

预防性抑制还是现实性抑制

—— 传统中国生育行为的实证分析

豆建春 刘瑞明

摘要 马尔萨斯关于传统中国人口行为受现实性抑制主导的论断引起了一些人口史学家的激烈批评，并引发了一场有关中国传统社会生育行为特征的争论。本文抓住粮食征购会直接影响家庭当期可获得的食物数量和生育的预期收益的典型事实，利用统计资料与人口普查数据构建了中国 1953—1978 年的省级人口与经济社会面板数据，实证检验了生育行为的预防性抑制假说和现实性抑制假说。研究发现，粮食征购率与生育率之间存在显著的负相关关系，但是这种效应主要是来源于家庭的当期预算约束，粮食征购率通过预期收益影响生育行为的预防性抑制机制并未得到实证分析的支持。因此，本文的研究表明，至少在改革开放前，中国的生育行为仍然具有马尔萨斯现实性抑制的基本特征。

关键词 生育行为 粮食征购率 预防性抑制 现实性抑制

作者豆建春，陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院助理研究员（陕西西安 710119）；刘瑞明，中国人民大学国家发展与战略研究院教授（北京 100872）。

中图分类号 F129

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2018)07-0046-14

一、引言

在写作《人口原理》时，马尔萨斯应该不会想到，书中有关中国人口生育行为的论述会引发后世的巨大争论。在这本著作中，马尔萨斯将人类生活水平的差异与不同的人口行为相联系。在他看来，宏观人口行为可能受到两种不同的微观机制——预防性抑制（preventive check）和现实性抑制（positive check）的影响。在预防性抑制下，个人对生育行为的经济后果有充分的预见性，因而会根据预期对婚姻和生育施加有意识的控制，但在现实性抑制下，这种基于充分前瞻性的、有意识的控制并不存在，生育只不过是两性欢娱的副产品，人口增长最终由可获得的食物数量决定。马尔萨斯认为，欧洲 18 世纪的富裕正是得益于预防性抑制的成功实施，贫穷落后总是与现实性抑制联系在一起，而古老中国正是现实性抑制发挥主导力量的一个典型。

马尔萨斯关于中国传统社会生育行为的论断遭到了一些学者的强烈批评。李中清和王丰通过考察清代中期以来的相关史料，为我们展示了一个充满集体理性色彩的、极具预防性抑制特征的中国人口史，并将马尔萨斯对中国人口行为的描述斥之为一个“神话”^①。但是，曹树基和陈意新从宏观人口史、微观人口史、

^① 李中清、王丰：《人类的四分之一：马尔萨斯的神话与中国的现实（1700—2000）》，陈卫、姚远译，北京：生活·读书·新知三联书店，2000 年。

经济社会史等多个方面反驳了李中清和王丰的研究,认为马尔萨斯关于中国传统社会人口行为的认识是中肯的,反倒是李中清和王丰对中国人口史的重塑才是一个真正的“神话”^①。

传统中国人口行为的性质不仅仅是人口史上的一个重要问题,而且它还直接关系到对中国传统经济发展的认识和评价。例如,在有关中国传统经济发展的研究中,伊懋可的“高水平均衡陷阱”假说和黄宗智的“内卷化”理论极具代表性^②,而这都建立在人口增长遵循马尔萨斯模式的基础之上^③。同时,对中国传统经济发展给予高度评价的论著,如彭慕兰的《大分流》引用了李中清和王丰等人关于中国人口史的重新论述作为自己立论的一个重要依据。因此,黄宗智、彭慕兰等许多在中国传统经济研究方面卓有建树的学者也被卷入了这场争论^④。而且,有鉴于对传统中国生育行为特征的判断还进一步关系到对中国生育政策的评价和调整,对中国历史人口行为的深入分析,也与中国当前的人口战略和人口政策研究密切相关。

那么,传统中国的生育行为到底是如马尔萨斯所言受现实性抑制的主导,还是像李中清和王丰所描述的那样具有预防性抑制的特征?事实上,由于缺乏直接的微观证据用以阐释传统社会中国人的生育决策过程,因此许多论证都是间接的。人口史学家亦是如此。他们往往从结婚率、初婚年龄、生育率等微观人口行为出发来论证一个社会的人口机制。但是人口行为并非马尔萨斯区分两种人口机制的核心要素。因为婚姻、生育等行为与收入水平密切相关,人口过度增长的社会完全有可能出现结婚率和生育率不断下降的趋势,但这很难被看作是预防性抑制发挥作用的结果;相反,富裕的社会完全允许高结婚率和高生育率,而这并不必然与预防性抑制相违背。所以,在马尔萨斯那里,人口行为的具体表现并不能用来说明一个社会处于何种人口机制主导之下;相反,生育行为是不是表现出了充分的、带有理性特征的前瞻性,才是区分两种人口机制的关键^⑤。李中清和王丰对此有准确的认识,所以他们用了大量的篇幅来论证中国人的生育是理性主导下的行为,只不过与西方社会的个人主义不同,中国更多的表现为一种家庭,甚至家族主导下的“集体理性”^⑥。

由此来看,假如传统中国的生育行为由预防性抑制机制主导,则父母的生育决策必须体现出足够的前瞻性,即对未来的收入变化有充分的预期。李伯重认为,清代江南地区的生育即具有这样的特征,结合时人先贤的人口控制思想与当时的生育率水平以及宏观经济表现,他指出清代江南地区为了保持富裕的生活状态而有效地控制了人口增长^⑦。但是,也有研究表明,即便存在控制人口的意愿,这种意愿也未能主导当时人们的生育行为,传统中国的人口增长依然会将人们拖入贫困的“马尔萨斯陷阱”之中^⑧。

至于传统中国是否存在有效的控制生育的知识和技术,学术界也有不同的观点和看法。侯杨方、李伯重提供了一些明、清时期存在避孕、堕胎以及节育知识和技术传播的证据,但是这些方法的有效性并未得到充分的展示^⑨。关于李中清和王丰提到的婚内生育控制的三种机制——晚生、早停、平均间隔长,社会史学家也有不同的解释,认为这些并不是当时人们有意识的控制行为,而是营养、生殖保健知识和医疗技术匮乏的结果^⑩。尤其是对溺婴行为的解释,更是存在完全相反的观点。李中清和王丰将其处理为一种“产后流产”,作为人们有意识地控制人口的一种手段,但是更多的学者更愿意将溺婴看作是贫困引起的后果,是

① 曹树基、陈意新:《马尔萨斯理论和清代以来的中国人口——评美国学者近年来的相关研究》,《历史研究》2012年第1期。

② Elvin, M. *The Pattern of the Chinese Past*, Stanford: Stanford University Press, 1973; 黄宗智:《华北的小农经济与社会变迁》,北京:中华书局,2000年。

③ 姚洋:《高水平均衡陷阱——李约瑟之谜再考察》,《经济研究》2003年第1期。

④ 黄宗智:《发展还是内卷? 十八世纪英国与中国——评彭慕兰〈大分流:欧洲,中国及现代世界经济的发展〉》,《历史研究》2002年第4期; 彭慕兰:《世界经济史中的近世江南:比较与综合观察——回应黄宗智先生》,《历史研究》2003年第4期; 黄宗智:《再论18世纪的英国与中国——答彭慕兰之反驳》,《中国经济史研究》2004年第2期。

