

中国 2026~2100 年人口预测*

陈磊 陈松蹊 何婧

内容提要：人口负增长、少子化和老龄化给我国人口安全、经济发展和社会保障等各方面带来了挑战和风险。本文在传统队列要素法高、中、低情景确定性参数设定的基础上，基于“充分覆盖”的想法，提出了一种对总和生育率不确定性的稳健估计方法，并结合队列要素法，在高、中、低三种总和生育率水平下，对我国 2026—2100 年人口趋势进行了预测并给出了置信区间。研究发现，未来我国人口总量将加速下降，少子化和老龄化程度将进一步加深。短期而言（2026—2050 年），三种方案的预测差异较小，表明总和生育率的变化对短期人口趋势的影响有限；但长期而言（2051—2100 年），三种方案的预测显著分化，低方案形势更为严峻，而高方案较中方案结果显著改善，表明总和生育率的变化对中长期人口形势具有重要影响。敏感性分析表明，总和生育率的小幅提升能明显改善长期人口形势；生育激励政策具有明显的“窗口效应”，实施越晚，政策效果损失越大；受育龄女性队列结构的变化，生育年龄的推迟在中长期反而可小幅缓解人口下降和老龄化进程；预期寿命的增长虽然提高了中长期人口规模，但增量主要来自老年人口扩张，届时人口老龄化形势将更加严峻。最后，基于预测结果和分析，本文提出了相应的人口政策建议。

关键词：人口预测；队列要素法；生育率不确定性；区间预测

中图分类号：F222.1 文献标识码：A

Population Projections For China, 2026-2100

Chen Lei Chen Songxi He Jing

Abstract: Population decline, low fertility, and population aging pose challenges and risks to China's demographic security, economic development, and social security systems. Building on the conventional cohort-component method with deterministic parameters settings under high, medium, and low scenarios, this paper proposes a robust estimation approach to quantify uncertainty in the total fertility rate (TFR) guided by the “full coverage” principle. Using the cohort-component method, this paper projects China's population for 2026-2100 under three TFR scenarios—high, medium, and low, and construct corresponding confidence intervals. The results indicate that total population will continue to decline at an accelerating pace, with further declines in fertility and intensifying population aging. In the short term (2026-2050), differences across the three scenarios are small, implying that changes in the TFR have limited influence on short-term population trends, while in the long term (2051-2100), the projections diverge markedly, with low-TFR scenario yielding a much more severe outcome, whereas high-TFR scenario delivers significant improvements compared to the medium-TFR scenario, indicating that TFR shifts materially shape the medium- to long-term demographic trajectory. Sensitivity analysis shows that even small increases in the TFR can substantially improve the long-run demographic outcome;

* 基金项目：

Pronatalist policies exhibit a clear “window effect”: the later they are implemented, the greater the loss of the policy effectiveness; moreover, driven by changes in the cohort structure of women of childbearing age, postponing childbearing may slightly mitigate population decline and aging in the medium to long term; and although rising life expectancy increasing population size over the medium and long term, the gains is driven mainly by expansion at older ages, thereby worsening the aging trend. Finally, based on the results of population projections, this paper proposes policy recommendations tailored to China’s national context.

Key words: Population Projections; Cohort-Component Method; Fertility Uncertainty; Interval Forecast

一、引言与文献综述

近年来，我国出生人数快速下降，老龄化程度不断加深。2022—2024 年，出生人数连续 3 年只有 900 多万，总和生育率平均仅为 1.05，只有人口替代水平（2.10）的一半，2025 年出生人数进一步减少至 792 万。与此同时，2025 年我国 65 岁及以上人口老龄化率达到 15.9%，已经进入深度老龄化社会^①。出生人数的持续减少将进一步加剧人口总量下降和年龄结构失衡，加速劳动人口萎缩和人口老龄化，给我国的人口安全、经济发展、社会保障等各方面带来挑战和风险。习近平总书记在《以人口高质量发展支撑中国式现代化》中指出“人口安全是人口高质量发展的底线要求，大国兴衰往往受到人口状况的深刻影响，要将人口安全纳入总体国家安全范围加以谋划”。在人口发展转型时期，准确把握人口动态，科学预测人口趋势，为政策制定提供坚实准确的数据基础，已经成为筑牢人口安全的迫切需求。

队列要素法（Cohort-Component Method）是人口预测领域广泛应用的方法（Whelpton, 1936; Leslie, 1945; Preston 等, 2001; 张现苓等, 2020; 贺丹, 2024）。它以人口平衡方程为核心，将人口按照年龄、性别分组，根据生育、死亡和迁移这三大人口变动要素，逐岁推断分年龄、性别的人数，并汇总得到总人口。由于队列要素法直接体现生育、死亡、迁移对人口的作用机制，具有清晰的人口学意义，因而成为人口预测的主要模型，并被美国人口普查局、联合国等各国政府和国际组织列为标准方法（United States Census Bureau, 2023; United Nations, 2024）。队列要素法预测的不确定性主要来源于生育、死亡和迁移三大要素的不确定性。最常用于表示不确定性的方法是情景法（Liu 和 Raftery, 2020）。例如，联合国发布的《世界人口展望》会给出高、中、低三种预测方案的结果（United Nations, 2024）。在情景法中，首先设置一个主要预测，即中方案，然后对关键参数（如生育率）设置高、低值，分别再进行预测，总共形成高、中、低三种方案。高、低方案被认为是囊括未来值的可能范围。情景法虽然给出了未来人口趋势的可能范围，但在每一种方案中，参数设定是固定的，因此每一种方案的预测都是确定性的，无法反映该方案下人口预测的不确定性。近年来，能够反映人口预测不确定性的概率性方法逐渐得到发展（Hyndman 和 Booth, 2008; Raftery 等, 2012; Raftery 等, 2014a）。通过分别预测生育率（Lee, 1993; Alkema 等, 2011）、预期寿命（Raftery 等, 2014b）、迁移率（Azose 和 Raftery, 2015）的概率分布，从而抽样生成对未来生育、死亡和迁移的模拟轨迹，并输入队列要素法，最终生成人口预测的概率分布。例如，Lee（1993）以及 Lee 和 Tuljapurkar（1994）利用时间序列的方法预测了美国的生育率及其分布；Hyndman 和 Booth（2008）开发了基于函数型数

^① 根据联合国标准，65 岁及以上人群占比超过 14%即进入深度老龄化社会，超过 21%即进入超高龄社会。

据模型的预测方法，并将其应用于澳大利亚和法国的人口预测（Booth 等，2009）；Raftery 等（2012）提出了基于贝叶斯分层模型的预测方法，并被联合国所采纳。尽管概率性的预测方法刻画了人口预测的不确定性，但这些方法的准确性仍相对有限。Bohk-Ewald 等（2018）总结评估了 20 种关于生育率预测的概率性和非概率性方法及其 162 种变体，发现只有极少数方法在人口预测的表现优于最简单的假设：即假设未来生育率与过去持平。另一方面，人口预测的概率性方法也难以预见诸如 20 世纪 50 年代以来的“婴儿潮”或是 70 年代的“婴儿荒”事件（Booth，2006）。相比而言，情景法展示了“假如...会怎样”的情形，因此对于政策制定具有较明确的参考意义。

综上，已有研究为人口预测提供了诸多工具和有益启示。本文在此基础上，采用队列要素法对我国 2026—2100 年人口总量和结构进行预测分析。鉴于我国正逐步实施生育激励政策，这些政策事件未来会如何以及多大程度上影响生育率，是否会出现“婴儿潮”，仍难以预测。因此，本文主要使用情景法，考虑高、中、低三种方案。不同于传统情景法中确定性的参数设定，本文在各方案中引入了总和生育率的不确定性建模。基于生育转变理论（Alkema 等，2011），本文假定未来总和生育率将会收敛到某一水平并围绕其上下波动，进而对总和生育率的对数构建了 AR(1)时间序列模型，并进一步推导了其极限平稳分布。该分布的均值反映了总和生育率在对数尺度下的长期均衡水平，其值由高、中、低方案给定，标准差反映了总和生育率在对数尺度下不确定性，其值的选择应充分反映历史总和生育率的波动情况。基于这一“充分覆盖”想法，本文在约束条件“总和生育率对数的 90% 置信区间覆盖历史观测的实际比例应 $\geq 90\%$ ”下，求解得到了能够充分反映历史总和生育率波动的最小标准差。在此基础上，通过抽样生成未来总和生育率的轨迹，并输入队列要素法，由此获得总人口、出生人数等人口指标的点预测和置信区间。高方案和低方案刻画了假如未来总和生育率有所回升或进一步降低时的结果，为政策制定提供了参考。本文同时考虑了总和生育率水平、高方案生育率变动时点（反映生育激励政策实施时点）、平均生育年龄进一步推迟，和死亡率保持在 2020 年水平不变四种参数变动情景对预测结果的影响。本文将从总人口、出生人数、老龄化等维度预测和分析未来的人口形势和挑战，并基于分析结果提出相应的政策建议，以期为我国的人口战略安全和长期均衡发展提供科学参考。

二、数据与模型

（一）数据

本文使用的数据主要包含：(1) 2000—2023 年总和生育率；(2) 2020—2023 年育龄女性（15~49 岁）分年龄（每 1 岁）生育率；(3) 2020 年第七次人口普查中分年龄（每 1 岁）、性别的人数和死亡率；(4) 2020—2023 年出生人口性别比；(5) 中国、中国香港、中国台湾和日本的男性和女性预期寿命；(6) 寇尔-德曼（Coale-Demeny）西区模式（West）的模型生命表。其中，数据 (1) ~ (3) 来源于国家统计局《中国人口普查年鉴》和《中国人口与就业统计年鉴》，数据 (4) 来源于国家卫生健康委员会，数据 (5) 中关于中国的预期寿命来源于国家统计局，中国香港、中国台湾和日本的预期寿命来源于 Human Mortality Database，数据 (6) 来源于联合国人口司。

由于第七次人口普查调查时点为 2020 年 11 月，普查数据与国家统计局公布的 2020 年年末数据存在微小差异。一是根据普查的分年龄、性别的人数计算得到的总人数为 140979 万人，与 2020 年年末总人数 141212 万人相差 233 万人。本文按照 0~14 岁、15~64 岁、65

岁及以上三个年龄段的年末人数与普查人数之比，将普查的每 1 岁年龄段、分性别的人数乘以对应年龄段的比值，以校准普查的分年龄、性别的人数。二是根据普查的分年龄、性别死亡人数计算的死亡率为 5.66%，与 2020 年末死亡率 7.07% 相差 1.41%。本文按照 2020 年末死亡率与普查死亡率之比，对普查的分年龄、性别死亡率扩大相应倍数。上述数据预处理校准了队列要素法的初始状态，使其与国家统计局公布的 2020 年年末数据一致。

(二) 队列要素法

队列要素法以“出生队列”（即同一年出生的人群）为基本分析单元，以基期分年龄、性别的人数为起点，综合分年龄、性别人群的生育、死亡和迁移情况，对未来人口的规模和结构进行预测。队列要素法的核心是如下人口平衡方程：

$$P(t+1) = P(t) + B(t+1) - D(t+1) + M(t+1), \quad (1)$$

其中， $P(t)$ 和 $P(t+1)$ 分别是第 t 年末和第 $t+1$ 年末的总人口， $B(t+1)$ 、 $D(t+1)$ 和 $M(t+1)$ 分别是第 $t+1$ 年内的出生、死亡和净迁移人数（迁入减去迁出）。考虑到不同年龄和性别的人群在生育、死亡和迁移的异质性，本文将全部人口按照年龄划分为 0, 1, ..., 89 岁和 90 岁及以上（记为 90+），共 91 个队列，每个年龄的队列进一步按性别细分为男性和女性。定义符号如下

- $P_a^s(t)$: 第 t 年年末年龄为 a 岁性别为 s 的人数， $s = M$ 表示男性， $s = F$ 表示女性；
- $b_a(t)$: 第 t 年年末年龄为 a 岁女性的生育率。一般仅考虑 15~49 岁的育龄女性，其它年龄不考虑生育，即 $b_a(t) = 0, a < 15$ 或 $a > 49$ ；
- $r(t)$: 第 t 年的出生人口性别比（以女性为 100，男性对女性的比例），对应出生人数中，男婴的比例为 $r(t)/[100 + r(t)]$ ，女婴为 $100/[100 + r(t)]$ ；
- $q_a^s(t)$: 第 t 年年末年龄为 a 岁性别为 s 的死亡概率。死亡概率是生命表中的概念，衡量某一年龄组的人群在接下来的一个年龄区间（如 1 年）内死亡的可能性。通常人口调查获得的是第 t 年分年龄、性别的死亡率 $\{d_a^s(t)\}_{a=0}^{90+}$ ，即死亡人数与对应年龄人数之比。死亡概率和死亡率之间的换算公式可以使用 $q_a^s(t) = 1 - e^{-d_a^s(t)}$ （Elandt-Johnson 和 Johnson, 1980）；
- $m_a^s(t)$: 第 t 年年末年龄为 a 岁性别为 s 的净迁移率。

基于上述定义，根据第 t 年分年龄、性别的人数，第 $t+1$ 的人口各队列人数计算公式如下：

1. 出生人数。

$$B(t+1) = \sum_{a=15}^{49} P_a^F(t) \times b_a(t+1), \quad (2)$$

进一步考虑当年的出生人口性别比 $r(t+1)$ ，则男婴和女婴的数量分别为 $P_0^M(t+1) = B(t+1) \times r(t+1)/[100 + r(t+1)]$ 和 $P_0^F(t+1) = B(t+1) \times 100/[100 + r(t+1)]$ ；

2. 死亡人数。

$$D(t+1) = \sum_{a=0}^{90+} [P_a^M(t) \times d_a^M(t+1) + P_a^F(t) \times d_a^F(t+1)]. \quad (3)$$

3. 净迁移人数。

$$M(t+1) = \sum_{a=0}^{90+} [P_a^M(t) \times m_a^M(t+1) + P_a^F(t) \times m_a^F(t+1)]. \quad (4)$$

4. 第 $t+1$ 年各年龄段人数。

年龄 $a = 0$ 的人数即为当年的出生人数 $P_0^M(t+1)$ 和 $P_0^F(t+1)$ ，年龄 $a = 1, \dots, 89$ 岁的人数分别为

$$P_{a+1}^s(t+1) = P_a^s(t) \times (1 - q_a^s(t)), \quad (5)$$

对于年龄 $a = 90+$ 的人数为

$$P_{90+}^S(t+1) = P_{89}^S(t) \times (1 - q_{89}^S(t)) + P_{90+}^S(t) \times (1 - q_{90+}^S(t)). \quad (6)$$

5. 总人数。

$$P(t+1) = \sum_{a=0}^{90+} [P_a^M(t+1) + P_a^F(t+1)]. \quad (7)$$

由此，即可得到第 $t+1$ 年末分年龄、性别的人数，进而可计算得到总人口、出生、死亡、老龄化率等指标。再以第 $t+1$ 年的分年龄、性别的队列为基础，重复上述公式便可计算得到第 $t+2$ 年人口预测，依次迭代便可预测得到未来任意年份的人口规模和结构。

(三) 人口预测：队列要素法模型参数建模与设定

给定队列要素法初始状态，未来人口就取决于生育率（包含出生人口性别比）、死亡率和净迁移率三个核心参数。在预测阶段，本文对这三个参数的建模和设定如下：

1. 生育率与出生人口性别比。

育龄女性第 t 年每 1 岁年龄段的生育率 $\{b_a(t)\}_{a=15}^{49}$ 是决定出生人数的核心参数。总和生育率（Total Fertility Rate, TFR）为育龄女性每 1 岁年龄段生育率的总和，表征一个国家或地区每位女性一生平均生育子女的数量，是反映生育水平的重要指标。

本文设定三种总和生育率情景，分别为高、中、低。与传统情景法确定性参数设定不同，在本文中，我们提出了一种对总和生育率不确定性的稳健估计方法。在给定均值水平下，该方法能够得到总和生育率的区间估计。进一步结合队列要素法，还可获得人口预测的区间估计。具体而言，在各情景中，本文假设总和生育率 f_t 具有随机性，服从如下 AR(1) 模型

$$\ln f_t - \mu_0 = \rho(\ln f_{t-1} - \mu_0) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_0^2), \quad (8)$$

其中， $\ln f_t$ 为总和生育率的对数，参数 μ_0 刻画了未来总和生育率在对数尺度下的均值水平，参数 ρ 刻画了总和生育率对数的年际相关性，误差项 ε_t 假设独立同分布于均值为 0 方差为 σ_0^2 的正态分布。

模型式(8)借鉴了 Alkema 等（2011）提出的生育转型理论。该理论已成为联合国人口预测（World Population Prospects, WPP）中生育率建模的核心基础理论（United Nations, 2024）。基于对世界各国历史总和生育率演变分析，Alkema 等（2011）提出，一个国家总和生育率的长期演变过程可以分为三个阶段：(1) 转变前的高生育阶段，此时 TFR 通常维持在 5.5 以上；(2) 从高生育向更替生育水平或更低水平的转变阶段，这一时期 TFR 从高位下降并跌破 2.1 的更替水平；(3) 转变后的低生育阶段，这一时期 TFR 处于较低水平，长期来看，将收敛于某个最终水平并围绕其波动。联合国在 2019、2022 和 2024 年三个版本的人口预测中均已将我国认定为进入转变后的低生育阶段（United Nations, 2019; 2022; 2024）。在转变后的低生育阶段，基于对各国总和生育率的分析，生育转变理论将总和生育率 f_t 建模为式(9)所示具有均值回归特征的 AR(1)模型（Alkema 等, 2011; Raftery 等, 2014a; United Nations, 2024）

$$f_t - \mu_0 = \rho(f_{t-1} - \mu_0) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (9)$$

