

# 改革开放与中国减贫奇迹

## ——基于合成控制法的新证据

陈太明

(东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116025)

**摘要:**识别中国改革开放减贫奇迹的净效应及机制是推动经济高质量发展的关键。文章构建包含改革开放、消费增长和居民福利的动态结构模型,首次采用合成控制法科学评估改革开放对消费增长的影响及机理,并采用反事实模拟方法测算福利效应。研究发现,改革开放的实施使得中国1978年以来消费增长率提高了5个百分点;改革开放带来的福利增进相当于永久每年给每人3 446元;改革开放通过推动收入增长的渠道促进消费增长。文章基于消费增长福利效应视角,剖析改革开放创造的伟大减贫成就,这对于新征程上坚定不移地全面深化改革开放和解决居民消费不足问题具有重要启示。

**关键词:**改革开放;减贫奇迹;消费增长;福利增进;合成控制法

[中图分类号]F224 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2024)02-0051-14

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2024.02.007

### Reform and Opening-up and Poverty Reduction Miracle in China: New Evidence Based on Synthetic Control Method

Chen Taiming

(School of Economics, Northeast University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning 116025, China)

**Abstract:** Identifying the net effect and mechanism of reform and opening-up and poverty reduction miracle in China is the key to promoting economic high-quality development. The study constructs a dynamic structural model that includes reform and opening-up, consumption growth and residents' welfare, and for the first time adopts a synthetic control method to scientifically assess the impact and mechanism of reform and opening-up on consumption growth and adopts counterfactual simulation method to measure the welfare effect. This study finds that reform and opening-up has accelerated consumption growth rate by an average 5 percent every year since 1978, that the welfare enhancement brought about by it is equivalent to a permanent annual payment of RMB 3 446 yuan per person; and that it has contributed to the consumption growth through promoting the channel of income growth. Based on the welfare effect of consumption growth, the paper analyzes the great achievement in poverty reduction created by reform and opening-up, which serves as an vital inspiration for further deepening reform and opening-up and alleviating residents' inadequate consumption in the new journey.

**Key words:** reform and opening-up; poverty reduction miracle; consumption growth; welfare promotion; synthetic control method

收稿日期:2023-11-21

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71403044);国家自然科学基金面上项目(72073021);国家自然科学基金面上项目(72173074);辽宁省教育厅高等学校基本科研项目面上项目(LJKR0431)

作者简介:陈太明(1979—),男,教授,博士,主要从事宏观经济学研究。

## 一、引言

中国改革开放的巨大成就之一是在减少贫困上创造了世界纪录<sup>[1-3]</sup>。截至2017年底,改革开放政策累计减贫约7.4亿人<sup>[4]</sup>。中国在速度和规模上创造了人类减贫历史上的奇迹,学术界亟需“讲好中国故事”。科学研判改革开放的减贫奇迹及其机理是“讲好中国故事”的前提。理论上,一个经济系统是人的集合,对经济政策的科学评估,需要回溯到政策对个人福利的影响来描绘政策的结果<sup>[5]</sup>,居民的消费增长是其幸福感增强的最终源泉<sup>[6-7]</sup>。为客观评价改革开放的减贫奇迹,科学测算期间消费增长和福利效应并厘清其背后的作用机制显得尤为迫切和重要。现有研究往往将改革开放相关问题的解释焦点放在中国经济高速增长上<sup>[8-10]</sup>。经济增长是一个长期的动态过程,提高国家的人均消费水平是国民经济增长的根本目的,而居民福利主要取决于居民消费增长,中国居民消费增长有助于增进居民福利<sup>[11-12]</sup>。

党的十九大报告指出,“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。”美好生活内涵丰富,从经济学视角来看,其核心在于扩大消费进而提升居民福利<sup>[13]</sup>。让居民过上幸福而有尊严的生活成为中国政府的新目标<sup>[14]</sup>。改革开放政策对居民的消费和福利水平产生深刻影响,中国人均居民消费增长速度从1961年的3.47%上升至2014年的6.18%,<sup>①</sup>增加了2.71个百分点。本文在构建理论模型的基础上,采用中国和7个东亚、东南亚主要经济体1961—2014年的相关经济数据,基于新近出现、处于前沿且更加科学的合成控制法和反事实模拟方法,着重探究两个问题:一是改革开放在多大程度上促进了中国居民消费增长;二是改革开放在多大程度上增进了中国居民福利。

本文在现有文献基础上主要有三个方面的边际贡献:一是国内外首次采用Abadie等提出

的合成控制法<sup>[15]</sup>对中国改革开放的消费增长和福利效应及其机理进行科学严谨的评估。基于对若干个控制组国家加权合成控制对象的方式模拟中国实施改革开放政策前的情况,克服了既往实证方法中在选择控制组国家时可能存在的政策内生性问题,进而能够更客观地评价改革开放的减贫效果。二是对Lucas消费增长的福利效应模型<sup>[5]</sup>进行了理论拓展,将假设没有实施改革开放的反事实消费增长率引入其中,对改革开放、消费增长和居民福利之间的逻辑关系进行数理阐释,推导出测算改革开放促进居民消费增长进而增进居民福利程度的显示解,测算改革开放通过推动消费增长给中国居民带来的福利增进效应,丰富了有关消费增长与居民福利关系的研究。三是对影响中国居民消费增长的若干潜在因素采用合成控制法进行科学剖析,诠释改革开放影响居民消费增长的作用机理,揭示收入增长率、收入不确定性、支出不确定性、预期寿命、人力资本五个因素的变动不利于消费增长,从而为进一步调整现行的改革开放政策提供建议。

## 二、文献综述

目前,大量文献主要从理论和描述性统计的层面探索改革开放对中国经济增长的影响,认为改革开放显著推动了中国高速增长<sup>[16-19]</sup>。有部分文献进一步分析了改革开放对人民生活水平的影响,如居民的实际收入水平、消费水平和消费结构、劳动的社会条件和生产条件、社会服务的发达程度、闲暇时间的占有量和结构、卫生保健和教育普及程度等。“随着经济的增长,生活水平随之提高”的假设被认可,但忽略了经济增长率大幅提高的同时,消费水平出现下降的可能性<sup>[20]</sup>。当前,鲜有文献确切探讨改革开放对消费增长的影响效应净值。为中国人民谋幸福,为中华民族谋复兴,是改革开放的初心和使命,而增进居民福利的最关键因素是促进居民消费增长<sup>[5][7][11]</sup>。

经济增长并不必然意味着居民福利增进,若经济增长不能普遍增进居民福利,那么这样的增长没有意义,也不可持续<sup>[14]</sup>。恰如中国问题专家Perkins所言,经济增长的终极目标是居民的消费增长和福利增进<sup>[9]</sup>。对于改革开放政策而言,经济增长不是目标而是手段,真正的目标应该是中国居民的消费增长和福利增进。为此,相比于改革开放带来的高速经济增长,探讨改革开放对居民消费增长的影响及其福利效应的意义更为深远。Lucas最先构建了消费增长的福利效应基准模型,使用美国数据的量化结果显示消费增长的福利效应为人均消费的20%<sup>[5]</sup>。这一模型为评估改革开放减贫的福利效应提供了理论基础。陈太明对Lucas基准模型进行扩展性应用,基于简单差分法考察改革开放对居民福利的影响,结果显示改革开放后中国居民福利有所上升<sup>[21]</sup>。陈太明采用双重差分法评估改革开放对消费波动性的影响及其福利效应,研究发现改革开放显著降低了中国居民消费的波动性,从而增进了中国居民的福利水平,其福利增进程度相当于人均消费永久提高0.16个百分点<sup>[22]</sup>。

