

技术进步与我国城乡产品消费需求差异
基于价格效应和共同富裕效应的视角

**Does the rapid urban technological progress
aggravate the demand for rural products in China?
---Based on the price effect and the common
prosperity effect**

专业名称 : 金融专硕
申请人 : 陈卓然
导师 : 周先波教授

答辩委员会（签名）

主席:

委员:

论文原创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究作出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本声明的法律结果由本人承担。

学位论文作者签名：

日期： 年 月 日

学位论文使用授权声明

本人完全了解中山大学有关保留、使用学位论文的规定，即：学校有权保留学位论文并向国家主管部门或其指定机构送交论文的电子版和纸质版；有权将学位论文用于非赢利目的的少量复制并允许论文进入学校图书馆、院系资料室被查阅；有权将学位论文的内容编入有关数据库进行检索；可以采用复印、缩印或其他方法保存学位论文；可以为存在馆际合作关系的兄弟高校用户提供文献传递服务和交换服务。

保密论文保密期满后，适用本声明。

学位论文作者签名：

导师签名：

日期： 年 月 日

日期： 年 月 日

摘要

2022年5月16日，习近平总书记在《正确认识和把握我国发展重大理论和实践问题》中强调要确保初级产品供给保障，这说明，满足我国社会或家庭对农村部门产品的消费需求具有重要意义。然而，改革开放40多年以来，在初级产品的需求端，我国农村部门产品的消费需求占城市部门产品和农村部门产品总需求的比例却在持续下降，尽管下降速率具有放缓的态势。是什么因素导致了我国农村部门产品消费需求占比的下降呢？另外，注意到，这些年来中国的技术进步率在显著攀升，城市部门技术进步率高于农村部门的技术进步率，且两者之间的差距也逐渐拉开。那么，城乡部门相对技术进步率的拉大是否是我国农村部门产品消费需求占比下降的一个原因吗？其中的影响渠道有什么呢？

因此，本文从我国城乡相对技术进步率入手，从理论与实证两方面，分析城乡相对技术进步对我国城乡产品消费需求差异的影响，并探讨其影响机制。

我们先建立关于农业部门和非农业部门以及家庭消费的理论模型，研究技术进步对城乡部门产品消费需求差距的影响。理论模型分析发现，城乡部门相对技术进步具有以下价格效应：技术进步对城乡部门产品相对消费需求比重的影响通过农村部门和城市部门的价格之比（价格因子）来影响对农村部门产品的消费需求占比，即：城市部门相对于农村部门的技术进步越快，城市部门产品相对于农村部门产品的价格就越低，进而家庭对农村部门产品消费需求的比重就越小。同时，城乡部门相对技术进步还具有共同富裕效应：技术进步对城乡部门产品消费需求比重的影响通过农村部门和城市部门的收入之比（共同富裕因子）来影响对农村部门产品的消费需求占比，即当城市部门技术进步率相对于农村部门提高时，农村部门的相对收入水平下降，从而恶化农村部门产品的消费需求比重。我们的模型说明，我国城乡部门的相对技术进步率的拉大给出了我国农村部门产品消费需求占比下降但速率放缓态势的一个较好的解释。

本文接下来首先采用固定效应回归的方法验证理论模型中的两条渠道（价格渠道和共同富裕渠道），然后进一步采用MO-OLS的方法分析了价格效应和共同富裕效应的时空异质性。结果发现，从时间维度上看，价格效应和共同富裕效应在改革开放的初期由于受到计划经济时代的影响有一定程度的下降，但随后均呈

现上升的趋势。但是相比之下，价格效应在 2000 年之后基本稳定在 0 的水平，而共同富裕效应随后一直在上升。这表明，随着时间的推移，我国农村消费占比的变化主要来源于共同富裕效应而非价格效应。从空间维度上看，在经济较为发达的南部省份，共同富裕效应和价格效应对农村部门产品消费需求占比的促进作用都较高，而在我国经济较为落后的北方地区（如东北三省、内蒙古，陕西等），价格效应和共同富裕效应对农村产品消费需求占比的提升的抑制作用较为明显。

此外，理论模型同时表明共同富裕效应与价格效应分别与最低消费量和城乡产品替代弹性有关。对于前者，最低消费量受到居民消费信心的影响，故我们按居民对宏观经济的预期将居民分为乐观消费者和悲观消费者，由此推导关于最低消费量的双边随机前沿模型。我们进一步采用双边随机前沿分析方法测算了乐观消费者和悲观消费者的消费剩余，发现在我国乐观消费者和悲观消费者的消费剩余的分布并不对称，前者明显多于后者。这在一定程度上解释了为何在我国家庭部门的最低消费量处于较高的水平：较高的最低消费量意味着居民消费意愿较强，这有助于发挥共同富裕效应，从而促进对农村部门产品的消费需求占比。

对于后者，城乡产品替代弹性受到教育水平的影响，故我们依此探讨价格效应背后的影响机制。实证结果表明，教育水平的提高可以降低城乡之间商品的替代弹性，且由面板随机前沿模型测度的我国各地区教育投入转化率知，我国的教育转化率高达 90%以上。加大教育投入能够在一定程度上通过提高教育水平来减小城乡产品之间的替代弹性，进而缓解城乡产品相对技术进步率的提高通过价格效应对农村产品消费需求占比产生的不利影响。

因此本文的研究一方面为中国改革开放以来的消费需求结构转型在一定程度上提供了解释，另一方面也为当前国际形势下保障好农产品的供给安全问题提供一定的政策建议。

关键词：技术进步 共同富裕 城乡消费差距 最低消费量 替代弹性

Abstract

On May 16, 2022, President Xi Jinping emphasized the need to ensure the security of supply of primary products in "Correctly Understanding and Grasping the Major Theoretical and Practical Issues of China's Development", which indicates the importance of meeting the consumption demand for rural sector products in our society. However, on the demand side of primary products, the consumption demand of China's rural sector products has continued to decline as a proportion of the total demand of urban sector products and rural sector products, although the rate of decline has a slowing trend since the reform and opening up. What factors lead to the decline in the share of consumption demand for products in the rural sector in China? Also, note that the rate of technological progress in China has climbed significantly over the years, with the rate of technological progress in the urban sector being higher than that in the rural sector, and the gap between the two gradually widening. So, does the increase of relative urban technological progress account for the declining share of demand for products consumed in the rural sector in China? What are the channels of such influence involved?

Therefore, in this paper, we analyze the impact of relative technical progress between urban and rural sectors on the difference between urban and rural product consumption demand in China from both theoretical and empirical aspects, and explore its impact mechanism.

We first develop theoretical models about the production in agricultural and non-agricultural sectors and household consumption to study the impact of technological progress on the gap between urban and rural sectors' product consumption demand. The theoretical model analysis finds that the relative technological progress in China's urban and rural sectors has the following price effects: the faster the technological progress in the urban sector relative to the rural sector, the lower the price in urban sector products relative to the rural sector products, and, consequently, the smaller the share of household consumption demand for rural sector products. At the same time, the relative

technological progress in the urban and rural sectors also has a co-prosperity effect: when the rate of technological progress in the urban sector increases relative to the rural sector, the relative income level of the rural sector decreases, thus worsening the share of consumption demand for products. Our model illustrates that the relative technological progress in the urban and rural sectors in China gives a better explanation for the decreasing but slowing rate of the consumer demand share of products in the rural sector in China.

The paper then proceeds to first verify the two channels (price channel and common wealth channel) in the theoretical model using fixed effects regressions, and then further analyzes the temporal heterogeneity of the price effect and common prosperity effect using the MO-OLS approach. We find that, in terms of temporal dimension, the price effect and the common prosperity effect declined to a certain extent at the beginning of the reform and opening-up period due to the influence of the planned economy era, but then both showed an increasing trend. In contrast, however, the price effect basically stabilized at the level of 0 after 2000, while the common prosperity effect has been rising since then. This suggests that the change in the share of rural consumption in China over time stems mainly from the common prosperity effect rather than the price effect. In the spatial dimension, both the common prosperity effect and the price effect have a higher contribution to the rural consumption share in the more developed southern provinces, while the price effect and the common prosperity effect have a more significant inhibitory effect on the increase of the rural consumption share in the more developing northern regions of China (e.g., the northeastern provinces, Inner Mongolia, and Shaanxi).

In addition, the theoretical model also shows that the common prosperity effect and the price effect are related to the minimum consumption and the elasticity of substitution between urban and rural products, respectively. For the former, minimum consumption is affected by residents' consumption confidence, so we divide residents into optimistic

and pessimistic consumers according to their macroeconomic expectations, and thus derive a two-tier stochastic frontier model for minimum consumption. We further measure the consumption surplus of optimistic and pessimistic consumers by two-tier stochastic frontier analysis and find that the distribution of consumption surplus of optimistic and pessimistic consumers is not symmetrical in China, and the former is significantly more than the latter. This explains to some extent why the minimum consumption is larger in China, and a larger minimum consumption implies a stronger willingness of residents to consume, thus contributing to the positive effect of the common prosperity effect on promoting the share of consumption demand for products in the rural sector.

For the latter, the elasticity of substitution between urban and rural products is affected by the level of education, so we explore the mechanism behind the price effect accordingly. The empirical results show that the increase of education level can reduce the elasticity of substitution of goods between urban and rural areas, and the conversion rate of educational inputs by regions in China measured by the panel stochastic frontier model is as high as over 90%. Increasing education investment can, to a certain extent, reduce the elasticity of substitution between urban and rural products by increasing the level of education, and thus mitigate the adverse effects of the increase in the relative rate of technological progress of urban and rural products on the share of consumption demand for rural products through the price effect.

Therefore, on the one hand, our research provides an explanation for the structural transformation of China's consumption demand since the reform and opening up to a certain extent and on the other hand provides some policy suggestions to ensure the security of supply of agricultural products under the current international situation.

Keywords: technological progress, common prosperity, rural-urban consumption gap, minimum consumption, substitution elasticity

目录

CONTENTS

第一章 绪论.....	11
1.1 研究背景	11
1.2 研究方法	13
1.3 研究发现	13
1.4 创新之处	15
第二章 文献评述.....	17
2.1 技术进步与不平等之间的有关研究.....	17
2.2 消费需求结构影响的有关研究.....	18
第三章 理论模型.....	20
3.1 基准模型设定	20
3.2 理论分析	21
3.2.1 价格效应	21
3.2.2 共同富裕效应.....	23
3.3 数值模拟	24
3.3.1 数据处理	24
3.3.2 参数校准	26
第四章 实证分析.....	28
4.1 数据处理和描述性统计.....	28
4.2 技术进步的整体影响	29
4.2 共同富裕效应的检验	33
4.4 价格效应的检验	36
4.5 两种效应对于农村部门产品消费需求占比的贡献.....	40
第五章 异质性检验.....	43
5.1 MO-OLS 模型估计异质性参数	43
5.2 时间异质性检验	47

5.3 空间异质性检验	51
5.4 价格效应和共同富裕效应的边际影响.....	54
第六章 共同富裕和价格效应的进一步研究.....	59
6.1 实际最低消费水平的决定因素.....	60
6.1.1 双边随机前沿模型设定.....	60
6.1.2 双边随机前沿模型估计结果.....	63
6.1.3 最低消费量形成过程中消费者预期测度模型的解释能力	64
6.1.4 悲观消费者剩余和乐观消费者剩余.....	65
6.2 城乡商品替代弹性的决定因素.....	72
6.2.1 基准模型	72
6.2.2 面板随机前沿模型设定.....	74
6.2.3 面板随机前沿模型估计结果.....	75
6.2.4 教育投入效率测算结果及其时空差异性.....	76
第七章 结论与展望.....	79
参考文献.....	82
附 录	86
附录 1 推导家庭最优消费c1,c2满足的条件	86
附录 2 推导共同富裕下家庭对农村部门产品的消费占比.....	87
附录 3 我国整体共同富裕因子(1978 年至 2021 年).....	90
附录 4 分省分年份的共同富裕因子.....	91
附录 5 我国各省份各年份的价格因子（分东、中、西、东北部）	95
附录 6 乐观消费者剩余	99
附录 7 悲观消费者剩余	100
附录 8 各省不同年份价格效应 β_{it}^{δ} 估计值（MO-OLS 方法）	101
附录 9 各省不同年份共同富裕效应 β_{it}^{ξ} 估计值（MO-OLS 方法）	102

图目录

LIST OF FIGURES

图 1 中国创新指数.....	11
图 2 城市部门和农村部门技术进步率对比	12
图 3 农村部门和城市部门产品消费需求	12
图 4 全国层面的共同富裕因子的时序图	26
图 5 农村部门相对技术进步率与农村产品消费需求占比随时间的变化.....	30
图 6 共同富裕因子的时序图	33
图 7 我国东中西部共同富裕因子随时间变化的情况	34
图 8 我国各个省份的共同富裕因子	35
图 9 共同富裕效应对农村消费占比的影响	36
图 10 δ 的时序图.....	37
图 11 我国东中西部省份的价格因子的时序图	38
图 12 城市部门的相对技术进步率对农村产品消费占比的影响的直接效应和间接效应	40
图 13 共同富裕效应和价格效应对农村消费占比的贡献.....	42
图 14 各个省份不同时间的 δ 系数分布.....	47
图 15 各个省份不同时间的 ξ 系数分布	47
图 16 价格效应的地理格局	51
图 17 共同富裕效应的地理格局	52
图 18 价格效应和共同富裕效应的地理格局	53
图 19 价格效应和价格因子之间的关系	54
图 20 价格因子和农村产品消费需求占比的关系	56
图 21 共同富裕效应和共同富裕因子之间的关系	57
图 22 共同富裕因子和农村产品消费需求占比的关系	57
图 23 机制研究路径图	60
图 24 乐观消费者、悲观消费者剩余以及净剩余	66
图 25 消费者净剩余的分布特征	68
图 26 净最低消费剩余的时序特征	69
图 27 最低消费净剩余的地理分布特征	71
图 28 教育投入损失率	77
图 29 教育投入损失率的地理格局	77

表目录

LIST OF TABLES

表 1 参数校准结果	27
表 2 各变量全样本和分年样本数据的基本统计	29
表 3 技术进步率对城乡产品消费需求结构的影响	31
表 4 技术进步对于共同富裕因子和价格因子的影响	32
表 5 城乡收入差距对农村部门产品消费需求占比的影响	35
表 6 价格因子对农村产品消费需求占比的影响	39
表 7 价格效应和共同富裕效应对农村产品消费需求占比的贡献	41
表 8 变系数下的两种效应对农村消费占比的影响	46
表 9 MO-OLS 估计系数的描述性统计	46
表 10 δ 结构性断裂检验结果	49
表 11 δ 系数中位数的趋势分析	49
表 12 ξ 系数中位数的趋势分析	50
表 13 价格因子对价格效应的影响	55
表 14 共同富裕因子对共同富裕效应的影响	56
表 15 宏观经济对于最低消费量的影响	63
表 16 预期因素导致的最低消费量影响分析	64
表 17 预期中悲观消费者和乐观消费者的最低消费剩余	65
表 18 净最低消费剩余的年度分布特征	67
表 19 净最低消费剩余的截面分布特征	70
表 20 教育经费对价格效应的影响	73
表 21 教育投入效率的测算	75
表 22 无效率项的估计结果	76
表 23 我国整体的共同富裕因子（1978 至 2021）	90
表 24 我国东部地区的共同富裕因子	91
表 25 我国中部地区的共同富裕因子	92
表 26 我国西部地区的共同富裕因子	93
表 27 我国东北地区的共同富裕因子	94
表 28 我国东部地区价格因子	95
表 29 我国中部地区的价格因子	96
表 30 我国西部地区价格因子	97
表 31 我国东北部地区的价格因子	98
表 32 乐观消费者剩余	99
表 33 悲观消费者剩余	100
表 34 各个省份各个年份的价格效应	101
表 35 我国各个省份各个年份的共同富裕效应	102

第一章 绪论

1.1 研究背景

在我国改革开放的 40 多年的进程中，得益于人口红利和充足的要素供给，我国经济高速发展了 30 余年。随着我国劳动年龄人口于 2010 年停止增长，人口红利在逐渐消失，我国经济的潜在生产率在逐渐降低。我们迫切需要寻找新的增长源泉，也就是技术进步。特别是在我国经济发展转向高质量发展以后，全要素生产率的提高成为一个极为关键的因素。自从 2015 年政府工作报告中首次提出全要素生产率之后，如何促进技术进步率的提高成为我国学术界和业界普遍关注的问题。图 1 呈现了我国近二十年时间内创新指数的变化¹。

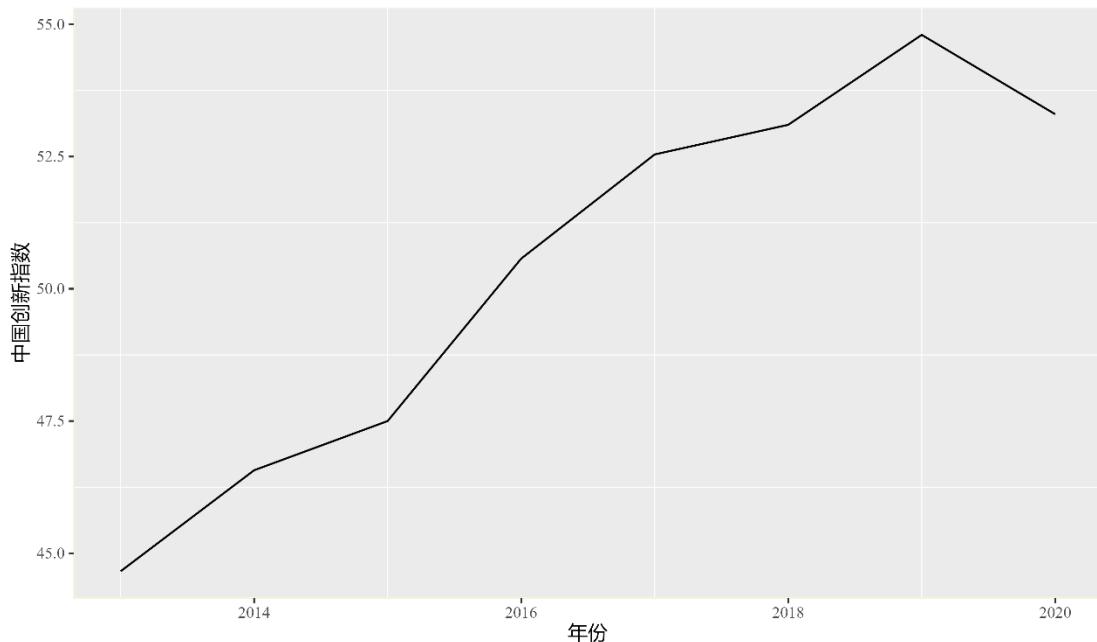


图 1 中国创新指数

如果我们把创新指数近似看做是中国的技术进步率，那么不难看出中国的技术进步率在显著攀升，但是城市部门和农村部门的技术进步率之间也在逐渐拉开差距，如图 2 所示。

¹ 数据来源：国家统计局 (http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901640.html)，图 1 为作者重新绘制。

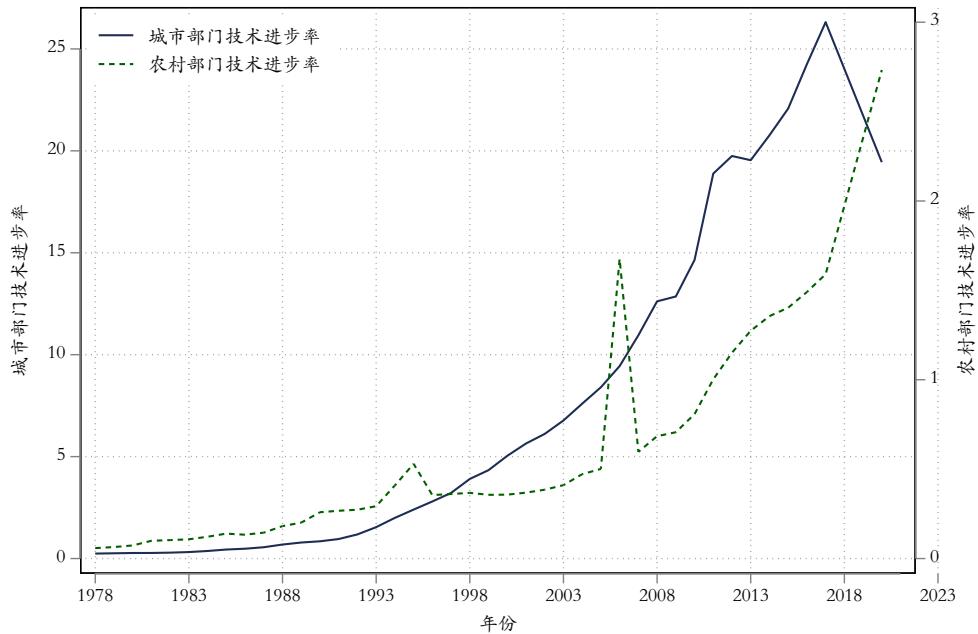


图 2 城市部门和农村部门技术进步率对比²

不难看出，我国农村部门的技术进步率在互联网浪潮兴起之后要明显低于城市部门的技术进步率。与此同时，我国城乡产品的消费需求差距也开始明显拉大，如图 3 所示。可见，社会对城市部门产品的消费需求远远超出对农村部门产品的消费需求。

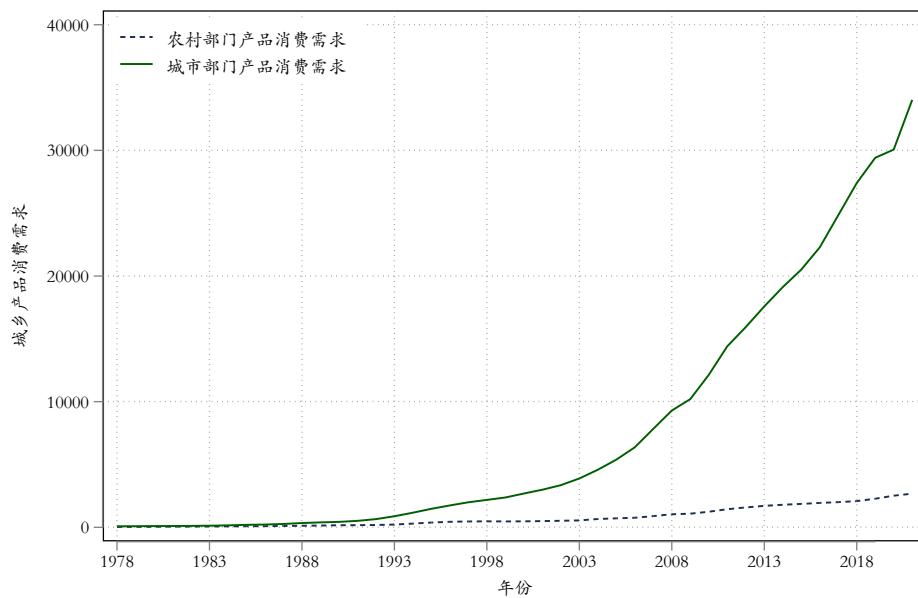


图 3 农村部门和城市部门产品消费需求

因此，日渐拉大的城乡技术进步率的差异和城乡部门产品的消费需求差异之

² 作者根据国泰安数据库中有关产出、资本和劳动的数据，采用索罗余值的方法自行测算。

间是否存在因果关系不仅在学术界成为了一个重要的研究话题，而且在当前的国际环境下，这一关系关乎到如何保障好初级产品供给这一重大的战略性问题。如果无法提高我们对初级产品的消费需求，那么初级产品的供给将很难得以保障。本文正是在这样的背景和动因下，试图通过探究城乡部门技术进步率的差异对我国农村部门产品的消费需求占比的影响来分析提振农村部门产品消费需求的一些关键因素，进而提出合适的政策建议来确保“中国人的饭碗任何时候都要牢牢端在自己手中”。

1.2 研究方法

本文首先构建了技术进步和城乡消费差异的理论模型，分析了技术进步影响城乡产品需求结构差异的价格效应和收入效应，同时结合我国的实际国情，分析了共同富裕效应。在此基础上我们对于其中的关键参数进行了校准，并进行了反事实模拟来分析技术进步与否对于城乡产品需求结构差异的影响。其次我们对理论模型进行了实证检验，先检验理论模型中提出的价格效应和共同富裕效应，之后采用最新的 MO-OLS 方法，对两者进行了时空异质性分析以及这两种效应的边际影响³。最后我们进行了机制论证，首先对于理论模型中的技术进步对价格效应和共同富裕效应的影响进行了检验，然后在此基础之上采用双边随机前沿模型对共同富裕效应的决定因素进行了论证，同时采用面板随机前沿模型对价格效应的决定因素进行了分析。

1.3 研究发现

本文主要的研究发现有：(1) 我国城乡之间的商品替代弹性大于 1，这可能与我国居民教育水平相对较低有关。我们论证，随着居民教育水平的提高，城乡商品的替代弹性会逐渐降低。其可能的解释是：随着教育水平的提高，人们对于非农产品的需求粘性提高，从而即便非农产品的价格相对提升，人们对其的需求量也不会下降太多。因为我国城乡商品的替代弹性大于 1，故结合理论模型可推断，城镇部门的技术进步率相对于农村部门的技术进步率的提高会导致了农村部