本文模型式(8)与模型式(9)是一致的，区别仅在于是否对总和生育率 f_t 取对数。在本文中，对总和生育率取对数主要基于两点考量：其一，未来我国将持续推出生育激励政策，这可能改变总和生育率的波动特征，取对数有助于缓解时间序列中潜在的异方差问题。同时，在预测阶段经指数变换也可保证总和生育率始终为正。在式(8)的模型假设下，可递推得到

$$\ln f_t - \mu_0 = \rho^t(\ln f_0 - \mu_0) + \sum_{k=0}^{t-1} \rho^k \varepsilon_{t-k}, \quad (10)$$

其中， f_0 为初始值。在参数 $|\rho| < 1$ 的情形下，当 $t \rightarrow +\infty$ 时 $\ln f_t$ 的极限平稳分布为

$$\ln f_t \sim N\left(\mu_0, \frac{\sigma_0^2}{1-\rho^2}\right). \quad (11)$$

式(11)表明 $\sigma_0^2/(1-\rho^2)$ 刻画了总和生育率在对数尺度下的长期不确定性，其大小由参数 ρ 和 σ_0^2 共同决定。其中，参数 ρ 反映了总和生育率对数序列与其滞后一期的相关程度，可基于历史数据估计得到。本文提出两种对 ρ 进行估计的方法：(A) 基于较近时间的历史观测，选择满足式(8)所示的 AR(1)模型的时间区间，并基于该区间的历史观测估计 ρ ；(B) 给定较近一段时期的时间窗口 $[t_1, t_2]$ ，以该窗口内总和生育率对数 $\ln f_t$ 的均值 $\hat{\mu}$ 作为 μ_0 的估计，令 $\hat{e}_t = \ln f_t - \hat{\mu}$ 。此时式(8)等价于 $\hat{e}_t = \rho\hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t$ ，通过拟合该回归方程得到 ρ 的估计值，并在不同时间窗口下重复估计 ρ ，以检验估计值 $\hat{\rho}$ 对窗口选择的稳健性。当模型式(8)成立时，上述两种方法给出的估计结果是一致的。然而，在实际数据中，外生冲击可能导致实际观测偏离生育转型理论所假设的 AR(1)结构；但当外生冲击消失后，总和生育率往往会向该 AR(1)结构回归。此时，即便某些历史阶段观测不满足 AR(1)的模型假设，对未来总和生育率继续采用式(8)所示的 AR(1)模型仍具有解释和预测价值。在此情形下，方法(A)可能受限于可用时间区间的选择，此时方法(B)可作为替代方案。以 2000—2023 年总和生育率历史观测为样本，可以验证此时 $\ln f_t$ 满足 AR(1)模型假设（见附录 1）。据此，采用方法(A)估计得到 $\hat{\rho} = 0.6674$ （见附录 1）；而采用方法(B)估计得到 $\hat{\rho} = 0.6639$ ，且估计结果在不同窗口下表现出良好的稳健性（见附录 2）。总体而言，两种方法的估计结果是一致的。

关于未来总和生育率的长期均值水平，本文设定如下三种情景：

(1) 中等生育水平情景

中等生育水平情景假定，未来总和生育率 f_t 的均值保持在当前水平不变。本文将“当前水平”定义为 2021—2023 年总和生育率的平均值，即 $\mu_M = E[f_t] = 1.05$ 。这一设定借鉴了 Bohk-Ewald 等（2018）的研究。该研究系统评估了 20 余种关于总和生育率的非概率和概率的建模方法及其变体，发现仅有极少数方法在预测表现上能够优于最简单的假设，即“未来总和生育率与过去持平”。这一情景设定亦契合当前我国所处的复杂环境：一方面，2016 年“全面放开二孩政策”实施后，二孩生育率已回落至政策放开前水平，提示政策效果可能已经结束。另一方面，我国正积极实施新一轮生育激励政策。但这些政策将如何、以及多大程度上影响未来总和生育率，以及其作用的持续时间，仍存在较大的不确定性。在此情景下，假定未来总和生育率的均值保持在当前水平，有助于避免因趋势方向和幅度误判所导致的系统性偏差。同时，为了降低“均值恒定”假设的刚性，本文进一步在该均值水平下引入合理的不确定性范围，从而获得对未来总和生育率更为稳健的区间估计。

基于式(11)，可知 $\sigma_0/\sqrt{1-\rho^2}$ 的大小反映了未来总和生育率的不确定性。参数 ρ 可用其估计值 $\hat{\rho}$ 替代，此时只需确定 σ_0 即可。一个好的 σ_0 的选择应该充分反映出总和生育率的历史波动情况，即由 σ_0 得到的总和生育率的波动区间应该充分覆盖相当比例的历史观测。基于这一“充分覆盖”的想法，在式(11)的分布假设下，给定时间窗口 $[t_1, t_2]$ 和充分覆盖的目标水平 α （例如取 $\alpha = 0.9$ ）， σ_0 的选择应满足

$$P(\ln f_t \in [\mu_0 - u_{1-\alpha/2}\sigma_0/\sqrt{1-\hat{\rho}^2}, \mu_0 + u_{1-\alpha/2}\sigma_0/\sqrt{1-\hat{\rho}^2}]) \geq \alpha, \quad t \in [t_1, t_2], \quad (12)$$

其中， $u_{1-\alpha/2}$ 为标准正态分布的 $1-\alpha/2$ 分位数。注意到，在式(11)假设下有 $\mu_0 = \ln \mu_M - 0.5\sigma_0^2/(1-\hat{\rho}^2)$ ，给定 μ_M ，式(12)是仅关于参数 σ_0 的方程。区间 $A(\sigma_0) = [\mu_0 - u_{1-\alpha/2}\sigma_0/\sqrt{1-\hat{\rho}^2}, \mu_0 + u_{1-\alpha/2}\sigma_0/\sqrt{1-\hat{\rho}^2}]$ 实际覆盖历史总和生育率对数的比例为 $\sum_t I_{A(\sigma_0)}(\ln f_t)/n$ ，其中 $I_{A(\sigma_0)}(x)$ 为示性函数，当且仅当 $x \in A(\sigma_0)$ 时，取值为 1，否则为 0。注意到 σ_0 越大，

区间 $A(\sigma_0)$ 越宽，实际覆盖比例越高。因此，若要使得区间 $A(\sigma_0)$ 对于时间窗口 $[t_1, t_2]$ 的历史观测的实际覆盖率不低于式(12)给出的目标值 α ，存在一个最小的标准差

$$\sigma_0^* = \min \left\{ \sigma_0 > 0: \frac{1}{n} \sum_{t \in [t_1, t_2]} I_{A(\sigma_0)}(\ln f_t) \geq \alpha \right\}. \quad (13)$$

此时，标准差 σ_0^* 对应的区间 $A(\sigma_0^*)$ 至少覆盖了比例超过 α 的历史观测，表明选择 σ_0^* 就足够充分反映总和生育率的不确定性。在数学上，式(13)等价于求解如下带约束的优化问题

$$\begin{aligned} & \min \sigma_0 \\ & \text{s.t. } \frac{1}{n} \sum_{t \in [t_1, t_2]} I_{A(\sigma_0)}(\ln f_t) \geq \alpha \end{aligned} \quad (14)$$

注意到优化问题式(14)的约束关于 σ_0 是单调递增的，因此，给定充分覆盖的目标水平 α 和时间区间 $[t_1, t_2]$ ，可以使用二分法求解得到 σ_0^* 。同时，应在不同的时间窗口选择下重复估计 σ_0^* 以评估估计结果的稳健性。在本文中，取 $\hat{\rho} = 0.6674$ ，充分覆盖的目标水平 $\alpha = 0.9$ ，窗口区间固定右侧 $t_2 = 2023$ 年，左侧从 2000—2020 年遍历，得到不同时间窗口选择下 σ_0 的估计值 $\hat{\sigma}_0^*$ 。结果表明，估计值 $\hat{\sigma}_0^*$ 关于时间窗口的选择是稳健的（见附录 3）。为尽可能反映更长历史的波动情况，本文最终选取时间窗口为 2000—2023 年，此时求得 $\hat{\sigma}_0^* = 0.1662$ ，对应式(11)中均值参数 $\hat{\mu}_0 = 0.0239$ 。图 1(a)展示了对应的总和生育率 f_t 的 90% 置信区间 $[0.71, 1.48]$ （阴影区域）及其覆盖历史观测的情况，实际覆盖比例为 22/24 = 91.7%。未覆盖的年份为 2017—2018 年，未覆盖的原因主要是二孩政策实施导致其总和生育率显著高于其他年份。

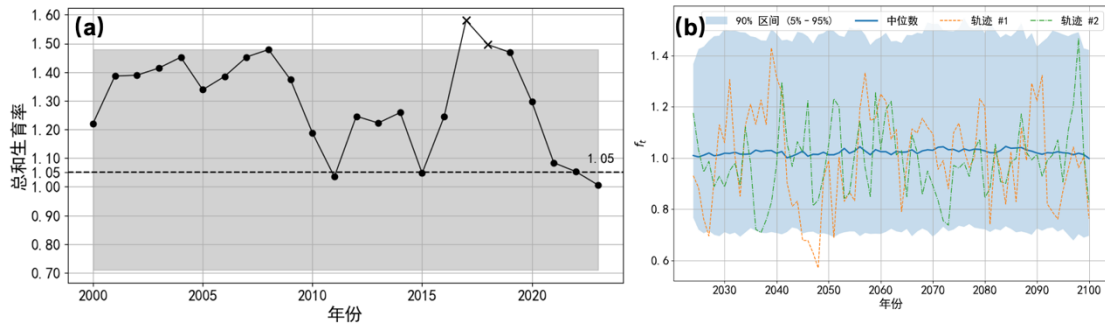


图 1 (a) 中等生育水平下 ($\mu_M = 1.05$, 虚线)，标准差 $\hat{\sigma}_0^*$ 对应的总和生育率的波动范围（阴影区域）及其覆盖历史观测的情况；(b) 中等生育水平下，基于式(15)得到的总和生育率 1000 次预测轨迹的中位数、90%置信区间以及 2 条示例轨迹

进一步，将参数估计值 $\hat{\rho} = 0.6674$ 、 $\hat{\mu}_0 = 0.0239$ 与 $\hat{\sigma}_0^* = 0.1662$ 代入模型式(8)，给定初始值 $f_{2023} = 1.007$ 的情形下，每年从误差项的正态分布 $N(0, (\hat{\sigma}_0^*)^2)$ 抽样产生随机误差 $\hat{\varepsilon}_t$ ，基于式(15)逐年迭代便可得到 2024—2100 年 $\ln f_t$ 的一条预测轨迹

$$\ln \hat{f}_t = \hat{\mu}_0 + \hat{\rho}^{t-2023} (\ln f_{2023} - \hat{\mu}_0) + \sum_{k=0}^{t-2024} \hat{\rho}^k \hat{\varepsilon}_{t-k}, \quad t = 2024, \dots, 2100. \quad (15)$$

再经指数变换便可得到总和生育率 f_t 的一条预测轨迹。重复该过程 1000 次，便可得到在中等生育水平下总和生育率预测的中位数轨迹以及由 5% 和 95% 分位数构成的预测的 90% 置信区间（见图 1(b)）。

为进一步评估基于“充分覆盖”的方法在总和生育率预测、不确定性刻画与区间估计方面的表现，本文选取联合国《世界人口展望》历史版本（2015、2017、2019 与 2022 年版）中基于 Bayesian 方法（Raftery 等，2014a）对中国总和生育率的预测结果及其 95% 置信区间作为对照。在各版本对应的预测起点，在相同信息集条件下（例如 2015 年版的历史数据

截至 2014 年)应用本文所提出的方法,对未来总和生育率及其 95% 置信区间进行预测,并与联合国结果进行比较。图 2 汇总展示了在不同预测起点,本文方法与联合国方法在总和生育率趋势及 95% 置信区间估计方面的差异。

比较结果表明,本文方法通过将总和生育率未来长期均值固定在当前水平不变,能够有效降低由趋势误判导致的系统性偏差。以联合国 2019 年版为例,其预测显著高估中国的总和生育率,95%置信区间未能覆盖后续任何真实观测值。与此同时,尽管本文方法在均值层面采取“保持不变”的保守设定,但基于充分“覆盖想法”构造的 95% 置信区间仍能对未来实际观测实现有效覆盖,尤其能够覆盖 2017—2019 年因二孩政策产生的总和生育率阶段性提高情形,以及 2021—2023 年出现的超低水平。

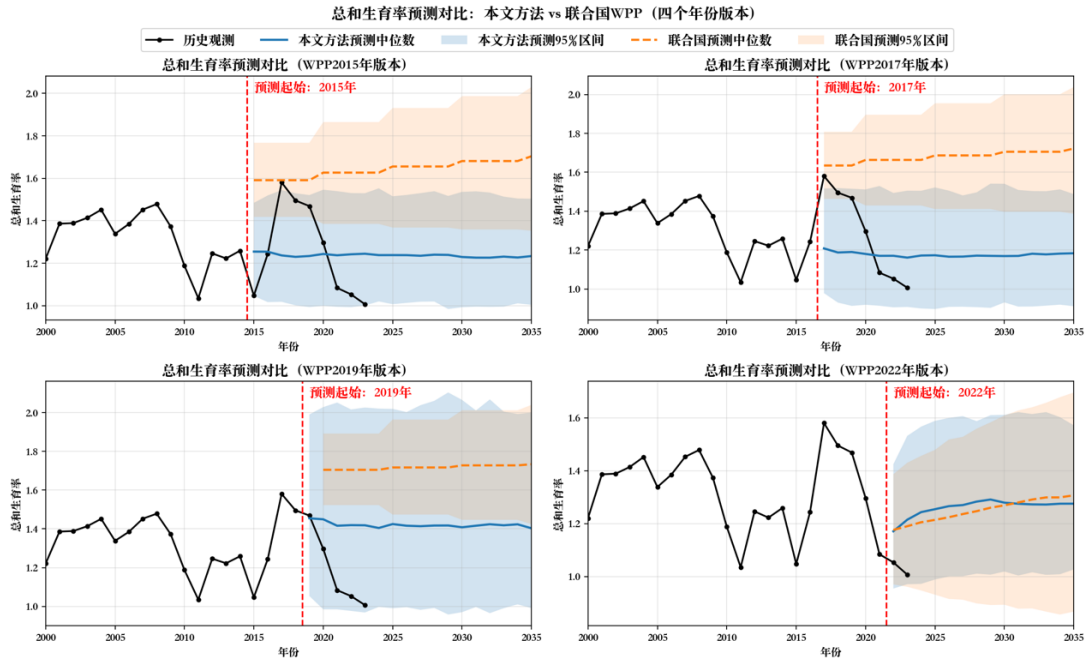


图 2 不同预测起点下,本文方法与联合国《世界人口展望》(2015/2017/2019/2022 年版本)对中国总和生育率趋势及 95%置信区间预测的比较。本文方法的中长期均值水平设定为总和生育率过去 3 年的平均,参数 ρ 采用方法(B)中的基于线性回归的方法估计得到

除总和生育率外,生育的年龄分布也会影响人口出生。生育的年龄分布可由比例年龄生育率(Proportionate Age-Specific Fertility Rate, PASFR)刻画,即育龄女性每 1 岁年龄生育率除以总和生育率。鉴于 PASFR 的变化通常较为缓慢,且相较于总和生育率,PASFR 对出生规模影响有限,故为简化模型,在预测期内,本文假设比例年龄生育率保持在 2021—2023 年的平均水平不变。此时,队列要素法中的分年龄生育率可由总和生育率乘以比例年龄生育率直接得到。出生人口性别比也假设保持在 2021—2023 年的平均水平不变,即 111.1。在敏感性分析部分,本文将进一步考察平均生育年龄延迟(PASFR 向高年龄组偏移)对人口预测结果的影响。

(2) 低生育水平情景

低生育水平情景旨在考察:如果未来我国总和生育率进一步下降至 2023 年韩国 0.72 的超低水平,我国的人口形势将会如何发展。即设定 $\mu_L = E[f_t] = 0.72$,此情景下,式(8)对应的总和生育率的模型可表示为

$$\ln f_t - \mu_{0,L} = \rho(\ln f_{t-1} - \mu_{0,L}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_0^2), \quad (16)$$

其中, $\mu_{0,L}$ 和 σ_0 分别为低生育水平情景下总和生育率对数尺度下的长期均值和误差项标准

差。在低生育水平情景下，假设参数 ρ 和 σ_0 的取值与中等生育水平情景一致，从而均值 $\hat{\mu}_{0,L} = \ln \mu_L - 0.5(\hat{\sigma}_0^*)^2 / (1 - \hat{\rho}^2) = -0.3534$ 。为使得人口预测平滑过渡，在预测阶段设定 10 年过渡期，令 2024—2033 年总和生育率的期望 $E[f_t]$ 从当前水平的 1.05 线性下降至 0.72，随后保持不变至 2100 年。相应地，式(16)中均值参数 $\mu_{0,L}$ 从 0.0239 下降至 -0.3534 ，随后保持不变至 2100 年。比例年龄生育率和出生人口性别比设定与中等生育水平情景相同。低生育水平情景下，总和生育率的轨迹预测方式与中方案类似，只需要把式(15)中的参数换为低方案参数即可。

如图 3 所示，2020 年中国主要城市的总和生育率（上海 0.73、北京 0.87、天津 0.92、成都 1.05、深圳 1.06）已接近甚至低于韩国 2020 年 0.84 的水平。2023 年韩国总和生育率降至 0.72，为全球最低水平。2023 年上海市户籍人口总和生育率仅为 0.60，比韩国更低。这表明，未来我国总和生育率达到类似极低水平是可能发生的。