当前,学界对改革开放政策效果的研究深度还不够。在研究内容方面,大量国内外文献讨论改革开放在中国经济增长层面所取得的政策效果,但鲜见文献探究改革开放在中国居民的消费和福利维度的减贫效果。就研究方法来讲,国内外已有文献主要是从理论上定性分析改革开放的政策效果,或者基于简单差分法、双重差分法纵向比较改革开放前后的政策效果,所得结果只能反映改革开放与居民消费变动的相关性,难以形成对改革开放福利效应的精确判断。

合成控制法是学界新近出现的评估政策效果的前沿方法,在国内得到了初步的应用<sup>[23]</sup>。截至目前,尚未发现采用合成控制法系统评价改革开放减贫的消费增长和福利效应的研究文献。本文首次采用合成控制法定量评估中国改

革开放政策的减贫效果,不仅可以避免简单差分法的粗糙和武断,还可以避免双重差分法对于控制组选取的随意性和主观性。

### 三、改革开放影响消费增长的机制分析

本文认为,改革开放通过提高收入增长率、增加收支不确定性、延长预期寿命、改变人力资本水平四个渠道影响中国居民消费增长。

一是收入增长渠道。国内外经济学界已经证实了收入增长对消费增长的核心作用<sup>[24][27-28]</sup>。尽管绝对收入假说受到生命周期假说、持久收入假说和随机游走假说的质疑,但Flavin发现居民的消费行为具有过度敏感性现象<sup>[25]</sup>,即当期消费与当期收入之间显著正相关,且得到包括中国样本在内的大量经验研究结果的支持<sup>[24][26-27]</sup>,收入增长通过提高居民的消费能力而促进居民的消费增长。鉴于中国改革开放后的实际经济情况,中国居民收入水平有非常显著的提高,为此,改革开放通过提高居民收入增长的渠道来刺激中国居民消费增长。

二是收支不确定性渠道。作为关键因素,收入和支出的不确定性通过降低居民消费预期而抑制居民消费增长。中国城乡居民均存在强烈的预防性储蓄动机<sup>[29]</sup>。根据预防性储蓄假说,未来收入和支出的不确定性比重上升将提高未来消费的预期边际效用,促使居民降低当期的消费,为此消费增长率与同期的收入和支出双重不确定性负相关。改革开放以来的制度变迁增加了居民未来收入和支出的不确定性,预期收入增长缓慢,预期支出显著增加,导致居民增加预防性储蓄、减少消费,故改革开放通过增加收支不确定性抑制中国居民消费增长。

三是预期寿命渠道。改革开放带来了饮食结构和卫生设施的改善,以及现代医药的广泛应用,提升了中国居民预期寿命。同时,也强化了居民未雨绸缪的储蓄动机,造成消费增长率的下降。预期寿命越长表明居民退休后的老年生活期越长,居民越倾向于在工作阶段未雨绸

缪进行更多的储蓄<sup>[30]</sup>以满足老年期的消费需求,从而导致消费增长率的下降。故改革开放通过延长预期寿命抑制中国居民消费增长。

四是人力资本渠道。人力资本的提升是一国居民消费增长的重要原因之一。居民在接受教育的过程中,新知识和新思想会潜移默化地改变其原有的消费观念。人力资本越高,消费观念越现代,进而也越有利于居民消费增长<sup>[31]</sup>。改革开放至今,中国人力资本水平明显提高,故改革开放通过提升人力资本促进中国居民消费增长。

由此,本文提出假设H1:改革开放通过提高收入增长、增加收入和支出双重不确定性、延长预期寿命、改变人力资本水平影响中国居民消费增长。

#### 四、改革开放影响消费增长的实证分析

##### (一)实证策略:合成控制法

本文将通过挖掘平衡跨国面板数据的信息赋予控制组合理的权重,建立一个改革开放政策实施前拟合最优的合成控制对象,模拟假定中国不实施改革开放政策的居民消费增长路径,进而将合成控制法构建的“反事实”现象与真实的中国居民消费增长进行对比。在 $t \in [1, T]$ 期内已获取 $K+1$ 个国家居民消费数据,在反事实分析框架内, $c_{it}^N$ 为 $t$ 时点 $i$ 国倘若没有执行改革开放政策时的居民消费增长率, $c_{it}^I$ 为 $t$ 时点 $i$ 国执行改革开放政策的居民消费增长率。假设在 $t = T_0$ 时点上 $i$ 国开始进行改革开放,则 $[1, T_0]$ 时间段内该国居民消费增长率没有受到改革开放的影响, $c_{it}^I = c_{it}^N$ ;而改革开放以后的 $[T_0 + 1, T]$ 时间段内,令 $\alpha_{it} = c_{it}^I - c_{it}^N$ 为改革开放给 $i$ 国在时间 $t$ 带来的居民消费增长率变化。对进行改革开放的国家,能够获取其居民消费增长数据 $c_{it}^I$ ,然而,假定该国未进行改革开放时的对应数据 $c_{it}^N$ 却根本无法获取。所以,基于因子模型来估计反事实变量 $c_{it}^N$ :

$$c_{it}^N = \delta_i + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\delta_i$ 是时间固定效应, $\theta_i$ 是未知参数向量, $Z_i$ 是预测变量, $\lambda_i$ 是共同因子向量, $\mu_i$ 是国家固定效应, $\epsilon_{it}$ 是短期冲击,在国家维度上均值是零。

假定第1个国家( $i=1$ )执行改革开放政策,其他 $K$ 个控制组国家皆未执行该政策。估计中国倘若未进行改革开放时的 $c_{it}^N$ ,需要通过控制组国家的加权来模拟处理组的特征。需要考虑 $(K+1)$ 维权重向量 $W = (w_2, \dots, w_{K+1})$ 以满足对任意的 $k=2, \dots, K+1$ ,  $w_k \geq 0$ ,且 $w_2 + \dots + w_{K+1} = 1$ 。每个向量的特定值均表示对 $K$ 个国家的特定权重。对于每个控制组国家的结果变量值,通过加权后得到:

$$\sum_{k=2}^{K+1} w_k c_{kt} = \delta_i + \theta_i \sum_{k=2}^{K+1} w_k Z_{kt} + \lambda_i \sum_{k=2}^{K+1} w_k \mu_k + \sum_{k=2}^{K+1} w_k \epsilon_{kt} \quad (2)$$