⑤ 在对休谟和斯密有关人口行为分析的评论中,马尔萨斯对此有清晰的论述。马尔萨斯:《人口原理》,陈小白译,北京:华夏出版社,2012年,第24—25页。

⑥ 李中清、王丰:《人类的四分之一:马尔萨斯的神话与中国的现实(1700—2000)》,第202—212页。

⑦ 李伯重:《清代前中期江南人口的低速增长及其原因》,《清史研究》1996年第2期。

⑧ 车群、曹树基:《清中叶以降浙南乡村家族土地细碎化与人口压力——以石仓阙氏家谱、文书为核心》,《史林》2014年第2期。

⑨ 侯杨方:《明清江南地区两个家族人口的生育控制》,《中国人口科学》1998年第4期; 李伯重:《多视角看江南经济史(1250—1850)》,北京:生活·读书·新知三联书店,2003年,第177—212页。

⑩ 郭松义:《清代男女生育行为的考察》,《中国史研究》2006年第2期。

马尔萨斯现实性抑制的一种表现^①。此外,关于李中清和王丰勾勒的,作为有意识的人口控制的结果——较低的生育率和较低的人口增长率——也遭到了学者的质疑。例如,王跃生利用清代刑科题本档案所做的研究发现,尽管生育间隔时间比较长,但是中国18世纪总体的生育率并不低,人口增长率仍然处在较高水平上^②;俞金尧对比分析了中、西方(主要是英国)18世纪以来的人口增长史和死亡率,发现中国的死亡率比英国高,预期寿命比英国低,与欧洲整体相差无几,因此,他质询李中清和王丰勾画的中国低生育率水平如何能支撑起中国此后大规模的人口增长^③。

虽然历史学家和人口学家对传统中国生育行为的争论非常激烈,但是受制于历史记录的有限性以及研究方法上的局限,在这个问题上似乎很难看到趋于统一的观点和研究^④。事实上,基于历史数据的实证分析是检验传统中国生育行为假说的有效方法,例如,李楠和甄茂生利用搜集到的家谱和分家文书数据所做的研究就是一个很好的例子^⑤。然而,好的历史数据并不容易获得,通过历史文献资料得到的数据总是面临样本过小以及样本选择性问题的困扰。不过,值得庆幸的是,历史为我们窥探传统中国的生育行为提供了一扇窗户。改革开放前的中国在许多方面都保留了传统社会的特征,即便在一些方面发生了巨大的变化,但至少1978年之前,人们的生育偏好以及面临的约束和环境更多的类似于传统社会而不是现代社会,尤其是对占总人口82%并长期主导中国人口行为的广大农村而言,这一点体现得更为明显。

新中国成立后到1978年之间,尽管国家权力深入了基层,普通人都按其成分被赋予了鲜明的政治身份,但是在集体内部,人们依然生活在一个由传统“亲亲关系”主导的“熟人社会”中^⑥,家庭和家族依然是日常生活以及文化传承的基本单位。新的组织方式、资本和现代技术虽然被大规模地引入工农业生产,然而绝大部分地区依然保留着传统农业经济的基本特征^⑦。虽然工业总产值和粮食总产出在这期间有了很大增长,但是在特定的粮食征购体系下,人们的生活长期处在维生的水平^⑧,同时市场和商业受到了极大的摧残,收入并不能直接转化为食物,在遇到粮食短缺时更是如此^⑨,因而粮食对普通人的重要性依然像自然经济中那样直接。尽管公共卫生事业获得了很大发展,传染病和地方病得到了有效控制,死亡率大幅度下降,但是就个体层面而言,小城镇和广大农村仍然是水平低下、设备简陋的“赤脚医生”的天下,迷信和传统风俗仍然在人们求医问诊中扮演着至关重要的角色^⑩。这一时期,妇女得到解放,现代教育迅速普及,新的生育观念和节育技术被大规模地推广,但是人们的生育态度和性别偏好一如从前,“养儿防老”依然是生育的主要目的,农民的生育行为依然带有浓厚的父系祖先崇拜色彩和村落文化特征^⑪。所以,改革开放前的中国即便不能被称为完全意义上的传统社会,但是也为我们研究传统中国的生育行为提供了一个最为接近的样本。

基于此,本文搜集和整理了中国1953—1978年的人口、经济、社会方面的数据,构建了一个面板数据,试图通过严谨的计量分析识别当时中国人的生育机制。在改革开放前,中国执行了重工业优先发展的战略,为了配合这一战略的实施,执行了严格的粮食管制和征购制度,所以,这一时期的粮食征购制度为我们提供了一次很好的识别“生育行为机制”的契机。由于粮食征购在很大程度上决定了一个家庭可获得食

① 黄宗智:《发展还是内卷?十八世纪英国与中国——评彭慕兰〈大分岔:欧洲,中国及现代世界经济的发展〉》,《历史研究》2002年第4期;曹树基、陈意新:《马尔萨斯理论和清代以来的中国人口——评美国学者近年来的相关研究》,《历史研究》2012年第1期;郭松义:《清代男女生育行为的考察》,《中国史研究》2006年第2期。

② 王跃生:《十八世纪中国生育行为及其特征分析》,《中国社会经济史研究》2000年第1期。

③ 俞金尧:《历史上中国“已婚低生育率”说质疑》,《中国经济史研究》2007年第1期。

④ 张家炎:《如何理解18世纪江南农村:理论与实践——黄宗智内卷论与彭慕兰分岔论之争述评》,《中国经济史研究》2003年第2期。

⑤ 李楠、甄茂生:《分家析产、财富冲击与生育行为:基于清代至民国初期浙南乡村的实证分析》,《经济研究》2015年第2期。

⑥ 孟庆延:《“生存伦理”与集体逻辑——农业集体化时期“倒欠户”现象的社会学考察》,《社会学研究》2012年第6期。

⑦ 黄宗智:《中国的隐性农业革命》,北京:法律出版社,2010年,第5页。

⑧ 郑卫东:《村落社会变迁与生育文化:山东东村调查》,上海:上海人民出版社,2007年,第77—89页;钟霞:《集体化时期基层社队农业经济效益分析——对山东日照东邵疃村的考察》,《社会科学研究》2009年第4期;光梅红:《集体化时期农民生活水平研究——以昔阳大寨村为例》,《中国农业大学学报(社会科学版)》2011年第2期。

⑨ 范子英、孟令杰:《对阿玛蒂亚森的饥荒理论的理解及验证:来自中国的数据》,《经济研究》2006年第8期。

⑩ 李德成:《创造与重构——集体化时期农村合作医疗制度和赤脚医生现象研究》,北京:中国书籍出版社,2012年,第154—159页。

⑪ 郑卫东:《村落社会变迁与生育文化:山东东村调查》,第59—60、109页。

物数量,因此,本文将马尔萨斯提出的两种微观人口行为机制与粮食征购联系起来。在马尔萨斯的语境中,现实性抑制代表了一种不受节制的生育行为模式,生育数量最终只受可获得的食物数量(当期预算约束)的限制,而预防性抑制则代表了一种理性生育行为模式,充分的前瞻性是其基本特征。粮食征购率既决定了家庭当前可获得的食物数量,也通过未来收入影响了人们对生育后果的预期,这为我们检验两种生育机制提供了一种可能。

在通过理论模型清晰地刻画了粮食征购率与两种生育机制的关系后,本文利用数据检验了上述两种假说。实证研究表明,尽管人们对粮食征购率的变化做出了人口行为上的反应,但是这种反应更多地来源于现实性抑制。在涉及到对生儿育女成本收益的精确计算时,父母即便重视生育的期望收益,但是未能对未来收益的变化做出适时的反应,真正对生育率起作用的很有可能是当期的预算约束,而不是基于前瞻性判断的未来收益。所以,虽然在1953—1978年之间,中国社会发生了许多具有现代性特征的变化,但是以充分的前瞻性为基本特征的预防性抑制机制无法得到经验证据的支持。因此,传统中国的生育行为更有可能如马尔萨斯所言,是受现实性抑制主导的。