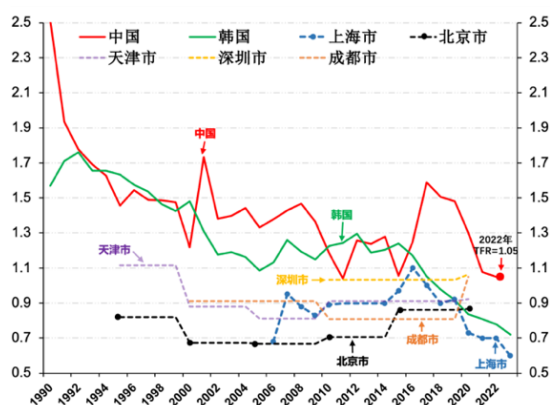


图 3 中国及其主要城市和韩国的总和生育率趋势

(3) 高生育水平情景

高生育水平情景旨在考察：若未来有效实施一揽子生育激励政策，我国总和生育率下降趋势得到遏制并从当前水平 1.05 上涨 25% 至 1.31（约等于 2000—2015 年总和生育率的平均），我国未来人口形势会如何发展。即设定 $\mu_H = E[f_t] = 1.31$ ，此情景下，式(8)对应的总和生育率的模型可表示为

$$\ln f_t - \mu_{0,H} = \rho(\ln f_{t-1} - \mu_{0,H}) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_0^2), \quad (17)$$

其中， $\mu_{0,H}$ 和 σ_0 分别为高生育水平情景总和生育率对数尺度下的长期均值和误差项标准差。在高生育水平情景下，假设参数 ρ 和 σ_0 取值与中等生育水平情景一致，从而均值 $\hat{\mu}_{0,H} = \ln \mu_H - 0.5(\hat{\sigma}_0^*)^2 / (1 - \hat{\rho}^2) = 0.2451$ 。为使得人口预测平滑过渡，预测阶段设定 10 年过渡期，令 2024—2033 年总和生育率的期望 $E[f_t]$ 从当前水平的 1.05 线性增长至 1.31，随后保持不变至 2100 年。相应地，式 (17) 中的均值参数 $\mu_{0,H}$ 从 0.0239 上升至 0.2451，随后保持不变至 2100 年。比例年龄生育率和出生人口性别比设定与中等生育水平情景相同。高生育水平情景下总和生育率的轨迹预测方式与中方案类似，只需要把式(15)中的参数换为高方案参数即可。

2. 死亡率。

得益于卫生健康环境的持续改善和医疗技术的不断进步，我国居民的平均预期寿命从 1981 年的 67.8 岁逐渐提高到 2020 年的 77.9 岁，其中，男性从 66.3 岁提高到 75.4 岁，女性从 69.3 岁提高到 80.9 岁。平均预期寿命的增长反映出居民（尤其是高龄人口）死亡率的持续降低。为预测我国未来死亡率的趋势，本文遵循学者和联合国广泛采用的方法：首先分

别预测男性和女性的预期寿命，然后基于预测的预期寿命匹配相应的模型生命表，从而得到分年龄、性别的死亡率（张现苓等，2020；贺丹，2024；United Nations，2024）。对于预期寿命的预测，本文借鉴 Raftery 等（2014b）提出的基于双逻辑函数对预期寿命增量建模的框架，分别对男性和女性的预期寿命建立如下模型

$$e_{t+1} = e_t + g(e_t|\theta) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (18)$$

其中， e_t 是 t 期男性或女性的预期寿命； $g(e_t|\theta)$ 为从 t 期到 $t+1$ 期预期寿命的增量，是关于 e_t 的函数， θ 未知参数， ε_t 是误差项。在预期寿命较低、死亡率较高的阶段，预期寿命的增长主要受外部环境的约束，当卫生条件改善、医疗技术进步时，预期寿命往往从较低水平进入较快增长阶段，此时增量函数 $g(e_t|\theta)$ 逐渐上升。由于预期寿命不可能无限增长，随着预期寿命的逐渐上升，其增量最终会逐步降低（Raftery 等，2014b）。因此，本文采用两个逻辑函数分别刻画预期寿命增量“先上升，后递减”两个阶段，对 $g(e_t|\theta)$ 构建如下双逻辑函数模型

$$g(e_t|\theta) = \frac{-d}{1 + \exp\left(-\frac{2 \ln 9}{\Delta_1} \left(e_t - \Delta_2 + \frac{1}{2} \Delta_1\right)\right)} + \frac{d}{1 + \exp\left(-\frac{2 \ln 9}{\Delta_3} \left(e_t - \Delta_4 + \frac{1}{2} \Delta_3\right)\right)}, \quad (19)$$

其中，参数 $\theta = (d, \Delta_1, \Delta_2, \Delta_3, \Delta_4)$ 。图 4(a) 给出了双逻辑函数的示意图。本文以 10 年为一个时期，分别计算 1980、1990、2000、2010 和 2020 年的预期寿命（其中，1980 年预期寿命由 1981 年和 1990 年预期寿命线性外推得到），此时 $g(e_t|\theta)$ 对应每 10 年的增量。鉴于中国香港、中国台湾和日本在发展路径上与中国相近且预期寿命水平领先，因此本文进一步纳入其预期寿命数据，以补充男性 78 岁以上、女性 81 岁以上阶段预期寿命增量的变化规律。在式(18)和式(19)的模型设定下，给定预期寿命 e_t 观测可计算得到在该水平下未来 10 年增量 $g(e_t|\theta) = e_{t+1} - e_t$ ，可通过最小二乘法得到参数估计 $\hat{\theta}$ 。在此基础上，以 2020 年预期寿命为预测起点，按照式(18)迭代便可得到 2030—2100 年（每 10 年一个节点）预期寿命的预测结果。各节点间年份的预期寿命预测通过线性插值得到。

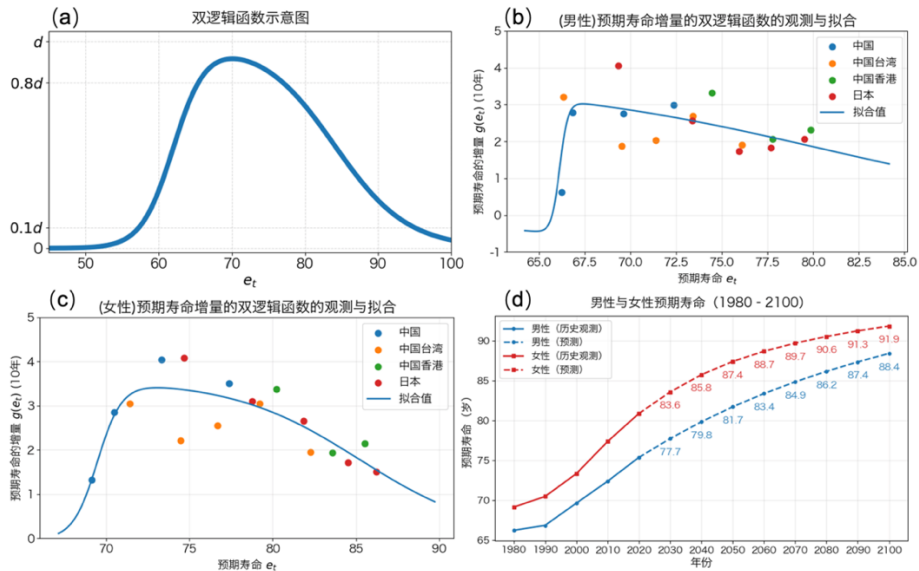


图 4 (a) 双逻辑函数示意图；(b) 男性预期寿命与未来 10 年增量 ($e_t, g(e_t)$) 的观测，及其双逻辑函数的拟合结果（不同颜色表示观测数据来源）；(c) 女性预期寿命与未来 10 年增量 ($e_t, g(e_t)$) 的观测，及其双逻辑函数的拟合结果；(d) 2030—2100 年男性和女性预期寿命的预测结果。

本文对男性和女性分别建立式(18)和式(19)所示模型，图 4(b)和(c)分别展示了男性、女

性的双逻辑函数对预期寿命增量的拟合结果，图 4(d)展示了男性、女性至 2100 年预期寿命的预测结果（参数估计和残差诊断见附录 4）。结果显示，2035 年，我国男性和女性的预期寿命预计将分别达到 78.8 岁和 84.7 岁，这一结果与 Bai 等（2023）的预测（男性 78.1 岁、女性 85.1 岁）和贺丹（2024）的预测（男性 78.8 岁、女性 83.2 岁）接近。2050 年我国男性和女性预期寿命将分别达到 81.7 岁和 87.4 岁，到 2100 年进一步提高至 88.4 岁和 91.9 岁。

在预测期内，给定预期寿命后，本文采用寇尔-德曼模型生命表的西区模式来刻画相应的死亡模式，即分年龄、性别的死亡率。寇尔-德曼模型生命表由美国人口学家 Anskey J. Coale 和 Paul Demeny 合作编制，通过对不同地区经验生命表的系统整理和参数化，刻画了在不同预期寿命水平下典型的分年龄、性别死亡率的结构特征。寇尔-德曼模型生命表体系将死亡模式划分为东区、西区、南区和北区四类，每一类对应一组具有代表性的分年龄、性别的死亡率形态。其中，西区模式在总体形态上更接近世界范围内较为普遍的死亡率规律。在中国人口预测研究中，通常选用西区模式生命表作为设定（张现苓等，2020；贺丹，2024）。本文采用由联合国开发的寇尔-德曼西区模式模型生命表，该体系覆盖的预期寿命上限为 100 岁。需要指出的是，模型生命表通常仅提供预期寿命为整数的分年龄、性别死亡率。对于预期寿命为非整数的情形，本文参照美国人口普查局推荐的方法，在相邻两张预期寿命为整数的模型生命表之间进行加权插值：通过求解插值权重，使得插值后生命表的预期寿命与目标值相等，并据此对两张生命表进行加权组合，构造出对应非整数预期寿命的生命表（详细算法见附录 5）。

3. 净迁移率。

中国是典型的非移民国家。由于我国未公布每年国际迁入和迁出的具体人数，因此目前国际迁移人数的权威数据主要依赖于联合国的估计。根据联合国《2024 年世界人口展望》（United Nations, 2024），2000—2024 年，我国年均净迁出人数为 39 万。每年净迁移人数规模占同期我国总人数的比例平均约 0.029%，占同期出生人数和死亡人数的比例平均分别为 2.7%和 4.2%（见附录 6）。总体而言，每年净迁移人数对我国总人口的变化影响很小。因而，在预测期内，本文始终假定我国每年的净迁移率为零。“零迁移”假设在我国人口预测中亦被广泛采用（张现苓等，2020；贺丹，2024）。

综上，本文将上述参数组合得到高、中、低三种方案（见表 1）。三种方案的差别在于对未来总和生育率均值水平的设定。

表 1 高、中、低三种预测方案的参数设定

预测情景	参数设定			
	总和生育率	出生人口性别比	死亡率	净迁移率
中方案	总和生育率服从式(8)的模型假设，参数 $\hat{\rho} = 0.6674$ ，均值 $\hat{\mu}_0 = 0.0239$ ，标准差 $\hat{\sigma}_0 = 0.1662$ ，预测阶段，总和生育率的期望 $E[f_t]$ 保持 1.05 的水平。比例年龄生育率保持在 2021—2023 年的平均水平。	保持在 2021—2023 年平均水平 111.1。	分别预测男性、女性 2024—2100 年的预期寿命，并匹配相应的模型生命表；模型生命表采用寇尔-德曼模型生	净迁移率为 0。
低方案	总和生育率服从式(16)的模型假设，参数 ρ 与 σ_0 保持与中方案相同。预测阶段，总和生育率的期望 $E[f_t]$ 在 10 年过渡期（2024—2033 年）从当前水平 1.05 线性下降至 0.72，之后维持不变至 2100 年。相应地，式(16)中的均值 $\mu_{0,L}$ 从 0.0239 下降至 -0.3534，之后维持不变至 2100 年。比例年龄生育率保持在 2021—2023 年的平均水平。			

高方案	总和生育率服从式(17)的模型假设, 参数 ρ 与 σ_0 保持与中方案相同。预测阶段, 总和生育率的期望 $E[f_t]$ 在 10 年过渡期 (2024—2033 年) 从当前水平 1.05 线性增长至 1.31, 之后维持不变至 2100 年。相应地, 式(17)中的均值 $\mu_{0,H}$ 从 0.0239 增长至 0.2451, 之后维持不变至 2100 年。比例年龄生育率保持在 2021—2023 年的平均水平。		命表的西区模式。	
-----	--	--	----------	--

预测阶段, 本文以数据预处理后的 2020 年人口普查的分年龄、性别的人口数量作为队列要素法的初始状态, 各年龄段生育率和出生人口性别比采用 2021—2023 年实际观测, 死亡率固定为 2020 年水平, 据此迭代计算获得 2023 年末的分年龄、性别的人口数量。随后在上述三个方案的参数设定下, 迭代计算得到 2024—2100 年人口总量和结构的预测。

各方案人口总量和结构指标的点预测定义为: 在预测阶段, 按照式(15)的方法生成一次总和生育率预测的轨迹, 纳入队列要素法生成一条人口预测轨迹。重复该过程 1000 次, 得到 1000 次人口预测轨迹。各年度总人口和结构指标的点预测取这 1000 次结果的中位数, 相应的 5%和 95%分位数构成预测的 90%置信区间。

为检验模型有效性, 本文将中方案下 2023 年的拟合值与 2024 和 2025 年的预测值同国家统计局公布数据、联合国《2024 年世界人口展望》中方案预测值对比 (见表 2)。结果显示, 本文模型的人口预测精度优于联合国中方案预测结果。同国家统计局公布值相比, 除 2024—2025 年出生人数 (相对误差 8.0%和 6.5%) 和 2023 年死亡人数 (相对误差 4.2%) 外, 其余指标预测的相对误差均小于 2%。出生人数的估计误差反映出近年来总和生育率的波动增大; 2023 年死亡人数的低估可能受疫情的影响。总体而言, 模型的估计精度较高, 能够反映人口变化的趋势。

表 2 中方案下 2023—2025 年模型预测与国家统计局公布值和联合国预测值的比较 (万人)

		总人口	出生人数	死亡人数	0~14 岁 人数	15~64 岁 人数	65 岁及以上 人数
2023 年	真实值	140967	902	1110	23063	96228	21676
	拟合值	141045	904	1063	23163	96395	21487
	联合国拟合值	142258	889	1168	23600	98292	20366
2024 年	真实值	140828	954	1093	22240	96565	22023
	预测值	140811	878	1112	22264	96773	21775
	联合国预测值	141932	881	1168	22720	98397	20815
2025 年	真实值	140489	792	1131	21276	96848	22365
	预测值	140544	844	1120	21375	97050	22119
	联合国预测值	141609	870	1172	21818	98675	21116

三、结果与分析

(一) 中国 2026—2100 年人口预测结果

图 5 展示了高、中、低三种方案下 2026—2100 年主要人口指标的点预测, 阴影部分为各方案预测的 90%置信区间。表 3 给出了三种方案在 2035 年、2050 年 (短期)、2075 年 (中期) 和 2100 年 (长期) 主要人口指标的点预测及其 90%置信区间。图 5 和表 3 表明, 尽管对总和生育率设定了较大的不确定性, 除出生人数外, 其它指标在 2026—2050 年的预测结果置信区间都较窄, 表明短期人口趋势的确定性较高。进一步对比高、中、低三种方案, 2051—2100 年预测结果分化显著, 表明中长期我国人口仍有较大的弹性空间, 总和生育率的水平对中长期人口形势影响显著。

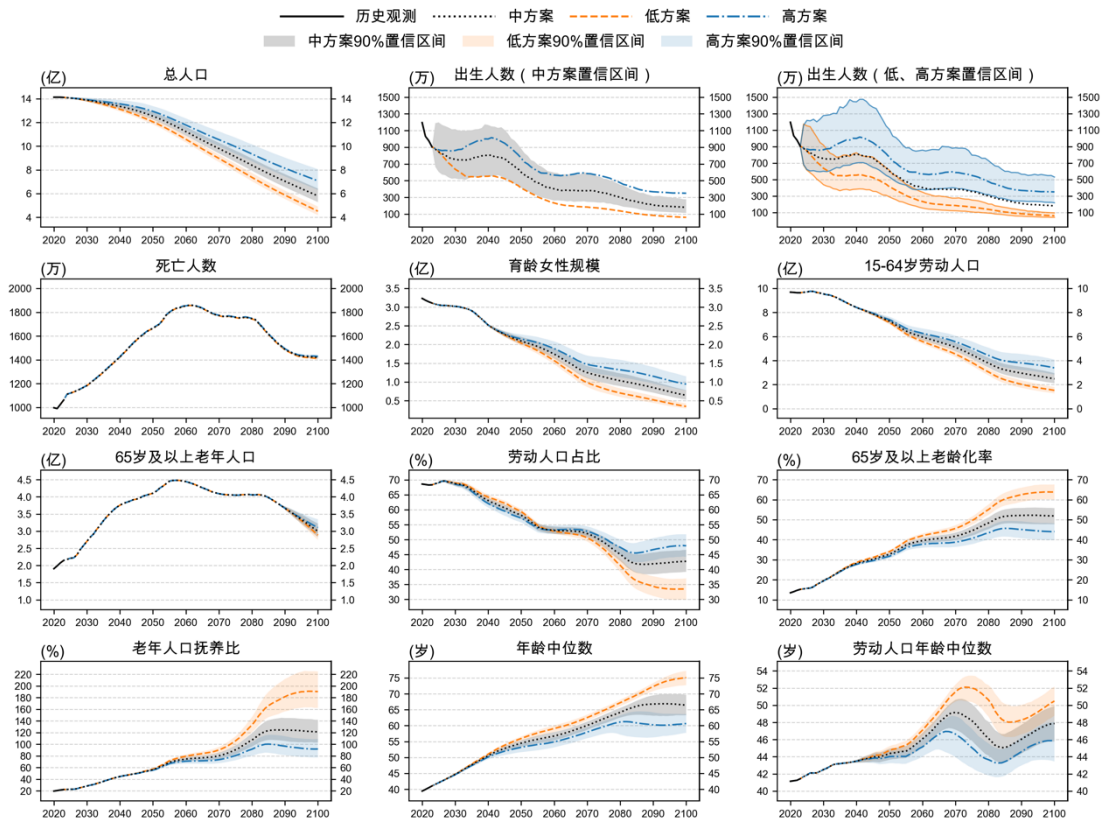


图5 三种方案下主要人口指标的点预测及其90%置信区间

对具体指标的分析如下：

1. 总人口。

我国人口总量已于2021年达到14.13亿的峰值，2022年减少至14.12亿，人口规模自20世纪60年代以来首次减少，转向减量发展阶段，预计2026—2100年总人口将加速下降。