假设存在 $W^* = (w_2^*, \dots, w_{K+1}^*)$ 满足:

$$\sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{k1} = c_{11}, \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{k2} = c_{12}, \dots, \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{kT_0} = c_{1T_0} \text{ 和 } \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* Z_k = Z_1 \quad (3)$$

可以证明如果 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ 非奇异,则:

$$c_{1t}^N - \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{kt} = \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left( \sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \cdot \lambda_s' (\epsilon_{ks} - \epsilon_{1s}) - \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* (\epsilon_{kt} - \epsilon_{1t}) \quad (4)$$

通常情况下,上式右侧无限接近于零。为此,在改革开放开展过程当中,能够用 $\sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{kt}$ 当成 $c_{1t}^N$ 的无偏估计来近似 $c_{1t}^N$ ,则政策效果的估计值:

$$\hat{\alpha}_{1t} = c_{1t} - \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* c_{kt} \quad (5)$$

得到 $\hat{\alpha}_{1t}$ 之前要先获得让方程组(3)成立的权重向量 $W^*$ ,这要求第1个国家的特征向量位于其他控制组国家特征向量组的凸组合内,需要通过近似解来确定 $W^*$ 。我们最小化 $X_1$ 与 $X_0 W$ 的距离 $\|X_1 - X_0 W\|$ ,以确定 $W^*$ ,并且符合



对于任意的 $k$ ,有 $w_k \geq 0$ ,且 $w_2 + \dots + w_{K+1} = 1$ 。 $X_1$ 是改革开放前中国的 $(j \times 1)$ 维特征向量。 $X_0$ 是 $(j \times K)$ 矩阵,包含 $K$ 个没有执行改革开放政策国家的对应特征向量。特征向量是方程组(3)中决定居民消费增长的因素或者消费增长变量的任意线性组合。一般而言, $\|X_1 - X_0W\|_v = \sqrt{(X_1 - X_0W)'V(X_1 - X_0W)}$ , $V$ 代表 $(j \times j)$ 的对称半正定矩阵,对其的选择往往会影响估计的均方误差。 $V$ 的最优抉择为赋予 $X_1$ 与 $X_0$ 中变量一个适当的权重,以最小化合成控制值的均方误差。本文借鉴Abadie等的做法<sup>[15]</sup>,基于数据驱动方式,选择 $V$ 最小化改革开放前居民消费增长估计的均方误差,使得合成中国居民消费增长路径尽量逼近改革开放前中国真实的居民消费增长率轨迹。经由加权所得到的合成中国居民消费增长率模拟了假定中国没有执行改革开放政策的情形,真实中国和合成中国居民消费增长率差别就是实施改革开放政策对中国居民消费增长率的定量影响。

(二)变量选取与数据说明

本文在研究改革开放对中国居民消费增长率的影响时,所用的数据涵盖了1961—2014年中国与东亚、东南亚7个主要经济体的跨国平衡面板数据。原始数据均源于佩恩表PWT 9.0版本与世界银行WDI数据库。控制组国家的选取在参考张耿等<sup>[32]</sup>的研究基础上进行适当调整,具体来讲,作为控制组的东亚、东南亚7个主要经济体包括韩国、日本、马来西亚、新加坡、菲律宾、印度尼西亚、泰国。样本的选取基于如下考虑:一是与已有研究的可比性。针对改革开放不同维度的福利效应评估,陈太明基于消费波动视角评价改革开放对居民福利的影响<sup>[22]</sup>,而本文基于消费增长的视角,这两者评价改革开放福利效应的理论基础均为Lucas基准模型。作为该领域的新近文献,陈太明基于1961—2014年数据进行定量研究<sup>[22]</sup>,与最新文献一致的样本区间所得结论具有更高的可比

性,且后续研究不管是反对还是支持均能够通过相同样本区间的数据进行更多的分析<sup>[11]</sup>。二是国家之间的可比性。同样是地处东亚、东南亚内部,控制组和处理组的同质化程度必然会超过中国与其他洲际国家间的同质化程度。东亚、东南亚地区在公众心理、文化遗产、历史渊源等诸多方面非常相似,经济发展也具有一定的共性特征<sup>[32]</sup>,选择中国周边“儒家文化圈”的国家作为参照系,把“中国模式”过去这一些年在经济发展领域所取得的成就,同这些东亚、东南亚范围里的国家进行比较非常有意义。简言之,在考虑到样本数据可得性前提下,中国与东亚、东南亚7个主要经济体之间存在良好的对比性,选择东亚、东南亚7个主要经济体作为控制组,对于采用合成控制法定量探讨中国改革开放的减贫效果具有重要意义。

本文采用PWT 9.0中的实际消费(2011年为基期)和总人口数据,将二者比率取自然对数后进行一阶差分获得实际人均消费增长率,用以刻画被解释变量消费增长( $cgr$ )。本文借鉴相关研究成果<sup>[25-28]</sup>,选取的预测变量包括收入增长率、收入不确定性、支出不确定性、预期寿命、人力资本。其中,收入增长率( $igr$ )使用实际GDP与总人口比重取对数后进行差分刻画,收入不确定性( $ivol$ )和支出不确定性( $cvol$ )使用对数实际人均GDP的五年窗口移动标准差与对数实际人均消费的五年窗口移动标准差分别衡量,新生儿寿命预期值刻画预期寿命( $life$ ),人均人力资本指数度量人力资本( $hc$ )。表1为变量的描述性统计。

表1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
$cgr$	432	0.038 1	0.038 6	-0.130 3	0.334 3	0.035 1
$igr$	432	0.040 1	0.044 6	-0.346 8	0.294 0	0.043 1
$cvol$	432	0.065 8	0.037 7	0.005 6	0.205 2	0.058 6
$ivol$	432	0.071 9	0.064 7	0.009 3	0.198 8	0.064 7
$hc$	432	2.221 7	0.621 5	1.176 9	3.593 6	2.176 8
$life$	432	68.555 1	7.701 5	43.673 3	83.587 8	68.613 2

根据PWT9.0年度统计数据的计算结果显示,中国居民消费增速从1961年的3.47%上升至2014年的6.18%,<sup>①</sup>增加2.71个百分点。其中,在1978年以前的17年中,中国居民的消费增长速度有13年低于东亚、东南亚其他主要经济体居民。但是,1978年及以后的37年里,中国居民的消费增长速度却有33年均明显高于东亚、东南亚其他主要经济体居民。中国和控制组1961—2014年的年均居民消费增长率如图1

所示,具有两点特征:一是从改革开放前的1961年至1977年间到改革开放后的1978年至2014年间,中国居民消费增长率明显上升,而控制组国家则有所下降。经计算得出,改革开放前,中国年均居民消费增长率为0.023 1,控制组的对应数值是0.040 6;改革开放后,中国年均居民消费增长率为0.074 9,控制组的对应数值是0.032 7。二是无论是中国还是控制组国家,年均居民消费增长率均随着时间推移而不断变动。

