ 代表城投债务变量, $Sjjr$ 为兼任制度变量, $Mechanism$ 是影响机制变量, $Sjjr \times Mechanism$ 指兼任制度变量与影响机制变量的交互项; X 是由控制变量组成的向量; β 和 γ 分别是兼任制度和其他控制变量的回归系数。

在式(1)里,我们主要关注系数 β 的符号和显著程度:如果 β 显著为正,表明兼任制度对城投债务具有正向影响,符合前述理论分析结论;如果 β 不显著或显著为负,表明兼任制度对地方政府债务无显著影响或有显著的负向影响,不符合本文的理论预期。类似地,式(2)中,我们主要关注交互项 $Sjjr \times Mechanism$ 的估计系数 β ,若 β 显著为正,表明实证结果支持研究假说 2,即增长压力与资源约束两个机制会强化兼任制度对城投债务的影响。

(二) 变量设定与数据说明

本文使用的城投债务数据来自近期相关文献^①采用的数据,并进行了修正^②。兼任制度数据通过笔者手动收集整理得到,原始资料来自各地公开的网站(市政府官网、市人大网等)。其他变量来自《中国城市统计年鉴》、国泰安数据库(CSMAR)、EPS数据平台的中国金融数据库、各省份省政府年度工作报告等。受数据可得性限制,本文实证数据为2006-2017年地级市的面板数据。具体变量设置如下:

1.被解释变量。本文实证分析中被解释变量为城投债务变量,我们使用负债率度量。具体而言,

^① 毛捷、刘潘、吕冰洋:《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》,载《中国社会科学》,2019(9)。

^② 毛捷等(2019)的地方公共债务数据基于Wind数据库进行了口径修正,但上述债务数据未包括省级融资平台的债务数据,本文进行了修正得到了口径更为准确的地方公共债务数据。我们也尝试使用毛捷等(2019)的数据,实证结果与本文结论一致,但实证结果显著程度和稳健性有所下降。

地方政府债务为地级市（含下辖县）层面的融资平台债务数据^①，主要包括短期借款、应付票据、应付短期债券、长期借款以及应付长期债券。具体地，负债率的计算公式为： $(\text{当年债务余额}/\text{当年GDP}) \times 100\%$ 。

2.核心解释变量。发展型政府下的地方政治实践衡量是一项很大的挑战，已有研究中尚没有对此进行研究。本文基于中国制度现实，通过兼任制度（地级市党委书记是否同时兼任市人大常委会主任）这个独特的视角考察地方政府的能动性，主要基于两方面考虑。第一，党委书记和人大常委会主任分别是党委部门与权力部门最重要的领导人，几乎所有的公共决策都离不开二者的决定，这是中国地方政治实践的重要事实。其二，兼任制度对于城投债务是完全外生^②的，可以分别从制度起源时间、制度实行与否的决定以及实践主要用途三方面分析：（1）从现有公开文件看，地市层级兼任制度起源最早年份为2003年，较为普遍实行为2005年，而城投债务问题主要集中在2008年以后出现，二者出现的时间区间不一致；（2）地级市是否实行兼任制度主要由省委决定，地级市党委书记由省委任命，因此地市党委书记是否兼任人大常委会主任与省委保持一致，地级市兼任与否最终由省委决定，地级市的公共债务水平很难反向影响当地实行兼任制度与否；（3）根据笔者实地调研，地方实行兼任制度的首要用途是保证人事任免上的顺利通过，反向因果产生内生性的可能性极低。具体而言，兼任制度为虚拟变量，若当年本市委书记同时任职本市人大常委会主任，则取值1；否则取值0。

3.影响机制变量。影响机制变量包括增长压力和资源约束变量。增长压力采用省政府每年政府工作报告中的增长目标，具体包括GDP增长目标以及固定资产投资增长目标，之所以使用省级政府提出的增长目标主要有如下考虑：一是省级政府增长目标是本省各地级市增长目标的主要参考标准^③，因此面临的生长压力主要来自省政府；二是避免内生性问题，省级增长目标由省政府基于全省经济社会发展情况综合决定提出，对于各地级市而言是外生的。