中方案下，2026—2050年平均每年净减少约611万人，2051—2100年平均每年净减少约1345万人。人口总量预计2027年跌破14亿，2035年为13.63亿，2050年为12.53亿，2100年为5.80亿（90%置信区间[5.28亿, 6.43亿]，简写为[5.28亿, 6.43亿]，下同）。届时，人口总量将远小于印度（15亿），高于美国（4.2亿）。低方案下，预计2035年为13.51亿，2050年为12.05亿，2100年为4.52亿（[4.18亿, 4.91亿]）。高方案下，预计2035年为13.74亿，2050年为12.93亿，2100年为7.07亿（[6.31亿, 8.06亿]），是低方案的1.6倍。

2. 出生人数。

2016—2025年，出生人数从1787万下降至792万，年均减少111万，下降速度较快。预计2026—2100年，短期出生人数仍有较大的不确定性，但中长期而言，出生人数的下降趋势难以扭转。

中方案下，2026—2040年，出生人数预计将在800万附近波动。2040—2060年出生人数下降的速度将显著加快，预计从800万下降至402万，降幅接近50%。2040—2060年出生人数快速减少这一特征在高、低方案中均有体现，表明该特征对总和生育率的水平不敏感，发生的不确定性较高，其原因主要是育龄女性规模的快速减少。具体而言，出生人数预计2035年为761万，2050年为602万，2100年为180万（[114万, 277万]）。低方案下，预计2035年为548万，2050年为411万，2100年仅61万（[41万, 95万]）。高方案下，出生人数在2026—2040年前后可能出现小幅回升，有望超过1000万，但中长期仍保持下降

趋势。预计 2035 年为 945 万，2050 年为 771 万，2100 年为 350 万（[218 万, 530 万]）。从 2067 年起，高方案的出生人数将超过低方案的 3 倍，2100 年进一步增长至 5.7 倍，表明总和生育率的持续改善对中长期出生人数的影响将持续累积。

表 3 三种方案下，具体年份主要人口指标的点预测及其 90%置信区间

指标	2035 年			2050 年		
	低	中	高	低	中	高
总人口（亿）	13.51 [13.36, 13.69]	13.63 [13.45, 13.87]	13.74 [13.56, 14.00]	12.05 [11.83, 12.32]	12.53 [12.24, 12.88]	12.93 [12.57, 13.37]
出生人数（万人）	548 [364, 776]	761 [543, 1104]	945 [641, 1383]	411 [289, 614]	602 [415, 884]	771 [530, 1108]
死亡人数（万人）	1296 [1295, 1298]	1298 [1296, 1300]	1299 [1297, 1302]	1662 [1661, 1663]	1664 [1663, 1666]	1665 [1664, 1667]
育龄女性规模（亿）	2.90 [2.90, 2.90]	2.90 [2.90, 2.90]	2.90 [2.90, 2.90]	2.04 [1.97, 2.12]	2.10 [2.01, 2.21]	2.15 [2.06, 2.27]
15~64 岁劳动人口（亿）	9.09 [9.09, 9.09]	9.09 [9.09, 9.09]	9.09 [9.09, 9.09]	7.16 [7.01, 7.34]	7.28 [7.09, 7.51]	7.39 [7.20, 7.64]
65 岁及以上老年人口（亿）	3.30 [3.30, 3.30]	3.30 [3.30, 3.30]	3.30 [3.30, 3.30]	4.10 [4.10, 4.10]	4.10 [4.10, 4.10]	4.10 [4.10, 4.10]
劳动人口占比（%）	67.3 [66.4, 68.1]	66.7 [65.6, 67.6]	66.2 [65.0, 67.1]	59.4 [58.5, 60.3]	58.2 [56.9, 59.2]	57.2 [55.8, 58.5]
65 岁及以上老龄化率（%）	24.4 [24.1, 24.7]	24.2 [23.8, 24.6]	24.0 [23.6, 24.4]	34.1 [33.3, 34.7]	32.8 [31.9, 33.5]	31.7 [30.7, 32.7]
老年人口抚养比（%）	36.3 [36.3, 36.3]	36.3 [36.3, 36.3]	36.3 [36.3, 36.3]	57.3 [56.0, 58.6]	56.4 [54.6, 57.9]	55.6 [53.7, 57.0]
年龄中位数（岁）	47.9 [47.6, 48.2]	47.7 [47.2, 48.1]	47.5 [46.9, 47.9]	56.0 [55.2, 56.6]	54.5 [53.3, 55.4]	53.2 [51.7, 54.4]
劳动人口年龄中位数（岁）	43.2 [43.2, 43.2]	43.2 [43.2, 43.2]	43.2 [43.2, 43.2]	44.7 [44.2, 45.2]	44.4 [43.6, 44.9]	44.0 [43.3, 44.6]
	2075 年			2100 年		
	低	中	高	低	中	高
总人口（亿）	8.17 [7.86, 8.52]	9.10 [8.66, 9.62]	9.95 [9.36, 10.72]	4.52 [4.18, 4.91]	5.80 [5.28, 6.43]	7.07 [6.31, 8.06]
出生人数（万人）	165 [106, 251]	353 [241, 524]	549 [363, 796]	61 [41, 95]	180 [114, 277]	350 [218, 530]
死亡人数（万人）	1775 [1754, 1756]	1757 [1756, 1759]	1759 [1758, 1761]	1410 [1401, 1421]	1420 [1409, 1433]	1429 [1417, 1443]
育龄女性规模（亿）	0.83 [0.71, 0.96]	1.13 [0.98, 1.33]	1.39 [1.20, 1.65]	0.35 [0.29, 0.42]	0.64 [0.53, 0.78]	0.94 [0.78, 1.15]
15~64 岁劳动人口（亿）	3.83 [3.57, 4.14]	4.48 [4.13, 4.89]	5.03 [4.60, 5.58]	1.51 [1.27, 1.80]	2.48 [2.10, 2.95]	3.38 [2.83, 4.08]
65 岁及以上老年人口（亿）	4.05 [4.05, 4.05]	4.05 [4.05, 4.05]	4.05 [4.05, 4.05]	2.89 [2.74, 3.05]	3.00 [2.83, 3.22]	3.10 [2.93, 3.35]
劳动人口占比（%）	46.9 [45.3, 48.5]	49.1 [47.4, 51.0]	50.5 [48.7, 52.5]	33.5 [30.0, 37.0]	42.8 [39.2, 46.6]	48.0 [44.2, 51.8]
65 岁及以上老龄化率（%）	49.5 [47.5, 51.5]	44.5 [42.1, 46.7]	40.7 [37.8, 43.2]	63.8 [60.1, 67.6]	51.9 [47.8, 55.8]	44.1 [39.9, 48.2]
老年人口抚养比（%）	105.7 [97.9, 113.5]	90.5 [82.8, 97.9]	80.5 [72.5, 88.1]	190.4 [162.4, 224.9]	121.4 [103.0, 142.0]	91.9 [77.3, 109.0]
年龄中位数（岁）	64.8 [63.8, 65.7]	62.2 [60.7, 63.4]	59.7 [57.4, 61.4]	75.1 [72.7, 77.2]	66.5 [63.3, 69.6]	60.7 [57.8, 63.7]
劳动人口年龄中位数（岁）	52.0 [50.4, 53.4]	48.2 [45.9, 50.2]	45.1 [42.7, 47.3]	50.5 [48.8, 52.2]	47.9 [45.8, 49.9]	45.9 [43.5, 48.1]

注：在预测阶段，本文仅考虑了生育率的不确定性，其它参数未考虑不确定性。由于部分指标受到出生人数影响存在滞后，因此在短期预测中，可能出现置信区间上下限与点预测相同的情形。

3. 死亡人数。

2025 年死亡人数为 1131 万，相比 2000 年的 817 万，增长缓慢。从 2026 年起，死亡人数的规模将快速增长。尽管高、中、低方案均假定未来人口预期寿命将逐渐增长，但并不意味着死亡人数会相应减少。由于老年人群的死亡率较高，因此，随着我国老年人口规模逐渐扩大，老年人口的死亡规模相应增加，这是未来死亡人数增加的主要原因。

由于三种方案对死亡率的设定一致，因此死亡人数预测基本一致。以中方案为例，2035年，死亡人数预计为1298万，2050年为1664万，2061年达到峰值1859万，规模相比2025年增长约64%，2100年为1420万（[1409万, 1433万]）。快速增长且规模较大的死亡人数将给我国的医疗、民政等公共服务体系形成持续压力。

4. 育龄女性规模。

2010年我国育龄女性规模为3.8亿，到2020年已经降至3.2亿，十年净减少约6000万。2026—2100年育龄女性规模预计将持续下降，这意味着即使不考虑总和生育率的变化，仅育龄女性规模的收缩就会对出生人数产生持续的下行压力。

中方案下，育龄女性规模预计2035年为2.90亿，2050年为2.10亿，2063年将降至1.59亿，规模仅相当于2020年的50%，2100年约6443万（[5283万, 7809万]）。低方案下，预计2035年为2.90亿，2050年为2.04亿，2100年约3470万（[2886万, 4231万]）；高方案下，预计2035年为2.90亿，2050年为2.15亿，2100年约9414万（[7754万, 1.15亿]）。

2026—2035年，我国育龄女性规模预计将稳定在2.90~3.05亿，此后将快速下降。由于出生人数是育龄女性规模与总和生育率的乘积，育龄女性规模直接影响出生人数。因此，2026—2035年将是优化生育政策的“黄金窗口期”。通过改善生育政策，提高总和生育率，充分释放约3亿规模育龄女性的生育潜力，可以有效增加出生人数，改善人口结构，推动人口可持续发展。关于这一点，本文将在敏感性分析中进一步讨论。

5. 劳动人口规模及占比。

我国劳动人口（15~64岁）规模已于2013年达到10.06亿峰值，占总人口比例为73.9%。2025年，劳动人口规模已经降至9.68亿，占比降至68.9%。未来我国劳动人口规模和占比都将加速下降。

中方案下，2026—2035年，劳动人口规模预计年均减少约610万，2036—2050年年均减少约1212万，下降速度显著加快。到2050年，劳动人口规模预计将在2025年的水平上减少2.4亿，降幅约四分之一。具体而言，预计2035年为9.09亿，占比为66.7%，2050年为7.28亿，占比为58.2%，2100年为2.48亿（[2.10亿, 2.95亿]），占比为42.8%（[39.2%, 46.6%]）。低方案下，预计2035年为9.09亿，占比为67.3%，2050年为7.16亿，占比为59.4%。到2100年为1.51亿（[1.27亿, 1.80亿]），占比为33.5%，意味着届时每3个人中只有约1个劳动力。高方案下，劳动人口规模及占比下降趋势有所缓解，但仍无法逆转。预计2035年为9.09亿，占比为66.2%，2050年为7.39亿，占比为57.2%。到2100年为3.38亿（[2.83亿, 4.08亿]），占比为48.0%，比低方案高出14.5%，劳动人口占比显著改善。

6. 65岁及以上老年人口规模及老龄化率。

2025年，我国老龄化率^①为15.9%，已经进入深度老龄化社会，老年人口规模为2.24亿，居全球首位，显著高于印度（1.04亿）、美国（0.62亿）和日本（0.37亿）。未来我国的老年人口规模和老龄化率都将快速增长。

中方案下，老年人口规模将迅速从2025年的2.24亿增长至2035年3.30亿，年均增长约1065万，增速约是2000—2020年的2倍。2036—2050年，增速将显著放缓，年均增长约535万。预计2050年为4.10亿，2057年达到4.48亿的峰值，随后进入下降阶段，2100

^① 老年人口定义为65岁及以上人群，老龄化率为65岁及以上老年人口占总人口的比例。

年预计为 3.00 亿（[2.83 亿, 3.22 亿]）。由于三种方案的死亡率一致，而出生人数对老年人口规模的影响滞后 65 年，因此，老年人口规模在不同方案下差异较小，2100 年，低方案为 2.89 亿（[2.74 亿, 3.05 亿]），高方案为 3.10 亿（[2.93 亿, 3.35 亿]）。

然而，由于出生人数不同，三种方案的老龄化率差异显著。中方案下，2025—2035 年，我国老龄化率将从 15.9% 快速增长至 24.2%，均增长约 0.83%，增速是 2000—2020 年的 2.5 倍。预计 2032 年达到 21.1%，进入超高龄社会，2035 年为 24.2%，2050 年为 32.8%，2094 年达到峰值 52.2%，2100 年为 51.9%（[47.8%, 55.8%]）。低方案下，老龄化形势将更加严峻，预计 2050 年为 34.1%，2100 年为 63.8%（[60.1%, 67.6%]），且 2076—2100 年将保持在 50% 以上，意味着每 2 个人就有一个 65 岁及以上的老年人。高方案下，老龄化的长期趋势将有所缓解，预计 2050 年为 31.7%，2085 年达到峰值 45.7%，峰值水平较中方案和低方案分别低 6.5% 和 18.2%，2100 年为 44.1%（[39.9%, 48.2%]）。

7. 老年人口抚养比。

老年人口抚养比，即 65 岁及以上老年人口规模与 15~64 岁劳动人口规模之比，表示单位劳动人口需要负担的老年人口数量，是从经济角度衡量老龄化的程度。2025 年，我国老年人口抚养比为 23.1%，约每 4.3 个劳动者抚养 1 位老年人。到 2050 年，我国老年人口抚养比将快速增长。2051—2100 年，三种方案预测分化显著，表明中长期的老年人口抚养比对总和生育率有较大的弹性空间，生育激励政策对中长期我国老年人口抚养比的改善将具有显著的效果。

中方案下，2026—2050 年老年人口抚养比预计每年增长约 1.3%，增速较快。具体而言，预计 2035 年为 36.3%，2050 年为 56.4%。2051—2100 年老龄化负担将进一步加重，预计 2075 年为 90.5%，2100 年为 121.4%（[103.0%, 142.0%]）。低方案下，老龄化经济负担将在 2051—2100 年将显著增加，预计 2075 年为 105.7%，2074—2100 年，将维持在 100% 以上（即老年人口超过劳动人口），2100 年为 190.4%（[162.4%, 224.9%]）。高方案下，老年人口抚养比上涨趋势将显著减缓，预计 2075 年为 80.5%，2085 年达到峰值 100.2%，峰值水平显著降低，2100 年为 91.9%（[77.3%, 109.0%]）。

8. 年龄中位数与劳动人口年龄中位数。

年龄中位数是反映人口年龄结构的指标，指将全体人口按照年龄从小到大排列，位于中间位置的年龄，即有一半人口年龄低于该值，一半人口年龄高于该值。年龄中位数可以从另一个角度反映人口老龄化的程度。类似地，劳动人口年龄中位数可以衡量劳动人口的年龄结构。未来我国人口的年龄结构预计将呈现出“总体人口老年化，劳动人口中年化”的特征。

中方案下，人口年龄中位数将从 2020 年的 39.4 岁持续增长至 2094 年的峰值 66.9 岁，随后小幅回落至 2100 年 66.5 岁。其中，2020—2040 年增速最快，年均增长约 0.6 岁，2039 年将超过 50 岁。具体而言，2035 年为 47.7 岁，2050 年为 54.5 岁，2100 年为 66.5 岁（[63.3 岁, 69.6 岁]）。低方案下，人口年龄中位数增速更快，老龄化程度更深，预计 2050 年为 56.0 岁，2100 年为 75.1 岁（[72.7 岁, 77.2 岁]）。2076—2100 年人口年龄中位数将始终高于 65 岁，意味着至少有一半人将处于退休状态。高方案下，年龄中位数的上升趋势和峰值都将有所改善，预计 2050 年为 53.2 岁，2081 年达到峰值 61.3 岁，2100 年为 60.7 岁（[57.8 岁, 63.7 岁]）。

劳动人口年龄中位数的趋势与人口年龄中位数类似。中方案下，2035 年为 43.2 岁，

2050年为44.4岁，2100年为47.9岁（[45.8岁，49.9岁]）。三种方案在2026—2050年差异较小，2051—2100年分化显著，表明总和生育率对中长期的劳动人口年龄结构影响显著。低方案下，预计2050年为44.7岁，2073年达到峰值52.1岁，2100年50.5岁（[48.8岁，52.2岁]）。高方案下，峰值将控制在47.0岁（2067年），预计2050年为44.0岁，2100年为45.9岁（[43.5岁，48.1岁]），较低方案减少4.6岁。

（二）敏感性分析

本节将通过情景模拟的方式，评估未来人口形势对参数设定的敏感性，主要考察四类具有现实政策意义的参数变动情景：一是在其它参数保持不变的情况下，将总和生育率的均值水平在中方案上适当增加，评估未来人口总量和结构对总和生育率变动的敏感性；二是围绕高方案总和生育率的上升时点，比较即时发生和延迟发生的差异，评估若延迟实施生育激励政策，其对人口总量和结构改善的效果损失。三是考察平均生育年龄不断延迟情景下，出生人数的变化及其对人口总量和结构的影响。四是考察若分年龄、性别死亡率保持在当前水平不变情景下，人口总量和结构的变动情况，从而评估预期寿命增长对人口总量和结构的影响，同时为预期寿命增长路径的不确定性提供一个保守的下限参考。