本文接下来的部分安排如下:第二节构建了一个简单的理论模型,阐释粮食征购率影响生育率的可能途径,并提出两种可供检验的生育模式假说;第三节交代了实证模型的设定、变量的选择、数据的来源及样本统计特征;第四节给出并讨论了实证分析的结果,对粮食征购率影响生育率的预防性抑制机制进行了检验;最后一部分对本文的研究进行简要的总结,并阐释了其对当代中国人口战略和人口政策研究所具有的启示意义。

二、粮食征购率影响生育率的机制:理论分析

1953—1978年,是中国历史上的集体化时代,新的生产组织方式、分配方式和现代生产要素被引入了农业生产,但是诚如黄宗智所指出的那样,直到1980年代之前,中国的农业仍然是传统农业^①。同时,广大农村依然处在“养儿防老”的发展阶段,生育行为具有明显的传统社会的特征。

(一)生产和分配

在中国近三十年的集体化历程中,基本生产单位发生过许多变化,由最初的互助组发展为高级社,而后再调整为以生产队为单位的初级社,并一直保持到改革开放初期。考虑到现实情形,本文将生产队作为基本的生产单位。假设生产函数为:

$$Y_t = A\bar{K}_t^\alpha N_t^{1-\alpha} = A\bar{K}^\alpha N_t^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

其中, $\bar{K}_t = \bar{K}$ 表示一个生产队拥有的耕地,其数量是不变的; N_t 表示 t 时生产队拥有的劳动力; A 表示生产技术。 k_t 表示 t 期人均耕地面积,则人均产出为:

$$y_t = A\left(\frac{\bar{K}}{N_t}\right)^\alpha = Ak_t^\alpha \quad (2)$$

当然,耕地不一定都用来生产粮食,经济作物和饲料、肥料的生产都需要占用一定的耕地。国家在进行征购时,对不同的作物产出都有一定的折算比例。用 s_t 表示统一折算为粮食后的征购率,则生产队的剩余为 $(1-s_t)Y_t$ ^②。不考虑储蓄(种子、积累基金等的留存),且生产队按成年人口(劳动人口)平均分配产出,^③则每个成年人可得:

① 黄宗智:《中国的隐性农业革命》,第5页。

② “征”和“购”是有区别的。“征”是无偿征走的,“购”则是生产队按一定的价格出售指定数量的粮食给国家。但是由于当时实行“统购统销”,粮食交易是被严格限制的,再加上剪刀差的存在,出售粮食给国家得到的收入是不能变现为同等数量的粮食的。通过影子价格,国家购买的部分可以折算为一定数量的无偿征收。本文的粮食征购率 s_t 可以看作是通过影子价格折算,剔除国家补偿后的粮食征购比例。

③ 集体化时期的农村分配是很复杂的。从制度规定上看,“按劳分配”作为当时分配的基本原则在很长一段时期内被普遍遵循,但是实际的分配过程和结果则与制度规定相差甚大。由于劳动的质量很难度量,再加上乡土社会中监督的成本较高,因而生产队的管理者在监督中存在“偷懒”的动机,按劳分配往往演变为按性别、年龄、身体健康程度分配。参见郑卫东:《村落社会变迁与生育文化:山东东村调查》,第77—89、111—112页;钟霞:《集体化与东邵疃村经济社会变迁》,合肥:合肥工业大学出版社,2007年,第96页。本文假设劳动人口同质,因而按劳分配与按人分配是一致的。

$$\pi_t = (1 - s_t) y_t = (1 - s_t) A k_t^\alpha \quad (3)$$

其中, $0 < s_t < 1$, π_t 表示一个成年人所能分配到的粮食, 即劳动所得。

(二) 消费、生育与最优化问题

假设每个家庭由一个成年人与他的父母子女组成。每个人的一生分为两期, 第一期为成年期, 拥有 1 单位劳动, 劳动所得用于自己消费、生育子女和赡养老人; 第二期为老年期, 失去劳动力, 其消费依赖于子女的收入转移。一个人的终生效用函数为:^①

$$u_t = \frac{c_{1,t}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{c_{2,t+1}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad (4)$$

其中, u_t 表示 t 期一个成年人的终生效用, $c_{1,t}$ 表示该成年人第一期的消费, $c_{2,t+1}$ 代表其第二期的消费。第一期和第二期的预算约束分别如式 (5) 和式 (6) 所示:

$$\pi_t = \ell \pi_t + \bar{c} n_t + c_{1,t} = \ell (1 - s_t) y_t + \bar{c} n_t + c_{1,t} = \ell (1 - s_t) A k_t^\alpha + \bar{c} n_t + c_{1,t} \quad (5)$$

$$c_{2,t} = \ell \pi_{t+1} n_t = \ell (1 - s_{t+1}) y_t n_t^{1-\alpha} = \ell (1 - s_{t+1}) A k_{t+1}^\alpha n_t \quad (6)$$

在上面两个式子中, $\ell > 0$, 表示代际转移的比例; $\bar{c} > 0$, 表示生育一个子女的投入; $n_t \geq \bar{n}_t \geq 0$, 表示生育的孩子数量,^② 则 $N_{t+1} = n_t N_t$ 。显然, 式 (5) 显示了生育孩子的成本, 即减少的当期消费 $\bar{c} n$ 。为了保证成年人的当期消费为正, 即 $c_{1,t} > 0$, 式 (5) 意味着 $(1-\pi)(1-\ell)y_t > \bar{c} n_t$ 。式 (6) 刻画了生育孩子的收益。简单来看, 好像孩子越多, 未来收益越大, 但是考虑到未来人均耕地面积 k_{t+1} 是 n_t 的减函数, 式 (6) 所表示的生育的经济后果就不是很确定了。由于发生在未来, 人们在当期只能基于过去的信息 (经验) 对未来进行预期, 并且假设这种预期是适应性预期性质的, 因而, s_{t+1} 是过去信息的函数, 即 $s_{t+1} \equiv e_t = e(s_t)$, 且有 $\partial e_t / \partial s_t > 0$, 但无论如何有 $0 < e_t < 1$ 。如此, 第二期的预算约束可表示为:

$$c_{2,t} = \ell (1 - e_t) A k_{t+1}^\alpha n_t = \ell (1 - e_t) y_t n_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

如果父母不具有前瞻性, 即生育时并未考虑未来收入的变化 (这相当于父母有一个无限大的贴现率 ρ), 只考虑了眼前的“负担”, 那么最优化问题就是在 $\rho \rightarrow +\infty$ 与当期预算式 (5) 约束下最大化式 (4)。这意味着生育率只与当期粮食征购率相关, 而与未来粮食征购率没有关系, 即 $n_t^{pos} = \varphi(s_t, \mathfrak{R})$, 其中 \mathfrak{R} 表示人均产出等其他变量。本文将粮食征购率只通过当期预算约束影响生育率的机制称为“现实性抑制机制” (pos)。

相反, 如果父母预期到自己当前的生育行为会影响到未来的消费水平, 那么第二期的消费就是当前决策的函数, 最优化问题是在式 (5) 和式 (7) 约束下最大化式 (4)。此时, 粮食征购率不仅通过当期预算约束起作用, 还通过未来收入对生育决策产生影响。将式 (7) 代入式 (4), 构建拉格朗日函数, 结合式 (3) 可得:

$$L = \frac{c_{1,t}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \frac{1}{1+\rho} \frac{[\ell(1-e_t)y_t n_t^{1-\alpha}]^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda [(1-\ell)(1-s_t)y_t - \bar{c} n_t - c_{1,t}] \quad (8)$$