资源约束变量分为财政资源约束变量和金融资源约束变量。为了与财政资源约束的经济含义保持相同方向，财政约束变量通过地市财政自主度测量的相反数度量，具体计算公式为：

$(\text{一般公共预算财政支出} - \text{一般公共预算财政收入}) / \text{GDP} \times 100\%$ 。金融资源约束变量通过金融分权度和人均金融机构存款余额两种方式分别从资金需求端和资金供给端度量，具体地，金融分权度计算公式为：某地级市金融机构贷款余额/该省金融机构贷款余额，^④人均金融机构存款余额为某地

^① 使用地级市层级的债务数据主要基于以下两方面理由：一方面，有息债务余额数据口径包含城投债余额，能更全面反映地方公共债务总体规模；另一方面，限于数据可得性，目前国内尚未有公开的县级层面分年度债务数据，加上县级政府通过融资平台发行的债务占比有限，发行主体主要为地级市和省政府，因此县级层面的地方政府债务数据较难准确统计，也缺乏代表性。

^② 为了进一步说明兼任制度的外生性，我们进行了实证检验，将地方公共债务负债率设为解释变量，兼任为被解释变量，估计结果表明地方公共债务负债率对兼任的影响不显著，通过实证结果可以进一步认为兼任制度是外生的。

^③ 比如2019年河北省政府工作报告提出当年全省生产总值增长6.5%左右、固定资产投资增长6%以上，石家庄市、唐山市、秦皇岛市、邯郸市、邢台市以及保定市的全市生产总值增长目标分别为7%、7.5%、7%、6.5%、7%、7%，固定资产投资增长目标分别为6%、7%、7%、6%、6.5%、7%，此现象在全国范围内是普遍的。

^④ 何德旭、苗文龙：《财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析》，载《经济研究》，2016（2）。

级市金融机构存款余额的人均值。需要说明的是，上述两个指标经济含义与金融资源约束相反：金融分权度本质上衡量的是某地级市在省内金融贷款资源的占比，数值越大，代表本地相对于本省其他市受到的金融资源约束越小；人均金融机构存款余额反映某市资金供给的状况，数值越大，表示该地金融资源供给相对充裕，其金融资源约束越小。

4.控制变量。(1) 经济发展水平。经济发展水平是影响地方政府债务的重要因素，我们使用人均 GDP 的自然对数度量经济发展水平。(2) 城镇化水平。地方融资平台一方面加快了城镇化的推进，同时也扩大了地方政府债务规模，我们使用市区人口在全市总人口中比重作为城镇化水平的测量指标。(3) 金融发展水平。通过融资平台公司发债是地方政府进行债务融资的一个主要方式，当地的金融发展水平必然会直接影响地方政府的债务融资水平。我们使用金融机构贷款余额占 GDP 的比例，衡量金融发展水平。(4) 产业结构。一个地区的产业结构直接与地方政府的财政收入相关，是影响地方政府财政收支状况的一个主要因素，因此也会影响地方政府债务。我们使用工业产值占 GDP 的比重来度量。除了上述主要控制变量，我们在稳健性检验中还考虑了地方官员晋升压力、地方官员变动（省委书记和市委书记变动哑变量）、相关财政体制改革（省直管县改革哑变量）。

本文实证分析所用主要变量的描述性统计如附表 1 所示。

五、实证分析

（一）基准回归结果

表 1 中报告了基于计量方程式 (1) 的实证结果。其中前两列为 OLS 估计结果，第 (3) 列使用固定效应模型估计，第 (4) 列引入兼任制度的滞后项。我们主要参考固定效应模型的估计结果进行分析。表 1 结果显示，兼任制度与城投债务具有显著正相关关系：相较于非兼任地区，实行兼任制度地区城投债务负债率显著高出 3.85% 个百分点，相当于全国范围内城投债务整体规模增加约 2 万亿元（19952 亿元）^①。上述实证结果验证了研究假说 1，即兼任制度为城投债务增长提供了制度基础，兼任制度是城投债务增长的重要制度推手。考虑到兼任制度的影响存在一定的时滞，我们在第 (4) 列中将核心解释变量设为兼任制度的滞后一期，考察估计结果可以发现，兼任制度的影响存在一定的滞后性，但滞后项的估计系数更小。