³ 边际影响亦即价格效应和共同富裕效应是否会随着价格因子和共同富裕因子的提高而减弱

门产品的消费需求占比下降，城市部门的非农产品的消费需求的上升。

(2)我国居民的最低消费水平(亦即当收入为 0 时的消费量)受到人们对于宏观经济发展预期水平的影响，我们采用双边随机前沿模型将理论最低消费水平(即前沿面)设定为 GDP 的函数，我们发现随着 GDP 的增长，理论最低消费水平也在增加，同时我们将全体消费者分为两类：乐观消费者和悲观消费者，我们的回归结果显示乐观消费者的占比要高于悲观消费者的占比，表明消费者对于我国改革开放 40 多年发展的基本面是认可的，同时对未来充满信心，同时我们还进一步将乐观消费者的最低消费剩余和悲观消费者的最低消费剩余之差作为净最低消费剩余在时空维度上展开分析。我们发现，从时间维度上看净最低消费剩余在 70 年代末有一定程度的下降，然后在 80 年代显著上升，在 90 年代苏联解体以及我国资本市场初期的混乱等一系列事件导致最低净消费剩余有相当的波动，但是自 90 年代末期开始净最低消费剩余有着长足的攀升直至 2008 年金融危机期间，随后受到金融危机的影响，净最低消费剩余开始下滑，此外在 2015 年由于股灾的发生、2018 年开始的中美贸易摩擦以及 2020 年开始的新冠肺炎大流行导致净最低消费剩余一直没有显著回升，但是尽管如此，净最低消费剩余自 2000 年由负转正以来就一直都保持在大于 0 的状态，表明乐观消费者的最低消费剩余要大于悲观消费者的最低消费剩余，这也从侧面反映出我国居民巨大的消费潜力。此外，从空间维度上分析，我们发现了与以往研究不一样的结论，我们发现最低消费净剩余为正且绝对值较大的省份集中分布于西部边陲和北部地区包括东北三省，而东部沿海和南部发达地区的最低消费净剩余大多很小甚至为负，我们猜测这是由于东南部沿江沿海发达城市与世界市场的联系较为紧密，受到的冲击较多，因而这些地区的市场较为成熟，但是在西北部地区由于深处内陆地区，市场相对不太完善，受到国家宏观调控的影响较大，因此在这些地区的乐观消费者要明显多于悲观消费者的数量。但是我们认为随着我国改革开放的深入，逐渐融入世界市场之后，这种时空之间的差异性会逐渐缩小，实际的最低消费量会逐渐收敛到理论的最低消费量。

(3)我们采用 MO-OLS 的估计方法，估计出价格效应和共同富裕效应在时空之间的异质性。我们发现，从时间维度上看，价格效应和共同富裕效应在改革开放的初期由于受到计划经济时代的影响有一定程度的下降，但随后均呈现上升的

趋势。但是相比之下，价格效应在 2000 年之后基本稳定在 0 的水平，而共同富裕效应在随后一直上升。这表明，随着时间的推移，我国农村消费占比的变化主要来源于共同富裕效应而非价格效应。从空间维度上看，在经济较为发达的南部省份，共同富裕效应和价格效应对农村消费占比的促进作用都较高，而在我国经济较为落后的北方地区（如东北三省、内蒙古，陕西等），价格效应和共同富裕效应对农村消费占比的提升的抑制作用较为明显。因此，尽管从整体上而言共同富裕的政策使得我国居民对于美好生活的向往越来越强（最低消费量为正且在逐年增加），但是我们也应该注意到我国仍然存在着发展很不平衡的问题；一些省份（如广东）经济较为发达，最低消费量要明显超过一些经济欠发达的地区（如陕西等）。实现共同富裕仍然还有很长的路要走。此外，我们还对共同富裕效应和价格效应进行了边际分析，发现二者均存在着边际效应递减的现象，随着时间的推移，我们认为技术进步对于城乡产品消费需求差异的影响最终会趋于稳态。

1.4 创新之处

相较于已有研究，本文的创新之处在于：(1)已有文献（例如 Kongsamut et al. (2001)）大多只集中于技术进步的收入效应，亦即从宏观整体层面探究一国的技术进步通过对居民收入水平的影响来影响居民的消费水平，而本文基于中国的具体国情提出了共同富裕因子，并对其与城乡产品需求结构之间的关系做出分析，从而能够更好地结合我国的实际国情在共同富裕的大背景下探究技术进步对于城乡产品消费需求差异的影响；(2)已有文献大多采用传统的面板模型去刻画收入效应，这种方法忽略了时空的异质性，本文结合最新的 MO-OLS 方法更为精准地刻画出我国改革开放四十余年中不同省份的时空异质性，从中可以窥探我国仍存在的地区发展不平衡等问题以及价格效应和共同富裕效应在时间维度上的演进；(3)已有研究较少考虑过居民的最低消费量所受到的影响，以往对于最低消费量的研究难点在于难以量化，本文创造性地结合 MO-OLS 估计方法，从一个较为新颖的角度去刻画最低消费量，并且将最低消费量与宏观经济环境联系起来，采用双边随机前沿模型，根据消费者的不同预期，将消费者群体分为乐观消费者和悲观消费者，并对二者的净剩余在时空维度上展开研究；(4)以往研究对于弹性的研究大多集中于需求弹性方面，本文对于商品替代弹性的影响因素展开研究，

本文通过结合需求粘性理论，创造性提出教育水平的提高可以降低城乡之间商品的替代弹性，并采用实证方法对此进行了检验，此外我们还采用最新的面板随机前沿模型测度我国各地区的教育投入转化率，发现我国的教育转化率很高。

第二章 文献评述

与本文有关的文献主要有两支：第一支文献是探究技术进步与不平等之间的关系，第二支文献是探究消费需求结构的影响。

2.1 技术进步与不平等之间的有关研究

首先在有关技术进步与不平等之间的关系这一领域，早期的研究如 Acemoglu (2002) 发现，技术进步有利于技术性工人，同时会取代非技术型工人，从而加剧社会的不平等。Brynjolfsson(2011) 指出，IT 部门快速增长使得美国劳动力大大缩减，人们悲观地预期未来这种趋势会持续，这造成不平等现象的加剧。但是，近些年来，有学者指出，尽管技术进步，如人工智能等技术的发展，会替代掉一部分劳动力，但是这种替代效应会被生产力效应所抵消，这是因为人工智能等技术使得厂商在那些被替代掉的部门的成本大幅下降，从而增加这些厂商在无法被替代的部门中对于劳动力需求的增加，因此技术进步不仅不会增加社会的不平等性，相反还会增加社会福利 Acemoglu et al(2018a) 此外 Acemoglu et al (2018b) 分析指出技术进步替代掉一部分工人减少了部分工资成本以后会削弱厂商进一步引入自动化设备的意愿，同时会创造更多的非替代性工作岗位，随着时间的推移，这样的趋势最终会达到稳态。除这些在微观劳动力层面探究技术进步对就业不平等的影响，进而产生对收入不平等的影响之外，也有一些文献直接探讨技术进步或者经济结构转型对工资收入差距演化的影响，比如说 Krusell et al (2000) 指出由于技能的互补性和技术进步的方向性等生产特征，技术进步往往会使企业需要更高技能的劳动力与新技术结合进行生产，从而高技能的劳动力的相对需求得以提高，这便扩大了高技能工人和低技能工人的工资收入差距，类似的结论也被其他学者所发现(徐舒 2010; 董直庆等 2014; 杨飞 2017; 卢晶亮 2017; Acemoglu et al 1998)。此外也有人从国际视角看待技术进步对工资差异的影响，比如 Burstein et al (2017) 和 Cravino et al (2019) 发现国际贸易能够使得不同的国家机制在不同技术密集度的行业中进行生产，因此改变了对不同技能劳动力的相对需求和工资收入差距，具体而言，技术密集型产业的比重上升会增加对高技能劳动力的相对需求，从而扩大了工资收入差距 (Buera and Kaboski

2012; Buera et al. 2022)。综合上述文献不难看出，以往文献大多仅仅考虑到技术进步对工资收入差距的影响，并未进一步考察技术进步对收入差距产生影响之后如何进一步对消费需求结构产生影响。

2.2 消费需求结构影响的有关研究

第二支文献探究消费需求结构的影响。在这一领域里较早的权威文献是 Kongsamut et al (2001)，他们指出由于消费偏好的需求特点在于对于非农产品的需求收入弹性较大(大于 1)，对于农产品的需求收入弹性较小(小于 1)，所以随着收入的增长，对于非农产品的相对需求便会上升，而对于农产品的相对需求就会下降。此外也有研究指出经济体所经历的对于劳动力和资本的大规模再分配导致农村部门和城市部门的结构差异，其中最重要的差异便体现在城乡产品需求结构上的差异 (Comin, Lashkari, and Mestieri 2021; Herrendorf, Rogerson, and Valentinyi 2014; Matsuyama 1992)。针对这种消费结构转型的解释目前主要有如下两个分支，一个分支是从供给侧的角度来解释，这部分的文献指出城市部门和农村部门技术进步率的差异会通过影响两个部门的资本密集度和劳动占比的差异来影响两个部门的价格差异从而最终影响两个部门产品的消费需求，比如说，Ngai et al(2007) 论证了两个部门的最终品之间较低的替代弹性能够促使劳动力从技术进步率较高的部门转移到技术进步率较低的部门，在极端的情况下，生产农产品的劳动力全部转移到技术进步率最低的部门，而其余部门的生产农产品的劳动力将变为零，而生产非农产品的劳动力占比将趋向于稳定值，而类似的结论也已经被其他学者所证实 (Laitner 2000; Caselli and Coleman II 2001; Gollin, Parente, and Rogerson 2002)；而 Acemoglu et al (2008)则指出资本深化能够增加资本密集度更高的部门的产出，同时能够促使资本和劳动远离资本密集度更高的部门，从而造成两个部门的产出的差异，进而影响两个部门的消费差异。在这方面国内的学者也分别从鲍莫尔效应和恩格尔效应两个方面分析了消费产品需求的结构转型，具体而言，鲍莫尔效应指出如果不同部门的产品之间存在一定程度上的互补性，那么技术进步越快的部门产品的价格往往相对会较低，此时将会促使劳动力转移到其他部门(郭凯明等 2017)，恩格尔效应指出不同产品需求收入弹性的影响，由于非农产品的需求收入弹性要高于农产品的需求收入弹性，因而收入的提高将会使

得对农产品的需求下降，促使劳动力从农业部门转移到非农业部门，类似的结构也被 Foellmi et al(2008), Boppart(2014) 以及李尚骜等(2012)所发现。另外一个分支是从需求侧的角度切入，这一角度认为需求结构的变化直接影响到不同产业的产品的相对需求，从而导致生产活动会集中于产品相对需求更高的产业，进而带动了结构转型。特别地，Kongsamut et al (2001)使用 Stone-Geary 型非位似偏好效用函数对这一机制进行了刻画，他们发现随着收入的增长，对农业产出的相对需求会下降，从而对城市部门产品的相对需求会上升，这一结论也被其他学者通过不同形式的效用函数所证实 (Comin, Lashkari, and Mestieri 2021; Boppart 2014)，除此之外，也有学者 (Matsuyama 2009) 通过对开放经济体进行研究发现国外需求的变化也会影响消费结构转型，因为一个国家工业部门的技术进步会降低其工业产品的相对价格，从而形成比较优势，扩大国际市场，从而促进该国工业品的需求上升 (Świecki 2017; Sposi 2019)。Uy et al(2013) 通过使用韩国的结构转型数据验证了这一理论。

综合上述两支文献，不难看出目前学术界对于技术进步和城乡产品消费需求结构之间的研究还是相对孤立的，即便有文章考虑技术进步率对于城乡产品消费需求结构差异的影响也是局限于单一的需求侧或者供给侧的影响，而没能将需求侧和供给侧结合起来，本文构建理论模型通过提出价格效应和共同富裕效应来将需求侧和供给侧的影响放在一个统一的框架之内进行考虑，因而可以在一定程度上弥补以往文献的不足之处。

第三章 理论模型

3.1 基准模型设定

本文参考郭凯明等(2020)和郭凯明等(2017)假定线性生产函数，亦即假设只有劳动 L 作为生产要素，而在劳动和服务市场中存在两个生产部门：农业部门和非农业部门，产出分别为 Y_1 和 Y_2 。企业处于一个完全竞争市场，因而两部门产品的价格 P_j 是外生给定的，同时假定农村部门的工资为 w_1 ，城市部门的工资为 w_2 。

假设两部门的生产函数分别是其劳动 L_j 的线性函数，亦即

$$Y_j = A_j L_j, \quad j = \{1,2\} \quad (1)$$

其中 $L_1 + L_2 = L$ ， A_j 是部门 j 的技术进步。因而两部门的最优化问题分别为：

$$\max_{L_j} P_j Y_j - w_j L_j \quad j \in \{1,2\} \quad (2)$$

将式(1)带入(2)式中，为使企业的最优化问题能够有内点解，不难推出企业需满足：

$$P_j A_j = w_j, \quad j \in \{1,2\} \quad (3)$$

家庭部门面临的预算约束方程为 $P_1 c_1 + P_2 c_2 = w_1 L_1 + w_2 L_2$ ，其消费具有CES型效用函数，亦即

$$U = \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} c_2^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (4)$$

其中 c_j 为家庭对两部门产品的消费量，且假定 $\bar{c}_1 < 0$ 因而 $-\bar{c}_1$ 代表最低消费量⁴。 ω_1 和 ω_2 分别是家庭对两部门产品的消费在家庭消费效用中的权重，假定其满足 $\omega_1 + \omega_2 = 1$ ， $0 < \omega_1, \omega_2 < 1$ ； $\epsilon > 0$ 为家庭对两类产品消费的替代弹性。家庭部门选择消费 c_1, c_2 ，以使消费效用最大化，故其最优化问题为：

⁴ 我们假定所有家庭是同质的，而且对于农产品的需求由于是刚需，因此存在最低消费量，而对于非农产品不存在最低消费量，这一设定符合传统文献的设定，譬如 Kongsamut et al (2001).

$$\max_{c_1, c_2} U = \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} c_2^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

$$s.t. P_1 c_1 + P_2 c_2 = w_1 L_1 + w_2 L_2$$

在完全竞争的市场中, 对家庭而言, P_1, P_2, w_1, w_2 是外生给定的, 同时假定 L 也为外生给定的。求解上述最优化问题可知, 家庭对两个部门产品的最优消费 c_1, c_2 满足以下条件 (证明见附录 1):

$$\frac{P_1(c_1 + \bar{c}_1)}{P_2(c_2)} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{1-\epsilon} \quad (5)$$

3.2 理论分析

我们用家庭对农村部门产品的消费占家庭对城乡两部门产品总消费的比重来刻画城乡产品消费结构差异, 具体而言, 设家庭对农村部门产品的消费比重为

$$x_1^c = \frac{P_1 c_1}{P_1 c_1 + P_2 c_2}$$

3.2.1 价格效应

由式(5), 并结合家庭预算约束 $P_1 c_1 + P_2 c_2 = w_1 L_1 + w_2 L_2$, 可得

$$P_1(c_1 + \bar{c}_1) = \frac{\omega_1 P_1^{1-\epsilon}}{\omega_1 P_1^{1-\epsilon} + \omega_2 P_2^{1-\epsilon}} (w_1 L_1 + w_2 L_2 P_1 \bar{c}_1)$$

整理之后不难发现

$$\frac{P_1 c_1}{P_1 c_1 + P_2 c_2} = \frac{\omega_1 P_1^{1-\epsilon}}{\omega_1 P_1^{1-\epsilon} + \omega_2 P_2^{1-\epsilon}} \frac{w_1 L_1 + w_2 L_2 + P_1 \bar{c}_1}{w_1 L_1 + w_2 L_2} - \frac{P_1 \bar{c}_1}{w_1 L_1 + w_2 L_2} \quad (6)$$

为进一步考察价格效应, 不失一般性, 先暂时假定 $\bar{c}_1 = 0$, 则式(6)可进一步简化为

$$\frac{P_j c_j}{P_1 c_1 + P_2 c_2} = \frac{\omega_j P_j^{1-\epsilon}}{\omega_1 P_1^{1-\epsilon} + \omega_2 P_2^{1-\epsilon}} \quad \forall j \in \{1, 2\}$$

这意味着

$$\frac{P_1 c_1}{P_2 c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{1-\epsilon} \quad (7)$$

式(7)表明，城乡产品消费需求结构的差异源于相对价格 P_1/P_2 （即农村相对于城市的价格比，我们在后文中将这一比值定义为价格因子，记作 δ ）以及替代弹性 ϵ 的大小。如果替代弹性很低 ($\epsilon < 1$)，则相对价格 P_1/P_2 的上升会带来家庭对农村部门产品消费比重的上升；相反，如果替代弹性很高 ($\epsilon > 1$)，则相对价格的上升会带来此消费比重的下降。

进一步考察农村和城市相对价格的变化。通过生产部门的最优化条件 (3) 可知，

$$P_1 A_1 = w_1$$

$$P_2 A_2 = w_2$$

由此可知

$$\delta = \frac{P_1}{P_2} = \frac{w_1 A_2}{w_2 A_1}$$

因此，在给定城乡工资之比保持不变的情况下，城市相对于农村的技术进步越快，农村相对于城市的相对价格就越低。因此，由 (7) 知，

$$\frac{P_1 c_1}{P_2 c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{1-\epsilon} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{w_1 A_2}{w_2 A_1} \right)^{1-\epsilon}$$

因此

$$x_1^c = \frac{P_1 c_1}{P_1 c_1 + P_2 c_2} = \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2 + \omega_1 \delta^{1-\epsilon}}$$

由此可得

$$\frac{\partial x_1^c}{\partial \delta} = \frac{\omega_1 \omega_2 (1 - \epsilon) \delta^{-\epsilon}}{(\omega_2 + \omega_1 \delta^{1-\epsilon})^2} \quad (8)$$

故当城乡工资之比和替代弹性不变时，如仅从价格效应的角度看，城乡产品消费需求结构的差异主要取决于供给侧的技术进步。在我国，由于农村部门和城市部门产品的替代弹性很高（超过 1，具体结果参见后文的参数校准），因此城市部门相比农村部门较快的技术进步率将带来城市部门产品相对价格的下降，进而导致对城市部门产品的消费需求比重上升，农村部门产品的消费需求比重的下降。

命题 1 我国城乡部门相对技术进步具有以下价格效应和消费结构效应：城市部门相对于农村部门的技术进步越快，城市部门产品相对于农村部门产品的价格就越低，家庭对城市部门产品的消费比重就越大，对农村部门的消费比重就越小。

3.2.2 共同富裕效应

在本小节中我们来考察共同富裕效应，亦即农村和城市工资之比的影响。一般来说，我国城市部门的平均工资要高于农村部门的平均工资，即农村和城市平均工资之比小于 1，此比例的增加意味着城乡收入差距在缩小，亦即共同富裕程度在提高。因而，我们将农村和城市的工资之比定义为共同富裕因子 (ξ)，亦即 $\frac{w_1}{w_2} = \xi$ 。和前一小节一样，为考察共同富裕效应，我们假定农村部门和城市部门商品的价格之比 δ 保持不变。

由式(5)可以推得

$$\frac{c_1 + \bar{c}_1}{c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{-\epsilon}$$

进一步结合式(8)、产品市场出清的条件 $Y_j = c_j, j = \{1,2\}$ ，以及线性生产函数(1)式，可展开为

$$\frac{A_1 L_1 + \bar{c}_1}{A_2 L_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{w_2 A_1}{w_1 A_2} \right)^\epsilon \quad (9)$$

又因为 $L_1 + L_2 = L$ ，因此计算可得，家庭对农村部门产品的消费比重为（推导见附录 2）：

$$x_1^c = \frac{\frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2} \right) L A_1}$$

其中， δ 是农村商品和城市商品的价格之比，即我们前文所提到的价格因子。

由上述的农村部门产品消费需求占比的表达式不难看出，由于我们探讨城市部门和农村部门技术进步率之比，因此我们可以不妨将农村部门的技术进步率标准化为 1，亦即 $A_1 = 1$ ，然后探讨城市部门的技术进步率相比于农村部门的技术进

步率的变化，此时上述农村消费占比的表达式便简化为

$$\begin{aligned} x_1^c &= \frac{P_1 c_1}{P_2 c_2 + P_1 c_1} = \frac{\frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2}\right) L A_1} \\ &= \frac{\frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2} L - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2}\right) L} \end{aligned}$$

因此 ξ 对于农村消费占比的影响为

$$\frac{\partial x_1^c}{\partial \xi} = \frac{-\bar{c}_1(L + \bar{c}_1)}{\left((1 - \xi)\bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2}\right)L\right)^2} \quad (10)$$

不难看出，当在价格因子 δ 保持不变的前提下，由于总劳动力 L 为一正的常数，因为共同富裕因子对于农村部门消费占比的影响取决于 \bar{c}_1 ，由于 $\bar{c}_1 < 0$ ，因此农村部门相对于城市部门收入水平的提高（ ξ 上升）会带来农村消费占比的上升（ x_1^c 上升）。

命题 2：技术进步对城乡部门产品消费差距的影响的第二个渠道为：技术进步通过影响农村部门和城市部门的收入之比来影响对农村部门产品的消费需求占比。具体而言，当城市部门技术进步率相对于农村部门提高时，农村部门的相对收入水平下降，从而恶化农村部门产品的消费需求比重。

3.3 数值模拟

3.3.1 数据处理

为进行后续的数值模拟，我们需要获得外生变量 A_1, A_2, L, ξ 的数据并且通过参数校准的方式得到外生参数 $\epsilon, \omega_1, \omega_2, \bar{c}_1$ 的取值。由于在我国农村和城市中各自的名义产出等若干数据的缺失，我们将农村部门近似看作是第一产业，将城市部门近似看作是第一和第二产业之和，以期获得更为详实可靠的数据。

首先，对于技术进步率 A_1 和 A_2 ，由于我们并没有直接的数据，因此我们采用如下的方法进行计算：由于 $A_j = Y_j/L_j$ ，同时又由于我们模型中的 Y_j 是实际增加值，

而我们从国家统计局只能获得三个产业的名义增加值，因此为计算实际增加值，我们取以 1978 年为基年的增加值指数，不妨将这个指数记为 y_j ，由此我们可以得到实际产出的增长因子

$$\frac{Y_{j,t}}{Y_{j,1978}} = \frac{y_{j,t}}{y_{j,1978}}$$

从而我们可以得到价格增长因子

$$\frac{P_{j,t}}{P_{j,1978}} = \frac{\frac{(P_j Y_j)_t}{(P_j Y_j)_{1978}}}{\frac{(Y_j)_t}{(Y_j)_{1978}}} = \frac{\frac{(P_j Y_j)_t}{(P_j Y_j)_{1978}}}{\frac{(y_j)_t}{(y_j)_{1978}}}$$

我们将 1978 年的价格标准化为 1，我们便可以得到各期的价格，从而我们可以得到实际产出 $Y_{j,t} = (P_j Y_j)_t / (P_j)_t$ 。然后我们取每年的就业人数来代表 L_j ，但是由于国家统计局没有更新 1989 年以前的就业数据，因而我们取(Holz 2006)的数据来补充 1978 年到 1989 年的就业数据，从 1990 年开始，我们采用国家统计局公布的数据。根据我们的线性生产函数 $Y_j = A_j L_j, j \in \{1,2\}$ ，由此可以计算出技术进步率 A_1, A_2 。为获得 ξ 的数据，注意到

$$\xi = \frac{w_1}{w_2} = \frac{P_1 Y_1 / L_1}{P_2 Y_2 / L_2} = \frac{P_1 Y_1 / P_2 Y_2}{L_1 / L_2}$$

根据前文计算得到的名义增加值之比和就业量之比，即可得到共同富裕因子 ξ 的取值。具体数值参见附录三。

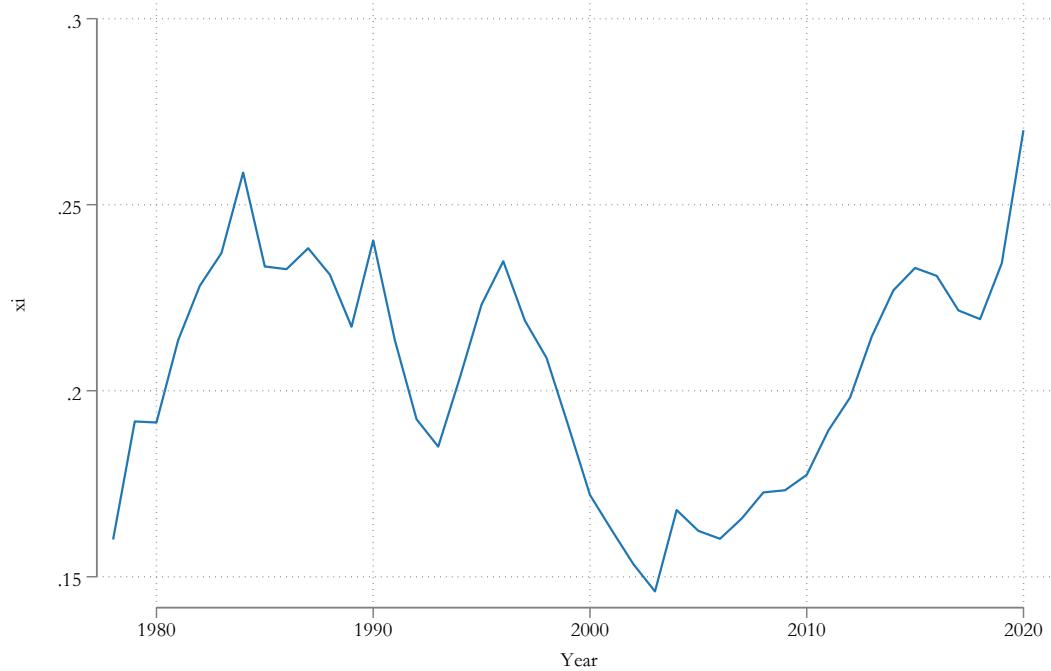


图 4 全国层面的共同富裕因子的时序图

由图 4 可知，全国层面的共同富裕因子在改革开放初期有所上升之后，整体呈现下降的趋势，但是近年来，特别是党的十八大以来共同富裕因子又呈现明显上升态势，意味着城镇和农村部门的收入差距在逐渐缩小。