一阶条件为:

$$c_{1,t}^{-\theta} - \lambda = 0$$

① 在一些研究中, 孩子被看作是一种“正常商品”, 拥有孩子本身就能给父母带来正的效用。本文将孩子看作是一种“资本品”, 父母生育孩子是为了在晚年获得经济上的回报, 这在发展中国家或传统经济中尤为重要。参见 Caldwell, W. J. “Toward a Restatement of Demographic Transition Theory,” *Population and Development Review*, 1976, 2(3/4), pp. 321—366; Eswaran, M. “One Explanation for the Demographic Transition in Developing Countries,” *Oxford Economic Papers*, 1998, 50(2), pp. 237—265; Blackburn, K., and Cipriani, G. P. “Intergenerational Transfers and Demographic Transition,” *Journal of Development Economics*, 2005, 78(1), pp. 191—214。当然, 在效用函数中引入孩子的数量作为父母效用的一种来源并不影响本文的基本结论。

② 这里对生育数量施加一个最低限制 n_t 是为了避免在求解“现实性抑制机制”下最优生育数量时 n 趋于无穷小的情况出现。

$$\frac{1-\alpha}{1+\rho} [\ell(1-e_t)y_t]^{1-\theta} n_t^{(1-\alpha)(1-\theta)-1} - \lambda \bar{c} = 0$$

$$(1-\ell)(1-s_t)y_t - \bar{c}n_t - c_{1,t} = 0$$

根据一阶条件整理后可得：

$$\frac{1-\alpha}{1+\rho} [\ell(1-e_t)y_t]^{1-\theta} n_t^{(1-\alpha)(1-\theta)-1} - \bar{c} [(1-\ell)(1-s_t)y_t - \bar{c}n_t]^{-\theta} = 0 \quad (9)$$

式(9)以隐函数的形式定义了最优生育率 n_t^* 。根据式(9)，由隐函数求导法则，可以得到以下定理：

定理：当 $0 < s_t < 1$ ， $0 < e_t < 1$ ，且 $\partial e_t / \partial s_t > 0$ ， $(1-\ell)(1-s_t)y_t - \bar{c}n_t > 0$ 时，有 $\partial n_t^* / \partial s_t < 0$ 。^①

据此，得到假说：

假说 1：无论人们的生育决策是否具有前瞻性，家庭最优生育率都与粮食征购率成反比。

假说 1 似乎是显而易见的，然而这仅仅是理论上的预测，事实可能并非如此。粮食征购行为是否影响了中国集体化时期的生育行为，还需要更为仔细的经验分析来验证。而识别粮食征购率影响生育行为的机制则是本文经验研究部分的一个重点。式(9)以隐函数的形式将 t 期最优生育率定义为当期粮食征购率 s_t 、预期粮食征购率 e_t 以及人均产出等变量的函数： $n_t^{pre} = \phi(s_t, e_t, \mathfrak{R})$ 。本文将这种机制称为粮食征购率对生育率的“预防性抑制机制”(pre)。据此，提出假说 2：

假说 2：如果人们的生育行为具有充分的前瞻性，粮食征购率不但通过当期预算约束影响生育决策(pos)，而且还会通过预期对生育率产生作用(pre)。

假说 2 表明，粮食征购率是否通过预期对生育率产生影响是判断“预防性抑制机制”是否存在的必要条件。这为本文在下面的实证分析中识别生育行为机制提供了一种思路。

三、计量模型、变量与数据来源

(一) 计量模型设定

本文使用统计资料和人口普查数据构建了一个包含 28 个省级地区人口、经济和社会发展的面板数据，时间期限为 1953—1978 年。^② 被解释变量为生育率，核心解释变量为粮食征购率。由于生育行为的结果与生育决策之间一般存在十个月的时滞，所以当期的粮食征购率以及其他一些变量往往不能解释当期的生育率。因此，本文将包括粮食征购率在内的解释变量滞后一期，以便更为准确地反映这些变量对生育决策的真实影响。为了同时捕捉到个体固定效应与时间固定效应，本文使用了双向固定效应模型：

$$br_{it} = \beta glr_{i,t-1} + \sum_{k=1} \gamma_k control_{ki,t-1} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

其中， br_{it} 、 glr_{it} 分别表示第 i 个省在第 t 年的生育率和粮食征购率， $control_{ki,t-1}$ 表示第 k 个控制变量，而 γ_k 表示第 k 个控制变量的边际效应， λ_t 和 u_i 分别用来捕捉时间固定效应和个体固定效应。显然，如果假说 1 成立，则可以观察到系数 β 显著为负。

由于存在组间异方差和组内同期相关，在估计中，本文分别采用了“OLS+ 面板校正标准误”与广义可行最小二乘法(FGLS)的估计策略。此外，生育行为可能具有相互模仿性或传递性，这意味着已经发生的生育行为可能对人们的生育决策存在着某种影响，这种影响往往被赋予文化或传统的含义，在理解生育行为时时常被人们提及。为了控制这一动态效应对实证结果的影响，本文还采用系统广义矩方法(System GMM)估计了一个动态面板模型：

$$br_{it} = \alpha br_{i,t-1} + \beta glr_{it} + \sum_{k=1} \gamma_k control_{ki,t-1} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

① 限于篇幅，本文没有展示该定理的证明过程，有需要的读者可与作者联系。

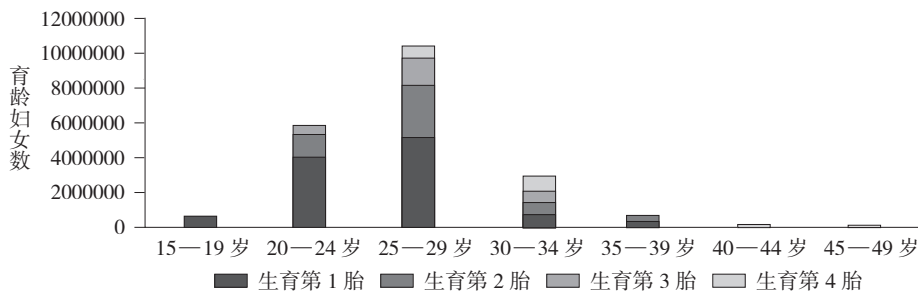
② 28 个省级地区中不包括台湾、西藏、重庆、海南、香港和澳门。

显然,如果实证结果具有稳健性,那么在上述模型和估计中, glr_{it} 的系数都应该是显著为负的。

(二) 变量

被解释变量使用“每千人出生率”(br)来度量。为了准确估计其他解释变量对br的效应,首先应该控制各省每年育龄妇女的数量差异。理论上,15—49岁之间的妇女都可以计入育龄妇女之列,但是根据中国第三次人口普查数据所做的分析发现,1981年分年龄段的妇女生育胎次数据表明20—34岁是当时妇女生育的主要时段(如图1所示)。所以,这里使用“20—34岁妇女数”代表育龄妇女数(wom)。

图1 1981年中国育龄妇女分年龄段生育胎次分布



在前现代社会或发展中国家,婴儿死亡率是影响生育数量的一个重要因素^①。所以,在控制变量中,应该引入一个能反映婴儿死亡率的指标,但是统计资料中分省年度婴儿死亡率数据严重缺失。不过,贫困、低水平的医疗卫生和性别选择是造成传统中国婴儿死亡最为重要的原因^②,因此,本文引入了“人均原粮产量”(pcg)、“每万人医生数”(doc)和“出生性别比”(srb)三个变量来间接反映年度省际婴儿死亡率的差异。srb不但是对婴儿死亡率的一个度量,而且通过父母的性别偏好对生育行为也有直接的影响^③。