表 1 基准回归实证结果

	(1) OLS	(2) OLS	(3) FE	(4) 滞后一期 FE
<i>sjjr</i>	6.1580*** (5.22)	5.1494*** (4.32)	3.8488*** (3.46)	-
<i>l_sj jr</i>	-	-	-	2.5390** (2.54)

^① 以 2006-2017 年全国 GDP 均值为基础计算得到，即 2006-2017 年全国 GDP 的平均值乘以 3.85% 得到。

<i>lnpergdp</i>	-	-6.7732***	-7.1583	-9.3753**
		(-7.04)	(-1.58)	(-2.04)
<i>urban</i>	-	-16.4493***	-22.9093***	-22.4665**
		(-3.83)	(-3.23)	(-2.57)
<i>loan</i>	-	7.8758***	2.9462	4.6907**
		(3.88)	(1.25)	(2.03)
<i>sgdp</i>	-	-60.1865***	-47.0707***	-31.6282***
		(-9.24)	(-4.45)	(-3.25)
常数项	38.7522***	138.1111***	142.6896***	156.7305***
	(17.62)	(14.32)	(3.21)	(3.42)
<i>N</i>	3328	3223	3223	2962
<i>R</i> ²	0.139	0.027	0.812	0.835
F/ chi2	27.2981	229.1882	16.9882	12.4852
<i>p</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是

注：括号内为稳健性标准误差对应的 t 值；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的置信水平上显著。下同。

其他控制变量方面的估计结果如下：城镇化水平在以上估计中均通过显著性检验，且估计系数都为负，其中的原因可能是城镇化水平较高地区其地方财力相对充足，面临的资源约束相对较小，因此政府举债融资的规模偏低；人均 GDP 的影响与城镇化水平类似，但其对城投债务的作用的不稳定的；第二产业占比对城投债务的影响显著为负，这可能与地方财政收入对产业的依赖度有关，第二产业占比高的地区，其税源稳定，因此能提供稳定的财政收入（钟琳，2017）；金融发展水平存在正向影响，这是因为较高的金融发展水平为地方政府通过融资平台举债等提供了更为便利的融资环境，但其影响不稳定，这可能与地区差异性有关。

（二）影响机制：兼任制度提高了两大能力

在理论分析中，我们认为兼任制度强化了地方缓解增长压力的能力，以及缓解资源约束的能力，二者会强化兼任制度对城投债务的影响。此部分对兼任制度影响城投债务的具体机制进行检验，具体通过考察增长压力、资源约束与兼任制度的交互项的估计结果，实证结果汇报在表 2 中。

表 2 影响机制回归结果^①

	增长压力	财政约束	金融约束	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>jr_gdpobj</i>	2.3749***	-	-	-
	(5.08)	-	-	-
<i>jr_deficit</i>	-	0.3828***	-	-
	-	(6.08)	-	-
<i>jr_finshare</i>	-	-	-58.1516***	-
	-	-	(-3.84)	-

^① 由于篇幅限制，正文中只汇报核心变量的实证结果，感兴趣的读者可向作者索要。

<i>sjjr_persaving</i>	-	-	-	-1.1708***
	-	-	-	(-3.78)
<i>N</i>	3212	3223	3223	3223
<i>R</i> ²	0.813	0.817	0.814	0.823
<i>F</i>	19.1083	19.5492	15.1400	24.1666
<i>p</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
其他控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