3.3.2 参数校准

下面我们通过参数校准的方式来得到外生参数 $\epsilon, \omega_1, \omega_2, \bar{c}_1$ 的取值。首先注意到 $\omega_1 + \omega_2 = 1$ ，因此我们需要校准的参数实际上只有 $\epsilon, \omega_1, \bar{c}_1$ 。由于在我们的模型中， $Y_j = c_j$ ，因此我们将校准目标定为农村部门的名义产出比重，亦即

$$\begin{aligned} x_1^c = x_1^y &= \frac{P_1 Y_1}{P_1 Y_1 + P_2 Y_2} \\ &= \frac{\omega_1 P_1^{1-\epsilon}}{\omega_1 P_1^{1-\epsilon} + (1 - \omega_1) P_2^{1-\epsilon}} \left(1 + \frac{P_1 \bar{c}_1}{P_1 Y_1 + P_2 Y_2} \right) - \frac{P_1 \bar{c}_1}{P_1 Y_1 + P_2 Y_2} \end{aligned}$$

我们采用非线性回归的方式进行校准。具体而言，将农村部门的消费占比作为校

准目标，然后根据上式采用非线性回归方法估计参数 $\epsilon, \omega_1, \bar{c}_1$ ，其中 $\omega_2 = 1 - \omega_1$ 。校准结果如表 1 所示。

表 1 参数校准结果

参数	校准结果
ϵ	1.75** (2.02)
ω_1	0.141** (1.96)
\bar{c}_1	-195.466** (-6.53)

注：括号中报告的是z统计量的值，***代表1%水平显著，**代表5%的水平显著，*代表1%水平显著。

从参数校准的结果来看，尽管在一些经典文献如 Herrendorf et al(2013)中，校准的结果中大多 $\epsilon < 1$ ，但是我们校准结果表明，在中国情境下，城乡之间的产品替代弹性很高。此外，还应注意的是，我们估计出 $\bar{c}_1 = -195.47$ ，这表明农村部门产品具有最低消费量，此处为195.5。

第四章 实证分析

4.1 数据处理和描述性统计

为验证上述的收入效应和价格效应，同时进一步探究我国分省⁵城乡居民边际消费倾向的异质性，我们从中经网统计数据库中下载了我国分省三个产业的增加值的年度数据，时间跨度为 1978 年到 2021 年，此外我们还进一步下载了分省城镇居民人均可支配收入以及分省农村居民人均可支配收入的年度数据，时间跨度也是 1978 年到 2021 年。

在数据处理方面，我们将第一产业近似为农村部门，将第二产业和第三产业近似为城市部门。前述模型将全部产出用于消费，而没能考虑居民的边际消费倾向，故不能直接使用城镇和居民的消费性支出作为被解释变量进行分析。在接下来的分析中，我们将第一产业的增加值作为家庭对农村部门产品的消费，将第二产业和第三产业的增加值之和作为家庭对城市部门产品的消费，前者与后者的比值即为家庭对农村部门产品消费需求和对城市部门产品消费需求之比，作为城乡产品消费需求差异的刻画⁶。表 2 给出所构造的这些变量在中国 31 个省样本中的基本统计结果。

从表 2 的描述性统计可见，三个产业的增加值在近 10 年间平均增长要远远超过改革开放前 30 年的平均增长，这反映了我国党的十八大以来经济的飞速发展。从农村部门产品的消费需求占比来看，尽管从改革开放以来农村部门产品的消费需求占比是在逐渐下降的，但是下降的速度有所放缓，这反映在改革开放第一个十年和第二个十年间的农村部门产品的平均消费需求占比从 0.53 下降到 0.33，下降了近 38%，而在第三个十年和第四个十年之间农村部门产品的消费需求占比由 0.17 下降到 0.11，下降了约 35%。

⁵ 我国一共 34 个省级行政区域，考虑到数据的可获得性，我们在后续研究中没有考虑香港特别行政区、澳门特别行政区以及台湾省，故我们的样本中只包含大陆地区的 31 个省级行政区域。

⁶ 我们在实证分析中采用的是农村部门产品需求和城市部门产品需求之比作为城乡产品消费需求差异的刻画，这一比值和我们在前文理论分析中考虑的农村部门产品需求占城乡总需求的比重稍有不同，但是二者之间是等价的，亦即前者和后者是呈现正相关关系的，之所以采用这样的设定是由于考虑到因变量的变异性。

表 2 各变量全样本和分年样本数据的基本统计

	(1) 均值	(2) 标准差	(3) 均值	(4) 均值	(5) 均值	(6) 均值
	全样本	全样本	1978-1988	1989-1999	2000-2010	2011-2021
第一产业增加值	783.5	1082.0	69.5	308.7	765.6	1990.2
第二产业增加值	3656.0	6622.4	107.5	700.9	3320.5	10495.3
第三产业增加值	4069.1	7951.7	55.39	553.6	2928.0	12739.4
第二、三产业增加值之和	7725.1	14375.2	162.9	1254.4	6248.5	23234.7
农村产品消费需求占比	0.29	0.24	0.53	0.33	0.17	0.11
城镇人均可支配收入	12225.0	14178.0	665.3	3473.1	11071.7	32740.6
农村人均可支配收入	8030.4	7344.1	342.5	1636.0	4499.2	13978.9
共同富裕因子	0.42	0.10	0.52	0.44	0.36	0.40
城镇 CPI (1978 基年)	4.06	2.36	1.24	3.51	5.07	6.43
农村 CPI (1978 基年)	3.13	2.00	1.12	2.60	3.72	5.09
农村城镇 CPI 之比	0.99	1.01	0.91	0.85	0.92	1.26

注：第(1)和(2)列全样本的均值和标准差，第(3)至(6)列为 1978 至 2021 年每十年期间的样本均值。

此外，尽管城镇部门居民可支配收入和农村部门居民可支配收入在改革开放四十年的时间内都有明显的增长，但是二者并不是同步增长的，这一点从共同富裕因子的变化中不难看出，在改革开放的前 30 年中共同富裕因子一直在下降，表明我国的城乡收入差距在逐渐拉大，而在党的十八大以来共同富裕因子有着明显的上升，表明共同富裕的政策取得了较为显著的成效。而相较于共同富裕因子，价格因子的变化尽管有所波动，但是基本稳定在 1 的左右，因此相比于价格效应，共同富裕效应可能会起到更为重要的作用，这一点在下文中将会得以验证。

4.2 技术进步的整体影响

首先，为直观反映我国省份内部平均技术进步率随时间变化的关系，我们将城市部门相对技术进步率⁷和农村产品消费需求占比分别画在图 5 中。

⁷ 城市部门的相对技术进步率为城市部门的技术进步率和农村部门的技术进步率之比。

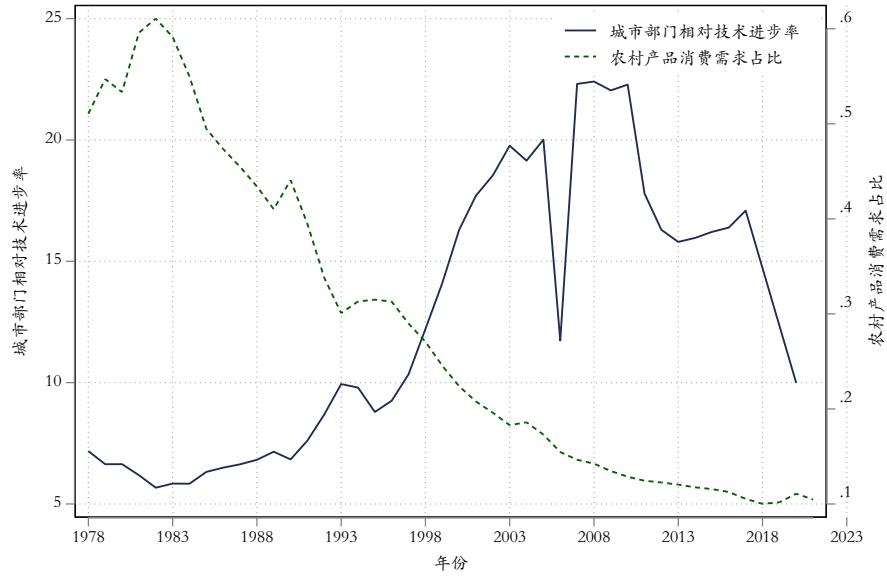


图 5 农村部门相对技术进步率与农村产品消费需求占比随时间的变化

从图 5 不难看出，农村部门产品的消费需求占比和城市部门相对技术进步率之间存在一个明显的负相关关系，亦即城市部门相对技术进步率的提升会带来农村部门消费占比的下降，这与我们前文理论分析的结果一致。为进一步检验这种负相关关系，我们首先测算分省的城市部门相对技术进步率，为此我们从 CSMAR 中获取了分省的城乡就业人员数，单位为万人，数据范围为 1978 年到 2021 年。由于理论模型只假设了一种生产要素—劳动，故我们也只将劳动力作为唯一的投入要素，并使用前文提及的三个产业的增加值作为产出要素。根据 $Y = AL$ ，利用增长核算法计算得到分省的农村部门技术进步率 A_1 以及分省的城市部门技术进步率 A_2 ，然后计算二者的比值 $\alpha = A_2/A_1$ ，即城市部门的相对技术进步率。考察如下的回归模型：

$$Structure_{it} = \alpha + \beta a_{it} + \gamma X_{it} + \epsilon_{it}$$

其中 $Structure_{it}$ 代表农村部门产品的消费需求和城市部门产品消费需求之比，亦即农村部门产品的消费需求占比， X_{it} 代表控制变量，参考万广华等(2022)，我们的控制变量选取主要考虑宏观经济发展指标，包括各省的 GDP(取对数值)、宏观经济开放程度，外生不确定性因素，以及城镇化率，其中宏观经济开放程度使用进出口总额占国民生产总值的比例来测度，外生不确定因素采用突发环境次数(对数值)来度量，城镇化率为城镇常驻人口占该省总人口的比例。这些控制变量

的选取主要考虑在于一方面有文献指出在开放经济体中消费者可以向国外借贷，同时本国的利率水平又会受到国外的经济状况的影响，因而消费会受到经济开放程度影响(Edwards 1996)，另一方面的文献如 Edwards(1996)和 Juster et al (1975)发现不确定性对于消费具有很大的影响(Alesina and Perotti 1996)。此外，Wei et al(2011)和 Schmidt et al(2000) 均发现消费与城镇化率有着较为重要的联系，因为城镇部门往往能够提供较好的工作待遇和社会保障，此外这两篇文章(Wei and Zhang 2011; Schmidt-Hebbel and Servén 2000)也均将人口作为控制变量加入其回归模型中，因此我们选择上述控制变量进行回归。回归结果如表 3 所示。

表 3 技术进步率对城乡产品消费需求结构的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市部门相对技术进步率	-0.014*** (-13.54)	-0.008*** (-9.85)	-0.007*** (-6.46)	-0.003*** (-4.59)	-0.003*** (-4.37)	-0.002*** (-3.51)
城镇化率		-0.716*** (-18.29)	-0.808*** (-15.10)	-0.487*** (-10.35)	-0.358*** (-5.27)	0.171 (1.57)
经济开放程度			-0.084 (-1.44)	-0.096*** (-2.86)	-0.127*** (-2.85)	-0.121*** (-2.78)
宏观不确定性(对数值)				0.008*** (2.65)	0.011*** (3.76)	0.006** (2.09)
总人口数(对数值)					-0.318*** (-2.62)	-0.143 (-0.91)
GDP(对数值)						-0.071*** (-4.25)
省份	是	是	是	是	是	是
N	1069	701	362	210	210	210
r ² _a	0.598	0.724	0.698	0.827	0.846	0.882

注：被解释变量是农村部门产品的相对需求 (即农村部门产品的需求和城市部门产品的需求之比)；括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的 t 值； * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 3 的回归结果显示我国城市部门的相对技术进步率和我国农村部门产品的消费占比之间在 1% 的显著性水平上存在明显的负相关关系，并且这一结果在我们改变控制变量的时候依旧是非常稳健的。可见，从实证上，这些结果与命题 1 后一部分结论一致。

下面我们来验证我们前文理论模型部分中技术进步对于共同富裕因子和价格因子的影响。我们的理论模型显示

$$\xi = \frac{w_1}{w_2} = \frac{P_1 A_1}{P_2 A_2}$$

上式表明共同富裕因子与城市部门相对技术进步率成负相关关系，而价格因子与城市部门相对技术进步率之比成负相关关系，现实证检验这一理论机制。控制变量的选取原则和前文一致，此处不再赘述。同时考虑到结果的可读性，我们将GDP、总就业人数和城乡居民收入等变量均取对数，估计如下技术进步率(α)对于共同富裕因子(ξ)和价格因子(δ)的面板回归模型

$$\delta_{it} = \alpha_i + \beta a_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\xi_{it} = \alpha'_i + \beta' a_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon'_{it} \quad (12)$$

其中 X_{it} 代表控制变量。回归结果见表 4。

表 4 技术进步对于共同富裕因子和价格因子的影响

	价格因子			共同富裕因子		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市部门相对技术进步率	0.010** (2.38)	0.012** (2.23)	0.013 (1.57)	-0.003*** (-4.58)	-0.001** (-2.17)	-0.002** (-2.30)
GDP(对数值)		-0.252 (-1.45)	2.953** (2.37)		-0.023 (-0.70)	0.018 (0.29)
总人口数(对数值)		0.004 (0.01)	-2.233*** (-3.30)		-0.245*** (-4.61)	0.112 (1.40)
城镇化率			-1.685** (-2.04)			-0.144 (-1.43)
宏观经济开放程度			0.636* (1.96)			0.098*** (3.60)
农村部门收入(对数值)			-2.687*** (-6.02)			
城市部门收入(对数值)			-2.744*** (-3.77)			
城市部门价格指数				-0.016** (-2.52)	-0.035*** (-3.49)	-0.003 (-0.35)
农村部门价格指数				-0.004 (-0.84)	-0.005 (-1.19)	0.003 (0.17)
N	1069	938	166	378	364	166
r2_a	0.625	0.703	0.916	0.845	0.884	0.850

注：被解释变量是价格因子（第1-3列）和共同富裕因子（第4-6列）；括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的t值；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

由表 4 可见，其结果与理论模型结论一致：城市部门相对技术进步率的提高能够显著（在 5%的显著性水平上）抑制农村部门相对收入的提升，同时促进农村部门产品相对价格的下降，这一结果在我们更换控制变量之后在经济意义上和统计意义上绝大部分情况下均显著（在 5%的显著性水平上），这一点表明我们的结论是稳健的，但是同时也应该注意到第三列价格因子的回归结果在统计意义

上并不显著，这表明在价格效应和共同富裕效应两个影响渠道中，共同富裕效应要更占主导地位。

4.2 共同富裕效应的检验

由于我国国情的特殊性，城乡之间收入差距较大，因此正如我们在理论分析部分一样，我们引入共同富裕因子 $\xi = w_1/w_2$ ，即农业部门居民可支配收入和城市部门居民可支配收入之比， ξ 随时间的变化如图 6 所示。此处的共同富裕因子的时序图和图 4 中略有不同的原因在于数据的来源不同，此处的共同富裕因子是用省级面板数据在省份层面取平均值得到的，而在图 4 中我们是直接采用全国层面的数据进行绘制的，但是两图整体的趋势是类似的。

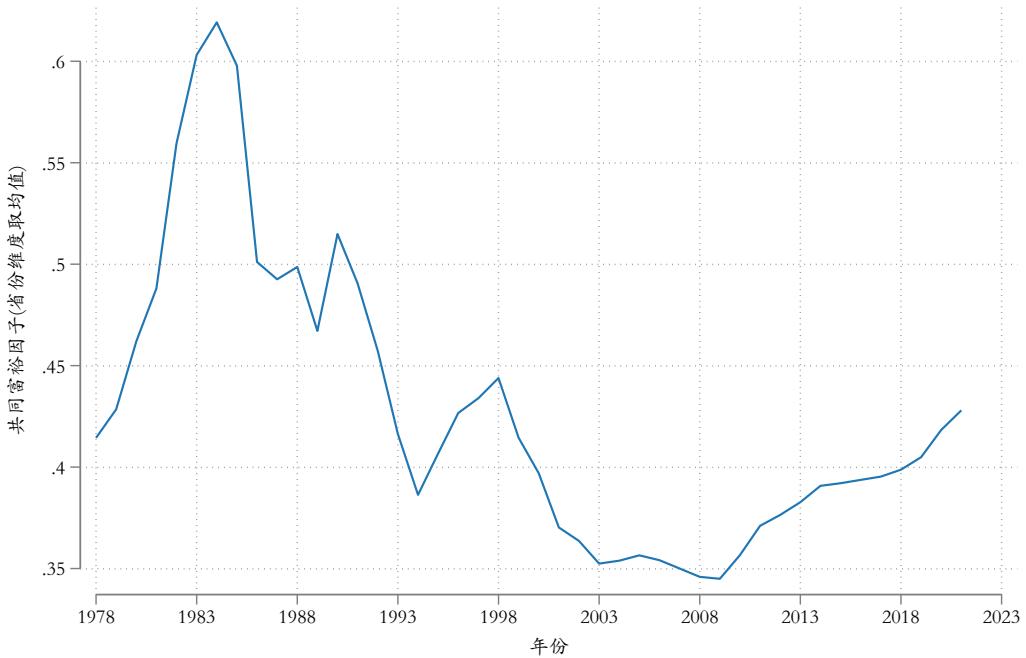


图 6 共同富裕因子的时序图

由图 6 可见，共同富裕因子 ξ 在 1984 年之前呈现上升趋势，随后尽管有些波动但是总体呈现下降的趋势，但在党的十八大以后显著上升，这表明在 1984 年经济体制改革之后我国的城乡收入差距开始逐渐拉大，而在党的十八大以来对于全面脱贫以及实现共同富裕的努力，使得城乡收入差距开始逐渐缩小。

而从省份层面来看，从图 7 不难看出，我国东部地区⁸的共同富裕因子要明显高于中西部省份，而西部省份的共同富裕因子是最小的，并且这样的格局自改革开放以来并未发生过明显的变化，这表明在我国东部较为发达的省份和地区的城市部门居民人均可支配收入和农村部门的居民收入之间的差距较小，而在西部较为落后的地区的城镇和农村部门的居民可支配收入之间的差距较大。

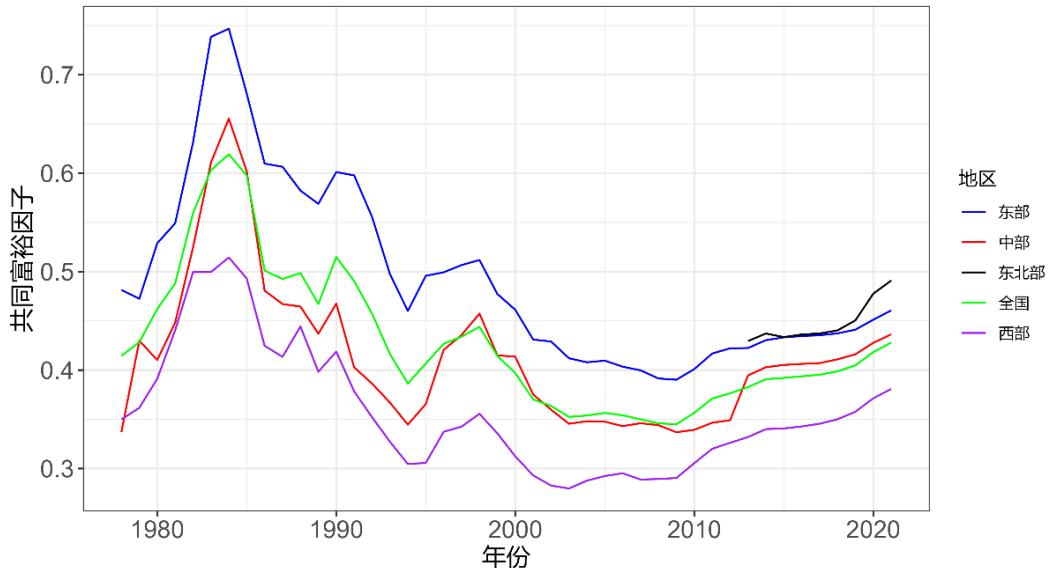


图 7 我国东中西部共同富裕因子随时间变化的情况

具体到各个省份⁹而言，如图 8 所示，我们将每个省份在改革开放四十年内的共同富裕因子在时间维度上取平均，不难看出，在东部地区如上海，浙江，江苏等地的共同富裕因子均较高，但是在西部地区，如西藏，新疆，云南等地，其共同富裕因子较低。

⁸ 我国东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南（10个省（市））；中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南（6个省）；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆（12个省（区、市））以及东北地区：辽宁、吉林、黑龙江（3个省），参见国家统计局的划分标准：

http://www.stats.gov.cn/tjfw/tjzx/tjzxbd/201811/t20181110_1632622.html

⁹ 附录四汇报按上述方法估算的我国各省份于 1978 至 2021 年的共同富裕因子值。

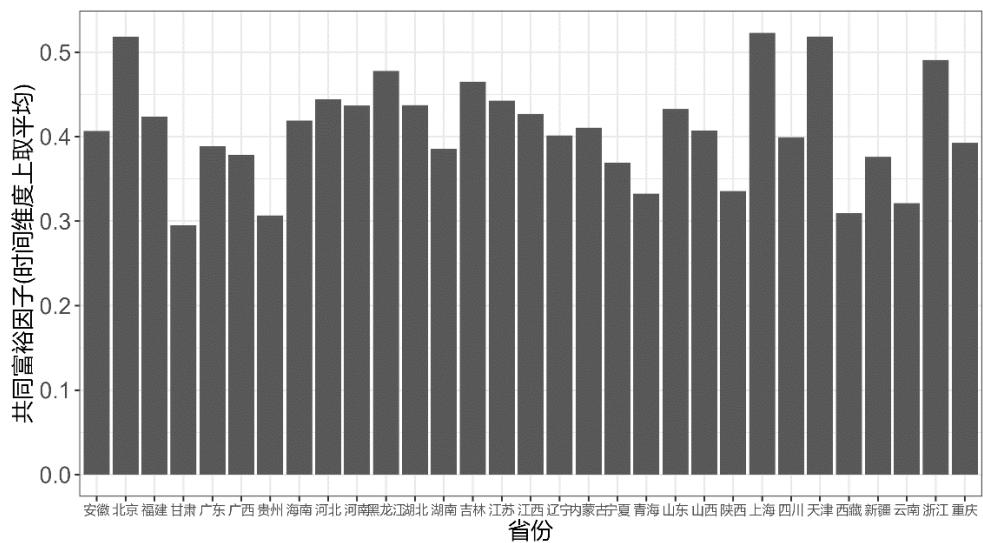


图 8 我国各个省份的共同富裕因子

为探究城乡收入差距的变化对于农村部门产品的消费需求占比的影响，我们考虑如下的回归模型

$$Structure_{it} = \alpha_i + \gamma \times \xi_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中 ξ_{it} 表示省份 i 在年份 t 中的共同富裕因子， X_{it} 表示控制变量，控制变量的选取原则和前文一致，此处不再赘述，我们考虑省份固定效应并采用异方差稳健标准误，回归结果如表 5 所示。

表 5 城乡收入差距对农村部门产品消费需求占比的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
共同富裕因子	0.790*** (8.30)	0.227** (2.42)	0.776*** (6.00)	0.756*** (5.92)
农村部门产品价格指数		-0.065*** (-8.70)		-0.024*** (-4.95)
城市部门产品价格指数		0.010* (1.71)		-0.000 (-0.03)
城镇化率			-0.444*** (-11.80)	-0.210*** (-3.53)
经济开放程度			0.014*** (2.64)	-0.018* (-1.70)
不确定性(对数值)			0.003 (1.49)	0.002 (1.55)
总人口数(对数值)			(1.49)	-0.038 (-0.86)
省份	是	是	是	是
N	607	607	270	270
r2 a	0.535	0.684	0.940	0.950