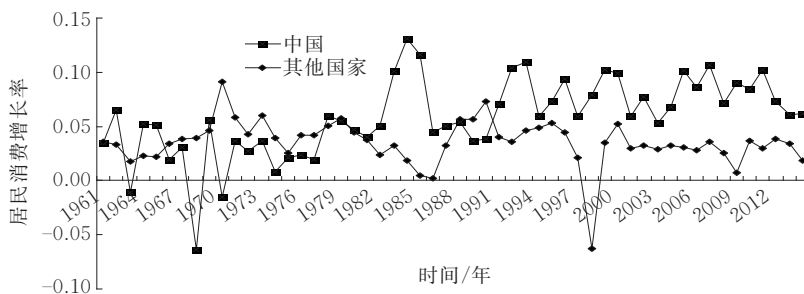


图1 中国和东亚、东南亚主要经济体的居民消费增长率

### (三)改革开放对消费增长的影响净值

改革开放的促消费效果由真实中国与合成中国的居民消费增长率差值刻画。确切来讲,中国的改革开放政策于1978年末宣布执行,基于1961—1977年中国居民的消费增长率、收入增长率、支出不确定性、收入不确定性、人力资本和预期寿命作为预测变量来拟合中国的合成控制对象,中国执行改革开放的政策效果通过真实中国和合成中国在1978年后的居民消费增长率差值来体现。选择权重的标准是最小化改革开放之前的真实中国和合成中国的居民消费增长率的均方误差。本文采用Synth程序包执行模型的具体估计。使用合成控制法的计算,表2给出了构成合成中国的权重组合,菲律宾的权重是最大的,韩国次之、印度尼西亚第三,其余国家权重都是零。

表2 合成中国的国家权重

	印度尼西亚	菲律宾	韩国	马来西亚	泰国	新加坡	日本
权重	0.068	0.650	0.282	0	0	0	0

表3提供了中国改革开放政策之前中国和合成中国的一些主要经济变量的直观比较,能

够发现中国和合成中国极其类似。对于本文最为重视的居民消费增长率变量,以及影响居民消费增长率的收入增长率、支出不确定性、收入不确定性、人力资本和预期寿命这一系列经济变量,合成中国和中国的差距都特别小,表现为其差异度均显著小于控制组国家平均值和中国之间的差异度。这表明在很好地拟合了居民消费增长率的情况下,其表现的影响居民消费增长率变量的类似程度也特别高。因此,合成控制法很好地拟合了中国在改革开放政策执行之前的特性,该定量方法适用于科学评估改革开放的政策效果。

表3 预测变量的拟合与对比

变量	中国	合成中国	7个东亚、东南亚国家	差异度A	差异度B
<i>igr</i>	0.012 4	0.035 1	0.039 4	183%	218%
<i>cvol</i>	0.045 6	0.045 9	0.061 8	0.66%	35.53%
<i>ivol</i>	0.076 5	0.057 3	0.056 7	25.09%	25.88%
<i>hc</i>	1.419 9	1.749 8	2.275 5	23.23%	60.26%
<i>life</i>	56.101 9	59.906 3	68.914 8	6.78%	22.84%
<i>cgr</i>	0.025 2	0.027 0	0.035 2	7.14%	39.68%

注:差异度A为合成中国与中国的差异度,差异度B为控制组国家平均与中国的差异度。

图2揭示了1961年以来真实中国(实线)和合成中国(虚线)的居民消费增长率对比情况。竖直虚线为分界线(代表改革开放政策执行的年份1978年),在这一分界线的左侧,中国与合成中国的居民消费增长率非常接近,但在分界线右侧,中国与合成中国的居民消费增长率展示出明显的偏离。如图2所示,在改革开放政策执行以前,中国和合成中国的居民消费增长路径特别接近,说明合成控制法较好地复制了改革开放政策执行以前中国的居民消费增长路径。从1978年开始,中国居民消费增长率的真实值高于合成值,而且两条曲线出现了异质化的变动迹象,真实值与合成值之间的差额也就是改革开放政策的促消费效果。其中,20世纪90年代初,即邓小平南巡前的那两年,改革开放的政策效果有轻微反复,除此之外的其余时间段,改革开放的政策效果都非常明显。

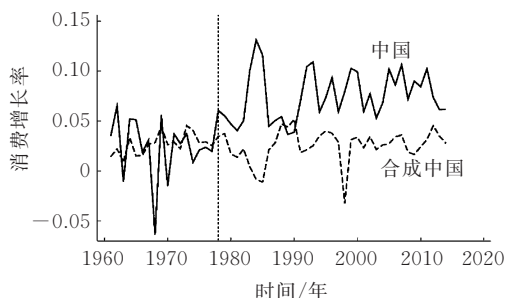


图2 中国和合成中国的消费增长率对比

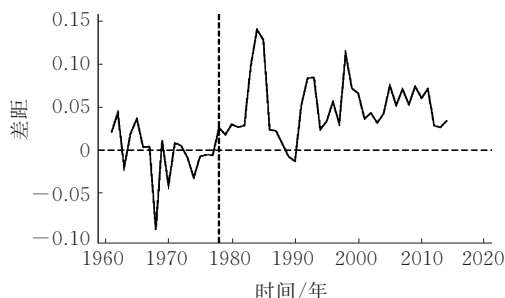


图3 政策效应:中国与合成中国消费增长率差距

改革开放政策的促消费效果是指中国执行改革开放政策以后,居民消费增长率相比于合成中国的提高程度。为测度改革开放对中国居民消费增长轨迹的影响,本文计算了改革开放

前后中国和合成中国的样本居民消费增长率差距。由图3可知,1961—1977年,两者居民消费增长率差距在0.05和-0.1范围内变动。1978—1990年,两者差距的变动幅度也没有超出原来的范围。但1983年至今,两者差距突破了原来的范围,差距的最大值出现在1984年(其数值为0.14)。进一步地,1991年以来这个差距始终为正。确切而言,1978年至2014年间,基于中国现实情形计算发现中国年均居民消费增长7.49个百分点,通过合成控制法发现合成中国年均居民消费增长2.53个百分点,前者比后者高出了4.96个百分点,这是特别明显的差距。根据上述结果能够发现,改革开放显著推动了中国居民消费增长,实实在在地提升了人民的获得感。

#### (四)有效性检验

为排除其他因素的干扰并揭示其统计意义上的显著性,确定上述结果的有效性,需要开展如下检验:一是确定实证分析中居民消费增长率差距确实是源于改革开放的影响,而不是其他因素;二是确定实证估计所得的政策效果在统计意义上的显著性。这两个维度有效性检验采用的是安慰剂检验法和排序检验法。

##### 1. 安慰剂检验

根据安慰剂检验法,需要选取一个没有执行改革开放政策的控制组国家进行完全一致的分析,倘若最终发现这一国家的真实样本居民消费增长率均值和合成样本居民消费增长率均值出现了非常大的差距,并且和中国的情形几乎完全一致,则说明合成控制法根本就没有提供一个可靠的证据来证实改革开放政策对居民消费增长率的影响。我们选取在全部控制组中两个具有代表性的国家,一个是合成中国权重最大的国家菲律宾,权重最大说明菲律宾与中国在各项特征上都最相似;另一个是没有权重的国家马来西亚,权重为零意味着马来西亚和中国在各项特征中最不接近。将这两个代表性国家作为处理组检验1978年前后,实际样本居