一个人所接受的知识及其所处社会的文化被认为是影响生育行为的一个重要因素。由于教育不但影响个体,而且现代教育的引入和发展对改变一个地区的生育文化,进而影响生育率有着非常重要的作用^④,因此本文采用“每万人中小学专任教师数”(teac)来度量省际间个体知识和社会文化变迁的差异。同时,有许多研究表明,新中国成立后少数民族的生育率普遍高于汉族^⑤,因此,一个地区人口的民族构成对其整体的生育率也有重要影响,尤其是对少数民族占比较高的省级地区而言更是如此。所以,本文采用“汉族人口占比”(hpp)来捕捉地区间的民族人口分布差异。

Talhelm等人发现水稻和小麦种植的地理分布可以解释中国人生活和组织行为模式上的南北差异^⑥,尽管这一研究受到了一些质疑,但是不同作物劳动投入以及产出回报(统一折算为粮食)之间的差异可能会对人们的生产和生活安排产生影响,而且作物种类上的差异在很大程度上也是对人们生存条件的反映。基于这样的考虑,本文在控制变量中引入“粮食种植面积占比”(gr)来体现这一因素的影响。

除了人口学和社会学因素外,经济因素也是影响生育率的一个重要原因。在上述变量中,pcg不仅通过影响死亡率而具有人口学上的意义,而且很大程度上通过收入直接影响人们的生育数量。这是pcg的另外

① Eswaran, M., “One Explanation for the Demographic Transition in Developing Countries,” *Oxford Economic Papers*, 1998, 50(2), pp. 237—265.

② 郭松义:《清代男女生育行为的考察》,《中国史研究》2006年第2期。

③ 陈卫:《性别偏好与中国妇女生育行为》,《人口研究》2002年第2期。

④ 史清华、黎东升:《民族间农民生育行为的比较研究——来自湖北省农户家庭的调查》,《中国人口科学》2004年第5期。教育对生育率的影响有多个途径,除了本文强调的通过文化等心理、认知因素对生育偏好的影响外,还可能通过促进人力资本、增加父母生育的机会成本,以及推迟结婚年龄等渠道影响生育率,分别参见 Becker, G., and Lewis, H.G. “On the Interaction Between Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2), S279—S288; Becker, G.S. “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal*, 1965, 75(299), pp. 493—517; Ahil, F. R. M., and Gumu, S. “The Impact of Female Education on Fertility: a Natural Experiment from Egypt,” *Review of Economics of the Household*, Published online, 28 December, 2016. 但是就1953—1978年的中国而言,后面几种途径即使存在,也可能并不普遍。

⑤ 熊郁、杨扬:《我国少数民族的婚姻制度与生育行为》,《中国人口科学》1988年第5期;李伯华、朱钢:《农村少数民族妇女总和生育率的变化(1964—1981)》,《中国人口科学》1988年第3期;张天路、黄荣清:《中国少数民族人口调查研究》,北京:高等教育出版社,1996年,第316页。

⑥ Talhelm, T., Zhang, X., Oishi, C., Duan, D., Lan, X., and Kitayama, S. “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture,” *Science*, 2014, 344(5), pp. 593—603.

一个含义。此外，城市的生育水平普遍低于农村，因此，城市化率 (*urbr*) 也是决定一个地区整体生育率的重要变量。最后，在机制识别部分，为了检验 *glr* 与其滞后期均值的相关性，本文还用到了“原粮亩产量” (*ypm*)。

(三) 数据来源

作为核心解释变量，粮食征购率根据原农牧渔业部计划司编著的《农业经济资料(1949—1983)》中提供的有关各省年度粮食产出、征购数据计算得到。这一数据来源最近几年受到了许多研究者的重视^①。出生率、城市化率、人均原粮产出、原粮亩产量、每万人中小学教师数、每万人医生数、粮食种植面积占比等变量的基础数据，来源于国家统计局国民经济综合统计司编著的《新中国六十年统计资料汇编》《新中国五十五年统计资料汇编》以及《新中国五十年统计资料汇编》(统一简称为《统计资料汇编》)。其中，以《新中国六十年统计资料汇编》为主，缺失的数据从其他两种资料中补充，但是后两种资料的数据如果与前一种有出入，则选择空缺，不作补充。

通过年龄回溯推算的方法，本文根据第三次人口普查数据建立了1953—1978年省级地区处于统计上生育旺盛期的育龄妇女数，即20—34岁妇女数，以及出生性别比。由于无法重构各省级地区民族人口的历史数据，本文使用1981年各省汉族人口占比作为代理变量。表1对本文实证部分所涉及到的变量进行了汇总说明。

表1 变量与数据汇总说明

变量	指标	数据来源
出生率 <i>br</i>	每千人出生率	统计资料汇编
人均原粮产量 <i>pcg</i>	原粮总产量 / 总人口	
原粮亩产量	原粮总产量 / 粮食种植面积	
每万人中小学专任教师数 <i>teac</i>	中小学专任教师数 / 总人口(万)	
每万人医生数 <i>doc</i>	医生数 / 总人口(万)	
粮食种植面积占比 <i>gr</i>	粮食种植面积 / 农作物种植面积	
城市化率 <i>urbr</i>	城市人口 / 总人口	农业经济资料(1949—1983)
粮食征购率 <i>glr</i>	粮食征购量 / 原粮总产量	
育龄妇女数 <i>wom</i>	20—34岁妇女数	第三次人口普查数据
出生性别比 <i>srb</i>	-	
汉族人口占比 <i>hpp</i>	1981年汉族人口占比	

表2给出了所有变量的一个整体性(overall)统计描述。粮食征购率、城市化率、粮食种植面积、汉族人口占比都取百分数，出生性别比以“女性=100”为基准。表2中，各个变量的标准误以及最小值和最大值之间的差距都较大，这一方面反映了1953—1978年中国社会所发生的巨大变化，另一方面也反映了国内

表2 各变量的统计性描述

变量	均值	标准误	最小值	最大值	样本数
<i>br</i>	30.8194	8.9151	9.0600	58.8000	725
<i>glr</i>	21.2848	8.0898	2.5161	58.5674	728
<i>pcg</i>	557.3412	159.2576	148.7290	1228.2930	728
<i>urbr</i>	21.3477	15.9995	4.8503	94.4845	690
<i>gr</i>	83.1090	7.8429	48.2083	94.4870	728
<i>teac</i>	55.8214	23.2624	4.8849	120.5171	695
<i>hpp</i>	89.3784	15.4168	40.3926	99.9333	728
<i>wom</i>	125.5706	20.5525	84.8654	203.1294	168
<i>srb</i>	105.1157	3.5095	90.7000	124.7300	728
<i>doc</i>	9.6596	4.2037	0.2800	33.5000	631
<i>ypm</i>	366.9998	158.9840	120.7008	980.8220	728

① Kung, J., and Chen, S. “The Tragedy of the Nomenklatura: Career Incentives and Political Radicalism during China’s Great Leap Famine,” *American Political Science Review*, 2011, 105(1), pp. 27—45; 范子英、石慧:《为何大饥荒发生在粮食主产区?》,《经济学(季刊)》2013年第2期。

地区间严重的不平衡性。然而，如果报告更为完整地统计性描述，就会发现各个变量的组内或组间的标准误差以及最值之间的差距相对要小一些。汉族人口占比的均值为 89.38%，最小的是新疆，只有 40.39%，标准误差为 15.42%。因而，就全国范围来说，汉族人口占比在数据上具有充分的变异性，满足计量分析的数据要求。出生性别比亦是如此。