表 2 中第 1-2 列分别验证增长压力与财政资源约束的影响机制，第 3-4 列分别从金融资源的需求端与供给端验证金融资源约束的机制。考察表 2 的结果可以发现：来自上级政府的增长压力与兼任制度的交互项显著为正，说明地方政府通过兼任制度提升了本地区资源组织动员能力，进而通过债务融资以应对上级政府的增长压力能力增强，最终导致城投债务规模扩大；财政约束与兼任制度的交互项显著为正，说明兼任制度对城投债务的正向影响通过财政资源约束放大了；金融资源约束使用的是负向指标，表 2 中第 3、4 列的金融资源与兼任制度的交互项为负，其经济含义为，地方面临的金融资源约束越松，则兼任制度对城投债务的影响越小，这从反面验证了兼任制度通过强化对地方金融资源的组织动员能力，进而促进了城投债务的增长。表 2 的实证结果验证了研究假说 2。以上增长压力的结论也对附图 1 中兼任制度在经济发展程度差异地区的差异做出了部分解释，经济发展相对缓慢的地区，面临的增长压力更大，更有可能通过兼任制度灵活地统筹地方财政权力，以集中资金促进地方发展。

（三）异质性分析：城投债和非标债务

改革开放以来，发展型地方政府在促进地方经济发展的大目标下，创新地使用不同形式的非正式财政为地方发展融资。前文分析了兼任制度对城投债和非标债务的影响存在差异，此部分进行实证检验，具体的实证结果如表 3。

表 3 异质性分析的实证结果

	被解释变量：城投债负债率 (1)	被解释变量：非标债务负债率 (2)
<i>sjjr</i>	-0.1713 (-0.95)	4.0201*** (3.77)
<i>N</i>	3223	3223
<i>R</i> ²	0.756	0.823
<i>F</i>	11.1906	17.8982
<i>p</i>	0.0000	0.0000
其他控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

表3的第1、2列的被解释变量分别为城投债负债率和非标债务负债率。结果显示,兼任制度只对非标债务负债率有显著影响,估计系数较基准回归中偏大,而对城投债负债率的影响不显著。这一结果与现实也是相符的,兼任制度提高了地方政府组织动员地方综合资源能力,为地方债务融资提供了便利。

以上实证结果传递出一个信号,地方政府债务融资具有策略性。在中央政策强调防范、化解城投债务风险的背景下,地方政府利用自身信息优势,通过差异化的债务融资策略以同时满足中央政策要求和自身发展要求。但需要注意的是,非标债务通过银行、信托或租赁等市场主体,与地方政府一起形成一个复杂的“政府-市场”关系网络结构,由此带来的问题更为复杂多样。城投债务是城投债和非标债务的综合体,因此,实践中既需要关注城投债问题,同时也需要更关注非标债务带来的债务风险。

(四) 稳健性检验

基准回归未考虑城市级别、相关财税改革和地方政府主要领导的晋升等因素的影响,这些因素可能会干扰基准实证结论,需要进一步检验。在考虑上述因素后,我们重新估计兼任制度对城投债的影响,具体结果列示在附表2中。

1. 剔除省会、副省级城市

相较于其他城市而言,省会、副省级城市在政治、经济资源等方面的地位相对更为显要,二者的特殊性可能会影响我们的基准结论。为此,我们在实证中剔除了省会、副省级城市,新样本的实证结果见附表2第1列。可以发现,在剔除省会、副省级城市后本文的基准结果不变,兼任制度显著促进了城投债务的增长。这说明,兼任制度对城投债务的影响是全国性的。

2. 考虑财政体制改革

近年来,财政体制方面一项重要改革是省直管县改革。省直管县改革赋予县级政府更高的财政自主权(财政收入分成比例和支出责任等),因此有可能改变地方政府的整体债务水平。为此,我们在附表2第2列控制变量中加入省直管县改革的虚拟变量(citypmc)。实证结果显示,省直管县改革并没有显著改变城投债务水平,同时兼任制度的估计结果基本保持一致。以上结果表明,财政体制相关改革不改变基准回归结果。