民消费增长率均值和合成样本居民消费增长率均值的情形。表4给出了中国和菲律宾、马来西亚预测变量的对比。菲律宾与中国的居民消费增长率及其他变量更接近,这揭示了在所有的控制组国家中,菲律宾与中国最近似。马来西亚的预测变量和中国的差别程度较大。

表4 权重最大和最小国家的预测变量均值

变量	中国	菲律宾	马来西亚
<i>igr</i>	0.012 4	0.016 3	0.039 8
<i>cvol</i>	0.045 6	0.053 3	0.019 2
<i>ivol</i>	0.076 5	0.029 4	0.019 2
<i>hc</i>	1.419 9	2.130 6	2.122 6
<i>life</i>	56.101 9	64.007 5	69.238 4
<i>cgr</i>	0.025 2	0.016 6	0.038 3

图4呈现了菲律宾的安慰剂检验结果,图5呈现了马来西亚的安慰剂检验结果。如图4所示,菲律宾的真实样本居民消费增长率均值在1978年以前基本上是沿着合成样本居民消费增长率均值的走势变动,但在1978年以后,真实样本居民消费增长率均值却低于合成样本居民消费增长率均值。如图5所示,马来西亚在1978年前后,真实样本居民消费增长率均值一直沿着合成样本居民消费增长率均值的走势变动,即使有所波动也是围绕着合成样本居民消费增长率上下波动,与图2相比,这种波动的幅度均较小。这意味着合成控制法很好地拟合了马来西亚的居民消费增长率走势,且这个国家在1978年前后的拟合情形没有出现突变。这两种不尽一致的情形均在相当程度上证明了影响中国的实际居民消费增长率均值的是改革开放,而不是其他共同的偶然因素。

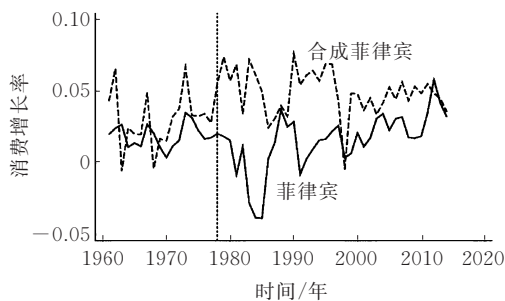


图4 权重最大的菲律宾的安慰剂检验

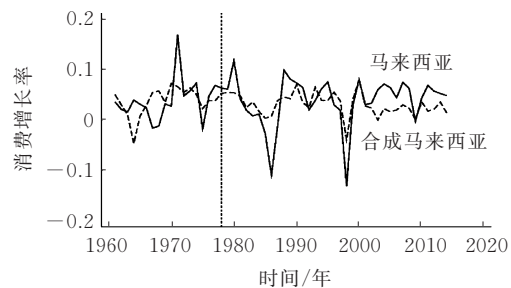


图5 权重最小的马来西亚的安慰剂检验

## 2. 排序检验

针对其他7个东亚、东南亚主要国家中的任何一国,计算其实际居民消费增长率与合成居民消费增长率的差距,作为随机选择一个控制组国家评估改革开放政策效果的分布。作为统计检验,倘若这个差距和从中国已经发现的差距有明显的不同,意味着中国的发现在统计上是显著的。本文通过1978年前的真实样本居民消费增长和一些影响因素来构造合成版本的居民消费增长,倘若一个国家1978年前的平均预测标准差比较大,表明模型对这个国家近似的程度比较差,为此采用这个国家1978年后的差距作为对比的作用就会比较弱。经计算发现,中国1978年前的平均预测标准差为0.030 7,参考刘甲炎等<sup>[23]</sup>的做法,在控制组中剔除了平均预测标准差为中国两倍以上国家(只有泰国,其平均预测标准差是0.066 7,为中国的2.172 5倍)。这意味着,在1978年以前,泰国的居民消费增长特征并没有被较好地拟合,进而对1978年以后居民消费增长率变化的解释力下降。图6描绘了剔除泰国之后的差距分布情况。改革开放前,中国的差距和其他控制组国家的差距不显著。然而,改革开放之后,中国的差距和其他控制组国家之间的差距差异性开始凸显,其分布明显位于其他国家的外侧。这说明改革开放对中国居民消费增长率存在较大的影响。简而言之,排序检验结果表明,改革开放政策对中国居民消费增长率带来了正面影响,且在统计上是显著的。



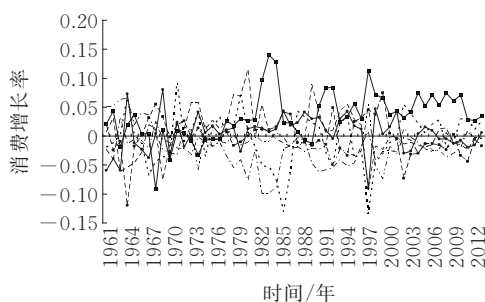


图6 中国与其他国家的实际和合成居民消费增长率差距分布图

安慰剂检验和排序检验的结果表明,改革开放的确对中国居民消费增长产生了明显的促进作用,与中国潜在居民消费增长趋势相比有相当程度的提升,且二者间的差距具有渐进扩大的趋势,表明中国的样本居民消费增长情形和潜在的样本居民消费增长情形偏离愈发明显,改革开放的政策效果正在逐步得以显现。

### (五)稳健性检验

#### 1. 金砖国家为控制组

为进一步排除控制组国家选取范围对改革开放政策评估效果的干扰,本文选取同为新兴经济体代表的其他金砖国家作为控制组展开稳健性检验。中国与俄罗斯、印度、巴西、南非的社会环境有所不同,但所处经济发展阶段极为相近。囿于俄罗斯相关经济数据的可获得性,选取印度、巴西和南非三个金砖国家作为控制组。通过合成控制法的运算发现,巴西、印度和南非三个国家对合成中国的权重依次为0.549、0.335和0.116。1978—2014年,中国年均居民消费增长率为7.49个百分点,经过合成控制法运算得到合成中国居民消费增长率为2.08个百分点,前者比后者高出5.41个百分点。通过比较发现,调整控制组国家范围并未对基准评估结果产生显著影响。