注：被解释变量是城乡消费需求结构变量，即农村部门产品消费需求占比；括号内的值是基于省份层面异方差稳健标准误计算的t值；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 5 的回归结果显示，随着城乡收入差距的缩小¹⁰，农村部门产品的消费需求占比在逐渐提高（这一结果在 5% 的显著性水平是显著的）。如果我们暂时跳出省份层面的面板模型，仅考虑全国层面的时间序列数据的话，可以看到如下的结果

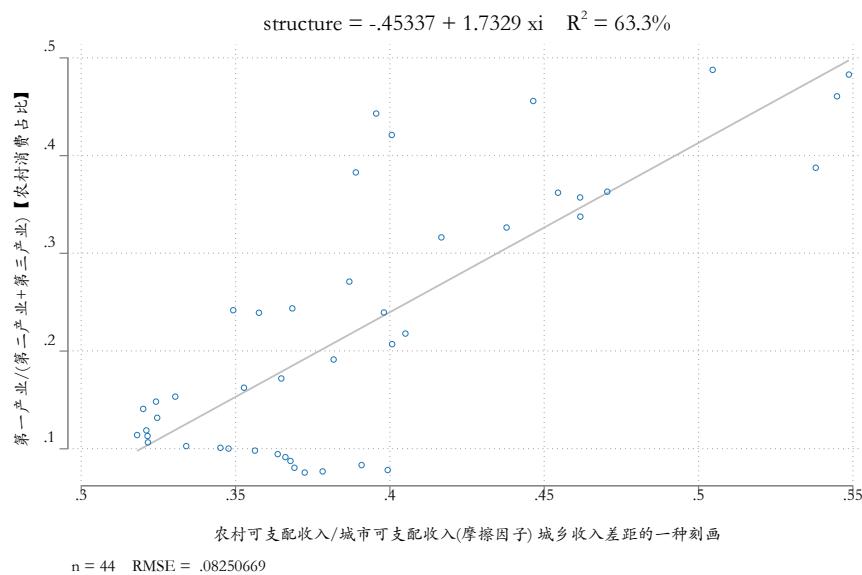


图 9 共同富裕效应对农村消费占比的影响

不难看出从全国层面来看的结果和我们前文考虑省份固定效应之后的面板固定效应模型是一致的，这表明城乡收入差距的缩小确实可以带动农村部门产品消费需求占比的提高，这一点与我们前文理论分析结果相一致。

4.4 价格效应的检验

根据我们前文的理论分析，城市部门由于其技术进步要快于农村部门，因此城市部门的价格相较于农村部门的价格是下降的，亦即 P_1/P_2 是上升的。我们暂不考虑分省层面的面板数据，我们先考察全国层面的我国农村居民消费价格指数 / 城市居民消费价格指数

¹⁰ 注意到在我们的全样本中 ϵ 的取值介于 (0, 1) 之间，因此随着农村居民收入占城市居民收入的比例的提高，我们可以认为城乡收入的差距在缩小，这与我国稳步推进的共同富裕相一致。

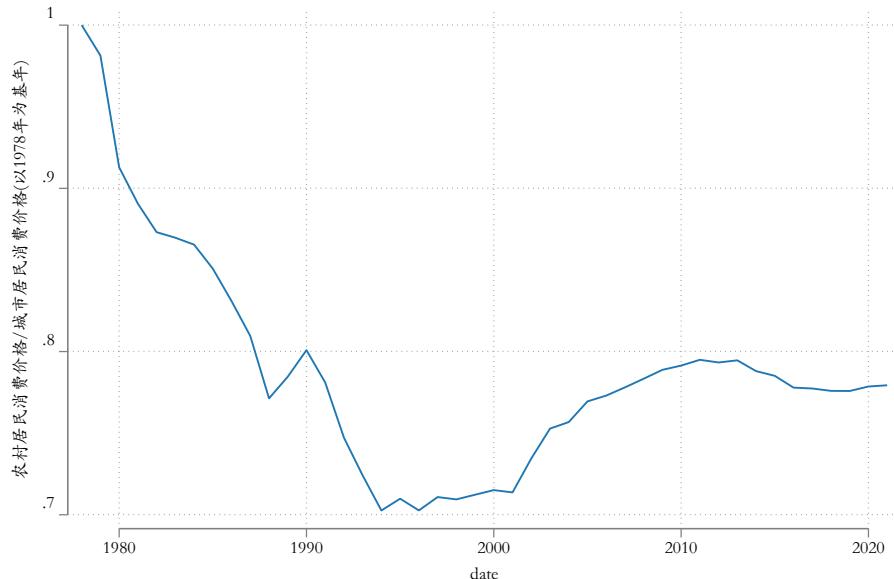


图 10 δ 的时序图

可以看到，在改革开放的前 20 年内这一比值是在逐渐下降的，但是自 90 年代中期互联网浪潮兴起之后，这一比值开始稳步上升。这一现象表明在上世纪 80 年代以前城市部门的技术进步率很低，甚至低于农村部门，而自互联网浪潮兴起之后，城镇部门的技术进步率急剧提高，超过了农村部门，农村部门的技术进步率开始显著低于城市部门的技术进步率，从而根据我们的理论模型，技术进步更快的城镇部门的相对价格要显著下降。

我们也可以进一步考察中国东中西部地区价格因子的变化情况，我们将中国大陆 31 个省份分为东部省份、中部省份和西部省份，然后分别在三个地区内取均值，绘制其时序图，如图 11 所示

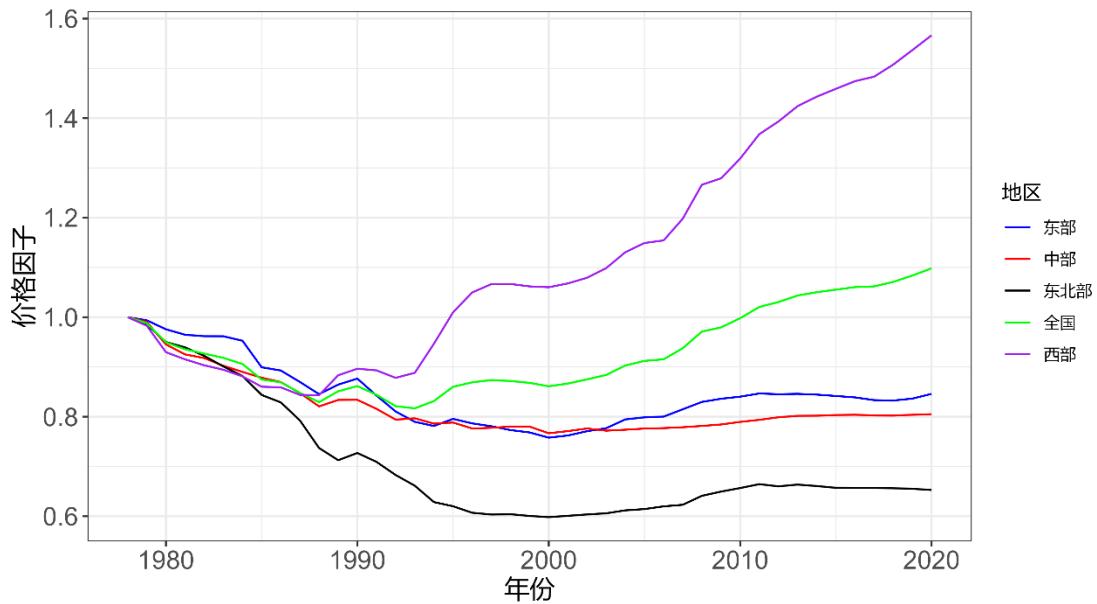


图 11 我国东中西部省份的价格因子的时序图¹¹

图 11 表明我国西部省份的价格因子最大且呈现逐年上升的态势，表明在西部省份农村产品的价格相对于城市产品的价格水平相比于东部沿海发达省份而言相对较高，这在一定程度上表明在我国西部省份农村部门的技术进步率相对于城市部门进步率较低。

下面我们考虑分省的面板数据：

$$Structure_{it} = \alpha_i + \gamma \times \delta_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中下表*i*代表省份，*t*代表年份， δ_{it} 表示农村部门与城市部门之间的价格之比， X_{it} 代表解释变量¹²。我们考虑省份固定效应并在省份层面控制聚类标准误，回归结果如表 6 所示。

表 6 回归结果显示，随着我国农村部门价格指数相较于城镇部门价格指数的提高，农村产品消费需求占比在逐渐下降(这一结果在 1% 的显著性水平上显著，而且在我们更换控制变量的过程中其结果依旧十分显著)，这一点与我们前文的理论分析结果相一致。因为我国国情的特殊性，农村部门和城镇部门的产品需求

¹¹ 图 8 黑色实线代表全国层面的价格因子和图 7 中的价格因子的时序图略有不同，其主要原因在于数据来源的差异，在图 8 中全国的数据来源于各个省份的平均值，而在图 7 中我们采用的是原始数据绘制的，但是不难看出二者的整体走势是类似的。

¹² 此处控制变量的选取与前文验证共同富裕效应时选取的控制变量相同，故不再赘述。

替代弹性大于 1，这意味着随着城镇部门进步率的提高，城镇部门的产品价格会下降，农村居民消费价格指数与城镇居民消费价格指数之比在上升，但是由于城乡之间替代性很大，因而城镇部门的产品逐渐替代农村部门的产品，从而导致城镇产品的消费需求逐渐提高，也就意味着农村部门产品消费需求占比在逐渐下降。

表 6 价格因子对农村产品消费需求占比的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
价格因子	-0.062*** (-6.86)	-0.031*** (-3.80)	-0.018** (-2.00)	-0.017** (-2.03)
总人口数(对数值)		-0.606*** (-19.95)	0.267*** (5.36)	0.152** (2.45)
城市居民可支配收入(对数值)			-0.097*** (-2.65)	-0.055 (-1.38)
农村居民可支配收入(对数值)			-0.005 (-0.14)	-0.066 (-1.58)
城镇化率				0.371*** (4.29)
省份固定	是	是	是	是
N	1364	1199	592	511
r2_a	0.342	0.603	0.759	0.746

注：被解释变量是城乡消费需求结构变量，即农村部门产品消费需求占比；括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的t值； * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

至此我们便完成了对前文全部理论机制的检验。我们发现，城乡之间技术进步率的差异对城乡产品消费需求结构差异的影响有两条渠道。第一条渠道是通过价格效应：在我国，由于城市部门的技术进步率高于农村部门的技术进步率，故城市部门产品的价格就会下降，此时由于我国城市部门产品和农村部门产品的替代弹性大于 1，因此城市部门产品的消费需求占比上升，农村部门产品的消费需求下降。第二条渠道是通过共同富裕效应：我国城市部门的技术进步率高于农村部门的技术进步率，故城市部门居民可支配收入相对于农村部门居民的可支配收入将提高，城市部门相对于农村部门产品的消费占比就会提升。总而言之，城市部门技术进步率的提升必然会带来城市部门产品消费需求占比的提升，农村部门产品消费需求占比的下降。这与我国现实情况是一致的，如图 5 所示。不难看出在改革开放的初期由于城市部门的技术进步率相对较低，甚至低于农村部门，因而由价格效应和共同富裕效应导致的农村部门产品消费需求占比有着短暂提升，

而在随后阶段尽管有所波动，但从总体来看由于城市部门技术进步率显著提升，造成农村部门产品消费需求占比的持续下降。而党的十八大以来农村和城市部门相对技术进步率开始缓慢提升，使得农村部门产品的消费占比下降的速度放缓。

4.5 两种效应对农村部门产品消费需求占比的贡献

我们在前文分别探讨了城市部门技术进步率对价格因子和共同富裕因子的影响以及价格效应(价格因子对农村产品消费占比的影响)和共同富裕效应(共同富裕因子对农村产品消费占比的影响)，在这一节中我们综合考察城市部门的相对技术进步率对农村产品消费占比的影响的直接效应和间接效应，如下图所示：

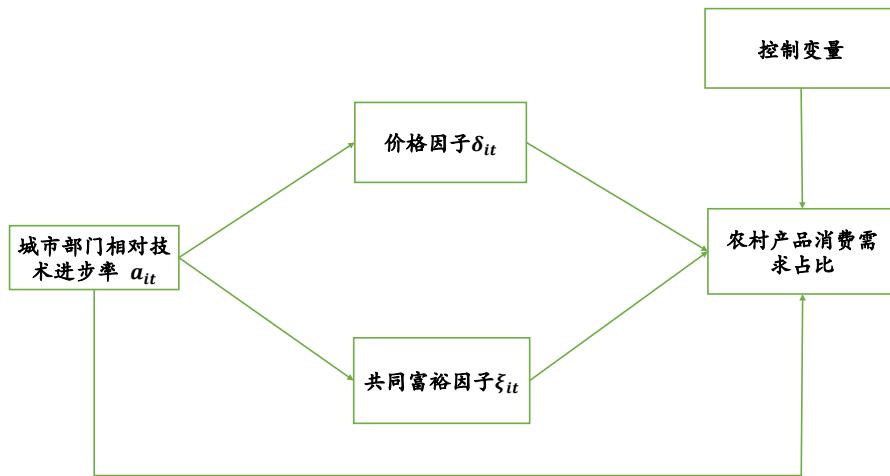


图 12 城市部门的相对技术进步率对农村产品消费占比的影响的直接效应和间接效应

下面我们将进一步探究共同富裕效应和价格效应对我国农村部门产品消费需求占比的贡献大小。我们考虑如下的回归模型

$$\text{Structure}_{it} = \alpha_i + \beta_1 a_{it} + \beta_2 \times \delta_{it} + \beta_3 \times \xi_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中 a_{it} 表示城市部门相对技术进步率， δ_{it} 为价格因子，表示农村居民消费价格与城市居民消费价格的比值， ξ_{it} 为共同富裕因子，表示农村居民可支配收入和城镇居民可支配收入的比值， X_{it} 代表控制变量，控制变量包括各个省份的城镇化率

和总人口数(对数值), 控制变量选择原因和前文一致, 此处不再赘述。回归结果见表 7。

表 7 价格效应和共同富裕效应对农村产品消费需求占比的贡献

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市部门相对技术进步率	-0.014*** (-13.54)	-0.003*** (-2.89)	-0.008*** (-9.85)	-0.003*** (-3.37)	-0.005*** (-6.72)	-0.002** (-2.21)
价格因子		-0.208*** (-9.91)		-0.204*** (-8.31)		-0.190*** (-7.07)
共同富裕因子			0.571*** (5.77)		0.385*** (3.80)	0.277*** (2.63)
城镇化率				-0.716*** (-18.29)	-0.421*** (-6.26)	-0.426*** (-8.28)
总人口数(对数值)					-0.446*** (-6.13)	-0.258*** (-3.15)
省份	是	是	是	是	是	是
N	1069	378	701	283	701	283
r2_a	0.598	0.798	0.724	0.795	0.756	0.805

注: 被解释变量是农村产品消费需求占比; 括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的t值; * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

从表 7 的第(1),(3),(5)列中可知, 和我们前文的理论分析结果类似, 城市部门技术相对技术进步率的提高能够显著抑制农村部门产品的消费需求占比, 并且从第(2),(4),(6)列中可以看到当加入价格因子和共同富裕因子之后, 城市部门相对技术进步率的提高带来的负向抑制效应平均减弱 63 个基点¹³, 这表明图 12 中的间接渠道是成立的, 城市部门技术进步率的提高会通过影响价格因子和共同富裕因子来影响农村部门产品的消费需求, 但是同时我们也应该注意到第 2),(4),(6)列中当加入价格因子和共同富裕因子之后, 城市部门技术进步率对于农村部门产品的消费需求占比的影响依旧是显著为负, 这表明图 12 中的直接渠道是成立的。此外, 表 7 第(2),(4),(6)列中价格因子和共同富裕因子的系数和我们分析的结果是类似的, 其中, 在给定其他因素不变的条件下, 城乡收入差距的缩小显著增加了农村部门产品的消费需求占比, 而农村消费价格和城市消费价格之比的上升会显著降低农村部门产品的消费需求占比。从经济显著性的角度看, 当城乡

¹³ 表 7 三组回归(1 和 2 为一组, 3 和 4 为一组, 5 和 6 为一组)中城市部门技术进步率负向效应减弱程度的算数平均。

收入差距缩小一个单位(亦即农村居民收入与城市居民收入之比增加1%)时,农村部门产品消费需求相对于城市部门产品的消费需求平均而言将提升0.41个单位¹⁴,甚至更多(在不同的控制变量下结果略有不同),而且这一结果在1%的显著性水平下显著;而当农村居民消费价格与城市居民相对价格之比下降一个单位时,农村部门消费需求占比只能提升0.20个单位¹⁵(甚至更少)。由此可见,农村居民可支配收入的提高和农村居民消费价格的下降都是有利于农村居民的两件事。但是,它们对农村部门产品消费需求的影响是不同的,很明显,共同富裕效应的作用要更大一些。从图13亦可看出,当控制共同富裕效应时(左图),农村部门产品的价格相对于城市部门产品的上升将会带来农村部门产品相对于城市部门产品消费需求占比的下降;反之,当控制住价格效应之后(右图),农村部门产品相对收入的上升将会带来农村部门产品消费需求占比的上升和增加。

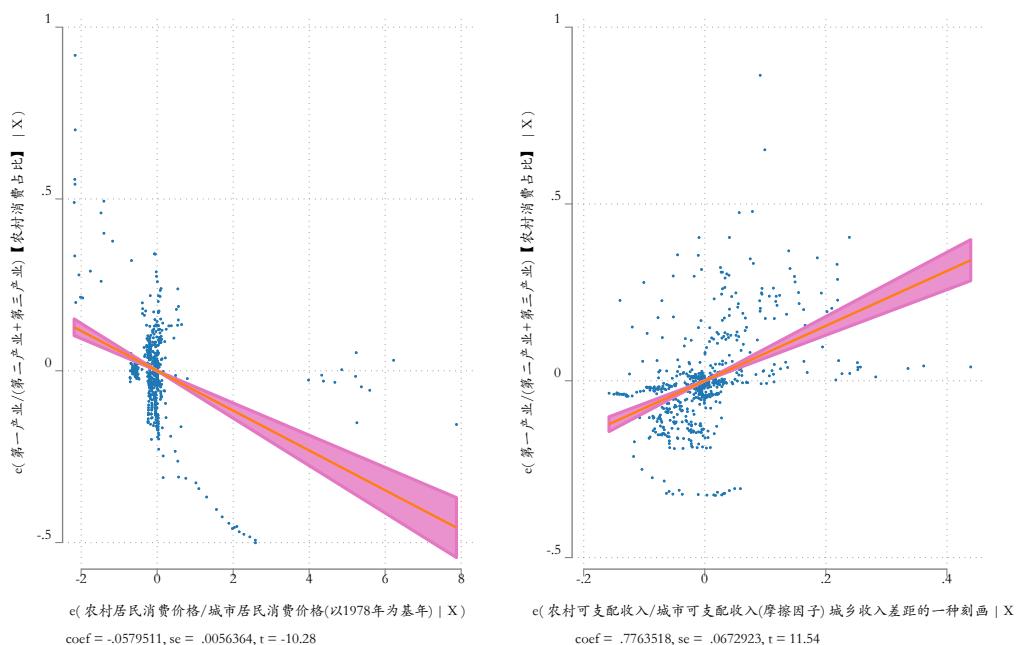


图13 共同富裕效应和价格效应对农村消费占比的贡献

¹⁴ 表7第2,4,6列共同富裕因子系数的算数平均。

¹⁵ 表7第2,4,6列价格因子系数的算数平均。

第五章 异质性检验

尽管上述基准模型验证了我们前文的理论结论，但是上述基准回归模型有一定的缺陷，我们测得的参数 β 和 γ 均为常数，不随省份和时间的变化而变化，因此无法反应时空的异质性，但是我国是一个地区发展很不平衡的国家，忽略时空异质性可能会对结果的稳健性造成一定的影响，我们因而在基准模型的基础上引入时空异质性，亦即变系数的模型。传统的文献中大多只考虑了单一维度(时间或者空间)上的异质性，而没能将二者综合起来考虑，本文参照 Keane et al(2020)提出的同时考虑截面和时间维度上异质性的面板数据估计方法：Mean-observation OLS (MO-OLS)去进一步探究城乡收入差距的缩小和城乡消费价格之比的变化对于农村消费占比的影响。

5.1 MO-OLS 模型估计异质性参数

考虑如下斜率和截距都包含固定效应的一般模型：

$$y_{it} = \boldsymbol{\beta}'_{it} \mathbf{x}_{it} + u_{it}$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T, \mathbf{x}_{it} = (1, x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})'$ 是 $(K + 1) \times 1$ 维的解释变量， $\boldsymbol{\beta}_{it} = (\beta_{0it}, \beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$ 是 $(K + 1) \times 1$ 维的系数，随个体和时间变化而变化， u_{it} 为扰动项， x_{it} 包含常数项，这意味着模型的截距同时包含个体和时间的异质性。为了对此模型进行估计，我们需要做出如下四条假设：

首先， u_{it} 是独立同分布的；

其次，解释变量弱外生，亦即 $E(x_{kis}u_{it}) = 0$, 对 $\forall k, s \geq t$ ；

第三，扰动项具有有限二阶矩，亦即 $E(u_{it}^2 | x_{kit}) < \infty, \forall k$ ；

第四， $\boldsymbol{\beta}_{it} = \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\lambda}_i + \boldsymbol{\theta}_t$ 其中 $\boldsymbol{\beta}$ 是全部观测值的常值效应。

为了估计上述的模型，我们不妨将上述一般模型整理为如下形式：

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + v_{it} \\ v_{it} &= \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\lambda}_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\theta}_t + u_{it} \end{aligned}$$

首先，通过混合回归 OLS 来估计 β :

$$\widehat{\beta} = \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \right)^{-1} \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} y_{it} \right)$$

将 y_{it} 的表达式带入后可得

$$\begin{aligned} \widehat{\beta} &= \beta + \mathbf{Q}_{xx,NT}^{-1} \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \lambda_i \right) \\ &\quad + \mathbf{Q}_{xx,NT}^{-1} \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\theta}_t \right) + \mathbf{Q}_{xx,NT}^{-1} \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} u_{it} \right), \\ \mathbf{Q}_{xx,NT}^{-1} &= \left(\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \right)^{-1} \end{aligned}$$

接下来进行个体层面的回归:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}'_{it} (\beta + \lambda_i) + v_{it} \\ v_{it} &= \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\theta}_t + u_{it} \end{aligned}$$

通过 OLS 来构建 β_i 的估计量:

$$\widehat{\beta}_i = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \right)^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} y_{it} \right)$$

同样将 y_{it} 带入上式后可得:

$$\widehat{\beta}_i = \beta + \lambda_i + \mathbf{Q}_{xx,T}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\theta}_t \right) + \mathbf{Q}_{xx,T}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} u_{it} \right)$$

其中 $Q_{xx,T}^{-1} = \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \mathbf{x}'_{it} \right)^{-1}$

最后，采用同样的方法进行时间层面的回归:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}'_{it} (\beta + \boldsymbol{\theta}_t) + v_{it} \\ v_{it} &= \mathbf{x}'_{it} \lambda_t + u_{it} \end{aligned}$$

可以得到

$$\widehat{\beta}_t = \beta + \theta_t + Q_{xx,N}^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} x'_{it} \lambda_i \right) + Q_{xx,N}^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} u_{it} \right)$$

其中 $Q_{xx,N}^{-1} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} x'_{it} \right)^{-1}$

综合混合回归、个体层面回归以及时间层面的回归之后，我们可以得到 β_{it} 的初步估计量

$$\widehat{\beta}_{it}^{Prel} = \widehat{\beta}_t + \widehat{\beta}_t - \widehat{\beta}.$$

Keane and Neal (2020)指出上述 β_{it} 的初步估计量是有偏的，但是这种偏差能够通过迭代算法来精准减弱，因此在迭代若干次之后这一偏差可以被消除，具体证明过程可详见 Keane et al (2020)。当迭代次数趋于无穷大且个体数和时间期数联合趋向无穷大时， $\widehat{\beta}_{it}$ 会依概率收敛于 β_{it} 。将系数向量取均值之后可以得到如下的估计量：

$$\widehat{\beta}_{MO} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{\beta}_{it}.$$

Keane et al(2020)证明了在上述四个假设成立的前提下，当迭代次数趋向无穷，同时个体数和时间期数联合趋向于无穷大时， $\widehat{\beta}_{MO}$ 可以一致收敛到 $\bar{\beta}$ 。同时，他们进一步指出，如果再加上 $\frac{N}{T} \rightarrow \chi$ 的条件，则

$$\sqrt{NT}(\widehat{\beta}_{MO} - \bar{\beta}) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{(MO)})$$

其中， $\Sigma_{MO} = Var(\lambda_i) + Var(\theta_t)$

值得一提的是，由上述模型估计过程我们不难看出，为了应用 MO-OLS 方法去估计，其时间维度和个体维度要求的自由度较高，因此如果在解释变量一侧加入控制变量可能会导致模型估计的精度不够，因此我们在下文的估计当中暂时不加入控制变量。

具体而言，我们考虑如下模型：

$$Structure_{it} = \beta_{0it} + \beta_{cit} villagecity_{it}^c + \epsilon_{it}. \quad (16)$$