1. 总和生育率增加对长期人口形势的敏感性分析。

本小节以中方案为基准，在预测阶段，保持其它参数设定不变，在式(8)和式(11)的模型框架下，仅将总和生育率的均值水平 $E[f_t]$ 从1.05小幅提升至1.15（考虑10年线性过渡），测算在该情景下2026—2100年的人口总量和结构，并结合高方案情景（提升至1.31），评估未来人口对总和生育率变动的敏感性。表4给出了总和生育率的均值 $E[f_t]$ 从中方案的1.05的提升至1.15和1.31（高方案）两种情景下，人口总量和结构在2100年相较于中方案的变化幅度。

表4 总和生育率提升至1.15和1.31（高方案）的人口指标相较于中方案的改善效果

		TFR=1.15 每10位女性多生育1个孩子		TFR=1.31 (高方案) 约每4位女性多生育1个孩子	
出生人数	2026-2050年	平均每年多出生64万人，累计增加1606万		平均每年多出生160万人，累计增加4007万	
	2051-2100年	平均每年多出生59万人，累计增加2974万		平均每年多出生172万人，累计增加8608万	
到2100年，与中方案相比					
		TFR=1.15	TFR=1.31	TFR=1.15	TFR=1.31
人口总量		4442万 ↑	12683万 ↑	3281万 ↑	9064万 ↑
		中方案5.8亿		中方案2.5亿	
育龄女性规模		994万 ↑	2971万 ↑	2.2% ↑	5.2% ↑
		中方案6443万		中方案42.8%	
老龄化率		3.2% ↓	7.8% ↓	12.9% ↓	29.5% ↓
		中方案51.9%		中方案121.4%	
年龄中位数		2.5岁 ↓	5.8岁 ↓	0.7岁 ↓	2.0岁 ↓
		中方案66.5岁		中方案47.9岁	
				劳动人口总量	
				劳动人口占比	
				老年人口抚养比	
				劳动人口年龄中位数	

结果表明，长期的人口形势对总和生育率变动的具有较高的敏感性，总和生育率的微小增长对长期人口形势的改善效果显著。根据测算（见表4），若总和生育率的均值水平在中方案1.05的基础上提升0.1（每10位育龄女性多生育1个孩子），2026—2050年平均每年将多出生64万，累计多出生1606万；2051—2100年平均每年将多出生59万人，累计多出生2974万。长期来看，到2100年，相比于中方案水平，总人口将增加4442万，育龄女性总量增加994万，劳动人口规模和占比将分别提升3281万和2.2%，老龄化率将下降3.2%，老年人口抚养比将下降12.9%，年龄中位数和劳动人口年龄中位数将分别下降2.5岁和0.7

岁。如果总和生育率提升至高方案 1.31 的情形，各项人口指标较中方案均有更大改善。因此，本文建议未来各项生育激励政策应以高方案生育水平为理想目标。

2. 生育激励政策效果对实施时间的敏感性分析：高方案“即时实施 vs 延迟实施”。

本小节通过将高方案总和生育率变动时间延迟不同年份，模拟不同情景下未来人口总量和结构的变化。具体来说，在预测阶段，将高方案延迟 k 年实施，即在式(8)和式(11)模型假设下，将总和生育率的均值 $E[f_t]$ 先维持在 1.05 的水平 k 年，随后按照与高方案相同的路径提升至 1.31 并保持到 2100 年，其中 k 设定为 0, 5, 10, 15, 20 共 5 种情景。以高方案即时实施 ($k = 0$) 相较于中方案的提升幅度为基准，计算延迟不同年份情景的提升幅度相较于基准的变化，来评估推迟实施生育激励政策对未来人口总量和结构改善的效果损失。记 $x_H(k, t)$ 和 $x_M(t)$ 分别是高方案延迟 k 年和中方案在年份 t 的指标预测值（如总人口），定义如下指标：

$$\Delta x(k, t) = x_H(k, t) - x_M(t), \quad (20)$$

$$\text{loss}(k, t) = 1 - \Delta x(k, t) / \Delta x(0, t), \quad (21)$$

其中， $\Delta x(k, t)$ 是指标 x 在高方案延迟 k 年情景下相较于中方案的提升幅度， $\Delta x(0, t)$ 是不延迟情景下的提升幅度， $\text{loss}(k, t)$ 衡量了相比于即时实施，延迟 k 年导致的相对效益损失，衡量了生育激励政策延迟不同年份的效果损失，体现出延迟 k 年的“时间窗口”价值。

表 5 展示了高方案在延迟不同年份情景下的人口指标预测，以及相对于即时实施情景的相对效益损失。结果显示，生育激励政策的改善效果对实施时点具有较高的敏感性，存在显著的政策“时间窗口”效应，即实施越晚，政策损失越大。

表 5 高方案延迟不同年份情景下各人口指标的预测与相对效益损失

指标	年份	中方案	高方案	延迟 5 年		延迟 10 年		延迟 15 年		延迟 20 年	
				预测	相对效益损失	预测	相对效益损失	预测	相对效益损失	预测	相对效益损失
总人口 (亿)	2050	12.53	12.93	12.83	25.0%	12.72	52.5%	12.63	75.0%	12.57	90.0%
	2075	9.10	9.95	9.77	21.2%	9.62	38.8%	9.48	55.3%	9.39	65.9%
	2100	5.80	7.07	6.85	17.3%	6.66	32.3%	6.50	44.9%	6.37	55.1%
育龄女性规模 (亿)	2050	2.10	2.15	2.12	60.0%	2.10	100%	2.10	100%	2.10	100%
	2075	1.13	1.39	1.33	23.1%	1.28	42.3%	1.23	61.5%	1.20	73.1%
	2100	0.64	0.94	0.90	13.3%	0.87	23.3%	0.84	33.3%	0.81	43.3%
劳动人口 (亿)	2050	7.28	7.39	7.32	63.6%	7.29	90.9%	7.28	100%	7.28	100%
	2075	4.48	5.03	4.90	23.6%	4.78	45.5%	4.69	61.8%	4.62	74.5%
	2100	2.48	3.38	3.27	12.2%	3.15	25.6%	3.00	42.2%	2.88	55.6%
老龄化率 (%)	2050	32.8	31.7	32.0	27.3%	32.3	54.5%	32.5	72.7%	32.7	90.9%
	2075	44.5	40.7	41.4	18.4%	42.1	36.8%	42.7	52.6%	43.1	63.2%
	2100	51.9	44.1	44.5	5.1%	45.3	15.4%	46.3	28.2%	47.4	42.3%
老年人口抚养比 (%)	2050	56.4	55.6	56.1	62.5%	56.3	87.5%	56.4	100%	56.4	100%
	2075	90.5	80.5	82.7	22.0%	84.7	42.0%	86.3	58.0%	87.7	72.0%
	2100	121.4	91.9	93.3	4.7%	95.8	13.2%	100.2	28.1%	105.1	44.7%
年龄中位数 (岁)	2050	54.5	53.2	53.5	23.1%	53.9	53.8%	54.2	76.9%	54.4	92.3%
	2075	62.2	59.7	60.2	20.0%	60.7	40.0%	61.1	56.0%	61.3	64.0%
	2100	66.5	60.7	61.0	5.2%	61.2	8.6%	61.8	19.0%	62.9	37.9%
劳动人口年龄中位数 (岁)	2050	44.4	44.0	44.2	50.0%	44.3	75.0%	44.4	100%	44.3	75.0%
	2075	48.2	45.1	45.5	12.9%	46.2	35.5%	46.8	54.8%	47.3	71.0%
	2100	47.9	45.9	46.1	10.0%	46.1	10.0%	45.7	-10.0%	45.5	-20.0%

以总人口指标为例，若高方案延迟 10 年实施，2050 年（短期）的增量将损失 52.5%（相对于中方案的增量由即时情景的 0.40 亿降至 0.19 亿）；到 2075 年（中期），相对效益损

失约 38.8%（增量由 0.85 亿降至 0.52 亿）；到 2100 年（长期），相对效益损失为 32.3%（增量由 1.27 亿降至 0.86 亿）。即便仅延迟 5 年，相对效益损失在 2050 年、2075 年和 2100 年的也将分别达到 25.0%、21.2%和 17.3%。对于其它人口总量型指标（指表示某一类人群规模的指标，如育龄女性总量、劳动人口总量），结论一致，但由于这些指标统计口径更窄，对出生人数变动的响应更快，因而相比总人口，中短期的相对效益损失更大、长期反而更小。对于人口结构型指标（指表示某一类人群结构的指标，如老龄化率、老年人口抚养比、年龄中位数、劳动人口年龄中位数），短期而言（2050 年），政策效果的敏感性更大，尤其是对出生人数变动响应更快的指标。例如，对于老年人口抚养比，延迟 10 年相对效益损失为 87.5%，几乎损失了即时情景本可实现的增量效果。中期而言（2075 年），延迟的影响和总量型指标相当。长期而言（2100 年），结构性指标改善的政策效果损失弱于总量型指标，适当延迟反而有可能改善。例如，对于劳动人口年龄中位数，延迟 15 年的情景下，2100 年为 45.7 岁，低于即时情景（高方案）的 45.9 岁，这主要是因为提升总和生育率，越早提升对出生人数的增加更多，这些多出生的人长期将转化为年龄更大的劳动群体，从而增加劳动人口年龄中位数，使得即时情景反而更高。但是，这反映的是人口队列的累计效果，并非政策无效。

综上所述，生育激励政策对人口的改善效果具有明显的“时间窗口”效应。鉴于 2026—2035 年育龄女性规模仍稳定在 2.90~3.05 亿，未来 10 年是改善生育政策的“黄金窗口期”。错过该窗口期，生育激励政策的效果将被不同程度的削弱。

3. 平均生育年龄延迟情景下，人口总量和结构的变化。

本小节考察若未来我国平均生育年龄（Mean Age at Childbearing, MAC）进一步延迟情景下，人口总量和结构的变化。具体而言，在预测期内保持其它参数与中方案一致，仅将比例年龄生育率 PASFR 沿 MAC 推迟方向进行建模预测，从而得到未来的 PASFR（以下简称：MAC 延迟情景）。在此基础上开展人口预测并与中方案结果进行对比。

本文借鉴 Ševčíková 等（2016）关于 PASFR 的预测方法，对第 t 年年龄为 a 岁（15-49 岁）女性的比例年龄生育率 $p_{a,t}$ 构建如下线性模型

$$\text{logit}(p_{a,t}) = \text{logit}(p_{a,t_0}) + v_a \cdot (t - t_0), \quad (22)$$

其中， p_{a,t_0} 为初始年份 t_0 年龄为 a 岁的 PASFR， $\text{logit}(p_{a,t})$ 为对 $p_{a,t}$ 进行 logit 变换， v_a 为 $p_{a,t}$ 在 logit 尺度下的增长速度。基于对我国 15~49 岁历史 PASFR 的趋势分析（见附图 5），可以观察到 21~40 岁年龄段的 $\text{logit}(p_{a,t})$ 自 2005 年以来呈现出较明显的线性趋势，增长速度保持相对稳定，验证了式(22)线性模型的合理性。虽然在部分年龄段（15~19 岁，41~49 岁） $\text{logit}(p_{a,t})$ 的波动为更复杂，可能偏离线性假设，但这些年龄段 $p_{a,t}$ 合计占比较低（不超过 10%），因此以式(22)线性模型来近似，其误差对整体的 PASFR 曲线影响相对有限。综上所述，本文对 15~49 岁单岁年龄段的 $p_{a,t}$ 分别建立式(22)的模型。在参数设定上，初始状态 p_{a,t_0} 选取为 2021—2023 年 PASFR 的平均水平，增长速度 v_a 选取为过去 10~15 年 $\text{logit}(p_{a,t})$ 的平均增长速度，由此便可估计得到未来各年份的 PASFR 曲线（详细算法见附录 7）。为避免长期外推导致不现实的生育推迟，本文参照联合国方法（United Nations, 2024），在预测阶段引入收敛阈值的约束：当 MAC 首次达到 32 岁时，设定后续年份的 $p_{a,t}$ 保持在该年份水平不再变化。其依据来源于对世界主要国家生育模式演化的经验观察：PASFR 推迟到某一阶段后通常将趋于收敛并保持相对稳定（见附图 6）。阈值设定为 32 岁也与联合国的设定一致。单岁 $p_{a,t}$ 的预测结果见附图 7 和附图 8。

表 6 展示了中方案（预测期内 PASFR 固定在 2021—2023 年平均水平）与 MAC 延迟情景的人口预测结果。结果显示，短期而言，MAC 延迟对当期的出生人数具有抑制作用。例如，2035 年中方案出生人数为 761 万，而 MAC 延迟情景为 741 万。中长期而言，MAC 延迟情景下出生人数反而高于中方案，并通过逐年累积对总人数、劳动人口规模、老龄化率等指标产生一定的改善。由于两种情景下总和生育率的水平设定一致，因此，出生人数的差异主要来源于生育的年龄分布与育龄女性年龄结构之间的交互。当生育率权重向高年龄段转移时，出生人数的差异取决于对应年龄女性规模的差异。在我国未来出生人数中长期持续下行的背景下，高年龄段育龄女性队列的规模相对于年轻育龄女性队列的规模更大。因此，在生育率权重向更高年龄段转移后，尽管总和生育率相同，但仍可能带来出生人数的增加。总体而言，MAC 延迟带来的年出生人数增量有限，在中长期累积后虽然可对人口规模与结构产生一定改善，但总体影响相对有限。例如，与中方案相比，MAC 延迟情景下 2050 年总人口增加约 400 万，2100 年增加约 2000 万，提升规模显著低于总和生育率提升 0.1 的效果（见表 4）。

表 6 中方案和 MAC 延迟情景下，人口预测和结构预测结果的对比

指标	（中方案）预测期内，生育模式 PASFR 保持在 2021—2023 年平均水平不变			预测 2024—2100 年生育模式 PASFR 的趋势（平均生育年龄达到 32 岁后，保持不变）		
	2035	2050	2100	2035	2050	2100
总人口（亿）	13.63 [13.45, 13.87]	12.53 [12.24, 12.88]	5.80 [5.28, 6.43]	13.63 [13.45, 13.87]	12.57 [12.28, 12.93]	6.00 [5.47, 6.61]
出生人数（万人）	761 [543, 1104]	602 [415, 884]	180 [114, 277]	741 [529, 1076]	693 [478, 1028]	184 [115, 287]
死亡人数（万人）	1298 [1296, 1300]	1664 [1663, 1666]	1420 [1409, 1433]	1298 [1296, 1300]	1664 [1663, 1666]	1421 [1410, 1434]
育龄女性规模	2.90 [2.90, 2.90]	2.10 [2.01, 2.21]	0.64 [0.53, 0.78]	2.90 [2.90, 2.90]	2.10 [2.01, 2.21]	0.70 [0.58, 0.84]
15~64 岁劳动人口（亿）	9.09 [9.09, 9.09]	7.28 [7.09, 7.51]	2.48 [2.10, 2.95]	9.09 [9.09, 9.09]	7.28 [7.09, 7.51]	2.64 [2.25, 3.12]
65 岁及以上老年人口（亿）	3.30 [3.30, 3.30]	4.10 [4.10, 4.10]	3.00 [2.83, 3.22]	3.30 [3.30, 3.30]	4.10 [4.10, 4.10]	3.00 [2.83, 3.22]
15~64 岁劳动人口占比（%）	66.7 [65.6, 67.6]	58.2 [56.9, 59.2]	42.8 [39.2, 46.6]	66.7 [65.6, 67.6]	58.0 [56.6, 59.1]	44.1 [40.5, 48.0]
65 岁及以上老龄化率（%）	24.2 [23.8, 24.6]	32.8 [31.9, 33.5]	51.9 [47.8, 55.8]	24.2 [23.8, 24.6]	32.6 [31.8, 33.4]	50.3 [46.4, 54.1]
老年人口抚养比（%）	36.3 [36.3, 36.3]	56.4 [54.6, 57.9]	121.4 [103.0, 142.0]	36.3 [36.3, 36.3]	56.4 [54.7, 57.9]	113.9 [96.9, 133.1]
年龄中位数（岁）	47.7 [47.2, 48.1]	54.5 [53.3, 55.4]	66.5 [63.3, 69.6]	47.7 [47.2, 48.1]	54.4 [53.2, 55.3]	65.2 [62.0, 68.4]
劳动人口年龄中位数（岁）	43.2 [43.2, 43.2]	44.4 [43.6, 44.9]	47.9 [45.8, 49.9]	43.2 [43.2, 43.2]	44.4 [43.7, 44.9]	47.6 [45.6, 49.3]

4. 分年龄、性别死亡率保持在 2020 年水平不变，人口总量和结构的变化。

本小节考察若未来分年龄、性别的死亡率保持在 2020 年的水平不变，人口总量和结构的变化。该情景设置具有两方面的意义：其一，为预期寿命增长路径的不确定性提供一个保守的下限参考；其二，通过与“预期寿命增长”情景对比，可以评估预期寿命的持续增长对未来人口总量和结构的影响。具体而言，在高、中、低方案下，仅将分年龄、性别的死亡率固定在 2020 年的水平，在高、中、低三种生育水平下开展人口预测（以下简称：高/中等/低生育-死亡率固定情景），并与“预期寿命增长”情景下的结果进行对比。

表 7 展示了分年龄、性别死亡率保持在 2020 年水平不变，高、中、低三种生育水平下具体年份主要人口指标的点预测及其 90%置信区间。结果显示，预期寿命的增长能够显著减缓人口总量下降的速度和幅度。以中等生育-死亡率固定情景为例，2100 年总人口预计为 4.49 亿（[3.99 亿， 5.09 亿]）；相比而言，中方案（预期寿命增长）下 2100 年总人口为 5.8

亿，较前者增加了 1.31 亿。进一步分解发现，上述差异几乎由老年人口规模增长导致。2100 年中等生育-死亡率固定情景下 65 岁及以上老年人口为 1.76 亿，而中方案为 3.00 亿，两者相差 1.24 亿，贡献了总人口增长的 95%。相较之下，出生人数、育龄女性规模、劳动人口规模等指标在两种情景下几乎无明显差别。综上，预期寿命的增长有助于减缓人口总量的下降，提高中长期总人口规模，但这种“增量”主要体现为老年人口规模的增加，由此可能进一步加深老龄化程度并推升老年人口抚养比。