#### 2. 双重差分法

为证实前文基于合成控制法的实证结果稳健性及合成控制法的科学性,本部分基于双重差分法识别改革开放对消费增长的影响。为评估改革开放的消费增长效应,处理组选取为实

施改革开放的中国,控制组依然选取东亚、东南亚7个主要经济体。即使同样地处亚洲地区,中国与这些国家也并不具有完全的同质性,它们之间的不同质并且变动的属性会对消费增长产生影响。为尽可能精确度量改革开放的净影响,还需要控制这些不同质属性对消费增长的影响。使用添加控制变量的双重差分法,不但具有无控制变量的简单双重差分回归的优点,还能够控制其他可能因素的干扰,进而合理剥离改革开放这一外部政策影响对消费增长的净影响,也能发现对消费增长可能有影响的其他重要因素。为此,引入一些其他控制变量来控制处理组和控制组间的异质性问题,采用添加控制变量的双重差分法分析改革开放对消费增长的影响。基本回归方程如下:

$$cgr_{it} = \beta_0 + \beta_3 dChina \times d1978 + \theta X_{it} + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $cgr$ 代表*i*国在第*t*年的消费增长率。 $d1978$ 代表时间哑变量,1978年及以后取值1,1978年以前取值0,用来控制改革开放以后的时间趋势对居民消费增长的影响。 $dChina$ 代表国家哑变量,中国取值1,其他作为对照的国家取值0,用来控制地理位置对消费增长的影响。 $\varepsilon$ 是与解释变量无关的随机扰动项。本文最关注的核心解释变量 $dChina \times d1978$ 代表国家和时间两个哑变量的交叉项,其系数 $\beta_3$ 表示中国因为改革开放而产生的变化,倘若其估计值显著大于0,意味着改革开放前后中国居民消费增长率的变动明显超过东亚、东南亚7个主要经济体,改革开放显著地正向推动了中国居民的消费增长。 $X$ 代表添加的控制变量向量,包括收入增长率、预期寿命、人力资本、收入不确定性、支出不确定性,其系数为控制变量的影响系数。为缓解回归中遗漏重要变量而导致的有偏估计,本文同时控制年份固定效应( $\delta$ )和国家固定效应( $\eta$ ),吸收了与年份特征有关因素和地区特征相关因素对回归的影响。为尽量避免由面板数据模型的标准误低估而产生的显著

性高估问题,所有回归均使用以国家为聚类变量的聚类稳健标准误。

表5中最关键的参数估计是度量改革开放对消费增长影响的双重差分估计结果。根据估计结果,交叉项的估计系数在全部模型中的估计结果均在1%的水平上显著为正,意味着改革开放政策的确推动了中国居民的消费增长。根据表5的模型1中交叉项的估计系数,改革开放对居民消费增长的影响净值高达0.059 7,加入一系列控制变量的模型5估计结果显示,影响净值下降为0.012 6,说明改革开放使中国的消费增长速度比东亚、东南亚7个主要经济体增加了1.26个百分点。1978—2014年,东亚其他主要经济体的人均实际消费年均增长率为3.27%,<sup>①</sup>中国的对应数值是7.49%。在这一时间跨度里,中国的消费增长速度远高于东亚、东

南亚7个主要经济体,因此与这些国家之间的居民消费差距明显下降。如果没有实施改革开放,中国的人均实际消费年均增长率仅为6.23%,这一增长速度只略微超过东亚、东南亚7个主要经济体。这表明倘若改革开放政策没有实施,中国人均消费与东亚、东南亚7个主要经济体人均消费的差距不会缩小那么快,改革开放确实在促使中国居民消费增长进而推动中国与东亚、东南亚7个主要经济体居民福利收敛方面发挥了关键作用。通过比较评估结果可以看出,双重差分法得到的政策效果小于合成控制法,表明双重差分法所得结果存在低估问题。鉴于两种研究方法所得结果的数量级一致,意味着双重差分法结果进一步印证了合成控制法所得结论的稳健性。概言之,改革开放是促进中国居民消费增长的重要原因。

表5 改革开放对消费增长的净影响

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
$dChina \times d1978$	0.059 7*** (0.007 0)	0.020 8** (0.011 7)	0.029 5** (0.015 4)	0.035 3** (0.015 0)	0.024 5*** (0.008 3)	0.012 6** (0.008 3)
$igr$		0.555 9*** (0.163 5)	0.558 0*** (0.162 5)	0.558 7*** (0.161 2)	0.471 6*** (0.170 6)	0.413 5** (0.176 8)
$life$			-0.001 5* (0.001 0)	-0.002 1** (0.000 8)	-0.001 1* (0.000 9)	-0.000 7* (0.000 7)
$hc$				0.019 7* (0.011 9)	0.013 2* (0.008 4)	0.002 6* (0.004 3)
$ivol$					-0.238 7** (0.095 6)	-0.162 6* (0.094 2)
$cvol$						-0.630 2** (0.074 6)
常数项	0.035 8*** (0.011 7)	0.038 9* (0.028 0)	0.124 0* (0.076 4)	0.126 4* (0.063 3)	0.062 5* (0.043 0)	0.053 7* (0.049 0)
$Adj-R^2$	0.286 4	0.591 0	0.571 8	0.575 5	0.620 3	0.698 5
观察值	432	432	432	432	432	432

注:\*\*\*、\*\*与\*依次表示在1%、5%与10%的水平上显著;括号内为聚类到国家层面的稳健标准误。

#### (六)机制检验

为揭示改革开放影响中国居民消费增长的作用机制,本文使用合成控制法对一系列预测变量的变化进行定量分析,继续考察改革开放

对各预测变量的净影响。本部分采用合成控制法,把收入增长率、人力资本、预期寿命、收入不确定性、支出不确定性作为拟合目标,利用中国和控制组国家的数据分别计算各个预测变量的

真实值与合成值的年度平均值,通过对比改革开放政策实施之后各个预测变量真实值和合成值的年均值差别,得到改革开放对各个变量的净影响。

表 6 改革开放对预测变量的影响结果			
变量	真实值	合成值	真实值与合成值的差距
<i>igr</i>	0.062 2	0.022 3	0.039 9
<i>cvol</i>	0.117 5	0.032 6	0.084 9
<i>ivol</i>	0.098 0	0.057 2	0.040 8
<i>hc</i>	2.046 3	2.095 4	-0.049 1
<i>life</i>	70.856 3	66.016 3	4.840 0

表 6 的结果显示,改革开放以来中国居民的收入增长平均值的真实值是远远大于其合成值的,居民收入增长平均值的真实值为 0.062 2,与其对应的合成值为 0.022 3,二者之间的差距为 0.039 9,表明改革开放使得居民收入增长率显著提高。从表 5 能够看出,居民收入增长对中国居民消费增长具有正向影响。因此,居民收入的持续快速增长是支撑中国居民消费增长的源头,在深化改革开放的进程中,切实变革收入分配制度,在经济增长的同时实现居民收入同步增长,尤其是进一步提高劳动收入份额对提升居民消费增长至关重要。

改革开放以来,居民收入和支出的双重不确定性平均值的真实值均明显大于其合成值,平均值的真实值依次为 0.098 0 和 0.117 5,与其对应的合成值分别为 0.057 2 和 0.032 6,二者间的差距依次为 0.040 8 和 0.084 9,表明改革开放显著加剧中国居民收入和支出的不确定性。如表 5 所示,中国居民收入和支出不确定性对消费增长具有显著的负向影响。从理论上来看,失业是造成居民收入存在不确定性的的重要因素,就业是促进消费增长的根本保障,因此稳定就业和促进就业对于消费增长至关重要。健全社会保障体系能减轻居民后顾之忧,降低预防性储蓄,增加居民消费。