3. 考虑地方官员晋升压力

已有研究^①(钟宁桦,2018)认为,受晋升压力影响,市委书记处于特定年龄段(55~58岁)的地级市更倾向于发行城投债并扩大城投债规模。借鉴已有研究,我们设置地方官员晋升压力变量,市委书记年龄在55~58之间则取值1,否则为0。进一步,我们在附表2第3列中变量中考虑地级市市委书记晋升压力变量(promopre)。考察附表2的估计结果发现,地方官员晋升压力变量对城投债务负债率的影响为正,但没有通过显著性检验,这表明在样本区间,地方官员晋升压力对城投债务负债率无明显影响。同时,兼任制度的估计系数与基准回归的结果基本一致,这表明,地方官员

^① 汪峰、熊伟、张牧扬、钟宁桦:《严控地方政府债务背景下的PPP融资异化——基于官员晋升压力的分析》,载《经济学(季刊)》,2020(3)。

晋升压力不影响基准结论。

4. 安慰剂检验

上文理论分析和实证结果均表明兼任制度与城投债务具有正向关系，此处我们进一步通过安慰剂检验以说明我们基准结论的稳健性。根据已有文献的做法^①，具体地，我们首先记录每年所有地级市中实行兼任制度的数量，其次通过 stata 对所有地级市是否实施兼任制度进行随机赋值，每年实施兼任制度的地级市数量保持不变，此过程由程序自动完成，最终可得到一个虚构的兼任制度变量（false_sjir），利用随机生成的兼任制度变量替代实际的兼任制度变量进行回归，并将估计结果保存。为保证安慰剂检验的有效性，将上述过程重复 500 次。我们预期，真实的兼任制度对城投债务负债率具有显著的正向刺激作用，而安慰剂检验中虚构的兼任制度变量对城投债务负债率没有显著影响，若真实兼任制度的估计系数位于虚构变量估计系数分布图的上尾（upper tail），则拒绝真实兼任制度无影响的假设，即认为真实兼任制度对城投债务负债率有显著影响。上述 500 次回归中虚构的兼任制度变量估计结果分布图见附图 4。

附图 4 中的右侧虚线为基准回归中兼任的估计系数（3.8488），左侧是虚构的兼任制度变量估计结果的分布（以 0 为中心，均匀分布在 -2~2 之间）。从图中可以清晰看到，真实兼任制度变量的估计系数位于虚构变量估计系数分布图之外，拒绝原假设。即相对于虚构的兼任制度的影响，真实兼任制度对城投债务负债率具有明显的刺激作用。以上结果排除了兼任制度与城投债务负债率二者关系的随机性，进一步说明本文基准结论十分稳健。

（五）延伸讨论

1. 兼任深度的影响

基准回归中可以看到兼任制度的滞后项也对城投债务产生影响，此部分进一步通过事件分析法（Event Study）以考察兼任制度对城投债务的动态影响，即兼任深度的影响。具体地，通过估计兼任制度与兼任第 n 年虚拟变量的交互项的影响，通过对比不同年份的估计系数大小可以直观观察兼任制度对城投债务的动态影响。我们将实证估计的系数通过附图 5 展示。

通过附图 5 可以直观看到，兼任制度对城投债务的影响是递减的，兼任的第三年开始效果不显著。这种动态影响可能与地方官员行为的多期博弈有关，地方官员通过多期博弈以实现长期的举债融资。以上的结果也说明在城投债务风险的防范和化解实践中，需要结合地方官员的任期，长期追责可能是一个可行的办法。

2. 非正式财政对发展型政府的作用

改革开放以来，发展型政府围绕着经济发展的目标，通过预算外收入、地方隐性债务等不同形式的非正式财政为地方发展融资。非正式财政是否促进了地方发展有待验证，为此，我们通过固定效应进行检验。具体地，我们验证城投债务对地方经济发展的影响，参考已有文献的做法^②，地方经

^① Chetty, R., Looney, A., and Kroft, K. "Saliency and Taxation: Theory and Evidence", *American economic review*, 2009, 99 (4): 1145-1177; Mastrobuoni, G., and Pinotti, P. "Legal Status and the Criminal Activity of Immigrants", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (2): 175-206.