其中 $c \in \left\{ \frac{\text{农村消费价格}}{\text{城市消费价格}}, \frac{\text{农村居民可支配收入}}{\text{城市居民可支配收入}} \right\}$ ，因而 $villagecity_{it}^c$ 代表省份 i 在年份 t 的共同富裕因子(农村居民收入和城市居民收入之比)或者价格因子(农村部门的产品价格指数和城市部门产品的价格指数之比)。回归结果如表 8 所示

表 8 变系数下的两种效应对农村消费占比的影响

	(1)	(2)
农村消费价格/城市消费价格	-0.138*	
	(-1.77)	
农村与城市居民人均可支配收入之比		0.647***
		(3.67)
观测值	1364	607
R ²	29.09%	13.66%

注：被解释变量是农村产品需求占比；括号内的值是t值； * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

价格效应和共同富裕效应的估计结果(δ 的系数 $\beta_{\delta it}$ 和 ξ 的系数 $\beta_{\xi it}$)参见附录七和附录八，估计结果的描述性统计分析参见表 9。

表 9 MO-OLS 估计系数的描述性统计

	平均值	中位数	标准差	10%分位数	90%分位数
农村消费价格/城市消费价格(δ)	-0.1385	-0.0375	0.4621	-0.8029	0.4131
农村居民人均可支配收入/城市居民 人均可支配收入(ξ)	0.6475	0.7447	1.1680	-0.9099	2.0414

首先注意到和我们前文理论分析以及 FE-OLS 回归结果一致，农村消费价格相较于城镇消费价格的上升会带来农村部门产品消费需求占比的下降，同时城乡收入差距的缩小会带来农村部门产品消费需求占比的提升。其次注意到当我们考虑了省份层面和时间维度上的差异性之后，MO-OLS 估计结果(未加权的平均系数)显示农村消费价格相较于城镇消费价格提升一个百分点会带来农村部门产品消费需求占比降低 0.138%，相比于 FE-OLS 中的 0.062%，可见忽略省份和时间异质性之后会低估农村城市价格之比的提升对于农村部门产品消费需求占比的

不利影响；此外，从城乡收入差距的角度看，FE-OLS 估计结果显示农村居民可支配收入与城镇居民可支配收入之比提升一个百分点可以带来农村部门产品消费需求占比提升 0.79%，而 MO-OLS 的回归结果显示这一数值只有 0.647%，因此可见 FE-OLS 会高估城乡收入差距的缩小对于农村部门产品消费需求占比的有利影响。

综合上述分析，当忽视省级层面和时间层面的异质性之后，FE-OLS 估计结果会过分乐观地看待共同富裕效应和价格效应对我国城乡产品需求结构的影响。

5.2 时间异质性检验

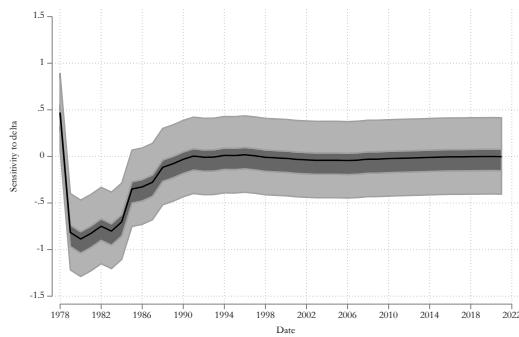


图 14 各个省份不同时间的 δ 系数分布

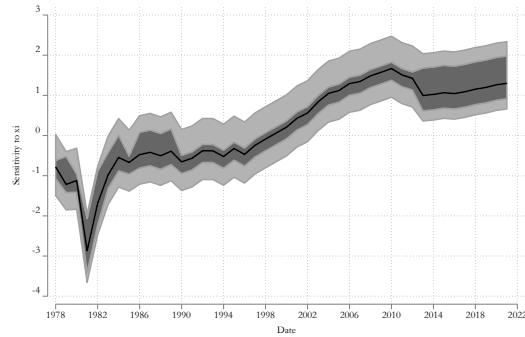


图 15 各个省份不同时间的 ξ 系数分布

注：图 14 和图 15 中黑色实线代表系数的中位数，深灰色区域代表系数的 25% 到 75% 的区间，浅灰色区域代表系数的 10% 到 90% 的区间。

表 9 显示 δ 系数的标准差为 0.4621，其 10 到 90 百分位区间是从 -0.8029 到 0.4131， ξ 系数的标准差为 1.168，其 10 到 90 百分位区间是从 -0.9099 到 2.0414。图 14 绘制了不同省份不同时间的 δ 系数的分布，图 15 绘制了不同省份不同年份 ξ 系数的分布。

从图 14 和图 15 不难看出尽管从未加权的系数平均值的角度来看，农村城市消费价格之比(δ)的系数为负，农村城市收入之比(ξ)的系数为正，但是省份和时间维度上的异质性不容小觑。首先，省份和省份之间存在显著的异质性，可以看到 δ 系数的 90/10 百分位区间每年都超过了 1 个单位，远超过其平均值， ξ 的结果类似，亦远超其平均值。此外对于 ξ 的系数来说，其 90/75 百分位区间要大于 25/10 百分位区间，因此 ξ 的分布存在一定程度的右厚尾。

其次从时间维度看 δ 系数的中位数在改革开放之初有一个显著的下降，然后缓慢回升，到2000年之后基本上稳定在均值的水平。这一过程从一定程度上表明我国在改革开放之初由于计划经济体制的影响尚未完全消除，城乡之间存在一定的壁垒，产品的替代弹性很低，因此价格效应对农村部门产品消费需求占比提升反而起到一定的促进作用(但是这一结论并不严谨，我们下面会对此展开详细阐述)，随着改革开放的逐渐深入，城乡壁垒渐渐被消除，产品替代性逐渐提高，因而价格效应的负向作用开始体现，而在2000年以后这种负向效应逐渐消失。因此这一结果表明在我国2000年以后农村部门产品消费需求占比的变化主要来源于收入效应而非价格效应，但是应该注意到的是我们上述的分析集中于系数中位数，不同省份之间仍然存在极为显著的差异。

进一步从时间维度上看， ξ 的系数的中位数在改革开放初期也是有一个显著的下降，然后逐渐上升直至今日。并且2000年之前， ξ 的系数的中位数都是负数，在2000年之后这一数值才变为正数，并逐年增加。根据我们前文的理论分析，共同富裕效应主要受到 \bar{c}_1 的影响，在20世纪末， ξ 负的系数表明农村居民人均可支配收入相较于城镇居民人均可支配收入的增加会降低农村部门产品的消费需求占比，这看似和我们的理论模型的分析结果有所冲突，但是实际上这与我国的具体国情是相吻合的，负向的共同富裕效应源自于此时为正数的 \bar{c}_1 这意味着此时人们花钱去购买产品进行消费的量为零，那也就是说人们为了满足自己的生存需要，开始采用自给自足的生活方式，因此此时大于零的 \bar{c}_1 代表每一个家庭内部提供的自由服务，这一点与我国的现实也是吻合的，在改革开放之初市场化经济体制还未完全建立，人们更多地受到计划经济体制的影响，因此人们的消费意愿不是很强，更愿意选择自给自足的消费模式，而随着改革开放的深入，在21世纪之后随着我国加入WTO，市场化经济开始活跃起来，人们的消费意愿逐渐增强，因而自给自足的消费模式逐渐走向历史的舞台，于是此时的 \bar{c}_1 开始小于0，按照我们模型的设定，小于0的 \bar{c}_1 代表最低消费量，负的 \bar{c}_1 的绝对值越大表明收入效应就越明显，从图15也可以看出尽管在2008年全球金融危机之后共同富裕效应有稍许的减弱(但是很快就回升)，但是从整体上看，收入效应还是在逐年增强的，这表明最低消费量 \bar{c}_1 是在逐渐增大的，这表明人民在满足温饱问题之后对满足日益美好的生活需求的意愿越来越强，人们更愿意去消费，这一点与习近平总

书记在十九大报告中指出的“我国稳定解决了十几亿人的温饱问题，总体上实现小康，不久将全面建成小康社会，人民美好生活需要日益广泛”的论述相一致。

此外将图 14 和图 15 放在一起加以对比之后不难发现，随着时间的推移我国农村部门产品消费需求占比的变化主要来源于共同富裕效应而非价格效应。这一点与我们前文在 FE-OLS 估计框架下的分析是一致的。

接下来为进一步验证我们上述的结论，我们分别对 δ 的系数的中位数和 ξ 的系数中位数进行线性时间趋势回归，同时进行结构趋势断裂检验，使用的方法是 (Andrews 1993)。首先对 δ 系数中位数的结构趋势断裂检验显示在 1985 年存在一个显著的结构性变化，检验结果如表 10 所示

表 10 δ 结构性断裂检验结果

结构性断裂检验	统计量	P 值
Supremum Wald	35.2323	0.0000
Average Wald	16.2107	0.0001
Supremum LR	32.4460	0.0000
Average LR	11.3894	0.0007

对于 δ 系数中位数回归结果如下表所示

$$\text{medianDeltaCoeff}_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\text{medianDeltaCoeff}_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 d_{t>\text{break}} + \gamma \times t \times d_{t>\text{break}} + \varepsilon_t \quad (18)$$

表 11 δ 系数中位数的趋势分析

	β	Std. err	β	Std. err
t	0.1246493	0.0406185	-1.199681	0.9450089
常数项	-0.4159305	0.1248457	-0.1363447	0.5004297
$t * d_{t>\text{break}}$			1.241793	0.9451521
$d_{t>\text{break}}$			-0.0176626	0.5033803

注: t 表示 $(\text{date} - 1977)/10$, $\text{break} = 1985$, $d_{t>\text{break}}$ 是一个虚拟变量: 当时间超过 1985 年后取值为 1, 否则取值为 0.

由表 10 和表 11 的结果不难发现，从全样本的角度去看， δ 系数的中位数是随着时间的推移而显著增加的，由于 δ 系数的中位数是小于 0 的，因而这表明随着改革开放的深入，价格效应的负向作用逐渐减弱，农村居民消费价格的提高对

于农村部门产品的消费需求占比的抑制作用在逐渐消除。但是在我前文的分析之中，我们猜测在改革开放之初由于计划经济体制的影响尚未完全消除，城乡贸易壁垒还存在，因而城乡产品的替代弹性较小。表 11 的第 4 列和第 5 列表明这一结论并不严谨，因为可以看到尽管在改革开放之初（1978-1985 年），随着时间的推移，价格效应在逐渐减小 ($\beta = -1.1997$)，似乎验证了我们这一结论，但是应该注意到的是这一系数并不显著，表明在图 14 中 80 年代之初的 δ 系数的急剧下降在统计上并不显著，因此可能是异常值导致的，这样就与我们前文理论测算出的我国城乡产品的替代弹性为 $1.75 > 1$ 的结论相一致，也就是说在我国自改革开放以来，并不存在很严重的鲍莫尔病。

对于 ξ 系数而言，由于在图 15 中我们怀疑其可能在改革开放之初（1982）和 2000 年是可能存在结构性变化，因此我们使用 Chow 检验对其在 1982 年和 2000 年进行结构性检验，亦即我们估计如下模型

$$\begin{aligned} medxiCoeff_t = \beta'_0 + \beta'_1 t + \beta'_2 d_{t \geq 2000} + \beta'_3 d_{1982 \leq t \leq 1999} \\ + \gamma'_1 \times t \times d_{t \geq 2000} + \gamma'_2 \times t \times d_{1982 \leq t \leq 1999} + \varepsilon'_t \end{aligned}$$

其中 $d_{t \geq 2000}$ 和 $d_{1982 \leq t \leq 1999}$ 为示性函数，分别表示在时间落在其下标的区间中时取值为 1 否则取值为 0。我们的估计结果表 11 所示。

表 12 ξ 系数中位数的趋势分析

	ξ 系数的中位数
t	-6.175*** (-4.33)
$t \times d_{t \geq 2000}$	6.439*** (4.50)
$t \times d_{1982 \leq t \leq 1999}$	6.697*** (4.67)
$d_{t \geq 2000}$	0.189 (0.35)
$d_{1982 \leq t \leq 1999}$	-1.265*** (-2.85)
常数项	0.047 (0.12)
观测值	44
R^2	90.68%

注：以 1978 年到 1981 年为基准，上表括号中报告的是 t 统计量，此外 *** 表示在 1% 的水平上显著； ** 表示在 5% 的水平上显著； * 表示在 10% 的水平上显著。

表 12 的结果显示在改革开放之初随着时间的推移， ξ 系数的中位数显著下降 (-6.175)，这表明在计划经济的影响尚未完全消散之前，城乡居民收入之比对

于农村部门产品消费需求占比的影响正在逐年恶化，在我们的理论模型中这意味着来自家庭内部的自有消费在逐渐增加，而随着改革开放的深入，在 1982 年以后 ξ 系数的中位数开始显著上升(0.522)，这表明来自家庭内部的自有消费在逐渐减小，人们的消费意愿在逐渐增强，而且这种逐渐上升的正向影响尽管在 21 世纪之后有稍许减弱 (这其中或许一部分原因是由于 2008 年金融危机对于消费的负面影响造成的)，但是其系数也有 0.264，且在 1% 的水平上显著，这一点结论和我们前文的分析相一致，人们对于美好生活的需求越来越强，对于未来充满信心。

5.3 空间异质性检验

接下来我们考虑价格效应和收入效应对农村部门产品居民消费需求占比影响的地理格局，下图展现了 δ 系数的地理格局，我们将每一个省份的 δ 在时间维度上取平均。

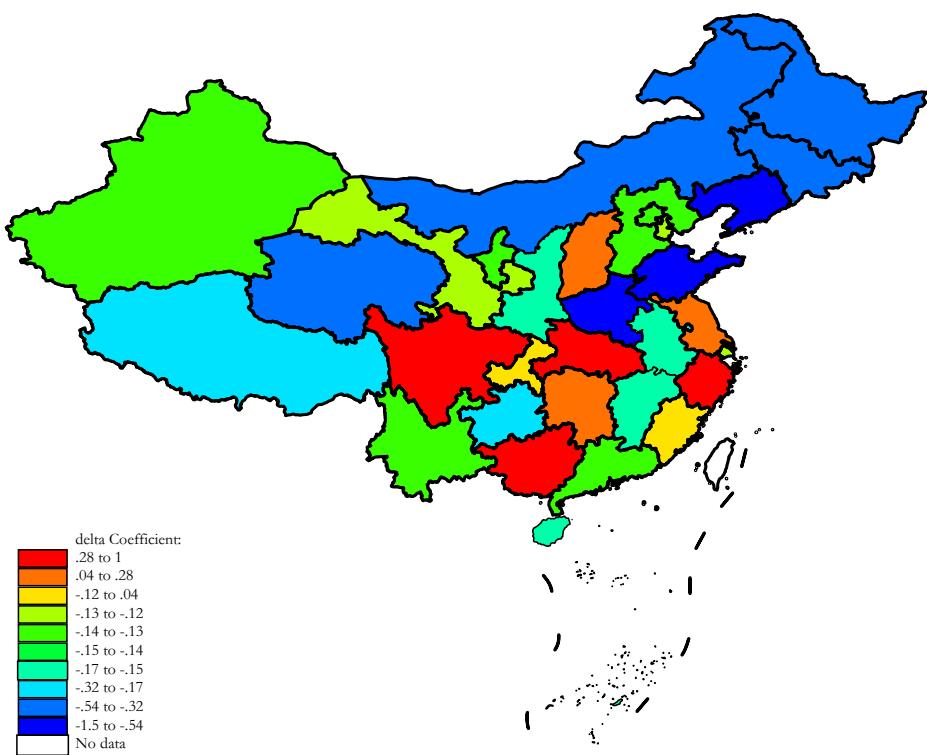


图 16 价格效应的地理格局

从图 16 不难看出正向价格效应最为明显的省份是四川，广东，湖北和福建等经济发达的南方省份，这在一定程度上反映了在这些省份中城乡产品的替代弹性相对较低。而相比之下北方经济欠发达的几个省份如东北三省，内蒙古自治区，山东省等，其农村居民消费占比受到很明显的负向价格效应，这表明在这些省份城乡之间产品的替代弹性相对较高，但是总体而言，我国绝大多数省份的城乡产品替代弹性都是相对较高的，这也在一定程度证明了我们前文通过参数校准的方法得到的大于 1 的替代弹性(1.75)。

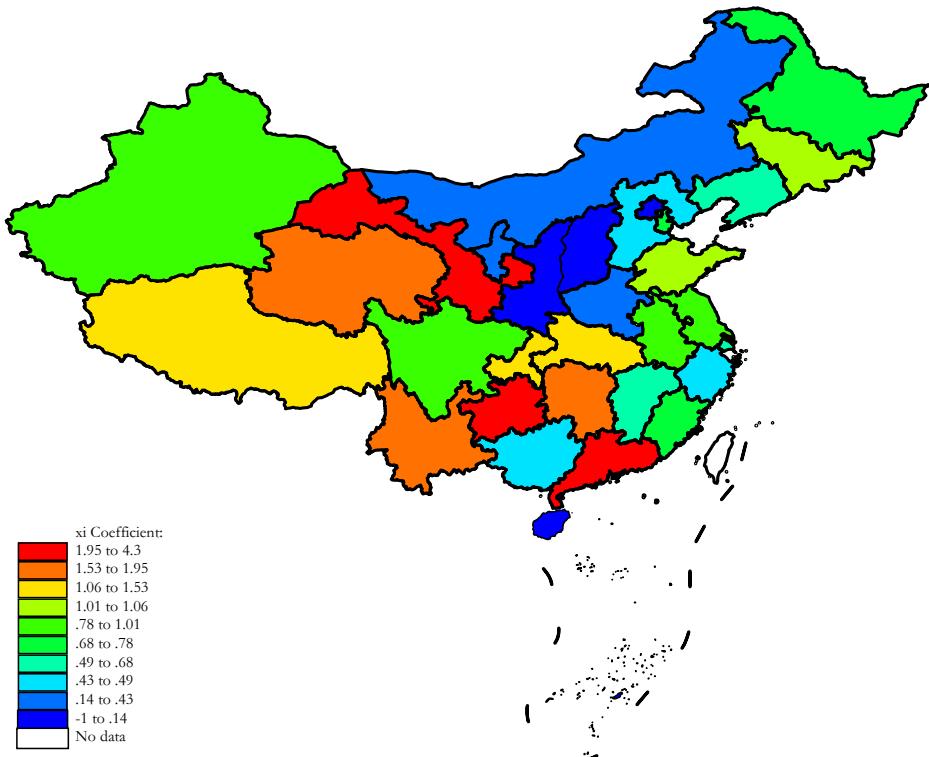


图 17 共同富裕效应的地理格局

从图 17 可以看出从全国范围内来讲，基本上所有省份的共同富裕效应都是正向的，这表明平均而言农村居民人均可支配收入相较于城镇居民人均可支配收入的增加会提高农村部门产品消费需求占比，也就是说城乡收入差距的缩小可以提升农村部门产品的消费需求占比。但是考虑到我国现在不平衡不充分的发展之后，可以看出这种正向的共同富裕效应在不同省份之间是有着较为显著的差异的。首先依然是南方的几个省份，比如广东省，湖南省等，其正向共同富裕效应较为明显，按照我们的理论模型，这表明这几个省份的最低消费水平较高，而相比之下如陕西，山西，内蒙古等地区其最低消费水平较低，这与这几个省份相对欠发

达的经济也有一定的关系。



图 18 价格效应和共同富裕效应的地理格局

图 18 综合 δ 和 ξ 的系数分布的地理格局，不难看出在经济较为发达的南部省份其共同富裕效应对农村部门产品的消费需求占比的促进作用都较高，而在我国的北方较为落后地区，如东北三省、内蒙古，陕西省等其价格效应和共同富裕效应对于农村部门产品的消费需求占比的提升的抑制作用较为明显，这与我国的基本国情也是基本吻合的。

总之，透过 δ 系数和 ξ 系数的地理格局我们可以看到尽管从整体上而言我国城乡之间的贸易壁垒较小，具体体现在城乡商品的替代弹性较高，而且共同富裕的政策使得我国居民对于美好生活的向往越来越强，具体体现在最低消费量为正，消费意愿较强，但是我们也应该注意到我国仍然存在着发展很不平衡的问题，一些省份如广东省经济较为发达，最低消费量要明显超过一些经济欠发达的地区如陕西等，因此实现共同富裕仍然还有很长的路要走。

5.4 价格效应和共同富裕效应的边际影响

接下来我们探究价格因子对价格效应的边际影响，亦即是否随着价格因子增加，价格效应会减弱，亦即存在边际递减的影响。

从图 19 可以看到价格效应与价格因子之间的确存在一个较为微弱的负向关系。

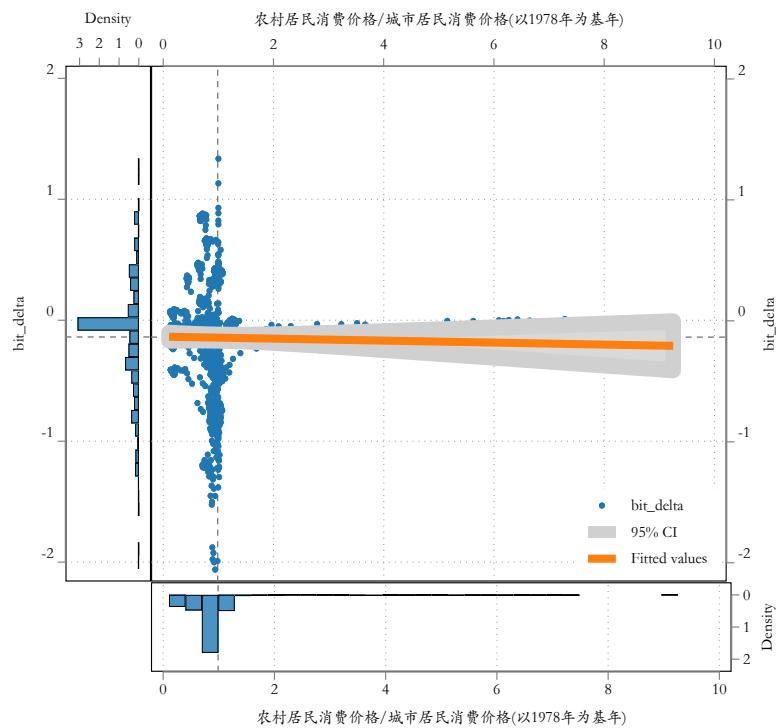


图 19 价格效应和价格因子之间的关系

下面我们正式考虑如下的等式：

$$b_{it}^{\delta} = \alpha_i + \beta \delta_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中， b_{it}^{δ} 表示 MO-OLS 估计中共同富裕因子 δ_{it} 的系数， δ_{it} 为价格因子， X_{it} 代表控制变量，控制变量我们选择城镇化率，经济开放程度、总人口数(对数值)以及 GDP(对数值)，选择的理由和前文一致，此处不再赘述。我们考虑省份固定效应，同时在省份层面控制聚类标准误，回归结果如表 13 所示。

表 13 价格因子对价格效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
价格因子	-0.021*** (-3.25)	-0.022*** (-3.25)	-0.023*** (-3.13)	-0.023*** (-3.13)
城镇化率	0.678*** (5.08)	0.436*** (4.03)	-0.175 (-1.06)	-0.173 (-0.96)
经济开放程度	0.124*** (3.68)	0.180*** (3.75)	0.156*** (4.21)	0.157*** (3.59)
总人口数(对数值)		0.312*** (2.83)		0.007 (0.06)
GDP(对数值)			0.071*** (4.65)	0.071*** (3.83)
省份	是	是	是	是
N	577	577	577	577
r2_a	0.810	0.816	0.825	0.825

注：被解释变量是价格效应(即价格因子的系数 b_{it}^δ)；括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的t值；* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

表 13 回归结果显示，价格因子的系数估计显著为负，说明随着农村消费价格占城镇消费价格比重的上升，价格效应在逐渐减弱。这意味着农村消费价格占比对于农村部门产品的消费需求占比的影响是边际递减的¹⁶。

这一影响从图 20 中也可以直观地看出来。根据我们前文的理论模型分析，由图 20 不难看出，随着农村部门的技术进步率的相对提高(A_1/A_2 的上升)，在城乡工资之比不变的前提下，农村部门产品的价格相对于城市部门产品的价格会下降。这意味着，随着 δ 从右向左变化，虽然农村部门产品消费需求占比在上升，但是增加的速度在逐渐减小，即呈现边际递减的效应。因而，随着农村部门技术进步率的提高，农村部门产品的消费需求占比将会逐渐增加，并收敛到一个稳态。

¹⁶ 此处为更好的阐述边际影响，读者不妨将其看做是农村产品的消费需求占比对于价格因子(农村产品的相对价格)求二阶导，而表 13 的结果显示该二阶导数小于零，此外从图 16 中也能直观地看到这一影响是 concave 的。