表 7 分年龄、性别的死亡率保持在 2020 年水平不变，三种生育水平（高、中、低）下，具体年份主要人口指标的预测及其 90%置信区间

指标	2035 年			2050 年		
	低	中	高	低	中	高
总人口（亿）	13.35 [13.20, 13.53]	13.47 [13.29, 13.71]	13.58 [13.40, 13.84]	11.35 [11.13, 11.62]	11.84 [11.55, 12.19]	12.24 [11.87, 12.68]
出生人数 （万人）	548 [364, 775]	760 [543, 1104]	944 [641, 1383]	411 [289, 614]	602 [414, 883]	770 [530, 1108]
死亡人数 （万人）	1553 [1552, 1554]	1554 [1553, 1555]	1554 [1553, 1555]	2066 [2065, 2067]	2067 [2066, 2068]	2068 [2067, 2070]
育龄女性规模 （亿）	2.90 [2.90, 2.90]	2.90 [2.90, 2.90]	2.90 [2.90, 2.90]	2.04 [1.96, 2.12]	2.09 [2.01, 2.20]	2.15 [2.06, 2.27]
15~64 岁劳动人口 （亿）	9.04 [9.04, 9.04]	9.04 [9.04, 9.04]	9.04 [9.04, 9.04]	7.05 [6.89, 7.22]	7.17 [6.98, 7.40]	7.28 [7.09, 7.53]
65 岁及以上老年人口 （亿）	3.20 [3.20, 3.20]	3.20 [3.20, 3.20]	3.20 [3.20, 3.20]	3.52 [3.52, 3.52]	3.52 [3.52, 3.52]	3.52 [3.52, 3.52]
劳动人口 占比（%）	67.7 [66.8, 68.5]	67.1 [65.9, 68.0]	66.5 [65.3, 67.4]	62.0 [61.1, 62.9]	60.6 [59.2, 61.8]	59.5 [58.0, 60.9]
65 岁及以上老龄化率 （%）	23.9 [23.6, 24.2]	23.7 [23.3, 24.0]	23.5 [23.1, 23.9]	31.0 [30.3, 31.6]	29.8 [28.9, 30.5]	28.8 [27.8, 29.7]
老年人口 抚养比（%）	35.4 [35.4, 35.4]	35.4 [35.4, 35.4]	35.4 [35.4, 35.4]	50.0 [48.8, 51.1]	49.2 [47.6, 50.5]	48.4 [46.8, 49.7]
年龄中位数 （岁）	47.6 [47.3, 48.0]	47.4 [46.9, 47.8]	47.2 [46.6, 47.6]	54.0 [53.1, 54.7]	52.4 [51.1, 53.4]	50.9 [49.3, 52.3]
劳动人口年龄中位数 （岁）	43.1 [43.1, 43.1]	43.1 [43.1, 43.1]	43.1 [43.1, 43.1]	44.5 [43.9, 44.9]	44.1 [43.4, 44.7]	43.7 [43.0, 44.3]
	2075 年			2100 年		
	低	中	高	低	中	高
总人口（亿）	6.86 [6.55, 7.21]	7.78 [7.35, 8.31]	8.64 [8.05, 9.40]	3.25 [2.93, 3.61]	4.49 [3.99, 5.09]	5.73 [4.98, 6.68]
出生人数 （万人）	164 [106, 250]	353 [241, 523]	549 [363, 795]	61 [41, 95]	179 [114, 276]	349 [217, 529]
死亡人数 （万人）	1870 [1866, 1874]	1876 [1871, 1881]	1881 [1876, 1888]	1288 [1258, 1322]	1329 [1294, 1370]	1366 [1326, 1415]
育龄女性规模 （亿）	0.82 [0.71, 0.96]	1.13 [0.97, 1.32]	1.39 [1.19, 1.65]	0.35 [0.29, 0.42]	0.64 [0.53, 0.78]	0.94 [0.77, 1.15]
15~64 岁劳动人口 （亿）	3.72 [3.46, 4.02]	4.36 [4.02, 4.77]	4.91 [4.48, 5.46]	1.47 [1.23, 1.74]	2.41 [2.04, 2.86]	3.29 [2.75, 3.97]
65 岁及以上老年人口 （亿）	2.85 [2.85, 2.85]	2.85 [2.85, 2.85]	2.85 [2.85, 2.85]	1.66 [1.54, 1.80]	1.76 [1.62, 1.95]	1.86 [1.70, 2.06]
劳动人口 占比（%）	54.2 [52.6, 55.8]	56.0 [54.3, 57.8]	56.9 [55.0, 58.7]	45.1 [41.1, 49.0]	53.6 [50.1, 57.4]	57.7 [54.1, 61.2]
65 岁及以上老龄化率 （%）	41.5 [39.5, 43.5]	36.6 [34.3, 38.7]	33.0 [30.3, 35.4]	51.2 [47.2, 55.3]	39.3 [35.5, 43.4]	32.6 [28.9, 36.4]
老年人口 抚养比（%）	76.6 [70.8, 82.4]	65.3 [59.7, 70.8]	58.0 [52.1, 63.6]	113.4 [96.4, 134.4]	73.5 [62.1, 86.4]	56.4 [47.6, 66.9]
年龄中位数 （岁）	61.5 [60.4, 62.4]	58.6 [56.9, 59.9]	55.6 [51.6, 57.8]	65.8 [63.0, 68.5]	58.6 [56.2, 60.9]	54.1 [51.6, 56.7]
劳动人口年龄中位数 （岁）	51.5 [49.9, 53.0]	47.6 [45.3, 49.5]	44.5 [42.2, 46.6]	50.1 [48.4, 51.8]	47.4 [45.3, 49.4]	45.3 [42.9, 47.5]

四、研究结论、政策启示与研究展望

本文采用队列要素法，在高、中、低三种生育率水平下对我国 2026—2100 年人口总量

和结构进行了预测分析。不同于传统队列要素法对各情景参数作确定性设定，本文基于“充分覆盖”的想法，提出了一种对总和生育率不确定性的稳健估计，结合队列要素法，不仅能够传统情景设定的基础上给出人口预测的点估计，还能够进一步给出区间估计。

本文主要结论有：第一，若总和生育率维持当前水平（中方案， $TFR=1.05$ ），未来我国人口总量将加速下降，预计 2100 年为 5.80 亿，90%置信区间为[5.28 亿, 6.43 亿]，少子化和老龄化程度将进一步加深。在考虑较大的生育率不确定性情形下，人口趋势仍表现出稳健性。第二，在两类具有政策参考意义的生育率水平下：低方案（ $TFR=0.72$ ）和高方案（ $TFR=1.31$ ），对比分析了如果生育率继续降低或及时回升情景下的人口形势。短期而言（2026—2050 年），三种方案对人口总量和结构指标预测差异较小，表明短期改善的空间有限；长期而言（2051—2100 年），三种方案的预测分化显著：低方案下人口形势更为严峻，高方案下各项指标相较于中方案均有显著改善，反映出总和生育率的变化对中长期人口趋势影响显著。第三，对总和生育率提升幅度、变动时间、平均生育年龄推迟以及死亡率不变情景的四类参数敏感性分析表明：中长期的形势对总和生育率的变化较为敏感，总和生育率的小幅提升能明显改善中长期人口总量和结构；若推迟总和生育率的提升时间，即推迟实施生育激励政策，中短期的政策效果损失较大，长期而言，对人口总量型指标的影响大于对结构性指标的影响；受育龄女性队列结构的影响（高年龄育龄女性队列规模大于低年龄段），生育年龄的推迟在中长期反而可小幅缓解人口下降和老龄化进程，但影响程度远小于总和生育率水平变动的的影响；对比死亡率不变情景，预期寿命的增长虽然提高了中长期人口规模，但增量主要来自老年人口扩张，进而使得人口老龄化形势更加严峻。

为了避免超低生育率情形的发生，减缓我国将面临的人口快速减少和结构失衡，本文提出如下政策建议：

1. 推行生育激励政策，提高总和生育率。建议在全国推行更多样、更大力度的激励政策，提高婚育意愿。个体层面，提供对育儿家庭专项补贴和税收减免。例如，每月对每个儿童提供现金补助和医疗支持到一定年龄。社会层面，增强全社会对育儿家庭的支持体系，加大托育和教育投入，完善儿童医疗保障体系。根据本文高方案情景预测，如果每 4 个家庭多生 1 个孩子，到 2100 年，我国的各项人口指标均较中方案有显著改善。

2. 抓住 2026—2035 年窗口期，大力实施生育激励政策。2026—2035 年，我国育龄女性规模仍将稳定在 2.9~3.05 亿，建议抓住这一“黄金窗口期”，开展激励政策试点、生育意愿统计调查与数据分析，制定针对不同人群的有效生育激励方案。如果错过该窗口，生育激励政策的效果将会被不同程度的削弱。

3. 加强人口规模与结构的时空监测预测，建设高质量的人口基础数据集。预测表明，未来我国人口总量和结构将进入快速调整期。在人口数量变化大的时期，准确做好人口数量的时间和空间分布预测，及时测度人口政策的效果，对各级政府经济社会发展规划、公共政策制定、社会服务供给布局具有重要的基础性意义。

人口预测高度依赖于生育、死亡和人口迁移等关键参数的设定。尽管本文在参数建模和设定过程中，尽可能结合既有理论、经验事实和敏感性分析，尽量从多个角度对模型参数的合理性和人口预测结果的不确定性进行评估。但由于人口发展过程的复杂性和不确定性，本文研究仍存在一定的局限和不足。首先，在未来总和生育率水平设定上，本文假设其保持在当前水平不变，虽然提供了不确定性度量，但未对其趋势进行建模预测。主要原因是当前我国生育变动同时受到多重因素的影响：一方面，城镇化推进和受教育水平提高

可能会对生育产生进一步抑制效应；另一方面，近年来陆续出台的生育激励政策有望提升生育水平，但政策效果和持续时间仍有待进一步观察。因此，未来总和生育率的演变路径存在较大不确定性。其次，本文采用的模型和参数设定，主要基于现阶段我国人口发展特征作出，随着经济社会发展，相关模型和参数可能出现偏差，甚至不再适用。因此，未来仍需进一步加强对我国人口发展规律以及生育支持政策效果的研究，并在此基础上构建更具动态性和稳健性的预测模型。

参考文献

- [1] 张现琴,翟振武,陶涛. 中国人口负增长: 现状、未来与特征[J]. 人口研究, 2020, 44(3): 3-20.
- [2] 贺丹. 中国人口展望(2024): 迈向高质量发展的未来[M]. 福州: 福建人民出版社, 2024.
- [3] Alkema L, Raftery A E, Gerland P, et al. Probabilistic Projections of the Total Fertility Rate for All Countries[J]. *Demography*, 2011, 48(3): 815-839.
- [4] Azose J J, Raftery A E. Bayesian Probabilistic Projection of International Migration[J]. *Demography*, 2015, 52(5): 1627-1650.
- [5] Bai R, Liu Y, Zhang L, et al. Projections of future life expectancy in China up to 2035: a modelling study[J]. *The Lancet Public Health*, 2023, 8(12): e915-e922.
- [6] Bohk-Ewald C, Li P, Myrskylä M. Forecast Accuracy Hardly Improves with Method Complexity When Completing Cohort Fertility[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115(37): 9187-9192.
- [7] Booth H. Demographic Forecasting: 1980 to 2005 in Review[J]. *International Journal of Forecasting*, 2006, 22(3): 547-581.
- [8] Booth H, Pennec S, Hyndman R. Stochastic Population Forecasting Using Functional Data Methods: The Case of France[C]. Marrakech, Morocco: IUSSP Annual Meeting, 2009.
- [9] Elandt-Johnson RC, Johnson NL. *Survival Models and Data Analysis*[M]. New York: John Wiley and Sons, 1980.
- [10] Hyndman R J, Booth H. Stochastic Population Forecasts Using Functional Data Models for Mortality, Fertility and Migration[J]. *International Journal of Forecasting*, 2008, 24(3): 323-342.
- [11] Lee R D. Modeling and Forecasting the Time Series of US Fertility: Age Distribution, Range, and Ultimate Level[J]. *International Journal of Forecasting*, 1993, 9(2): 187-202.
- [12] Lee R D, Tuljapurkar S. Stochastic Population Forecasts for the United States: Beyond High, Medium, and Low[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(428): 1175-1189.
- [13] Leslie P H. On the Use of Matrices in Certain Population Mathematics[J]. *Biometrika*, 1945, 33(3): 183-212.
- [14] Liu P, Raftery A E. Accounting for Uncertainty about Past Values in Probabilistic Projections of the Total Fertility Rate for Most Countries[J]. *The Annals of Applied Statistics*, 2020, 4(2): 685.
- [15] Preston S, Heuveline P, Guillot M. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*[M]. Oxford: Blackwell, 2001.
- [16] Raftery A E, Li N, Ševčíková H, et al. Bayesian Probabilistic Population Projections for All Countries[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2012, 109(35): 13915-13921.
- [17] Raftery A E, Alkema L, Gerland P. Bayesian Population Projections for the United Nations[J]. *Statistical Science*, 2014a, 29(1): 58.
- [18] Raftery A E, Lalic N, Gerland P. Joint Probabilistic Projection of Female and Male Life Expectancy[J]. *Demographic Research*, 2014b, 30: 795.
- [19] Ševčíková H, Li N, Kantorová V, et al. Age-Specific Mortality and Fertility Rates for Probabilistic Population Projections[C]. In *Dynamic Demographic Analysis*, pp. 285-310. Cham: Springer International Publishing, 2016.
- [20] United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. *World Population Prospects 2019: Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections* [R]. 2019.
- [21] United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. *World Population Prospects 2022: Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections* [R]. 2022.
- [22] United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. *World Population Prospects 2024: Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections* [R]. 2024.
- [23] United States Census Bureau. *Methodology, Assumptions, and Inputs for the 2023 National Population Projections*[R]. Washington, D.C.: United States Census Bureau, 2023.
- [24] Whelpton P K. An Empirical Method of Calculating Future Population[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1936, 31(195): 457-473.

作者简介

陈磊, 西南财经大学统计与数据科学学院讲师。研究方向为人口统计、大数据与宏观经济的交叉。

陈松蹊（通讯作者），中国科学院院士，清华大学讲席教授。研究方向为人口统计、超高维数据统计推断、高分辨数据同化、数学地球物理、气候变化统计学方法、计量经济。电子邮箱：sxchen@tsinghua.edu.cn。

何婧，西南财经大学统计与数据科学学院教授。研究方向为高维数据分析、复杂数据统计推断。

附录：中国 2026—2100 年人口预测

陈磊 陈松蹊 何婧

附录 1：对 2000—2023 年总和生育率对数 $\ln f_t$ 建立 AR(1) 模型

选取 2000—2023 年的总和生育率对数 $\ln f_t$ 的时间序列，逐步验证如下步骤：

- (1) 平稳性检验；
- (2) 利用 BIC 信息准则选择 ARMA(p, q) 模型的参数 p 和 q ；
- (3) 参数估计及显著性检验；
- (4) 检验残差是否为白噪声。

首先，文本使用 ADF 和 KPSS 两种检验方法，对我国 2000—2023 年总和生育率的对数序列 $y_t = \ln f_t$ 进行平稳性检验，工具使用 python 的软件包 statsmodels.tsa。检验结果如下：

附表 1 平稳性检验结果

ADF 检验
(1) 模型： $\Delta y_t = \alpha + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$. $H_0: \pi = 0$ (存在单位根) vs $H_1: \pi < 0$ 结果：检验统计量 = -2.2214, p 值 = 0.1986。
(2) 模型： $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$. $H_0: \pi = 0$ (存在单位根) vs $H_1: \pi < 0$ 结果：检验统计量 = -4.3452, p 值 = 0.0027。
KPSS 检验
(1) 模型： $y_t = \alpha + r_t + \varepsilon_t$, $r_t = r_{t-1} + u_t$. $H_0: \text{Var}(u_t) = 0$ vs $H_1: \text{Var}(u_t) > 0$ (存在单位根) 结果：检验统计量 = 0.2476, p 值 > 0.10。
(2) 模型： $y_t = \alpha + \beta t + r_t + \varepsilon_t$, $r_t = r_{t-1} + u_t$. $H_0: \text{Var}(u_t) = 0$ vs $H_1: \text{Var}(u_t) > 0$ (存在单位根) 结果：检验统计量 = 0.0612, p 值 > 0.10。

综上，ADF 检验和 KPSS 检验表明时间序列 $\ln f_t$ 不存在单位根，是趋势平稳的，可能存在与时间相关的线性趋势。进一步，对时间序列 $\ln f_t$ 建立如下带有时间趋势项的 ARMA(p, q) 模型，

$$(1 - \rho_1 L - \dots - \rho_p L^p)(\ln f_t - \mu_0 - \beta t) = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{A1})$$

其中， L 是滞后算子。利用 BIC 准则选取参数 p 和 q ，结果如下，

附表 2 基于 BIC 准则选择式 (A1) 模型滞后阶结果

BIC 准则 (前 5)		
p	q	BIC 值
1	0	-30.0
2	1	-29.3
0	1	-27.5

2	0	-27.1
1	1	-26.0

综上，基于 BIC 准则选取的模型为 AR(1)，即

$$(1 - \rho L)(\ln f_t - \mu_0 - \beta t) = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (\text{A2})$$

在式(A2)模型设定下，参数估计结果如下，

附表 3 模型式 (A2) 参数估计结果

	系数	标准差	z值	p值	95%置信区间
μ_0	0.4399	0.242	1.819	0.069	[-0.034, 0.914]
β	-0.0138	0.014	-0.989	0.323	[-0.041, 0.014]
ρ	0.5656**	0.212	2.662	0.008	[0.149, 0.982]
σ^2	0.0092***	0.003	3.431	0.001	[0.004, 0.014]