^② 胡翠、许召元：《对外负债与经济增长》，载《经济研究》，2011（2）。

济发展指标采用实际 GDP 增长率、人均实际 GDP 增长率衡量。控制变量有人均实际 GDP 的对数值（以 2006 年为基期）、经济开放度（进出口总额与 GDP 的比值）、产业结构（第二产业总产值在 GDP 中的占比、外商直接投资水平（外商直接投资额与 GDP 的比值）、赤字率（财政支出、财政收入之差与 GDP 的比值）以及人力资本投资（平均每千人口高等学校在校人数的对数）。具体实证结果见附表 3。

附表 3 的第（1）（2）列不考虑经济增长与城投债务互为因果的内生性，被解释变量分别为实际 GDP 增长率和人均实际 GDP 增长率，第（3）、（4）列分别为考虑内生性^①时城投债务对经济增长的影响。附表 3 结果显示，城投债务的估计系数显著为正，城投债务显著促进地方经济发展，验证了非正式财政对发展型政府的作用。这也说明，我们需要用历史眼光看待城投债务问题，客观上过大规模的城投债务确实可能带来财政、金融风险，但是作为地方发展中的非正式财政，为地方发展提供了资金支持，对地方发展起着重要作用。

六、主要结论

政治权力配置与经济表现之间联系是文献中非常重要、但又较难把握的问题，本文观察到地方党委书记兼任人大主任涉及到财政决策权和监督权的配置，而地方公共债务与这两大权力配置密切相关，本文基于中国地方兼任制度这一重要制度事实，在发展型政府框架下讨论兼任制度对地方融资平台有息债务的影响，并进一步寻找背后影响机制，它丰富了关于地方公共债务增长原因的制度研究，也提供了观察地方政治与经济联系的一个窗口。

本文主要结论如下：第一，兼任制度为地方举债融资提供了制度环境，主要体现为统筹了地方财政决策权和监督权，增强了地方资源组织动员能力，进而导致城投债务规模和结构发生变化，其影响主要体现在非标债务上；第二，兼任制度通过资源组织动员能力，增强了缓解增长压力的能力，以及缓解地方财政和金融资源约束的能力，进而刺激了城投债务的增长。兼任制度对城投债务的正向影响在剔除特殊城市、考虑财政体制改革、考虑地方官员变动等因素仍然存在，基准结论具有稳健性。

结合上述研究结论，我们认为要实现有效管控地方公共债务规模、防范化解债务风险的治理目标，首先根源上要从发展型政府着手，中国经历了几十年的高速增长，当前阶段的主要任务是实现高质量全面发展，需要全面贯彻新发展理念。其次需要增强财政规范性，充分发挥地方人大在公共债务中的重要作用。从制度上发挥我国政治制度的优势，既要坚持党的全面领导，又要充分发挥地方人大在地方公共债务中监督作用。增强财政规范性，当务之急需要加强对地方非标债务的管控，提高非标债务的规范化程度，提防由非标业务带来的系统性风险。

^① 解决内生性的办法参考陆铭、陈钊：《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护？》，载《《经济研究》，2009（3）》的做法，将所有解释变量均滞后一期，以切断被解释变量对解释变量的反向影响。

Fiscal Power Allocation and Local Debt: A Perspective on the Relationship between Local Politics and Economy

Abstract: Based on the important institutional fact in China that the CPC municipal committee secretaries hold concurrent posts as municipal congress chairpersons, it's necessary to discuss the impacts of this political practice on local debt financing under the framework of developmental governments, and we provide a window to observe the connection between local politics and economy. We find the concurrent system provides an institutional environment for local debt: the concurrent institution has integrated the local fiscal decision-making power and supervisory power, and strengthened the local resource organization mobilization ability, which is manifested by the local government's ability to reduce pressure and financial resource constraints. And this leads to increase of the interest-bearing debt of local financing platforms, specifically, the positive stimulus effect is mainly reflected in the non-standard debt with low marketization, while there is no significant impacts on the standardized the municipal bonds with high marketization. Empirical evidence supports this finding. This paper has shown that under a developmental government framework, local initiative is closely related to local development pressure and comprehensive resources, thereby affecting local public debt.

Key words: concurrent institution, local government debts, resource constraints