四、实证分析

(一) 粮食征购率对生育率的影响

在进行回归之前，本文对数据进行了检验，发现面板数据存在组间异方差与组内同期相关。因而，本文同时报告了采用“OLS+ 面板校正标准误”策略（估计结果记为 OLS）以及可行广义最小二乘法（FGLS）估计的结果。在采用 FGLS 估计时，本文对两种情形，即每个个体的自回归系数均相等与每个个体的自回归系数不同，都进行了回归，结果分别记为 FGLS-ar1 与 FGLS-par1。

同时，如前文所述，为了控制生育行为的传递性效应（动态效应），本文还建立了一个动态面板模型，并采用系统广义矩方法进行了估计，其结果记为 GMM-system。在该估计中，使用 br_{it} 的 2 阶滞后项作为工具变量，并允许最多使用 3 阶滞后。但是由于模型中存在不随时间变化的解释变量 $hppi$ ，被解释变量的滞后项与 $hppi$ 都存在相关性，这意味着 $br_{i,t-1}$ 、 $br_{i,t-2}$ 与扰动项 ε_{it} 相关，所以 $br_{i,t-1}$ 、 $br_{i,t-2}$ 是内生变量。此外，尽管去年的粮食征购率（ $glr_{i,t-1}$ ）、出生性别比（ $srb_{i,t-1}$ ）与当年的出生率不相关，然而使用 system GMM 差分法时， $glr_{i,t-2}$ 、 $srb_{i,t-2}$ 可能与 $br_{i,t-1}$ 相关，因此 $glr_{i,t-1}$ 与 $srb_{i,t-1}$ 具有前定变量的特征。最后，为了检验系统广义矩方法的适用性和工具变量的有效性，本文使用 Arellano-Bond test 对扰动项 ε_{it} 的一阶和二阶序列相关性进行了检验，使用 Sargan test 对工具变量进行了过度识别检验。

表 3 粮食征购率对出生率影响分析：全样本回归结果

	(1) OLS	(2) FGLS_ar1	(3) FGLS_psar1	(4) GMM_system
L.glr	-0.2110*** (0.0660)	-0.1583*** (0.0514)	-0.1632*** (0.0445)	-0.3171*** (0.1067)
L.wom	0.1442*** (0.0426)	0.1350*** (0.0394)	0.1533*** (0.0319)	-0.0330 (0.1215)
L.doc	0.3038*** (0.1024)	0.2079* (0.1102)	0.1928** (0.0941)	0.3249 (0.3225)
L.br				0.3251*** (0.1126)
L2.br				0.0431 (0.1254)
其他控制变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	
时间虚拟变量	是	是	是	
Arellano-Bond test-AR (1)				-2.7059***
Arellano-Bond test-AR (2)				-0.8921
Sargan test				24.0076
N	571	571	571	547
R ²	0.8293	0.8408	0.9170	

注：(1) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著；(2) 系数下方括弧里的数字表示标准误；(3) L.variable 和 L2.variable 分别表示 variable 的一阶与二阶滞后。

表 3 表明，在控制了育龄妇女数量差异以及其他变量后^①，粮食征购率与出生率均存在显著的负相关关系。无论是采用“OLS+ 稳健标准误”的估计策略还是采用不同情形下的 FGLS 回归，回归结果都是稳健的。在动态模型中，出生率的一期滞后项系数为正，且在 1% 的置信水平上显著。这说明，生育行为的确存在传递性，也就是说人们的生育决策对社会中已经发生的生育行为具有某种程度的依赖性。在控制住该动态效

① 其他控制变量包括城市化率、人均原粮产量、每万人中小学专任教师数、汉族人口占比、粮食种植面积占比、出生性别比等。限于篇幅，本文未展示相关变量及截距项的估计与检验结果，有需要的读者可与作者联系。

应后，粮食征购率对出生率的边际效应有所上升，但仍在 1% 的置信水平上显著。

在表 3 中，每万人中小学专任教师数与出生性别比的系数都显著为负。这意味着一个地区的现代教育越普及，出生性别比越高（男孩越多），当地的人们倾向于生育更少的孩子。城市化率、每万人医生数、育龄妇女数与汉族人口占比在静态模型（前三个回归）中都是比较显著的，在动态模型中却不显著。这说明，在控制了生育行为的传递性后，这些变量在统计上的意义被显著弱化了。但是，*glr* 的系数依然是显著的，这从侧面表明了粮食征购率对出生率效应的稳健性。此外，城市化率在静态模型中的系数为正，与通常的预期不符，因为人们更倾向于认为城市化水平上升会降低生育率。之所以出现这种情况，有可能是因为在当时严格的户籍政策和人口迁移政策下，城乡相对独立，削弱了城市化对整个社会生育行为的影响，再加上城市化率更多地反映了一个地区的国民收入与经济发展水平，因而与生育率存在着某种正相关关系。

为了检验稳健性，本文尝试改变样本或模型的变量设定，以观察 *glr* 系数在统计上的变化。首先，我们尝试对样本进行调整。由于城市化的效应为正，并不符合人们一般的认识，而且城市人口的粮食供应也与农村存在很大的不同，因此，考虑将城市化率水平较高的地区从样本中删去。具体地，以 1953 年城市化率超过 20% 为标准，从样本中剔除了包括京、津、沪以及东北三省在内的六个省级地区。作为城市主导的直辖市，京津沪城市人口占比高自不必说，而东三省作为新中国最早的工业基地，其城市化率也高于全国其他地区，尤其是吉林和黑龙江两省 1953 年的城市化率都在 40% 以上。表 4 报告了调整样本后的回归结果。从中可以发现，剔除了城市化率较高的地区后，FGLS 估计中的 *urbr* 系数不再显著了，但是 *gr* 系数的显著性有了明显提升。在这个子样本回归中，*teac* 对生育率的效应以及系统 GMM 估计中的动态效应在统计上都削弱甚至消失了，但 *glr* 的系数仍然是显著为负的。

表 4 粮食征购率对出生率影响分析：子样本回归结果 ($urbr_{1953} < 20$)

	(1) OLS	(2) FGLS_ar1	(3) FGLS_psar1	(4) GMM_system
L.glr	-0.1462*** (0.0515)	-0.1012** (0.0457)	-0.1094** (0.0436)	-0.6013*** (0.2085)
L.wom	0.0945** (0.0367)	0.0688* (0.0369)	0.0795** (0.0321)	-0.0253 (0.3447)
L.doc	0.4934*** (0.0971)	0.4576*** (0.1179)	0.5163*** (0.1107)	0.0066 (0.9936)
L.br				0.2744 (0.1824)
L2.br				0.1186 (0.1250)
其他控制变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	
时间虚拟变量	是	是	是	
Arellano-Bond test-AR (1)				-2.4458**
Arellano-Bond test-AR (2)				-0.6700
Sargan test				18.1536
N	441	441	441	422
R ²	0.8426	0.8524	0.9238	

其次，调整变量。根据 Eswaran 的研究^①，可以预期更好的医疗卫生会降低婴儿死亡率，从而带来生育率的下降。所以在前文的回归中引入的是 *doc* 的滞后期，希望以此捕捉过去的死亡率对出生率的影响。在全样本回归中，*doc* 的效应在静态回归模型中具有一定的显著性，但是其系数为正，与预期并不一致。下面考虑另外一种机制，即医疗卫生通过降低妇女怀孕及生产期间的死亡率来影响出生率。可以预期这种影响将是积极的，即通过提高产妇顺利生产活婴的概率来提高出生率。所以，在接下来的回归中，将使用全样本以及 *doc* 的当期值来进行回归。*urbr* 也不再滞后，而是以当期值进入模型。此外，将引入一个时间趋势项 (*year*)，代替此前回归中的时间虚拟变量，同时用来捕捉 1970 年代开始的以“晚、稀、少”为代表的

① Eswaran, M., "One Explanation for the Demographic Transition in Developing Countries," *Oxford Economic Papers*, 1998, 50(2), pp. 237—265.