由于线性趋势项参数 μ_0 和 β 均不显著，故去除时间趋势 βt ，调整为如下式(A3)模型

$$(1 - \rho L)(\ln f_t - \mu_0) = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (\text{A3})$$

模型式(A3)参数估计结果如下，

附表 4 模型式 (A3) 参数估计结果

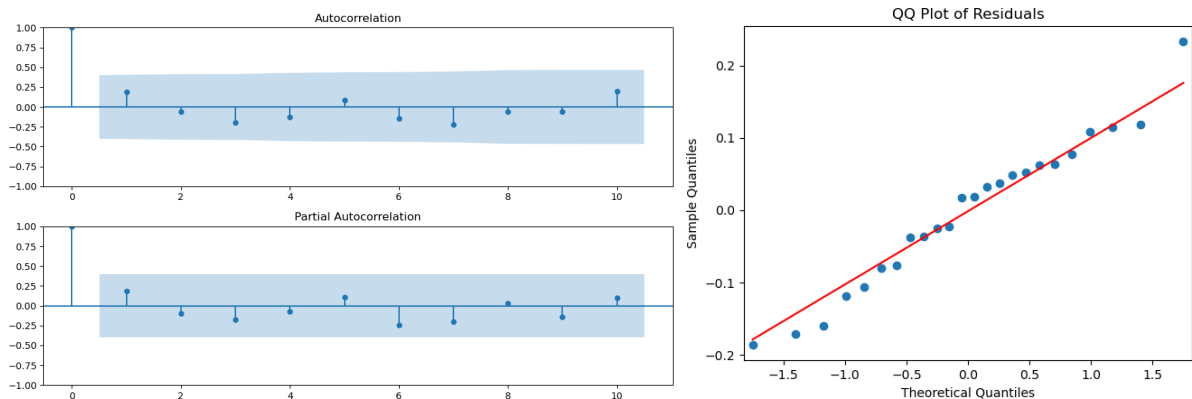
	系数	标准差	z值	p值	95%置信区间
μ_0	0.2370***	0.068	3.509	0.000	[0.105, 0.369]
ρ	0.6674**	0.238	2.801	0.005	[0.200, 1.134]
σ^2	0.0106**	0.004	2.950	0.003	[0.004, 0.018]

模型系数全部显著。

进一步对残差进行 Ljung-Box 白噪声检验（附表 5），画出残差的自相关和偏相关系数图（附图 1 左）、残差的 QQ 图（附图 1 右）。结果均支持：残差为白噪声。具体如下，

附表 5 对模型式 (A3) 残差的 Ljung-Box 检验

m	统计量 $Q(m)$	p值
10	7.647	0.663
20	14.494	0.805



附图 1 残差的自相关和偏自相关图（左），以及 QQ 图（右）

综上，对于 2000—2023 年的总和生育率的对数序列 $\ln f_t$ ，最终建立如下 AR(1)模型

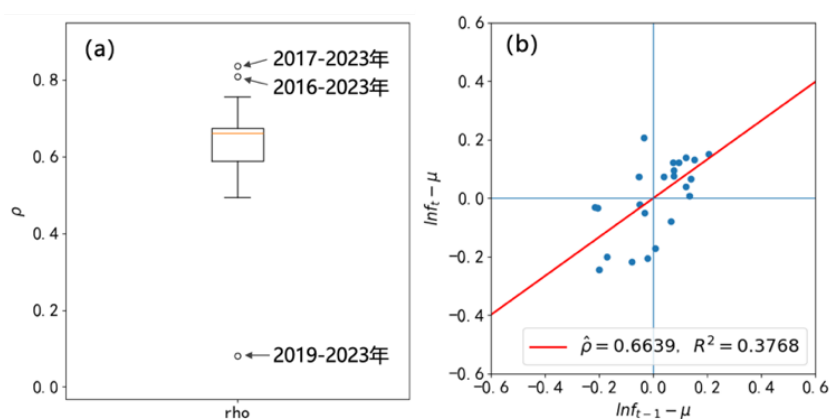
$$\ln f_t - \mu_0 = \rho(\ln f_{t-1} - \mu_0) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2).$$

参数估计如附表 4 所示。

附录 2：不同时间窗口选择下，基于方法(B)对模型式(8)中参数 ρ 估计的稳健性评估

附表 6 不同时间窗口选择下，模型式(8)中参数 ρ 的估计值、RMSE 及 R^2

窗口 起始年份	窗口 终点年份	样本量	$\hat{\rho}$ 估计值	RMSE	R^2
2000	2023	24	0.6639	0.1056	0.3768
2001		23	0.6820	0.1055	0.3984
2002		22	0.6746	0.1078	0.3916
2003		21	0.6618	0.1100	0.3818
2004		20	0.6391	0.1118	0.3646
2005		19	0.6502	0.1145	0.3673
2006		18	0.6381	0.1171	0.3573
2007		17	0.6073	0.1186	0.3382
2008		16	0.5576	0.1202	0.2958
2009		15	0.5455	0.1239	0.2682
2010		14	0.5890	0.1257	0.3013
2011		13	0.5718	0.1234	0.3138
2012		12	0.6652	0.1239	0.3646
2013		11	0.6656	0.1305	0.3656
2014		10	0.6676	0.1381	0.3671
2015		9	0.6831	0.1314	0.4347
2016		8	0.8102	0.1326	0.4978
2017		7	0.8366	0.997	0.6902
2018		6	0.7561	0.1048	0.6007
2019		5	0.4954	0.1006	0.3908
2020		4	0.0809	0.0744	0.0164



附图 2 (a) 不同时间窗口下参数 ρ 估计值的箱线图；(b) 时间窗口选为 2000—2023 年时，模型式(8)对应的散点图($\ln f_{t-1} - \hat{\mu}, \ln f_t - \hat{\mu}$)及 OLS 拟合曲线

附录 3：不同时间窗口选择下，模型式(8)和式(11)中参数 σ_0^* 和 μ_0 的估计稳健性评估

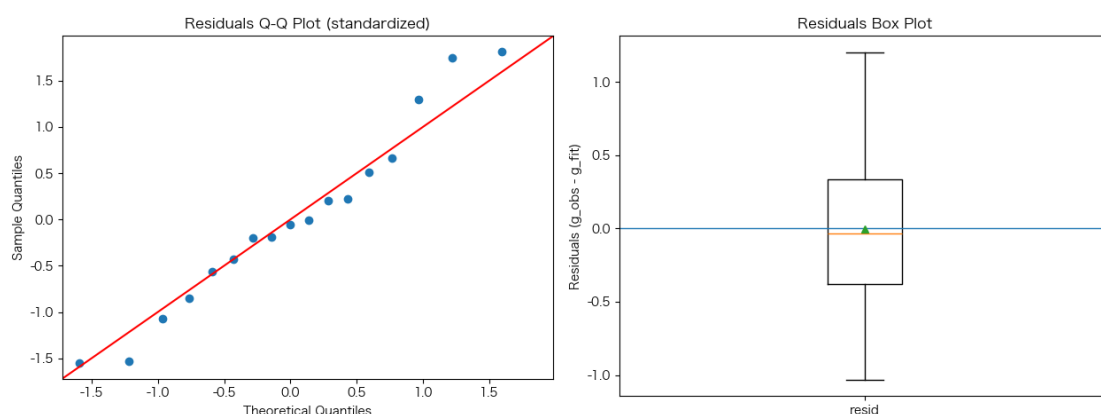
附表 7 不同时间窗口选择下，模型式(8)和式(11)中参数 σ_0^* 和 μ_0 的估计值、对应总和生育率的 90% 置信区间及覆盖历史观测的比例

窗口 起始年份	窗口 终点年份	$\hat{\sigma}_0^*$ 估计值	$\hat{\mu}_0$ 估计值	90%置信区间	覆盖数/样本量	覆盖率
2000	2023	0.1662	0.0239	[0.71, 1.48]	22 / 24	0.9167
2001					21 / 23	0.9130
2002					20 / 22	0.9091
2003					19 / 21	0.9048
2004					18 / 20	0.9000
2005		0.1722	0.0221	[0.70, 1.50]	18 / 19	0.9474
2006					17 / 18	0.9444
2007					16 / 17	0.9412
2008					15 / 16	0.9375
2009					14 / 15	0.9333
2010					13 / 14	0.9286
2011					12 / 13	0.9231
2012					11 / 12	0.9167
2013					10 / 11	0.9091
2014					9 / 10	0.9000
2015		0.2017	0.0121	[0.65, 1.58]	9 / 9	1
2016					8 / 8	1
2017					7 / 7	1
2018		0.1722	0.0221	[0.70, 1.50]	6 / 6	1
2019		0.1628	0.0249	[0.72, 1.47]	5 / 5	1
2020	0.0994	0.0399	[0.83, 1.29]	4 / 4	1	

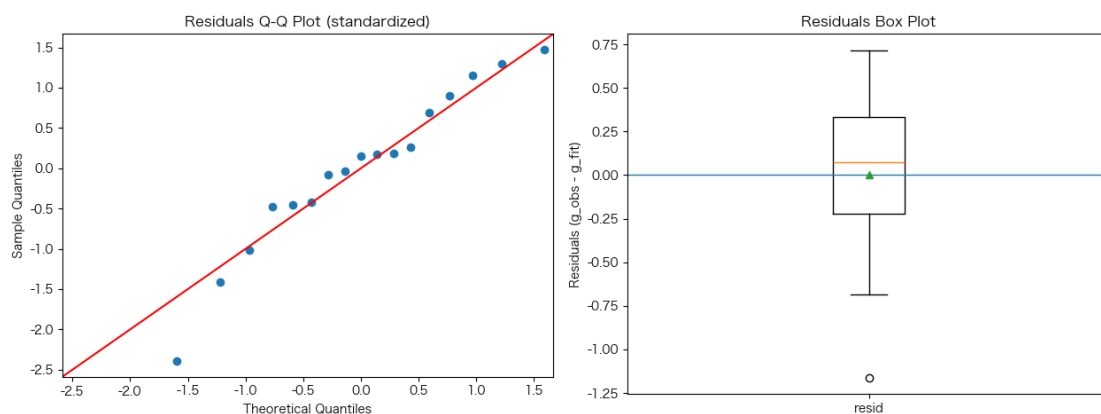
附录 4: 式(18)和式(19)模型中, 男性、女性双逻辑函数的参数估计和残差诊断

附表 8 男性和女性预期寿命预测模型的双逻辑函数参数估计结果

	男性	女性
d	3.62	3.58
Δ_1	35.0	16.7
Δ_2	97.9	93.6
Δ_3	1.00	3.23
Δ_4	65.6	67.9



附图 3 男性预期寿命模型中双逻辑函数拟合的残差 QQ 图 (左) 和箱线图 (右, 其中三角形为均值, 橙色横线为中位数)



附图 4 女性预期寿命模型中双逻辑函数拟合的残差 QQ 图 (左) 和箱线图 (右, 其中三角形为均值, 橙色横线为中位数)

附录 5：基于插值方法构造预期寿命为 e_0^* 的模型生命表

设有两张出生时预期寿命分别为 e_0^1 和 e_0^2 （均为整数，且不失一般性令 $e_0^1 < e_0^2$ ）的模型生命表，在年龄区间 $[x, x+1)$ 上的死亡概率分别为 q_x^1 和 q_x^2 。给定目标预期寿命 e_0^* （满足 $e_0^1 < e_0^* < e_0^2$ ），我们借鉴美国人口普查局 PAS 文档（Arriaga E E, 2012）推荐的方法：以两张生命表的死亡概率为基础，在对数尺度下向内插值，从而构造预期寿命恰好为 e_0^* 的目标生命表。

具体而言，令权重 $w \in [0,1]$ ，则目标生命表在年龄区间 $[x, x+1)$ 上的死亡概率 q_x^* 满足

$$\log(q_x^*) = (1-w)\log(q_x^1) + w\log(q_x^2),$$

等价地，

$$q_x^* = (q_x^1)^{1-w}(q_x^2)^w.$$

对于目标生命表中年龄组 $[x, x+1)$ 的分离因子 a_x^* （刻画了该年龄区间死亡人数的平均存活年数），本文采用与死亡概率一致的权重 w 进行线性插值

$$a_x^* = (1-w)a_x^1 + wa_x^2,$$

其中， a_x^1 和 a_x^2 分别是模型生命表 1 和模型生命表 2 在年龄区间 $[x, x+1)$ 的分离因子。给定权重 w 后，由插值得到的 q_x^* 和 a_x^* 即可生成相应的目标生命表，并据此计算出出生时的预期寿命 $e_0(w)$ 。一个直观的权重是

$$w_0 = \frac{e_0^* - e_0^1}{e_0^2 - e_0^1}.$$

然而，由于预期寿命 e_0 是所有年龄区间死亡概率 q_x 的非线性函数，权重 w_0 一般并不能保证 $e_0(w_0)$ 严格等于目标预期寿命 e_0^* 。美国人口普查局 PAS 文档建议通过方程求解来得到权重 w ，使得由插值得到生命表的预期寿命恰好达到 e_0^* 。为此，定义

$$f(w) = e_0(w) - e_0^*.$$

注意到 $e_0(w)$ 关于 w 单调，并满足 $e_0(0) = e_0^1$ 和 $e_0(1) = e_0^2$ 。当权重 w 趋向于 0 时，预期寿命 $e_0(w)$ 趋向于 e_0^1 ；反之当权重 w 趋向于 1 时，预期寿命 $e_0(w)$ 趋向于 e_0^2 。因此，可以通过二分法求解方程 $f(w) = 0$ ，得到精确的权重 w^* 。

具体算法流程如下

-
1. **初始化。** 记 $w_L = 0, w_U = 1$ ，令预期寿命 $e_0^L = e_0(w_L)$ 和 $e_0^U = e_0(w_U)$ ；
 2. **迭代。** 令 $w_M = (w_L + w_U)/2$ ，按照上述插值公式计算对应的死亡概率 q_x^* 和分离因子 a_x^* ，生成生命表并计算预期寿命 $e_0(w_M)$ ；
 3. **更新。** 若 $e_0(w_M) < e_0^*$ ，则令 $w_L = w_M$ ；否则令 $w_U = w_M$ ；
 4. **收敛判定。** 当 $|e_0(w_M) - e_0^*| < \varepsilon$ 时停止迭代（例如，取 $\varepsilon = 10^{-4}$ ），此时 w_M 即为目标权重 w^* 。
-

附录 6：2000—2024 年我国净迁移人数规模情况

附表 9 2000—2024 年我国净迁移人数规模及其占同期总人数、出生人数、死亡人数的比例

年份	总人数 (万)	出生人数 (万)	死亡人数 (万)	净迁移			
				规模 (万)	占总人数 比重 (%)	占出生人数 比重 (%)	占死亡人数 比重 (%)
2000	126743	1778	817	-6	0.005	0.34	0.73
2001	127627	1702	818	-18	0.014	1.06	2.20
2002	128453	1647	821	-76	0.059	4.61	9.26
2003	129227	1599	825	-61	0.047	3.81	7.39
2004	129988	1593	832	-77	0.059	4.83	9.25
2005	130756	1617	849	-10	0.008	0.62	1.18
2006	131448	1584	892	-76	0.058	4.80	8.52
2007	132129	1594	913	-104	0.079	6.52	11.39
2008	132802	1608	935	-76	0.057	4.73	8.13
2009	133450	1615	943	-18	0.013	1.11	1.91
2010	134091	1596	949	-18	0.013	1.13	1.90
2011	134916	1604	960	-42	0.031	2.62	4.38
2012	135922	1635	966	-6	0.004	0.37	0.62
2013	136726	1640	972	-19	0.014	1.16	1.95
2014	137646	1687	977	-37	0.027	2.19	3.79
2015	138326	1655	975	-65	0.047	3.93	6.67
2016	139232	1786	977	-15	0.011	0.84	1.54
2017	140011	1723	986	-9	0.006	0.52	0.91
2018	140541	1523	993	-20	0.014	1.31	2.01
2019	141008	1465	998	-66	0.047	4.51	6.61
2020	141212	1203	998	-9	0.006	0.75	0.90
2021	141260	1062	1014	-38	0.027	3.58	3.75
2022	141175	956	1041	-29	0.021	3.03	2.79
2023	140967	902	1110	-57	0.040	6.32	5.14
2024	140828	954	1093	-32	0.023	3.35	2.93
平均				-39	0.029	2.72	4.23

数据来源：国家统计局，联合国人口司《2024 年世界人口展望》

附录 7：比例年龄生育率的预测

在本文中，采用比例年龄生育率（Proportionate Age-Specific Fertility Rate, PASFR）来刻画生育的年龄模式。PASFR 定义为分年龄生育率除以当年的总和生育率，即

$$p_{a,t} = \frac{f_{a,t}}{\sum_{a=15}^{49} f_{a,t}},$$

其中， $f_{a,t}$ 是第 t 年年龄为 a 岁育龄女性（15~49 岁）的生育率， $p_{a,t}$ 是对应的第 t 年年龄为 a 岁的 PASFR，反映了该年龄的生育率对当年 TFR 的贡献比例。因此，PASFR 直接刻画了生育的年龄分布。

本文借鉴 Ševčíková 等（2016）提出的 PASFR 预测框架，对第 t 年年龄为 a 岁（15~49 岁）女性的比例年龄生育率 $p_{a,t}$ 构建如下线性模型

$$\text{logit}(p_{a,t}) = \text{logit}(p_{a,t_0}) + v_a \cdot (t - t_0), \quad (\text{A4})$$