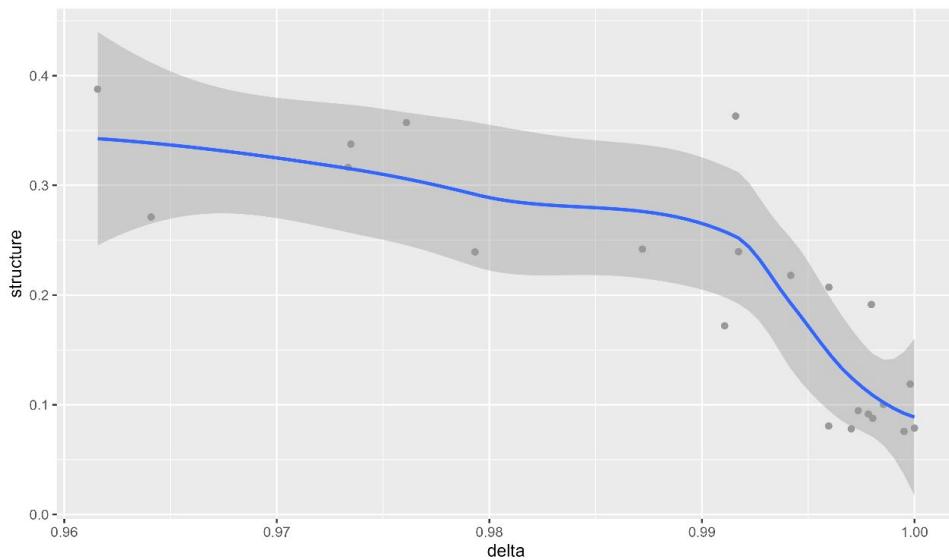


图 20 价格因子和农村产品消费需求占比的关系

采用同样的方式我们检验共同富裕效应与共同富裕因子之间的关系，考虑省份固定效应的回归结果如表 14 所示。

表 14 共同富裕因子对共同富裕效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
共同富裕因子	-4.638*** (-6.98)	-3.278*** (-5.49)	-1.224** (-2.32)	-1.185** (-2.25)
城镇化率	5.798*** (19.41)	3.242*** (7.82)	-0.477 (-0.95)	-0.546 (-1.03)
经济开放程度	-0.238 (-1.51)	0.327** (2.18)	0.103 (0.88)	0.080 (0.66)
总人口数(对数值)		2.664*** (10.45)		-0.162 (-0.56)
GDP(对数值)			0.538*** (15.76)	0.558*** (10.41)
省份	是	是	是	是
N	379	379	379	379
r2_a	0.870	0.918	0.954	0.954

注：被解释变量是共同富裕效应（即共同富裕因子的系数 b_{it}^{ξ} ）；括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的 t 值； * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

由表 14 我们可以发现和价格效应类似的边际递减效应也发生在了共同富裕效应之中，随着城乡收入差距的缩小，农村产品消费需求占比对收入差距的敏

感性也是在逐渐减小的，如图 21 所示。

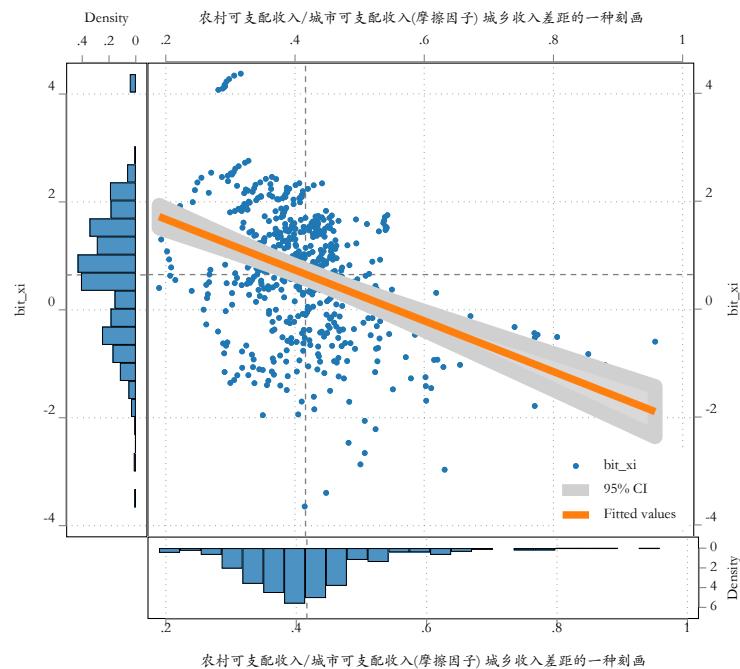


图 21 共同富裕效应和共同富裕因子之间的关系

进一步地，我们将共同富裕因子和农村产品消费需求占比之间的关系绘制如图 22 所示。

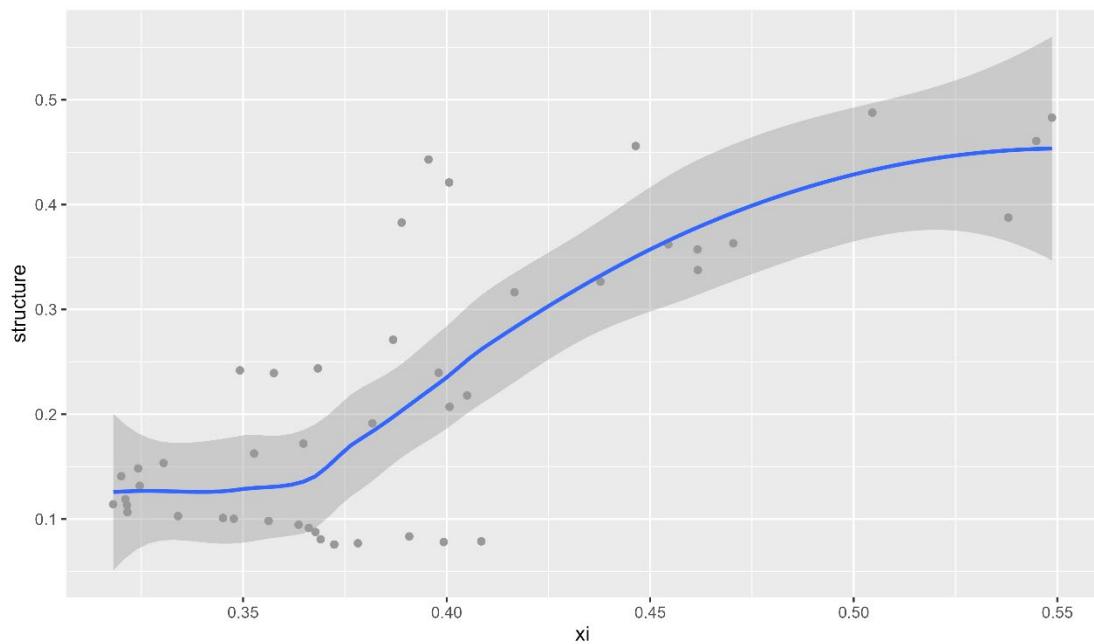


图 22 共同富裕因子和农村产品消费需求占比的关系

结合前文理论模型分析结果和图 22 可知，随着农村部门技术进步率的提高，在城乡产品价格之比保持不变的前提下，农村部门居民可支配收入相比于城市部门的居民可支配收入是会上升的，体现为图 22 中 ξ 从左向右移动。因而，农村部门产品的消费需求逐渐上升，但是上升速度逐渐减缓，最终将趋于稳态。

综合图 20 和图 22 的分析可知，在一定程度上，随着农村部门技术进步率的提高，共同富裕效应带来的正向影响和价格效应带来的负向影响都会逐步收敛到一个稳态，最终使得我国农村部门产品的消费需求占比收敛到一个稳定的状态。

第六章 共同富裕和价格效应的进一步研究

在前文的研究中，我们探讨了城市部门的技术进步率的提高对于农村部门产品消费需求占比的影响，如图 12 所示，我们发现城市部门的技术进步率的提高会通过提高农村部门产品的相对价格(价格因子)和抑制农村部门居民的相对收入(共同富裕因子)来抑制农村部门产品的消费需求占比。但是，我们尚未考虑农村部门产品的相对价格提升之后和农村部门居民的相对收入下降之后对农村部门产品的消费需求产生的影响会受到哪些因素的影响。

由共同富裕因子和价格因子对农村消费占比的影响效应(见公式(10)和(8))，我们发现，共同富裕效应的核心在于最低消费量，价格效应的核心在于城乡产品的替代弹性，因而一旦我们能够控制住影响最低消费量和城乡产品替代弹性的有关因素之后，我们就可以在一定程度上控制城乡技术进步差异对于我国农村产品消费占比的影响。

从直觉上将，最低消费量是人们在当期收入为零的情况下愿意消费的量，因而反应了居民的对未来宏观经济的预期：当居民对于未来宏观经济充满信心的时候，居民当期就会有较大的最低消费量，而如果居民对未来经济预期较为悲观，认为自己未来的收入不太可能有较好的增长，则人们便不太会产生较大的最低消费量，因而本章试图通过探究居民的宏观经济预期对于居民最低消费量的影响来寻找缓解城乡技术进步率差异对于农村产品消费需求占比提升的负面影响的解决办法。

此外一般而言，随着一个地区教育水平的提高，该地区城乡产品的替代弹性会降低。这是因为当地的居民由于掌握了更多的技术，因此在农业劳作过程中需要去更多地购买并依赖于拖拉机等大型机械产品，从而使得居民对于这类机械产品的需求粘性提升。因而即使这些产品的价格发生波动，当地居民也不太会去改变自己的需求，这意味着教育水平的提高可以有效减弱甚至逆转城乡技术进步率差异对于农村产品消费需求占比提升的负面影响。

因此本章试图验证以上直觉通过探究最低消费量是否受到居民消费信心的影响以及城乡商品替代弹性受到居民教育水平的影响来提出一些缓解城乡进步率差异对于农村产品消费需求占比的不利影响的建议，即如图 23 所示，我们希

希望通过研究居民的宏观经济预期来控制共同富裕因子对农村消费占比的影响(路径 1)来提高农村产品的消费需求占比；通过考察居民教育水平来控制价格因子对农村消费占比的影响(路径 2)来提升农村部门产品的消费需求，进而有助于保障我国农村部门产品（特别是粮食等初级品）的安全。在此背景之下，探索价格效应和共同富裕效应的影响因素具有一定的理论和实际意义。

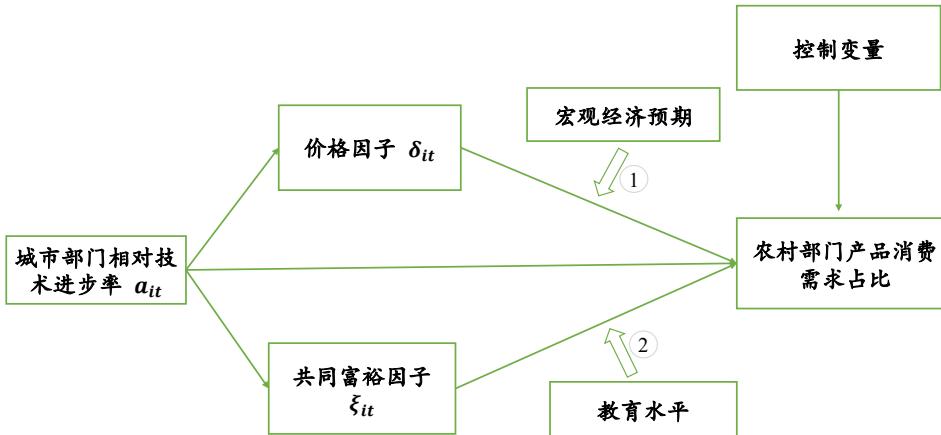


图 23 机制研究路径图

6.1 实际最低消费水平的决定因素

我们前文的理论模型分析结果显示，

$$\frac{\partial x_1^c}{\partial \xi} = \frac{-\bar{c}_1(L + \bar{c}_1)}{\left((1 - \xi)\bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\omega_1 \delta^{1-\epsilon}}{\omega_2}\right)L\right)^2}$$

由参数较准结果表 1 知，在中国情境下， $-\bar{c}_1 > 0$ ，所以，我国共同富裕因子对于农村产品消费需求占比的影响 $\frac{\partial x_1^c}{\partial \xi}$ 取决于 $-\bar{c}_1$ ，即实际最低消费量。在这一节中，我们将就最低消费量的决定因素做进一步的考察，亦即考察图 23 的路径 1，从而有助于提高农村部门产品消费需求的相对占比。

6.1.1 双边随机前沿模型设定

我们进一步考察最低消费水平的决定因素，实际最低消费量刻画的是当居民

收入为 0 时的消费量，因而我们猜测实际最低消费量将受到居民消费预期的影响，当居民预期乐观时，其消费意愿较强，实际最低消费量就会提高；反之，当居民预期悲观时，其消费意愿较弱，实际最低消费量就会下降，因此参照 Kumbhakar and Parmeter (2009)，我们采用双边随机前沿模型来进行刻画。假定最低消费量¹⁷满足如下方程

$$\bar{c}_1 = \underline{c}_1 + \eta(\bar{\bar{c}}_1 - \underline{c}_1)$$

其中 \bar{c}_1 表示人们在宏观经济极好时选择的最低消费量(>0)； \underline{c}_1 表示人们宏观经济极不景气的条件下的来自家庭内部提供的自给自足的消费量(<0)， η 反映的是人们对于宏观经济景气程度提高的预期概率，当人们对于宏观经济预期较好时， η 较大，因此人们的最低消费量较大，反之，当人们对宏观经济的预期较为悲观时， η 较小，此时人们的最低消费量较小。

现假定在实际经济景气程度下居民的理论最低消费量为 $\mu(x)$ ， x 是一些宏观经济变量，则上式可以改写为

$$\begin{aligned} \bar{c}_1 &= \mu(x) - \mu(x) + \underline{c}_1 + \eta(\bar{\bar{c}}_1 - \underline{c}_1 + \mu(x) - \mu(x)) \\ &= \mu(x) + \eta(\bar{\bar{c}}_1 - \mu(x)) - (1 - \eta)(\mu(x) - \underline{c}_1) \end{aligned}$$

这一等式表明实际的最低消费量与理论上居民的最低消费量之间的差异由两部分组成，一部分是由于人们对于未来经济景气程度的预期好于实际的经济景气程度，因而人们提升最低消费量，而另一部分是因为人们对于未来较为悲观，对于未来经济景气程度的预期要小于实际的经济景气程度，从而降低消费量。因此，从代表性消费者的角度看， η 刻画的是人们对于宏观经济超预期的预测概率， $1 - \eta$ 刻画的是人们对于宏观经济低于预期的预测概率。而如果从全社会的角度看， $\eta(\bar{\bar{c}}_1 - \mu(x)) - (1 - \eta)(\mu(x) - \underline{c}_1)$ 衡量的是由于社会上存在着预期不同的消费者，社会上的实际最低消费量偏离理论上的最低消费量的部分，此时的 η 可以看作是社会上乐观预期消费者所占的比例， $(1 - \eta)$ 代表社会中悲观预期消费者所占的比例。

因此在本模型的框架之下，消费者的预期因素对于最低消费量的影响是双边

¹⁷ 注：此处的最低消费量与前文理论模型推导的最低消费量是相反数的关系，即为理论部分的 $-\bar{c}_1$ 。

的，我们可以将上述模型简写为

$$\bar{c}_{1l} = \mu(x_i) + \xi_i$$

$$\xi_i = w_i - u_i + v_i$$

其中， $w_i = \eta_i(\bar{c}_{1l} - \mu(x_i))$, $u_i = (1 - \eta_i)(\mu(x_i) - \underline{c}_{1l})$ 。可以看出这是一个典型的双边随机前沿模型。假定 $u_i \sim i.i.d. Exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$, $w_i \sim i.i.d. Exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$, 同时对于干扰项我们假定其服从正态分布，即 $v_i \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$ 。此外我们还假设 v_i 、 u_i 、 w_i 之间彼此独立，且均独立于个体特征 x_i 。基于这些设定不难推导出复合干扰项的密度函数如下：

$$f(\xi_i) = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-h_i}^{\infty} \phi(z) dz = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(h_i)$$

其中， $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别代表标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数，此外

$$a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_u}; b_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_w}; h_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; c_i = -\frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}$$

对于包含 n 个观测值的样本而言，其对数似然函数为

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln [e^{a_i} \Phi(c_i) + e^{b_i} \Phi(h_i)]$$

由于本文关注的是不同消费者由于宏观预期不同而获得的消费剩余，因此我们有必要进一步推导 u_i 和 w_i 的条件分布，不妨记作 $f(u_i|\xi_i)$ 和 $f(w_i|\xi_i)$ ，因而有

$$f(u_i|\xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda u_i) \Phi\left(\frac{u_i}{\sigma_v} + h_i\right)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)}$$

$$f(w_i|\xi_i) = \frac{\lambda \exp(-\lambda w_i) \Phi\left(\frac{w_i}{\sigma_v} + c_i\right)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]}$$

其中， $\lambda = \frac{1}{\sigma_u} + \frac{1}{\sigma_w}$ ，从而可得 u_i 和 w_i 的条件期望如下：

$$E(1 - e^{-u_i}|\xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\left[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \exp\left(\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v c_i\right) \Phi(c_i - \sigma_v) \right]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)}$$

$$E(1 - e^{-w_i}|\xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\left[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp\left(\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v h_i\right) \Phi(h_i - \sigma_v) \right]}{\Phi(b_i - a_i)[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]}$$

因此乐观消费者的消费剩余和悲观消费者的消费剩余之差(即消费净剩余)为

$$NS = E(1 - e^{-w_i}|\xi_i) - E(1 - e^{-u_i}|\xi_i) = E(e^{-u_i} - e^{-w_i}|\xi_i)$$

6.1.2 双边随机前沿模型估计结果

诚如前文所言,共同富裕效应影响城乡产品需求消费结构的一个重要的因素就是最低消费量,因此我们将前文 MO-OLS 估计得到的共同富裕效应,亦即 ξ 的系数,作为最低消费量的代理变量,而根据我们前文的分析, x 代表一些影响宏观经济景气程度的变量,我们取各省的 GDP 作为宏观经济景气程度代理变量(参考万广华等(2022))。回归的实证结果如表 15 所示。

表 15 宏观经济对于最低消费量的影响

	(1)	(2)	(3)
GDP(对数值)	0.593*** (21.47)	0.596*** (16.35)	0.507*** (30.70)
总人口数(对数值)	-0.492*** (-10.39)	-0.847** (-2.12)	-0.471*** (-12.32)
价格因子(对数值)	0.486*** (8.90)	0.118 (0.97)	0.376*** (10.34)
共同富裕因子(对数值)	-1.264*** (-9.33)	0.124 (0.68)	-1.225*** (-10.83)
城市部门相对技术进步率	-0.006* (-1.92)	0.021*** (5.72)	
省份		是	
N	377	364	592
r2_a	0.713	0.913	
Log Likelihood			-566.39

注: 被解释变量是共同富裕效应(即共同富裕因子的系数); 括号内的值是基于异方差稳健标准误计算的 t 值; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

模型 1 和模型 2 分别是 OLS 回归和加入省份虚拟变量之后的 OLS 回归结果, 模型 3 采用双边随机前沿 MLE 估计结果, 由于双边随机前沿模型在控制省份固定效应之后的估计结果不具有一致性, 目前学术界还没有一个较好的解决办

法，因此本文暂不汇报加入省份虚拟变量之后的双边随机前沿 MLE 估计结果。综合以上三种模型不难看出，GDP 与最低消费量之间存在极为显著的正相关关系，这意味着在经济形势较好的情况下，人们的消费意愿很强，因而最低消费量也较大。

6.1.3 最低消费量形成过程中消费者预期测度模型的解释能力

表 16 汇报了消费者预期效应的分析结果。

表 16 预期因素导致的最低消费量影响分析

	变量含义	符号	测度系数
最低消费量的影响机制	随机误差项	σ_v	0.367
	悲观消费者对于最低消费量的提升作用	σ_u	0.276
	乐观消费者对于最低消费量的抑制作用	σ_w	0.458
方差分解	随机项的总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	0.420
	总方差中消费者预期因素的影响比重	$\frac{(\sigma_u^2 + \sigma_w^2)}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2}$	0.681
	悲观消费者的影响比重	$\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_w^2}$	0.266
	乐观消费者的影响比重	$\frac{\sigma_w^2}{\sigma_u^2 + \sigma_w^2}$	0.734

表 16 的结果表明，消费者预期对实际最低消费量有着相当重要的影响，其中在我国乐观消费者的比例要多于悲观消费者的比例，这使得消费者预期对于最低消费量的综合影响为正， $E(w - u) = \sigma_w - \sigma_u = 0.1826$ ，这意味着综合而言，消费者的预期效应将使得实际最低消费量高于理论上的最低消费量，同时，实际最低消费量中无法被解释的总方差($\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$)为 0.4204，这其中 68.05%由消费者预期因素所贡献；而在预期因素对最低消费量的总影响中，乐观预期相对于悲观预期处于优势地位，达到 73.42%，而悲观预期的总影响仅为 26.58%。这表明在实际最低价格的形成过程中，尽管存在一定比例的悲观消费者，但是乐观消费者的占比要更大，乐观消费预期要更强，因此从我国改革开放 40 多年的发展

历程看，综合我国 31 个省级行政区域，我国的消费者对于我国宏观经济的基本面是看好的，我国居民消费潜力是巨大的。为了进一步分析特定悲观消费者剩余和乐观消费者剩余，以及净剩余，我们有必要对乐观消费者和悲观消费者做进一步的单边效应分析。

6.1.4 悲观消费者剩余和乐观消费者剩余

本部分关注的重点在于估算乐观和悲观消费者在各自的预期效应下所获得的剩余，亦即 $E(u|\xi)$ 和 $E(w|\xi)$ ，其含义在于乐观和悲观消费者在预期因素下各自得到的最低消费剩余相较于理论最低消费量变动的百分比，表 17 呈现的是针对全样本的估计结果。平均而言，乐观消费者在预期效应下可以使得最低消费量高出理论最低消费量 39.6%；而悲观消费者则会使得最低消费量降低 35.5%，这种预期程度最终使得实际的最低消费量比理论的最低消费量高出 4%.

表 17 的后三列(Q1—Q3)更为细致地呈现了悲观消费者和乐观消费者的最低消费剩余的分布特征，表明悲观消费者和乐观消费者预期效应的异质性，具体而言，从第一四分位(Q1)的统计结果可知，我国大概有 1/4 地区实际最低消费量相比于理论最低消费量有 14.6% 的下降。然而从第三四分位来看，另有 1/4 地区，乐观消费者和悲观消费者的不同影响带来的最终结果是实际最低消费量相较于理论最低消费量上涨幅度高达 22%。

表 17 预期中悲观消费者和乐观消费者的最低消费剩余

变量	平均值(%)	标准差(%)	Q1	Q2	Q3
乐观消费者 $\hat{E}(1 - e^{-w_i} \xi_i)$	31.2	15.7	19.4	25.6	38.9
悲观消费者 $\hat{E}(1 - e^{-u_i} \xi_i)$	21.6	8.9	15.6	18.7	24.3
净剩余 $\hat{E}(e^{-u_i} - e^{-w_i} \xi_i)$	9.7	22.2	-4.9	6.9	23.3

注：Q1、Q2、Q3 分别表示第 1, 2, 3 四分位，即第 25, 50, 75 百分位。

图 24 更为直观地展现了乐观消费者的最低消费剩余、悲观消费者的最低消费剩余以及二者的净剩余的分布特征。首先，无论是乐观消费者的剩余还是悲观消费者的剩余，其分布都呈现明显右拖尾的特征，意味着只有少数地区和时间内

悲观消费者和乐观消费者的预期效应处于强势地位，其次，从净剩余的角度看，并非所有时间所有地区的乐观消费者的比例都要超过悲观消费者，我们的统计分析表明大约有 34%左右的地区和时间最低消费量的净剩余小于 0，意味着在这些时间和地区内悲观消费者的比例要高于乐观消费者的比例，也就是说在这些地区和时间内人们对经济的普遍预期较为悲观。尽管如此，仍然有超过 60%的时间和地区内人们对于中国经济充满信心，因而总体而言，尽管在我国 40 多年的改革开放的进程中遭到诸多不利因素的影响，也即使我国仍然存在着省份之间发展不平等的现象，但是消费者对于我国经济还是充满信心的。

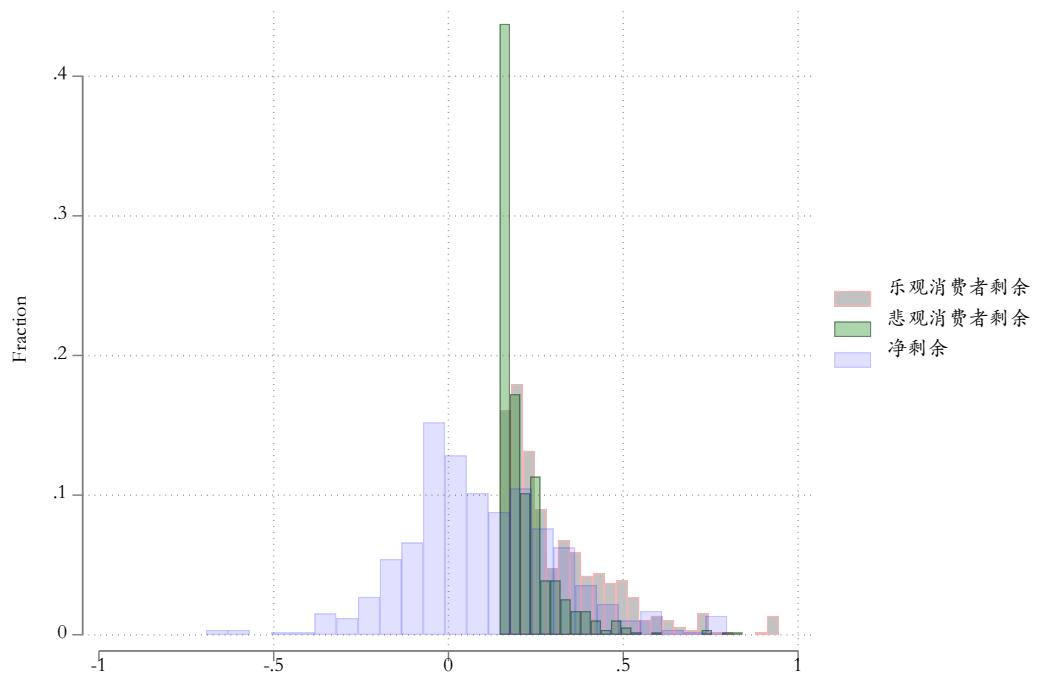


图 24 乐观消费者、悲观消费者剩余以及净剩余

由于自改革开放以来，尽管总体上我国经济是高速发展的，但是中间的过程中也遭遇到如 90 年代资本市场的发展混乱，2008 年美国金融危机，最近的新冠疫情等不利因素，因此为进一步考虑在中国改革开放的 40 多年内实际最低消费剩余相较于理论最低消费剩余的差异在时间维度上的差异，我们分年度统计了乐观消费者消费剩余以及悲观消费者的消费剩余以及净剩余，由于篇幅所限¹⁸，我们仅将净剩余呈现于表 18 当中，同时我们也将净剩余的统计分布特征绘制在图

¹⁸ 乐观消费者的剩余和悲观消费者的剩余分别参见附录 6 和附录 7.