人口政策变化的时间效应。据此观察这样的调整是否会对估计结果产生重要的影响。表 5 报告了部分滞后回归的结果。

表 5 粮食征购率对出生率影响分析：部分滞后回归结果

	(1) OLS	(2) FGLS_ar1	(3) FGLS_psar1	(4) GMM_system
L.glr	-0.5235*** (0.0741)	-0.3989*** (0.0697)	-0.4196*** (0.0635)	-0.3384*** (0.1222)
urbr	0.4470*** (0.1088)	0.2948** (0.1169)	0.2724*** (0.1052)	-0.0657 (0.1635)
doc	-0.1492 (0.1360)	-0.2649 (0.1621)	-0.2477 (0.1526)	-0.0843 (0.8277)
L.wom	0.0944** (0.0417)	0.1011** (0.0445)	0.1009** (0.0404)	-0.0025 (0.1416)
year	0.1417 (0.1489)	-0.0916 (0.1448)	-0.1183 (0.1327)	
L.br				0.3167*** (0.1023)
L2.br				0.0580 (0.1193)
其他控制变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	
Arellano-Bond test-AR (1)				-3.0170***
Arellano-Bond test-AR (2)				-0.8698
Sargan test				23.4697
N	574	574	574	551
R ²	0.6857	0.6996	0.8062	

表 5 报告的结果中，在前三个回归中，*doc* 的系数不再显著了；与表 3 相同，城市化水平对出生率的影响显著为正。时间趋势项的系数并不显著，说明以“晚、稀、少”为代表的人口政策的调整不能解释当时人口出生率的变化。但是，即便做了这些调整，在四个回归中，粮食征购率 (*glr*) 的系数值仍然为负，且在 1% 的置信水平上显著。所以，综合来看，粮食征购率对出生率的负效应是非常稳健的。

(二) 粮食征购率影响生育率的机制

从上面的分析可以看出，无论是采用不同的模型和估计策略，还是调整样本，或是改变变量的设定，粮食征购率对出生率具有显著的负效应，这一结果在统计上是稳健的。假说 1 得到了计量分析结果的支持。但是这种效应的机制究竟是 *pos* 还是 *pre*，并不清楚。从总体效应中分离出预防性抑制效应 (*pre*) 似乎是比较困难的，不过理论分析为检验粮食征购率影响生育率的机制提供了一些启示。

在理论分析部分，本文指出，在 *pos* 中，粮食征购率仅通过预算约束对生育行为发挥作用，但是在 *pre* 中，理性的父母具有充分的前瞻性，粮食征购率不仅通过当期的预算约束影响生育率，而且会通过未来收入预期作用于人们的生育决策。但是，当前的人们无法知晓未来发生的事情，所以会根据当期以及此前发生的粮食征购行为对未来的粮食征购率进行预期。这意味着，如果 *pre* 是存在的，那么就观察到当期以及前期的粮食征购率对人们生育决策的显著影响。否则，即可说明 *pre* 是不存在的。基于这样的认识，本文将过去的粮食征购信息引入模型中，以检验粮食征购率对生育率的影响机制。

在适应性预期下，人们将过去信息的简单加总作为信息处理的基本方式。具体地，定义一个新的变量 *aglr*，表示第 *t-1* 期前三年粮食征购率的均值，即

$$aglr_{i,t-1} = (L.glr_{i,t-1} + L2.glr_{i,t-1} + L2.glr_{i,t-1})/3$$

根据上面的论述，如果生育行为是 *pre* 的，那么在控制了 *glr* 的滞后项 (*L.glr*) 后，*aglr* 的系数应该显著为负。同样，采用与此前相同的 OLS、FGLS 与 system GMM 来进行估计。

表 6 粮食征购率影响生育率的机制分析：回归结果

	(1) OLS	(2) FGLS_ar1	(3) FGLS_pсар1	(4) GMM_system
L.glr	-0.2080*** (0.0643)	-0.1897*** (0.0541)	-0.1929*** (0.0489)	-0.5289*** (0.1664)
aglr4	-0.1243 (0.0832)	-0.0936 (0.0798)	-0.1177 (0.0746)	0.2818 (0.2570)
L.br				0.3120** (0.1374)
L2.br				0.0970 (0.1211)
其他控制变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	
时间虚拟变量	是	是	是	
Arellano-Bond test-AR (1)				-2.5734***
Arellano-Bond test-AR (2)				-0.9427
Sargan test				21.6388
N	507	507	507	507
R ²	0.8525	0.8540	0.9239	

表 6 报告了在全样本回归中引入 *aglr* 后的估计结果，从中可以发现，粮食征购率对出生率的效应显著为负，但是 *aglr* 的系数并不显著。然而，不能据此就断定 *aglr* 对出生率没有影响，因为变量 *glr* 可能存在自相关，这样一来 *aglr* 与 *glr* 的滞后项 (*L.glr*) 存在较强的相关性，此时在控制了 *L.glr* 后，*aglr* 的系数不再显著也就是极为正常的了。为了验证这一点，本文对 *glr* 与 *aglr* 的相关性进行检验。定义， $glr1_{it} = L.glr_{it}$ ，采用动态面板模型进行估计，具体的回归模型为：

$$glr1_{it} = \sum_{j=1} \sigma_j L_j . glr1_{it} + \theta aglr_{i,t-1} + \sum_{q=1} \tau_q control_{qi,t-1} + \lambda_{t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t-1}$$

其中， $L_j . glr1_{it}$ 表示 *glr1_{it}* 的 *j* 阶滞后项， $control_{qi,t-1}$ 表示第 *q* 个控制变量， σ_j 、 τ_q 及 θ 表示对应变量的系数。控制变量包括城市化率 (*urbr*)、每万人中小学专任教师数 (*teac*)、每万人医生数 (*doc*)，这些变量代表了影响粮食征购率的需求侧因素，此外人均原粮产量 (*pcg*)、原粮亩产量 (*ypm*) 则代表了粮食征购率的供给侧因素。

在确定解释变量 *glr1* 的滞后阶数时，本文采用了“从大到小的序贯 *t* 规则”检验了 *glr* 的自相关，发现 *glr* 只存在一阶自相关，所以选择了 *glr1* 的一阶滞后项作为解释变量，并允许最多使用 3 阶滞后项作为工具变量。*aglr* 虽然与 *glr1* 不相关，但与 *glr1* 的滞后项相关，因此 *aglr* 作为前定变量进入模型。城市化率不仅影响粮食征购率，而且粮食征购情况也决定了所能供养的城市人口数量，因此 *urbr* 被设定为内生变量。本文采用差分广义矩 (Difference GMM) 和系统广义矩两种方法对上述模型进行了估计，结果如表 7 所示。

表 7 glr1 与 aglr 相关性分析

	(1) GMM_difference	(2) GMM_system
L.glr1	0.8019** (0.3313)	0.9076*** (0.1867)
aglr	-0.4033 (0.5821)	-0.3202 (0.2725)
其他控制变量	是	是
Arellano-Bond test-AR (1)	-1.9576**	-2.9808***
Arellano-Bond test-AR (2)	-0.0322	-0.1449
Sargan test	23.2316	24.3405
N	456	507