其中， p_{a,t_0} 为初始年份 t_0 年龄为 a 岁的 PASFR， $\text{logit}(p_{a,t})$ 为对 $p_{a,t}$ 进行 logit 变换， v_a 为 p_a 在 logit 尺度下的增长速度。Logit 变换定义为

$$p_{a,t}^* = \text{logit}(p_{a,t}) = \log \frac{p_{a,t}}{1 - p_{a,t}}.$$

采用 logit 变换的优势在于：在 logit 尺度下得到的预测值 $p_{a,t}^*$ 经逆变换

$$p_{a,t} = \text{logit}^{-1}(p_{a,t}^*) = \frac{1}{1 + e^{-p_{a,t}^*}},$$

可以确保 $p_{a,t} \in (0,1)$ ，从而满足比例变量的取值约束。

为了降低 1‰ 人口变动调查数据在 PASFR 上的年度波动，在估计增长速度时，本文先对 PASFR 按时期取均值。具体地，按照 2000—2004、2005—2009、2010—2014、2015—2019、2020—2023 划分为 5 个时期，并计算各时期各年龄的平均比例年龄生育率 $\bar{p}_{a,s}$ ，其中 $s = 0$ 对应 2020—2023， $s = -1$ 对应 2015—2019，以此类推。由相邻两个时期 $\text{logit}(\bar{p}_{a,s})$ 的差可得到该时期平均增长速度

$$\bar{v}_{a,(s-1,s)} = \frac{\text{logit}(\bar{p}_{a,s}) - \text{logit}(\bar{p}_{a,s-1})}{\tau_{(s-1,s)}},$$

其中， $\tau_{(s-1,s)}$ 表示两个时期中点的时间间隔。除 $\tau_{(-1,0)} = 4.5$ 外（2020—2023 年中点为 2021.5，2015—2019 年中点为 2017，相差 4.5 年），其余间隔均为 5。在预测阶段，年龄为 a 岁的 $\text{logit}(p_{a,t})$ 的增长速度 v_a 取过去 T 个时期的平均，并假定在预测期内保持不变，即

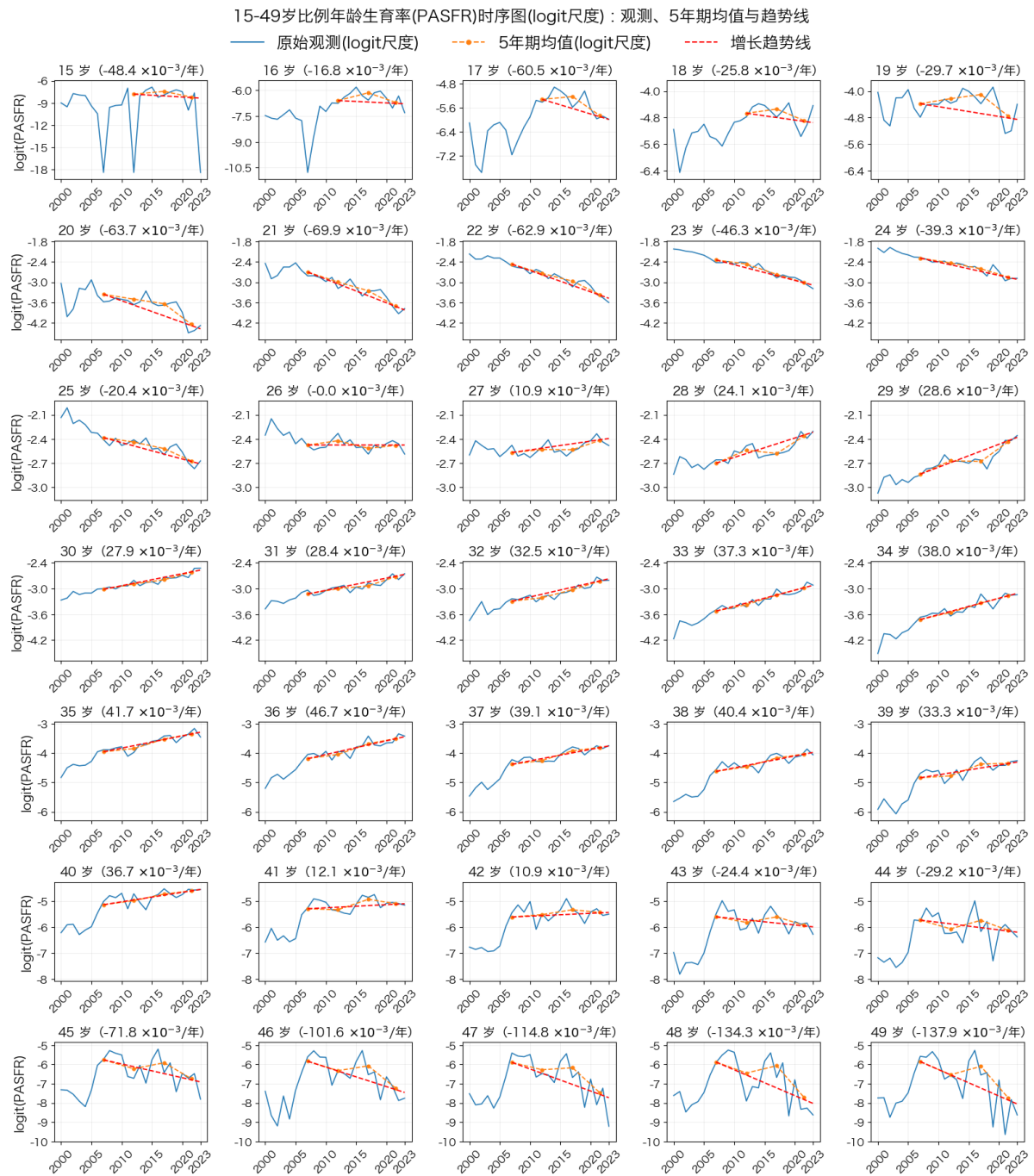
$$v_a = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T \bar{v}_{a,(-s,-s+1)}.$$

关于 T 的取值，Ševčíková 等（2016）取 $T = 3$ 。结合我国 PASFR 的历史变化特征，本文对 15~18 岁年龄组取 $T = 2$ （该年龄段近 10 年来 PASFR 呈下降趋势（见附图 5），若取 $T = 3$ 会产生与实际相反的趋势），对 19~49 岁年龄组取 $T = 3$ （见附图 4）。预测起点的初始状态 p_{a,t_0} 取 2021—2023 年 PASFR 的平均值。据此，可由式(A4)模型线性外推得到在任意年份 t 、年龄为 a 岁的 $\text{logit}(p_{a,t})$ ，再经逆 logit 变换便可得 $p_{a,t}$ 的预测。由于是对年龄 a 岁的 $p_{a,t}$ 分别单独预测，在年份 t ，预测结果在数值上未必严格满足求和为 1。因此，本文进一步采用 softmax 函数对预测的 $p_{a,t}$ 做归一化处理，以满足 $\sum_{a=15}^{49} p_{a,t} = 1$ 的约束。最终得到的预测为

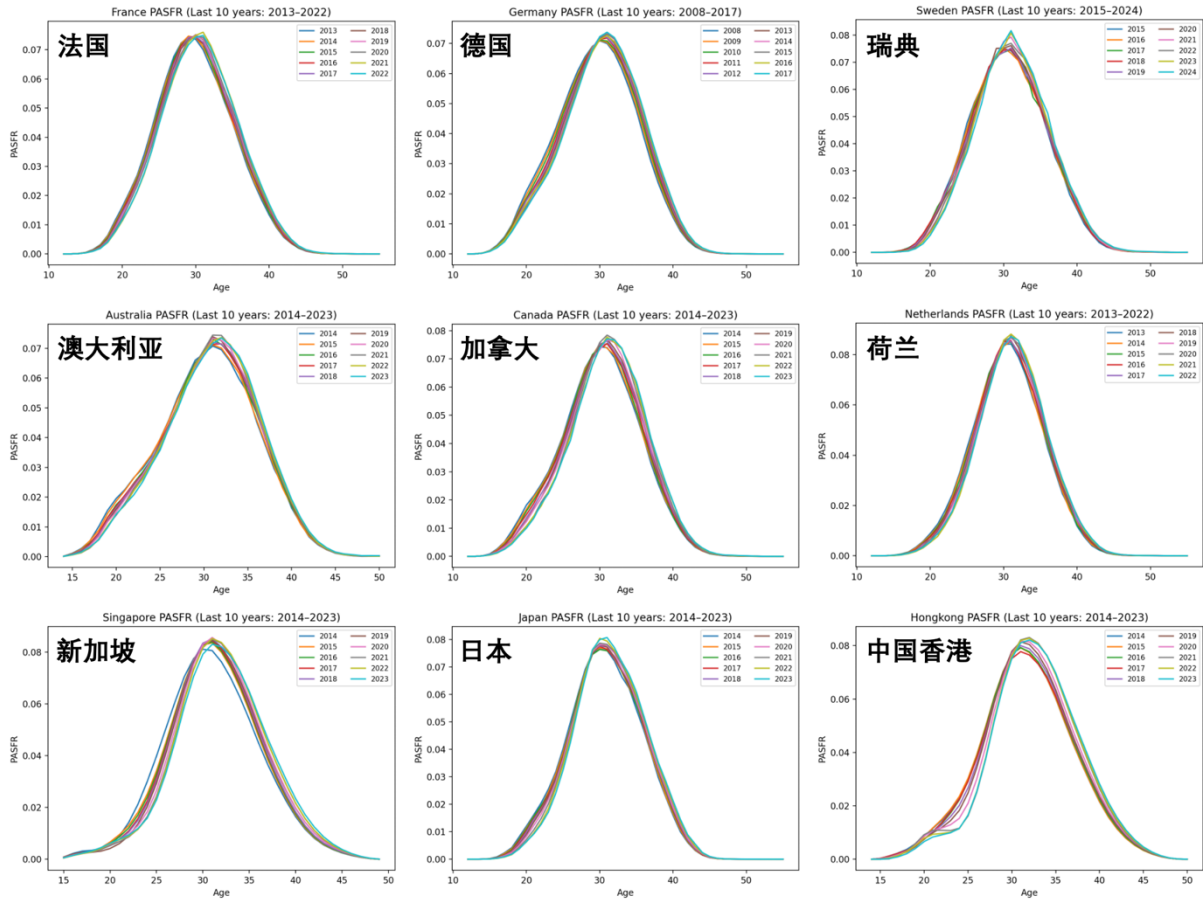
$$p_{a,t}^{pred} = \frac{\exp(p_{a,t} - \max_a[p_{a,t}])}{\sum_{a=15}^{49} \exp(p_{a,t} - \max_a[p_{a,t}])}.$$

其中，减去 $\max_a\{p_{a,t}\}$ 的目的在于改善归一化过程中的数值稳定性，避免在 $p_{a,t}$ 较小时出现精度损失。

在各国比例年龄生育率的观测中，比例年龄生育率 $p_{a,t}$ 不会无限增长。本文参照联合国人口预测的方法：当平均生育年龄首次达到阈值 32 岁后，便固定在阈值年份的水平不变（United Nations, 2024）。其依据来源于对世界主要国家生育模式演化的经验观察：PASFR 推迟到某一阶段后将逐渐收敛保持相对稳定（见附图 6）。本文采用同联合国相同的处理方法：当预测年份的平均生育年龄首次达到阈值 32 时，之后预测年份的 PASFR 就保持在阈值年份的水平不再变化。各年龄的 PASFR 预测见附图 7 和附图 8。

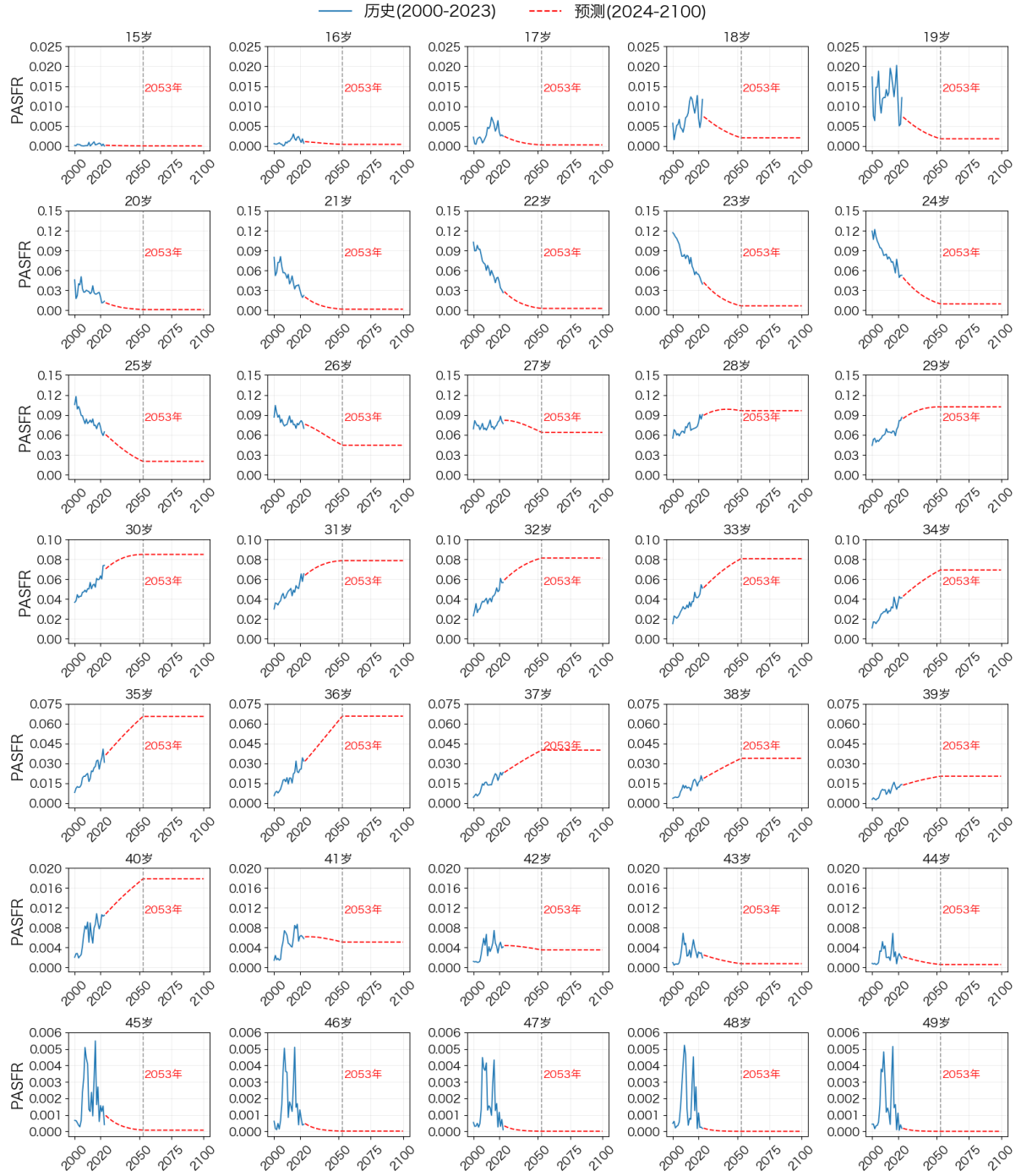


附图 5 比例年龄生育率 $p_{a,t}$ 经 $\logit(\cdot)$ 变换后的时间序列（蓝色）、5 年均值（橙色）及趋势（红色虚线）。每幅小图标题的括号内为 \logit 尺度下 $p_{a,t}$ 的增长速度 v_a

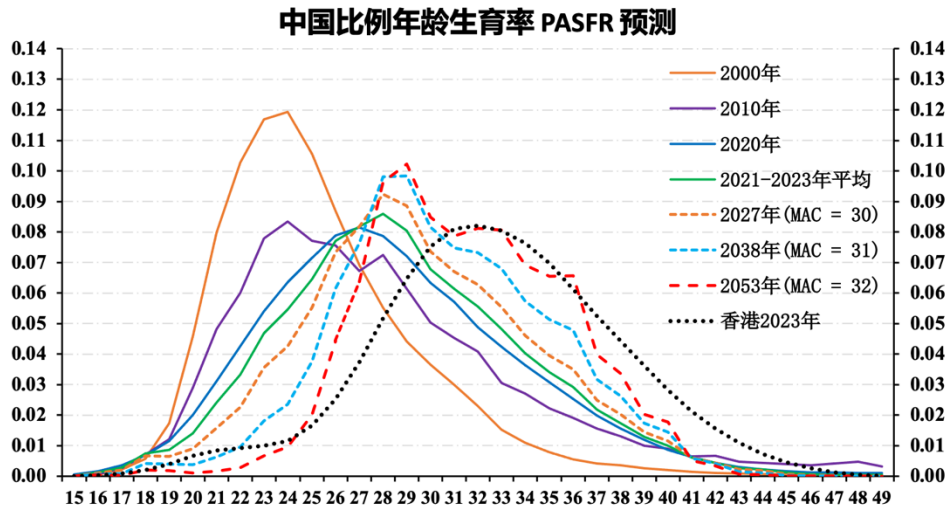


附图 6 部分国家或地区的比例年龄生育率曲线趋势（数据来源：Human Fertility Database）

15-49岁 PASFR 预测 | 当 平均生育年龄MAC 达到32岁后(2053年), 保持不变



附图 7 每 1 岁年龄的比例年龄生育率 $p_{a,t}$ 的预测。在 2053 年平均生育年龄首次达到 32 岁后, 设定 $p_{a,t}$ 保持不变



附图 8 中国比例年龄生育率曲线：2000—2023 年历史趋势及预测，并与香港 2023 年比例年龄生育率曲线对照（点虚线）。预计 2027 年平均生育年龄推迟至 30 岁，2038 年推迟至 31 岁，2053 年推迟至 32 岁

参考文献

- [1] Arriaga E E. Population Analysis with Microcomputers: Volume II (Extract A): Software and Documentation (Population Analysis Spreadsheets)[R]. U.S. Census Bureau, 1994 (Revised June 2012.).
- [2] Ševčíková H, Li N, Kantorová V, et al. Age-Specific Mortality and Fertility Rates for Probabilistic Population Projections[C]. In Dynamic Demographic Analysis, pp. 285-310. Cham: Springer International Publishing, 2016.
- [3] United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World Population Prospects 2024: Methodology of the United Nations Population Estimates and Projections [R]. 2024.