改革开放以来,中国的预期寿命平均值的

真实值远远大于其合成值,预期寿命平均值的真实值为 70.856 3,与其对应的合成值为 66.016 3,二者之间的差距为 4.840 0。如表 5 所示,预期寿命延长对居民消费增长有负向影响。随着中国预期寿命的不断延长,人口老龄化程度将加剧,社会养老压力将加重。为弱化预期寿命对消费增长的负向影响,启动弹性的养老金领取机制与渐进式延长劳动力退休年龄等相关改革势在必行。

改革开放以来,中国人力资本水平的真实值小于其合成值,人均人力资本指数平均值的真实值为 2.046 3,与其对应的合成值为 2.095 4,二者差距为 -0.049 1,这说明相比于东亚、东南亚 7 个主要经济体,改革开放的实施对中国居民人力资本的提升有限。从表 5 的结果不难发现,人力资本提升会促进中国居民消费增长。在深化改革开放进程中,应进一步提升教育机会均等,增加欠发达地区的教育经费投入。要进一步提升教育质量,提高人力资本投资回报,缓解人力资本在各部门之间的错配,并继续促进海外高端人才回国为中国经济高质量发展效力。

五、改革开放的福利效应测算

本部分的理论模型借鉴了消费增长的福利效应领域较为经典的 Lucas 基准模型构建思路<sup>[5]</sup>,从中国经济现实情境出发,考虑改革开放对中国居民消费增长速度的影响,构建一个更加符合中国实际的动态结构模型。在反事实分析框架下,考察改革开放对消费增长的影响,进而评估改革开放的福利效应。具体而言,在 Lucas 消费增长的福利效应基准理论模型中<sup>[5]</sup>,用一般化的常数相对风险规避型效用函数替代特殊化的对数效用函数,将改革开放后的消费增长率与假设没有实施改革开放的反事实消费增长率纳入理论模型中,求得改革开放的福利效应显示解。代表性居民的目标是选择各期消



费使自己终身期望总效用最大化:

$$U(c_t) = E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right\} \quad (7)$$

其中,  $\beta$  是主观贴现因子,  $c_t$  为  $t$  期消费,  $u(c_t)$  为 CRRA 型效用函数:

$$u(c_t) = (c_t)^{1-r} / (1-r) \quad (8)$$

其中,  $r$  为相对风险规避系数。假定消费  $c_t$  服从如下随机过程:

$$c_t = A(1 + \mu) e^{-\frac{1}{2}\sigma^2} \epsilon_t \quad (9)$$

其中,  $A$  是常数,  $\mu$  是消费增长率,  $\epsilon_t$  是消费序列面临的随机冲击, 是一个独立同分布的随机过程, 即  $\ln(\epsilon_t) \sim N(0, \sigma^2)$ 。对于高消费增长率和低消费增长率的两种随机消费流, 居民更偏好前者。运用补偿性等价变化的思想<sup>[5]</sup>, 通过使消费增长率高和低两种经济中居民效用水平相等能够分离出消费增长率下降给居民带来的福利成本。改革开放后, 居民消费增长率呈现上升态势, 依据这一经验事实, 采用反事实分析法, 假设没有实施改革开放的反事实值为  $\mu_0$ , 并进一步假定中国居民消费增长率从该反事实值  $\mu_0$  上升为实施改革开放后的真实值  $\mu_1$ 。借鉴上述逻辑, 需要对假设没有实施改革开放的低增长率的消费流进行补偿(补偿参数  $\lambda$  即为改革开放的福利效应)使居民对于补偿后低增长率的消费流与实施改革开放后高增长率的消费流之间完全无差异, 具体表示为:

$$U(\lambda, \mu_0, \sigma) = U(0, \mu_1, \sigma) \quad (10)$$

将式(7)、式(8)和式(9)代入式(10), 整理并化简得到测算改革开放福利效应的补偿参数显示解:

$$\lambda = \left( \frac{1 - \beta(1 + \mu_0)^{1-r}}{1 - \beta(1 + \mu_1)^{1-r}} \right)^{\frac{1}{1-r}} - 1 \quad (11)$$

由式(11)可知, 改革开放的福利效应  $\lambda$  取决于相对风险规避系数  $r$ 、主观贴现因子  $\beta$ 、假设没有实施改革开放的反事实消费增长率  $\mu_0$  和改革开放后的真实消费增长率  $\mu_1$ 。根据式

(11), 为评价改革开放的福利效应, 需要确定四个参数, 本文依据中国经验数据与既有文献进行赋值。具体而言, 相对风险规避系数  $r$  和主观贴现因子  $\beta$  参考既有实证文献结果, 改革开放后的消费增长率  $\mu_1$  为 1978—2014 年中国居民实际人均消费增长率的平均值, 而假设没有实施改革开放的反事实消费增长率  $\mu_0$  则是来自通过合成控制法得到的合成值。

在通过合成控制法得到了假设没有实施改革开放的反事实消费增长率这一参数值的基础上, 为进一步评估改革开放的福利效应, 还需要率先对理论模型中的改革开放后真实消费增长率、主观贴现因子和相对风险规避系数三个参数进行设定。首先, 改革开放后的消费增长率校准为 1978—2014 年中国实际人均消费增长率的平均值 7.49%。<sup>①</sup>其次, 对于主观贴现因子, 已有文献通常设定其为 0.97 或 0.98。针对当期消费和未来消费的态度, 中国居民比发达国家居民更厌恶负债消费, 偏好储蓄, 消费观念保守<sup>[31]</sup>, 未来消费的贴现值不会出现大幅下降, 将其赋值为 0.98 更加合理。最后, 关于相对风险规避系数, 学界普遍认为它大于 10 将会造成理性个体的不合理行为, 且既有文献针对中国情形通常取值为 5。为此, 出于测算严谨性和结果可靠性的综合考虑, 设定相对风险规避系数为 5。本文将上述四个参数的赋值结果代入理论模型式(11)中, 进而通过严谨计算得到中国改革开放的福利效应, 具体结果如表 7 所示。

表 7 改革开放的福利效应测算结果

参数设定	主观贴现因子	相对风险规避系数	1978 年后的消费增长率	假设没有实施改革开放的反事实消费增长率
	0.98	5	7.488 9%	2.531 8%
改革开放的福利效应			0.237 8	

由表 7 可知, 改革开放使得中国居民福利水平净增进 0.237 8, 意味着改革开放使中国居

民人均消费永久性提高了24个百分点。为更加直观地理解改革开放的福利效应,以样本中最新的2014年数据为例,全国居民人均消费支出的名义值是14 491.4元,<sup>①</sup>改革开放的福利效应相当于永久地每年给每一个中国居民发放3 446元,这从定量意义上揭示了改革开放的福利效应十分可观,确切证实了改革开放政策极大地提升了中国居民福利。本文的研究结果从定量意义上印证了为中国人民谋幸福、为中华民族谋复兴,是改革开放的初心和使命,也为我国坚定不移地全面深化改革和扩大开放提供了历史纵深的消费增长福利效应视角的经验依据。