表 7 表明，粮食征购率只与其一阶滞后项相关，与 *aglr* 以及所有控制变量均不相关。本文修改模型设定，比如引入城市化率的二阶滞后项，或者在模型中去掉 *teac* 与 *doc*，只保留城市化率作为唯一的影响粮食征购的需求侧因素，抑或是不将 *urbr* 作为内生变量，结果均是如此。虽然无法得知有关粮食征购的决策

是如何做出的,不过根据粮食征购任务是自上而下分配确定的事实可以推测,在信息缺失的情况下,去年的粮食征购数据在很大程度上成为了确定今年粮食征购任务的主要依据。但无论如何,尽管 $glr1$ 与其一阶滞后相关,却与 $aglr$ 不相关。

由此来看,表 6 中 $aglr$ 系数的不显著性是不能用其与 $Lglr$ 相关来解释的。这意味着,作为过往信息的代表, $aglr$ 并不影响人们的生育决策。因此,预防性抑制机制 (pre) 无法得到经验分析的支持。在 1978 年以前,中国的生育行为很可能真的只是由现实性抑制机制 (pos) 主导的。出现这种结果的原因或许是由于人们的理性不足,或许是由于节育手段的缺失,抑或是制度上对人口生产的鼓励。但不管怎样,当时的人们在生育时即便考虑到了将来,其生育行为也远不足以用预防性抑制来描述。

五、结论与启示

本文首先通过一个简单的数理模型刻画了粮食征购率通过当前可支配收入和未来预期收益影响生育行为的机制,结合马尔萨斯现实性抑制与预防性抑制理论提出了两个待检验的假说;然后使用 1953—1978 年中国省级面板数据实证分析了当时中国人的生育行为。研究表明,粮食征购率与生育率之间存在显著的负相关关系。为了识别粮食征购率影响生育行为的机制,本文将生育决策时前三年的粮食征购率均值引入回归模型,在控制了当期(生育决策时)粮食征购率、育龄妇女数以及其他一些经济、人口变量后发现,往期的粮食征购率(信息)对生育率的影响在统计上并不显著。这意味着,人们的生育行为并没有表现出预防性抑制假说所要求的前瞻性。由此可见,当时中国人的生育行为并不具备预防性抑制机制的基本特征。

所以,尽管有一些历史学者试图证明传统中国的生育行为具有很强的理性色彩,但是即便有证据表明历史上的确存在一些节育方法和行为,本文的研究也表明,迟至 1978 年之前,中国人的生育行为更多地可由马尔萨斯现实性抑制机制来解释。虽然 1978 年之前的中国在许多方面已经发生了巨大的变化,但是就生育行为而言,当时的中国,尤其是主导中国人口行为的广大农村,仍然保留着传统中国的许多基本特征。更何况,如果 1978 年之前的中国在生育行为方面仍然不具备预防性抑制的基本特征,那根植于农耕文明基础之上的传统中国在生育行为上的表现就更不可能受预防性抑制机制的支配了。

本文的研究依然是初步的,而且对于实证分析结果的解读也应当非常谨慎,因为历史的复杂性和社会的多样性总是为实证分析设下许多陷阱。中国传统人口行为中的预防性抑制在统计上不显著,并不意味着这种机制在事实上不存在。或许只是由于数据上或统计上的原因,这种效应被淹没了,或许是由于这种效应非常微弱,并不足以成为解释人口行为的一个重要因素。所以,更为准确地阐述本文的结论,那就是,即便当时的人们在进行生育决策时对未来有所设想,这种预期也未能得到宏观数据上的支持。不过,这也反过来提醒研究者,不能用人们生儿育女时对未来有种种考虑的微观证据来证明传统中国的生育行为是预防性抑制为主的,是与马尔萨斯对西方世界 18 世纪以来人口行为的描述相类似的。事实上,由于集体化时期乡村家庭的收入具有明显的人口年龄结构周期^①,人们总是能观察到成年子女多的家庭拥有更高的收入,所以即便普遍贫困,许多父母仍然将子女长大成人看成是未来的希望^②。所以,“向前看”的利益考量总是存在的,关键不在于有没有,而在于这种因素在解释人口行为上到底有多重要。

中国当前正处于人口战略和人口政策调整的又一个关键时期,在人口政策的性质、方向、内容和调整的节奏等方面都存在激烈的争议。其中一个很重要的原因就是,人们对中国过去的人口行为有着深刻的而又不同的“记忆”和认识。也正是因为这个原因,整个社会对诸如“二孩政策”效果的评估这样看似可定量分析的议题也存在严重的分歧,最终的结果似乎只能交给事实来评判。然而,人口政策的效果往往需要一两代人的时间才能体现出来,而扭转人口发展趋势则需要更长的时间,这对于任何一个国家来说都是巨大的风险。所以,加强对历史人口行为的经验分析,准确评价历史经验对当前和未来的指导作用,应该是当

① 李怀印:《乡村中国纪事:集体化和改革的微观历程》,北京:法律出版社,2010年,第186—195页;黄英伟、陈永伟、李军:《集体化时期的农户收入:生命周期的影响——以河北省北街队为例》,《中国经济史研究》2013年第2期。

② 郑卫东:《村落社会变迁与生育文化:山东东村调查》,第112页。

前中国人口战略和人口政策研究的题中之义。本文的研究至少说明，基于传统人口行为得到的经验或教训并不足以用来指导当前和未来的人口政策，除非研究者能证明当前和未来的生育行为与过去没有本质上的差异，仍然由现实性抑制主导。

〔本文为教育部人文社会科学研究青年基金项目“老龄化对中国长期技术进步的影响研究——基于企业创新‘需求侧’视角的分析”（17XJC790003）的阶段性研究成果。刘瑞明为本文通讯作者。〕

（责任编辑：沈敏）

Preventive Check or Positive Check

— An Empirical Analysis on Birth Behavior in Traditional China

DOU Jianchun, LIU Ruiming

Abstract: Malthus’s claim that the demographic behavior in traditional China was dominated by positive check has caused a lot of criticism and sparked a debate on nature of traditional Chinese demographic behavior. Keeping to the stylized facts that household’s current available food and expected return of birth direct related to grain purchase by the state, this paper, using statistics and census data, constructs a Chinese provincial panel date about demography and socio-economy during 1953 to 1978, and empirically tests the preventive check hypothesis and positive check hypothesis. The study suggests that there is significant negative correlation between grain purchase and birth rate, however, this effect is mainly due to household’s current budget constraint, the preventive check linking with expected returns of birth is not supported by the empirical analysis. Therefore, this study means Chinese birth behavior had been dominated by positive check of Malthus until 1978.

Key words: birth behavior, rate of grain purchase by state, preventive check, positive check

（上接第 45 页）

Understanding the High-quality Development: Basic Features, Supporting Elements and Current Key-issues

LIU Zhibiao

Abstract: To build a multi-dimensional and integrated evaluation system is needed for China entering into high-quality development from high-speed growth. High-quality development should be matched with the satisfaction degree of people’s ever-growing needs for a better life. It is necessary for high-quality development to build some supporting elements, which includes development strategy transformation, modern industrial system construction, market system deepening, distribution structure adjustment, spatial layout optimization, ecological environment compensation mechanism, and global economy based on domestic demand. Under the current context of supply-side structural reform, what the high-quality development requires is that we should take the three tough battles of preventing and defusing financial risks, targeted poverty alleviation and pollution control as bottom line, that we should make the structural policies (namely cutting ineffective supply, fostering new growth drivers and bringing down real economy costs) come to forefront and play a greater role, and that we should put focus on correcting major structural imbalances between the real economy and the virtual economy.

Key words: high-quality development, strategy transformation, structural policy, real economy