25 中。不难看出，这和我们前文分析的结论一致，净剩余在绝大部分时间均为正，表明在绝大部分时间和地区中人们对于中国宏观经济是看好的。

表 18 净最低消费剩余的年度分布特征

年份	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
1978	.181	.174	.069	.146	.296
1979	.062	.192	-.086	.041	.209
1980	.045	.199	-.063	-.014	.147
1981	-.493	.197	-.663	-.52	-.393
1982	-.038	.204	-.223	-.019	.054
1983	.253	.207	.084	.208	.414
1984	.378	.19	.232	.4	.541
1985	.216	.172	.119	.192	.312
1986	.258	.204	.092	.244	.43
1987	.257	.201	.091	.282	.406
1988	.198	.179	.04	.199	.287
1989	.183	.172	.025	.204	.248
1990	.077	.141	-.014	.081	.137
1991	.065	.144	-.024	.079	.152
1992	.078	.147	-.039	.08	.195
1993	.003	.14	-.114	.004	.113
1994	-.118	.123	-.216	-.099	-.043
1995	-.07	.117	-.176	-.048	-.001
1996	-.127	.111	-.213	-.142	-.045
1997	-.058	.107	-.175	-.068	.008
1998	-.009	.112	-.112	-.02	.048
1999	.003	.12	-.102	-.002	.074
2000	.021	.122	-.076	.005	.104
2001	.051	.126	-.062	.033	.097
2002	.067	.131	-.06	.049	.145
2003	.126	.143	-.011	.117	.205
2004	.173	.147	.038	.165	.257
2005	.177	.143	.032	.163	.269
2006	.214	.15	.057	.19	.309
2007	.188	.142	.052	.157	.295
2008	.204	.139	.068	.168	.294
2009	.221	.141	.087	.179	.319
2010	.244	.144	.116	.204	.346
2011	.175	.15	.057	.122	.298
2012	.134	.146	.013	.085	.263
2013	.098	.243	-.057	.033	.243
2014	.103	.242	-.059	.042	.238
2015	.11	.241	-.052	.052	.249
2016	.092	.24	-.07	.036	.237
2017	.093	.24	-.07	.033	.248
2018	.103	.241	-.065	.043	.275
2019	.112	.24	-.061	.055	.281
2020	.143	.237	-.039	.094	.319
2021	.027	.28	-.19	-.012	.215

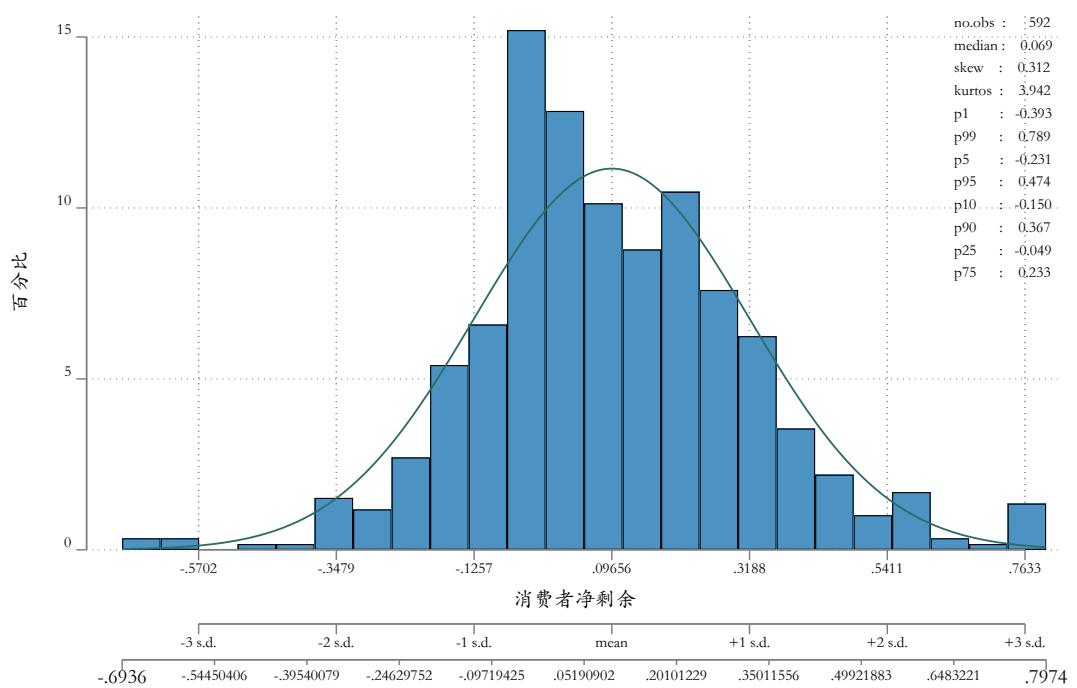


图 25 消费者净剩余的分布特征

我们也将消费者净剩余在省份层面取平均，绘制了净剩余均值的时序图，如图 26 所示。

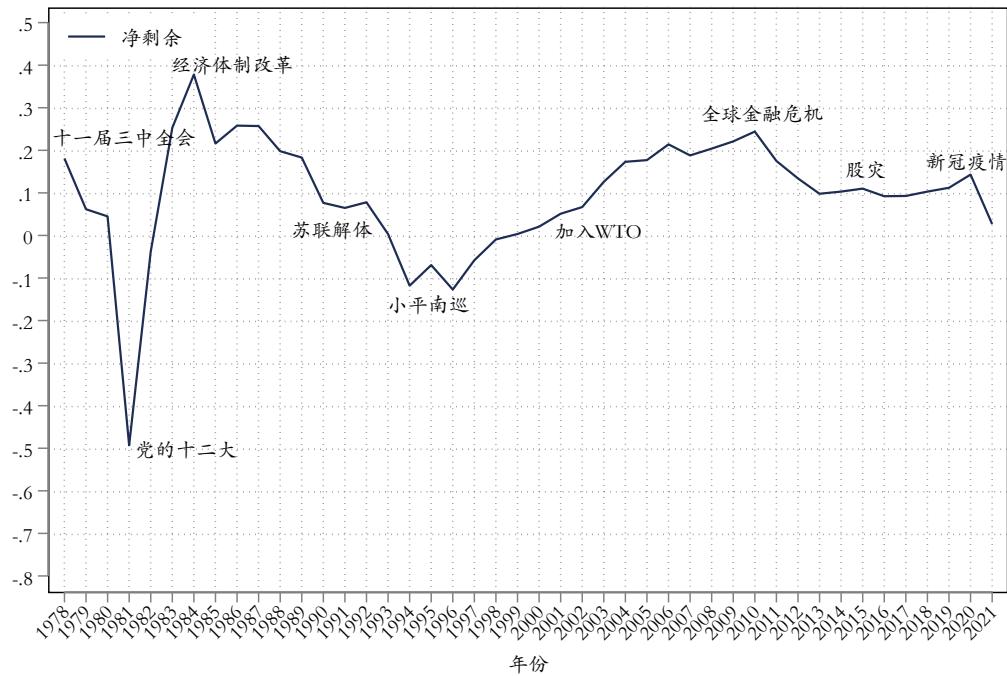


图 26 净最低消费剩余的时序特征

从图 26 和表 18 不难看出，在改革开放初期，净剩余时正时负，直到 2000 年之后才保持正值。并且，从总体上看，净剩余在改革开放初期有着较为明显的波动，而在 2000 年之后基本上保持稳定。具体而言，在 70 年代末十一届三中全会刚刚确立改革开放的总路线之后，十年内乱对于人民的消极影响还没有完全消散，人民对于未来普遍还很悲观，因此净剩余连续下降了四年，而在 1982 年党的第十二次全国人民代表大会召开之后，小平同志正式提出“建设有中国特色的社会主义”的新命题，人民对于美好生活的逐渐充满希望，乐观消费者的比例相较于悲观消费者的比例开始上涨，因此净剩余开始逐渐回升。1984 年 10 月份中共十二届三中全会通过的关于经济体制改革的决定让人们觉得有一些不确定性，因而净剩余开始有所下降，而在这期间又经历了 1991 年年底苏联解体，对我国的冲击非常之大，这导致了净剩余自 1984 年经济体制改革之后开始连续下降了近 10 年，但是在小平南巡以及党的一系列会议召开之后，自 1995 年起，净剩余开始逐渐上升 10 余年，而且在此期间，我国加入了 WTO，开始融入了全球市场，从而使得乐观消费者的比例进一步上升，但是受到 2008 年到 2009 年全球金融危机的负面影响，净剩余在 2010 年到 2014 年之间一直处于下降的阶段，而在 2015 年短暂回升之后受到股灾的不利影响，净剩余又开始走低，同时又在 2018 年受

到中美贸易摩擦的影响，净剩余进一步走低，直到 2019 年年底中美第一阶段协议达成，贸易摩擦稍有缓和之后，净剩余在 2020 年有一个较为显著的回升，但是 2020 开始爆发的新冠肺炎疫情，使得我国宏观经济受到较为严重的负面冲击，从而又导致净剩余的持续下滑，直至今日，但是随着我国疫情政策的优化调整，以及党的二十大的胜利召开，我们预期乐观消费者的比例在未来一定会继续走高的，因而消费者的净剩余应该会有较为明显的回升。

除此之外，还有一点值得注意的是，消费净剩余对于几乎所有事件冲击的反应是一定的滞后性。这一发现符合粘性预期理论(Carroll et al. 2020; Campbell and Deaton 1989)。这一理论指出，个体是基于对于历史信息的感知来做现在的决策的，滞后时间取决于个体更新其认知的频率。

我们进一步考察截面维度上在不同省份的最低消费净剩余。图 19 按分省统计了最低消费净剩余，图 27 绘出各省最低消费净剩余的地理分布特征。

表 19 净最低消费剩余的截面分布特征

省份	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
上海	.038	.098	-.03	.037	.124
云南	.256	.083	.271	.275	.281
内蒙古	.1	.132	.032	.089	.171
北京	-.004	.171	-.07	-.029	.059
吉林	.079	.024	.063	.07	.085
四川	.032	.014	.023	.025	.038
天津	.175	.114	.105	.214	.257
宁夏	.06	.116	.003	.052	.158
安徽	-.058	.083	-.04	-.037	-.025
山东	.361	.156	.285	.361	.475
山西	-.069	.14	-.118	-.066	.025
广东	.298	.091	.309	.323	.332
广西	-.112	.032	-.136	-.127	-.098
新疆	-.062	.076	-.053	-.043	-.04
江苏	-.063	.015	-.071	-.064	-.063
江西	-.09	.092	-.07	-.061	-.057
河北	.175	.163	.071	.175	.284
河南	-.173	.026	-.188	-.184	-.174
浙江	-.225	.022	-.242	-.231	-.22
海南	-.361	.085	-.351	-.344	-.332
湖北	.18	.018	.163	.186	.19
湖南	.354	.019	.345	.355	.356
甘肃	.785	.019	.789	.79	.792
福建	.087	.02	.075	.08	.089
西藏	.182	.149	.047	.206	.278
贵州	.221	.018	.205	.231	.234
辽宁	-.115	.036	-.136	-.13	-.106
重庆	.399	.024	.38	.396	.405
陕西	-.076	.143	-.147	-.031	.013
青海	.556	.083	.568	.579	.583
黑龙江	.274	.054	.237	.249	.296

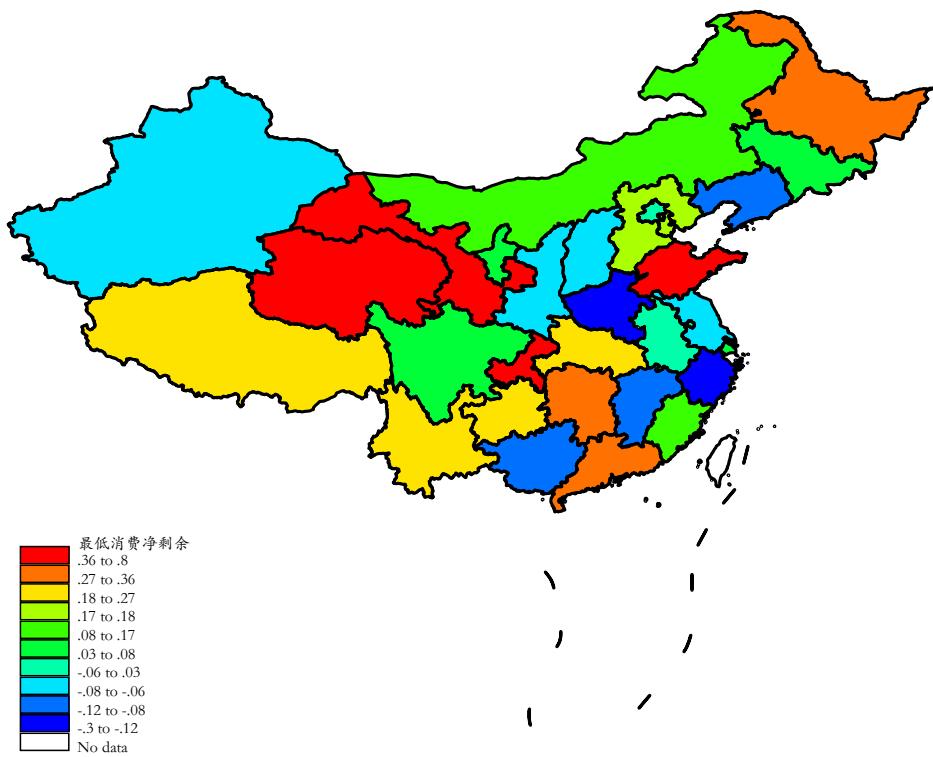


图 27 最低消费净剩余的地理分布特征

表 19 和图 27 呈现出来的结果似乎有点出乎意料，我们发现最低消费净剩余为正且绝对值较大的省份集中分布于西部边陲和北部地区包括黑龙江，而东部沿海和南部发达地区的最低消费净剩余大多很小甚至为负。尽管看上去与直觉不符，但我们认为这是由于东部和南部沿江沿海发达地区与世界市场联系的较为紧密，因而更容易受到外部冲击的影响，因此其乐观消费者和悲观消费者的比例差不多，其实际最低消费量也更接近于理论最低消费量，这一点符合有效市场假说，在不存在信息不对称的完全竞争市场中乐观消费者和悲观消费者的数量应该是相等的，因而在西部和北部地区由于信息不对称相较于东南部地区更为严重，因此这些地区的消费者更易受到政府的宏观积极调控的影响，从而在这些地方乐观消费者的比例要高于悲观消费者，而在东南部沿江沿海地区市场化程度更高，因而人们对于未来的预期基本上是无偏的。

但是应该注意到的是，由于当前复杂的国际局势带来不可忽略的负向影响，因此本文认为政府应当采取措施来有效提振居民对于未来宏观经济的预期，从而通过提高居民的最低消费量，从而使得人们敢于并愿意消费，从而从共同富裕效

应这一渠道来减缓城市部门相对技术进步率的提高对于农村部门产品消费需求占比的不利影响。

6.2 城乡商品替代弹性的决定因素

我们在前文的分析中指出价格效应受到城乡商品替代弹性(δ)的影响，如理论模型中式(8) 所示。

$$\frac{\partial x_1^c}{\partial \delta} = \frac{\omega_1 \omega_2 (1 - \epsilon) \delta^{-\epsilon}}{(\omega_2 + \omega_1 \delta^{1-\epsilon})^2}$$

因而价格效应得以发挥作用的重要途径是城乡商品之间的替代弹性，基于和共同富裕效应的决定因素相同的研究目的，在本节中我们将对城乡商品的替代弹性的决定因素做进一步的分析，亦即探讨图 23 的路径 2。

6.2.1 基准模型

通过前面的参数校准和实证分析，我们发现中国在改革开放的 40 多年内平均而言，城乡商品的替代弹性的绝对值是大于 1 的，但是在很多文献的测算结果中这一数值均介于 0 和 1 之间 (Kongsamut, Rebelo, and Xie 2001)。我们认为这是由于我国教育水平相比于发达国家而言还相对落后导致的，因为随着一个地区教育水平的提高，更多人掌握了更多知识之后会追求更高品质的生活，满足精神生活方面的需求，因而会更多地购买电脑，手机，电视等产品，或者在平时的工作生活中由于掌握了更多的技术，因此比如在农业劳作过程中更多地去购买拖拉机等大型机械产品，从而使得人们不会再仅仅满足于一些基本的生活必需品，如农产品等等。此时即使农产品的价格下降，人们也不太会去购买更多的农产品，反过来讲，即使像手机电脑等电子产品价格相对上升，人们对于这些产品的需求也基本不会变化，或者即便下降，其幅度也很小，这意味着教育水平的提高可以有效缓解价格效应对农村产品消费需求占比提升的负面影响。为此我们首先考虑如下的回归方程

$$E_{it} = \alpha_i + \beta educ_{it} + \gamma X_{it} + \epsilon_{it} \quad (21)$$

其中 E_{it} 表示城乡之间的商品替代弹性，根据我们的理论模型，价格效应对于农村部门产品消费需求之比的影响主要来源于城乡商品替代弹性，因此我们将价格因子 δ 的 MO-OLS 系数作为 E_{it} 的代理变量， $educ_{it}$ 表示地区*i*在时期*t*的教育水平，我们采用每个省份的教育经费来测度¹⁹， X_{it} 代表控制变量，我们选择经济开放程度、总人口数(取对数值)以及各省各年份的价格指数作为控制变量，选取原理和前文一致，此处不再赘述。我们暂且假定一个地区的教育经费投入越高，该地区的教育水平也就会越高，后文我们将放松这一假定，并考虑我国各个地区的教育经费转化为一个地区教育水平的效率。我们首先采用不考虑省份固定效应的 OLS 估计方法，之后再逐步考虑省份的固定效应，回归结果如表 20 所示：

表 20 教育经费对价格效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
教育经费(对数值)	0.002*** (3.02)	0.002** (2.31)	0.003** (2.37)	0.002** (2.12)
经济开放程度		-0.032*** (-3.81)	-0.032*** (-3.74)	-0.041*** (-4.66)
总人口数(对数值)			-0.009 (-0.69)	-0.007 (-0.59)
各省的价格指数 (以1978年为基年)				0.002*** (3.63)
省份	是	是	是	是
N	712	450	450	450
r2_a	0.998	0.997	0.997	0.997

注：被解释变量是价格效应(价格因子的系数)；括号内的值是基于省份层面异方差稳健标准误计算的t值；

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

从表 20 可以发现教育经费的支出增加可以显著增加 δ 的系数，考虑到 δ 系数的均值小于 0，这意味着教育经费的支出增加可以显著减缓价格效应对于农村部门产品消费需求占比的不利影响。这也从间接地反映了如果教育经费的增加是完全有效的，亦即全部转化为居民的教育水平的提升，那么居民教育水平的提高就可以有效减小城乡之间的替代弹性。

但是以上分析均建立在教育经费的投入完全转化为地区教育水平的提升的

¹⁹ 由于我们无法得到分省的年度人口教育水平的数据，因此我们暂且认为教育经费的投入会意味着教育水平的提高。

假设之上，下面我们将对这一假定进行检验，同时测算出我国各省份的教育投入转化率²⁰。

6.2.2 面板随机前沿模型设定

我们采用(Belotti and Ilardi 2018)提出的面板随机前沿模型来测算教育经费转化率。模型的基本设定如下：

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$$

$$v_{it} \sim IID N(0, \psi^2)$$

$$u_{it} \sim IID F_u$$

其中对于每一个省份*i*和每一个时期*t*, y_{it} 代表教育产出，我们采用每个省份每一年授予本科和专科学位的人数作为其代理变量， x_{it} 代表教育经费投入， α_i 代表省份固定效应，复合扰动项 ε_{it} 是异质性扰动项 v_{it} 和单边扰动项 u_{it} 之差，其中 u_{it} 刻画的是教育投入的效率(无效率项)，假定 v_{it} 是正态分布，其均值为0，方差为 ψ^2 ，同时假定 u_{it} 和 v_{it} 相互独立且 u_{it} 服从参数为 σ 的指数分布($u_{it} \sim E(\sigma)$)，为进一步考虑稳健性检验，我们考虑 u_{it} 服从均值为0 方差为 σ^2 的半正态分布($u_{it} \sim N^+(0, \sigma^2)$)。此外，定义 $\lambda = \sigma/\psi$ 为信号噪音比率。我们将上述模型进行一阶差分之后得到

$$\begin{aligned}\Delta y_i &= \Delta X_i\beta + \Delta \varepsilon_i \\ \Delta \varepsilon_i &= \Delta v_i - \Delta u_i \\ \Delta v_i &\sim IID \mathcal{N}_{T-1}(\mathbf{0}, \Psi) \\ \Delta u_i &\sim IID \mathcal{F}_{\Delta u}(\sigma), i = 1, \dots, n\end{aligned}$$

其中对于 v_{it} 的正态性假设意味着 Δv_i 是 $T - 1$ 维联合正态分布，其协方差矩阵为 $\Psi = \psi^2 \Lambda_{T-1}$, Λ_{T-1} 是一个对阵的三对角矩阵

$$\Lambda_{T-1} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & -1 \\ 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 \end{pmatrix}.$$

²⁰ 此处的教育投入转化率是指一个地区投入的教育经费对于该地区平均教育水平提升的影响。

此外尽管 $\Delta\mathbf{u}_i$ 通常情况下是未知的，但是给定 $\Delta\mathbf{v}_i$ 和 $\Delta\mathbf{u}_i$ 的独立性假设，边际似然函数可以一般性地写成

$$\begin{aligned} L_i^*(\boldsymbol{\theta}) &= \int f(\Delta\mathbf{v}_i, \Delta\mathbf{u}_i | \boldsymbol{\theta}) d\Delta\mathbf{u}_i = \int f(\Delta\mathbf{v}_i | \boldsymbol{\theta}) f(\Delta\mathbf{u}_i | \sigma) d\Delta\mathbf{u}_i \\ &= \int f(\Delta\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\beta}, \psi, \Delta X_i, \Delta\mathbf{u}_i) f(\Delta\mathbf{u}_i | \sigma) d\Delta\mathbf{u}_i \end{aligned}$$

由于 $f(\Delta u_i | \sigma)$ 的密度函数形式是未知的，同时上述积分并没有解析解，因此 Belotti et al (2018) 提出如下的边际最大模拟似然估计法(marginal maximum simulated likelihood estimation):对于边际最大模拟似然估计法，其边际似然函数为如下形式：

$$\begin{aligned} L_i^*(\boldsymbol{\theta}) &= \int f(\Delta\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\theta}, \Delta X_i, \Delta\mathbf{u}_i) f(\Delta\mathbf{u}_i | \sigma) d\Delta\mathbf{u}_i = \\ &= \mathbb{E}_{\Delta\tilde{\mathbf{u}}} [\phi_{T-1}(\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_i + \sigma\Delta\tilde{\mathbf{u}}_i; \mathbf{0}, \Psi)] = \\ &\approx \frac{1}{G} \sum_{g=1}^G \phi_{T-1}(\Delta\boldsymbol{\varepsilon}_i + \sigma\Delta\tilde{\mathbf{u}}_{ig}; \mathbf{0}, \Psi), \end{aligned}$$

Belotti et al (2018) 证明了当样本量 $n \rightarrow \infty$ ，同时 $G \rightarrow \infty$ 时边际模拟似然函数是等价于边际似然函数的。