## 六、结论与政策建议

本文首次运用合成控制法,基于PWT9.0与WDI数据库的中国与东亚、东南亚7个主要经济体平衡跨国面板数据为研究样本,更科学地测度中国改革开放促进居民消费增长的重要作用,揭示改革开放促进消费增长的作用渠道,并采用反事实模拟方法测算改革开放带给中国居民的福利程度。

本文结论如下:一是改革开放的确对居民的消费增长速度具有显著促进作用,居民消费增速自1978年以来平均提高了5个百分点。上述结论经过安慰剂检验、排序检验和一系列稳健性检验后依然成立。二是改革开放确实给居民带来很大的福利增进,福利效应表明居民人均消费永久性地提高24个百分点,相当于永久地每年给每个居民发放3 446元。这从定量维度印证了近几十年的居民福利增进主要得益于改革开放红利。三是机制分析发现,改革开放对居民消费增长的正向影响主要在于居民收入增长。改革开放对消费增长的负面冲击主要在于增加收入不确定性、增加支出不确定性、提升预期寿命和改变人力资本。

在国家坚定不移地全面深化改革和扩大开放的大背景下,为了更充分地释放改革开放的

红利,提出以下政策建议。

第一,继续提高居民收入增长速度。改革开放政策的实施,确实显著提高了中国居民的收入增长速度,且缩小了中国与东亚、东南亚7个主要经济体间的居民收入差距。然而,改革开放前后,中国居民人均收入仍明显低于东亚、东南亚7个主要经济体的平均值。本文证实了居民收入对消费的促进作用。因此,要合理提高劳动者报酬在国民收入中所占份额,以进一步提高居民收入增长速度、增进居民福利。

第二,降低居民收入和支出的双重不确定性。本文确认了居民收入和支出的双重不确定性对居民消费增长的抑制作用。在未来深化改革开放的过程中,需要对居民收入和支出的双重不确定性加以弱化。要进一步稳定就业和促进就业,增强居民收入和支出的稳定性,完善社会保障体系、扩大社保覆盖面,逐步提高社会保障水平。

第三,积极应对预期寿命延长带来的严峻挑战。本研究表明改革开放显著延长了中国居民的预期寿命,但这不利于居民消费增长。随着人民生活水平的提高、医疗技术的进步和公众保健意识的增强,居民预期寿命会不断延长,人口老龄化进程将持续加速。为此,实施弹性的养老金领取机制和延迟退休等相关改革刻不容缓。

第四,促进教育机会更加平等、提升教育质量并减缓人才外流。本文确认了人力资本对消费增长的促进作用。因此,在进一步推动改革开放进程中,为更快地积累人力资本,必须重点强化教育投资,尤其要进一步促进中国教育机会的平等性,减少教育经费投入在不同地区和城乡之间的差距,提升全国的教育质量,并继续鼓励海外高端人才回国为经济高质量发展效力。

## [注释]

- ① 原始数据来源于PWT9.0,文中数据经作者计算得出。
- ② 原始数据源于《中国统计年鉴》2015年。

## [参考文献]

- [1] Wu J L. How to sustain the rapid growth of China's economy[J]. *China Economist*, 2008, 03(02): 5-15.
- [2] Xu C G. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(04): 1076-1151.
- [3] Storesletten K, Zilibotti F. China's great convergence and beyond[J]. *Annual Review of Economics*, 2014, 06(01): 333-362.
- [4] 汪三贵. 中国40年大规模减贫: 推动力量与制度基础[J]. *中国人民大学学报*, 2018(6): 1-11.
- [5] Lucas R E. Models of business cycles[M]. Oxford: B. Blackwell, 1987: 13-27.
- [6] Ayse I, Selahattin I. A note on the welfare cost of reduced growth and business cycles in turkey[J]. *Yapi Kredi Economic Review*, 1997, 08(02): 25-34.
- [7] Pallage S, Robe M A. On the welfare cost of economic fluctuations in developing countries[J]. *International Economic Review*, 2003, 44(02): 677-698.
- [8] McMillan J, Naughton B. How to reform a planned economy: lessons from China[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 1992, 08(01): 130-143.
- [9] Perkins D H. China's economic growth in historical and international perspective[J]. *China Economic Quarterly*, 2005, 04(04): 891-912.
- [10] Naughton B. The Chinese economy: transition and growth [M]. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2010: 51-76.
- [11] 陈彦斌. 中国经济增长与经济稳定: 何者更为重要[J]. *管理世界*, 2005(7): 16-21.
- [12] 陈太明. 经济增速放缓与经济波动对居民福利影响的阶段差异分析[J]. *统计研究*, 2013(1): 44-52.
- [13] 陈彦斌. 用改革办法扩大消费[J]. *中国金融*, 2019(17): 72-73.
- [14] Coase R H, Wang N. How China became capitalist[M]. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Palgrave Macmillan, 2012: 36-43.
- [15] Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: a case study of the basque country[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(01): 113-132.
- [16] Qian Y Y, Xu C G. Why China's economic reforms differ: the m-form hierarchy and entry/expansion of the non-state sector[J]. *Economics of Transition*, 1993, 01(02): 135-170.
- [17] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. *经济研究*, 2003(3): 9-18, 89.
- [18] Brandt L, Rawski T G. China's great economic transformation[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2008: 24-29.
- [19] Zhang P, Nan Y. China's economic growth and structural transition since 1978[J]. *China Economist*, 2018, 13(01): 22-57.
- [20] Olson M Jr. Rapid growth as a destabilizing force[J]. *The Journal of Economic History*, 1963, 23(04): 529-552.
- [21] 陈太明. 中国改革开放政策有效性的定量研究[J]. *统计研究*, 2011(10): 54-59.
- [22] 陈太明. 改革开放、消费波动与福利效应: 新视角与新证据[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2023(1): 83-92.
- [23] 刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究[J]. *世界经济*, 2013(11): 117-135.
- [24] Campbell J Y, Mankiw N G. Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence[J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 1989, 04: 185-216.
- [25] Flavin M A. The adjustment of consumption to changing expectations about future income[J]. *Journal of Political Economy*, 1981, 89(05): 974-1009.
- [26] 申朴, 刘康兵. 中国城镇居民消费行为过度敏感性的经验分析: 兼论不确定性、流动性约束与利率[J]. *世界经济*, 2003(1): 61-66.
- [27] Deng S L, Jin X T. Excess sensitivity of consumption: an empirical analysis of urban residents in China[J]. *International Journal of Emerging Markets*, 2008, 03(04): 378-389.
- [28] 方福前. 中国居民消费需求不足原因研究: 基于中国城乡分省数据[J]. *中国社会科学*, 2009(2): 68-82, 205-206.
- [29] Chamon M, Liu K, Prasad E. Income uncertainty and household savings in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 105(05): 164-177.
- [30] Zhang J, Zhang J S, Lee R. Rising longevity, education, savings and growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 70(01): 83-101.
- [31] 周弘. 家庭金融视角下人力资本与家庭消费关系的实证研究: 来自CFPS的调查[J]. *经济经纬*, 2011(6): 16-20.
- [32] 张耿, 胡海鸥. 消费波动小于产出波动吗?[J]. *经济研究*, 2006(11): 37-47.