6.2.3 面板随机前沿模型估计结果

我们从 CSMAR 上下载了分省的年度授予学位数作为教育产出的测度指标，同时采用前文提到的分省年度教育经费作为教育投入的代理变量，我们分别采用上述提到的 MMSLE 方法和传统的 Chen et al (2014) 的边际最大似然组内估计以及边际最大似然一阶差分的方法进行估计，估计结果如表 21 所示。

表 21 教育投入效率的测算

	授予学位数		
	边际最大模拟似然估计量 (非效率项服从指数分布)	边际最大似然组内估计量 (非效率项服从半正态分布)	边际最大似然一阶差分估计量 (非效率项服从半正态分布)
教育投入	0.006*** (50.47)	0.006*** (40.21)	0.006*** (40.21)
观测值	434	434	434
Log-likelihood	-4430.7980	-4632.5762	-4714.3870

注：括号中是z统计量； ***表示在 1% 的水平上显著； **表示在 5% 的水平上显著； *表示在 10% 的水平上显著。

由表 21 回归结果可见，教育投入对于授予学位人数确实存在一个显著的正向影响。这表明，如果一个地区教育经费支出越多，那么该地区的平均教育水平就相对较高。总体而言，这与我们的直觉相符。但是，考虑到每一个省份每一年内的异质性，我们下面试图考虑不同省份在不同时期的教育投入转化率。

6.2.4 教育投入效率测算结果及其时空差异性

根据对数似然函数值最大的原则，我们采用非效率项服从指数分布的边际最大模拟似然函数估计法对教育投入效率进行测算。估算的无效率项 \widehat{u}_{it} 的结果如表 22 所示。

表 22 无效率项的估计结果

	均值	标准差	最小值	最大值
无效率项 \widehat{u}_{it} (万元)	16243.77	13054.27	3565.186	111483.7

尽管从表 22 的估计结果上看，无效率项的均值似乎很大，但是考虑到教育经费的平均值为 5406127 万元，教育经费的转化率还是相对较高的，平均而言无效率部分仅占 0.3%。这表明我国平均而言，各省的教育经费支出可以有效转化为当地教育水平的提高。为考察这种转化率的时间分布特征，我们绘制了分省的教育投入损失占教育投入的比例($u_{it}/educationfunds_{it}$)随时间变化的图像，见图 28。

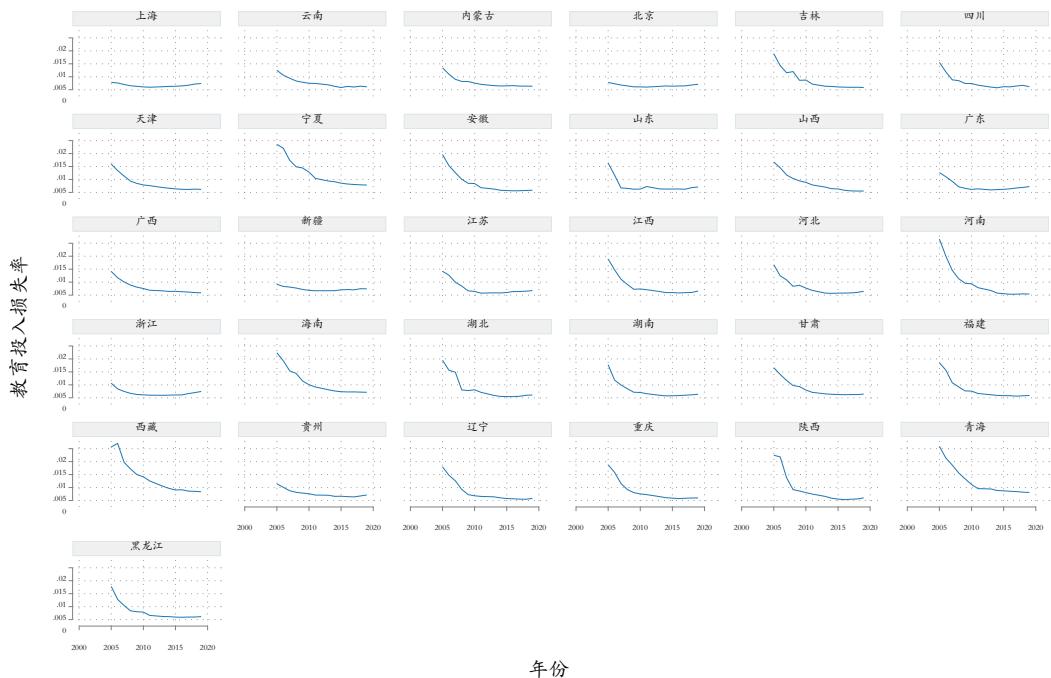


图 28 教育投入损失率

我们可以发现，尽管在不同的省份之间存在差异，但是总体而言，全部省份的教育投入损失率都在逐年下降，但是下降的速率有快有慢。为进一步考察教育投入损失率的空间特征，我们按省份在时间维度上取均值，绘制其地理格局，见图 29。

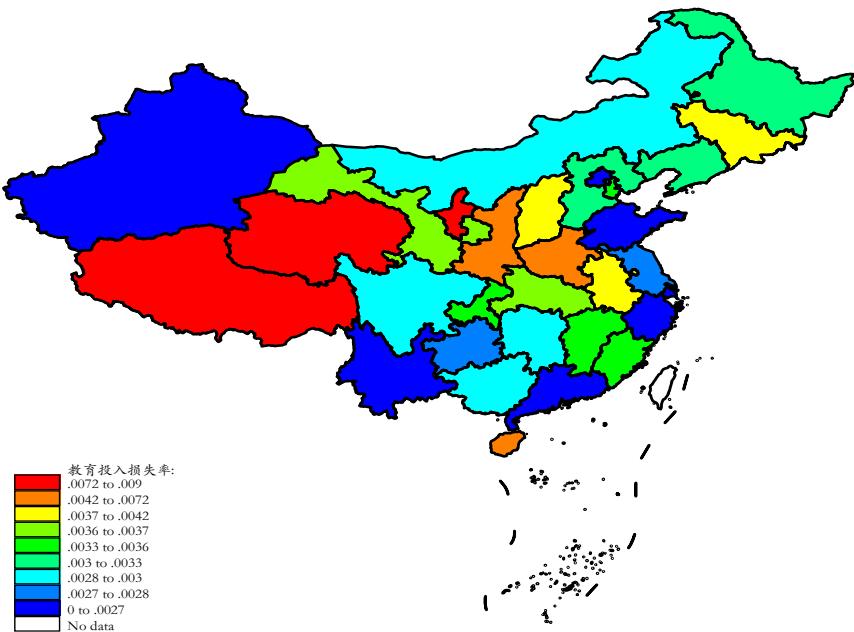


图 29 教育投入损失率的地理格局

图 29 表明，教育投入损失率在我国不同省份之间存在一定的差异的，排名前五的几个省份分别是北京、上海、浙江、新疆和广东，可以发现绝大多数还是集中于东南部沿江沿海的发达城市和地区。对于一些中西部地区如西藏、青海，东北部地区如辽宁以及中部地区如陕西等其教育投入转化效率仍然相对较低，因此尽管我国在整体上的教育投入转化率很高，但是地区教育发展的不平衡性仍然需要引起我们的重视。

尽管如此，我们仍然可以发现我国各个省份的教育投入的转化效率都达到了99%以上，这证实了我们前文假定一个地区的教育经费投入越高，该地区的教育水平也就会越高是合理的，这也进一步证明了教育水平的提高可以通过增加人们对于非农产品的粘性来降低城乡商品之间的替代弹性，从而有助于改善城市部门的相对技术进步率的提高对于农村部门产品的消费需求占比的负面影响，由此通过价格效应渠道促进农村部门产品消费占比的提升。

第七章 结论与展望

我国在改革开放的 40 多年中取得了举世瞩目的成就，但是与此同时也产生出如库兹涅茨事实中的一些现象，本文从技术进步的视角聚焦于城乡产品消费需求结构，在一定程度上解释了我国农村部门产品的消费需求占比逐渐下降的原因，我们发现技术进步率的提高可以通过价格效应和收入效应降低农村部门产品的消费需求占比，对于城乡产品需求结构差距的缩小有着不利的影响，但是我们发现伴随着城乡收入差距的逐渐缩小，共同富裕效应可以提高农村部门产品的消费需求占比，从而有助于缩小城乡产品的消费需求结构差距。因此在我国逐步实现共同富裕的大背景之下，我国城乡产品消费需求的结构差异将会逐渐减弱。

我们进一步对于价格效应和共同富裕效应的时空异质性展开分析，我们发现从时间维度上看，这二者均在改革开放之处有一个较为明显的下降，但是在随后的几十年间均存在大幅上升，这在一方面也反映了我国改革开放走向市场化经济体制的过程中，城乡商品的替代弹性在逐渐增大，人们对于宏观经济的乐观预期逐渐增强，但是我们发现随着时间的推移，特别是在进入 2000 年以来，价格效应在逐渐减弱，基本维持在 0 的水平，但是共同富裕效应仍在显著增强，尽管在 2008 金融危机期间受到一定影响，但是也维持在显著为正的水平。这意味着技术进步对于我国城乡产品的消费需求结构的差异的影响将主要来源于共同富裕效应，而从现实数据当中，我们也不难发现我国城乡收入差距在党的十八大以来有着明显的缩小，这意味着共同富裕效应在逐渐增强，农村部门产品的消费需求占比尽管仍呈现明显的下降趋势，但是其下降的趋势已经明显放缓。从空间维度上看，我国仍存在着明显的地区发展不平衡的问题，内陆地区和西北欠发达地区共同富裕效应的正向促进效应较低，而价格的负向抑制效应较为明显，相反在东南部的发达地区，共同富裕的正向促进效应较强和价格的负向抑制效应较弱。

我们进一步针对于价格效应做出更为细致的分析，我们发现价格效应主要取决于城乡之间商品的替代弹性，我们测算出我国的城乡商品的替代弹性大于 1，我们认为这是由于我国居民教育水平相对落后导致居民对于非农产品的需求粘性还不够，我们发现教育经费的投入可以有效减缓价格效应对农村居民消费占比的不利影响，这在近年来价格效应的逐渐减弱中也有所体现，此外我们还测算

出我国教育经费投入的转化率，我们发现在我国教育经费的投入可以有效提高我国居民的教育水平，因此我们的研究结果表明在我国增大教育经费的投入是有利于缓解城乡产品需求结构差异。

此外我们也针对共同富裕效应的机制展开分析，我们发现共同富裕效应的程度取决于居民的最低消费量，而居民的最低消费量又取决于居民对于宏观经济环境的预期，当人们对于宏观经济环境的乐观预期超过悲观预期，居民的实际最低消费量就会高于理论的最低消费量，反之则会低于理论最低消费量。从整个社会来讲，随着全社会的乐观消费者人数相较于悲观消费者人数的增多，共同富裕效应对缩小城乡产品需求差距的效果就会越强。

最后我们也检验了技术进步率对于共同富裕因子和价格因子的影响，我们发现农村技术进步率相对于城市技术进步率的提升可以有助于提高共同富裕因子，同时降低价格因子，最终有助于提高农村居民的消费占比。

基于上述结论，我们提出如下的政策建议。农村部门产品在我国国民消费中的比重的逐年下降，这符合一个国家在经济发展的过程中所经历的库兹涅茨事实，但是在如今国际局势空前不确定的背景下，对于农村部门产品消费的减低，主要是对于粮食等产品的需求的减弱一定会在一定程度上抑制我国粮食的生产，降低农民的积极性。习近平总书记在《正确认识和把握我国发展重大理论和实践问题》中明确指出要保障好初级产品的供给这一重大的战略性问题，特别是农产品的供给安全问题，中国人的饭碗在任何时候都要牢牢端在自己手中，因而如果我们任由农村部门产品的消费占比逐渐下降，那么我们的农产品的供给安全很有可能无法保证，因此为促进农村部门产品的消费占比，根据我们的结论，一个根本性的举措是提高农业部门的技术进步率，但是这是一个长期的目标，在短期内很难逆转，同时考虑到农业部门和城市部门生产活动的差异性，农村部门的技术进步率也很难超过城市部门的技术进步率，因此在短期央行和财政部应该有意释放积极信号，增大公众的乐观预期，从而促进共同富裕因子的提高，从而有助于提升农村部门的产品需求比重，同时加大教育投入来增加居民对于非农产品的需求粘性，以此来降低城乡产品之间的替代弹性，从而减弱价格效应的抑制作用，提升农村部门的产品需求比重。

值得一提的是在我们的理论模型中尚无法刻画出不同省份之间的相互影响，

比如网络溢出效应等等，因而在未来可以采用更为复杂的效应函数来刻画不同地区的居民对于不同部门的产品需求。

参考文献

1. Acemoglu, D. 1998. ‘Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality’. *The Quarterly Journal of Economics* 113 (4): 1055–1089.
2. Acemoglu, Daron. 2002. ‘Technical Change, Inequality, and the Labor Market’. *Journal of Economic Literature*, 40 (1): 7-72.
3. Acemoglu, Daron, and Veronica Guerrieri. 2008. ‘Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth’. *Journal of Political Economy* 116 (3): 467–498.
4. Acemoglu, Daron, and Pascual Restrepo. 2018a. ‘Artificial Intelligence, Automation and Work’. *The economics of artificial intelligence: An agenda*. University of Chicago Press, 197-236.
5. Acemoglu, Daron, and Pascual Restrepo. 2018b. ‘The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment’. *American Economic Review* 108 (6): 1488–1542.
6. Alesina, Alberto, and Roberto Perotti. 1996. ‘Income Distribution, Political Instability, and Investment’. *European Economic Review* 40 (6): 1203–1228.
7. Andrews, Donald W. K. 1993. ‘Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point’. *Econometrica* 61 (4): 821-856.
8. Belotti, Federico, and Giuseppe Ilardi. 2018. ‘Consistent Inference in Fixed-Effects Stochastic Frontier Models’. *Journal of Econometrics* 202 (2): 161–177.
9. Boppart, Timo. 2014. ‘Structural Change and the Kaldor Facts in a Growth Model With Relative Price Effects and Non-Gorman Preferences’. *Econometrica* 82 (6): 2167–2196.
10. Brynjolfsson, Erik, and Andrew McAfee. 2012. ‘*Race Against the Machine: How the Digital Revolution Is Accelerating Innovation, Driving Productivity, and Irreversibly Transforming Employment and the Economy*’. Brynjolfsson and McAfee.
11. Buera, Francisco J, and Joseph P Kaboski. 2012. ‘The Rise of the Service

- Economy'. *American Economic Review* 102 (6): 2540–2569.
12. Buera, Francisco J, Joseph P Kaboski, Richard Rogerson, and Juan I Vizcaino. 2022. ‘Skill-Biased Structural Change’. *The Review of Economic Studies* 89 (2): 592–625.
 13. Burstein, Ariel, and Jonathan Vogel. 2017. ‘International Trade, Technology, and the Skill Premium’. *Journal of Political Economy* 125 (5): 1356–1412.
 14. Campbell, John, and Angus Deaton. 1989. ‘Why Is Consumption So Smooth?’ *The Review of Economic Studies* 56 (3): 357–373.
 15. Carroll, Christopher D., Edmund Crawley, Jiri Slacalek, Kiichi Tokuoka, and Matthew N. White. 2020. ‘Sticky Expectations and Consumption Dynamics’. *American Economic Journal: Macroeconomics* 12 (3): 40–76.
 16. Caselli, Francesco, and Wilbur John Coleman II. 2001. ‘The U.S. Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation’. *Journal of Political Economy* 109 (3): 584–616.
 17. Chen, Yi-Yi, Peter Schmidt, and Hung-Jen Wang. 2014. ‘Consistent Estimation of the Fixed Effects Stochastic Frontier Model’. *Journal of Econometrics* 181 (2): 65–76.
 18. Comin, Diego, Danial Lashkari, and Martí Mestieri. 2021. ‘Structural Change With Long-Run Income and Price Effects’. *Econometrica* 89 (1): 311–374.
 19. Cravino, Javier, and Sebastian Sotelo. 2019. ‘Trade-Induced Structural Change and the Skill Premium’. *American Economic Journal: Macroeconomics* 11 (3): 289–326.
 20. Edwards, Sebastian. 1996. ‘Why Are Latin America’s Savings Rates so Low? An International Comparative Analysis’. *Journal of Development Economics*, Interamerican Seminar on Macroeconomics, 51 (1): 5–44.
 21. Foellmi, Reto, and Josef Zweimüller. 2008. ‘Structural Change, Engel’s Consumption Cycles and Kaldor’s Facts of Economic Growth’. *Journal of Monetary Economics* 55 (7): 1317–1328.
 22. Gollin, Douglas, Stephen Parente, and Richard Rogerson. 2002. ‘The Role of

- Agriculture in Development'. *American Economic Review* 92 (2): 160–164.
23. Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson, and Ákos Valentinyi. 2013. ‘Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation’. *American Economic Review* 103 (7): 2752–2789.
 24. Herrendorf, Berthold, Richard Rogerson, and Akos Valentinyi. ‘Growth and structural transformation.’ *Handbook of economic growth* 2 (2014): 855-941.
 25. Holz, Carsten A. 2006. ‘Measuring Chinese Productivity Growth, 1952-2005’. Available at SSRN 928568.
 26. Keane, Michael, and Timothy Neal. 2020. ‘Climate Change and U.S. Agriculture: Accounting for Multidimensional Slope Heterogeneity in Panel Data’. *Quantitative Economics* 11 (4): 1391–1429.
 27. Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie. 2001. ‘Beyond Balanced Growth’. *The Review of Economic Studies* 68 (4): 869–882.
 28. Krusell, Per, Lee E. Ohanian, José-Víctor Ríos-Rull, and Giovanni L. Violante. 2000. ‘Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis’. *Econometrica* 68 (5): 1029–1053.
 29. Kumbhakar, Subal C., and Christopher F. Parmeter. 2009. ‘The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates’. *Journal of Productivity Analysis* 31 (1): 1–14.
 30. Laitner, John. 2000. ‘Structural Change and Economic Growth’. *Review of Economic Studies* 67 (3): 545–561.
 31. Matsuyama, Kiminori. 1992. ‘Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth’. *Journal of Economic Theory* 58 (2): 317–334.
 32. Matsuyama, Kiminori. 2009. ‘Structural change in an interdependent world: A global view of manufacturing decline.’ *Journal of the European Economic Association* 7(2-3): 478-486.
 33. Ngai, L.R. and Pissarides, C.A., 2007. ‘Structural change in a multisector model of growth.’ *American economic review*, 97(1): 429-443.
 34. Schmidt-Hebbel, Klaus, and Luis Servén. 2000. ‘Does Income Inequality Raise

- Aggregate Saving?’ *Journal of Development Economics* 61 (2): 417–446.
35. Sposi, Michael. 2019. ‘Evolving Comparative Advantage, Sectoral Linkages, and Structural Change’. *Journal of Monetary Economics* 103: 75–87.
 36. Święcki, Tomasz. 2017. ‘Determinants of Structural Change’. *Review of Economic Dynamics* 24: 95–131.
 37. Thomas, Juster, and Taylor Lester. 1975. ‘Towards a Theory of Saving Behavior’. *American Economic Review* 65 (2): 203–209.
 38. Uy, Timothy, Kei-Mu Yi, and Jing Zhang. 2013. ‘Structural Change in an Open Economy’. *Journal of Monetary Economics* 60 (6): 667–682.
 39. Wei, Shang-Jin, and Xiaobo Zhang. 2011. ‘The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China’. *Journal of Political Economy* 119 (3): 511–564.
 40. 万广华,罗知,张勋,汪晨.城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究[J].经济研究,2022,57(05):87-105.
 41. 卢晶亮.资本积累与技能工资差距——来自中国的经验证据[J].经济学(季刊),2017,16(02):577-598.
 42. 徐舒.技术进步、教育收益与收入不平等[J].经济研究,2010,45(09):79-92+108.
 43. 李尚骜,龚六堂.非一致性偏好、内生偏好结构与经济结构变迁[J].经济研究,2012,47(07):35-47.
 44. 杨飞.市场化、技能偏向性技术进步与技能溢价[J].世界经济, 2017,40(02):78-100.
 45. 董直庆,蔡啸,王林辉.技能溢价:基于技术进步方向的解释[J].中国社会科学, 2014(10):22-40+205-206.
 46. 郭凯明,杭静,颜色.中国改革开放以来产业结构转型的影响因素[J].经济研究, 2017,52(03):32-46.
 47. 郭凯明,黄静萍.劳动生产率提高、产业融合深化与生产性服务业发展[J].财贸经济, 2020,41(11):112-125.

附 录

附录 1 推导家庭最优消费 c_1, c_2 满足的条件

对于家庭部门而言，家庭部门需要选择消费 c_1, c_2 来使得其消费效用最大化，其优化问题如正文第一节中指出的

$$\max_{c_1, c_2} U = \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} (c_2)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

$$s.t. P_1 c_1 + P_2 c_2 = wL$$

下面给出家庭对两部门最优消费应该满足的条件的证明：

首先，构造拉格朗日函数

$$L(c_1, c_2, \lambda) = \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} (c_2)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} + \lambda(wL - P_1 c_1 - P_2 c_2)$$

然后，将上述的拉格朗日函数分别对 c_1, c_2, λ 求一阶偏导，并令偏导为零，可以得到

$$\frac{\partial L(c_1, c_2, \lambda)}{\partial c_1} = \omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} (c_2)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} (c_1 + \bar{c}_1)^{-\frac{1}{\epsilon}} - \lambda P_1 = 0$$

$$\frac{\partial L(c_1, c_2, \lambda)}{\partial c_2} = \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} \left[\omega_1^{\frac{1}{\epsilon}} (c_1 + \bar{c}_1)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + \omega_2^{\frac{1}{\epsilon}} (c_2)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} (c_2 + \bar{c}_2)^{-\frac{1}{\epsilon}} - \lambda P_2 = 0$$

$$\frac{\partial L(c_1, c_2, \lambda)}{\partial \lambda} = wL - P_1 c_1 - P_2 c_2 = 0$$

将上述两个关于 c_1, c_2 的两个一阶条件相除，可以得到

$$\frac{P_1(c_1 + \bar{c}_1)}{P_2 c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{1-\epsilon}$$

附录 2 推导共同富裕下家庭对农村部门产品的消费占比

由附录一中的推导可知

$$\frac{P_1(c_1 + \bar{c}_1)}{P_2 c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{1-\epsilon}$$

亦即

$$\frac{c_1 + \bar{c}_1}{c_2} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{-\epsilon}$$

因此，结合产品市场出清的条件 $c_j = Y_j, j \in \{1,2\}$ 和厂商的生产函数可得

$$\begin{aligned} \frac{A_1 L_1 + \bar{c}_1}{A_2 L_2} &= \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{P_1}{P_2} \right)^{-\epsilon} = \frac{\omega_1}{\omega_2} \left(\frac{w_2 A_1}{w_1 A_2} \right)^\epsilon \\ \frac{L_1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1}}{L_2} &= \frac{A_2 \omega_1}{A_1 \omega_2} \left(\frac{w_2 A_1}{w_1 A_2} \right)^\epsilon \end{aligned}$$

从而

$$\frac{L_1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1}}{L_2 + L_1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1}} = \frac{L_1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1}}{L + \frac{\bar{c}_1}{A_1}} = \frac{A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon}{A_1 \omega_2 (w_1 A_2)^\epsilon + A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon}$$

因此

$$\begin{aligned} L_1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1} &= \frac{A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon}{A_1 \omega_2 (w_1 A_2)^\epsilon + A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right) \\ L_1 &= \frac{A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon}{A_1 \omega_2 (w_1 A_2)^\epsilon + A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1} \end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned} \frac{L_1}{L} &= \frac{A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon}{A_1 \omega_2 (w_1 A_2)^\epsilon + A_2 \omega_1 (w_2 A_1)^\epsilon} \left(1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1 L} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1 L} \\ &= \frac{A_2^{1-\epsilon} \omega_1}{A_2^{1-\epsilon} \omega_1 + A_1^{1-\epsilon} \omega_2 \xi^\epsilon} \left(1 + \frac{\bar{c}_1}{A_1 L} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1 L} \end{aligned}$$

由于我们在考察共同富裕的时候，假定农村和城市的价格水平保持不变，因此

$$\frac{1}{\delta} = \frac{P_2}{P_1}$$

因而由此时厂商部门的最优化条件

$$\frac{P_1 A_1}{P_2 A_2} = \frac{w_1}{w_2} = \xi$$

可得

$$\frac{A_1}{A_2} = \frac{\xi}{\delta}$$

因此

$$L_1 = \frac{\omega_1}{\omega_1 + \left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1}$$

$$L_2 = L - L_1 = L - \frac{\omega_1}{\omega_1 + \left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1} = \frac{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi + \omega_1} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right)$$

因此

$$\frac{L_1}{L_2} = \frac{\frac{\omega_1}{\omega_1 + \left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right) - \frac{\bar{c}_1}{A_1}}{\frac{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi + \omega_1} \left(L + \frac{\bar{c}_1}{A_1} \right)} = \frac{\omega_1}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2 \xi} \left(\frac{L}{L + \frac{\bar{c}_1}{A_1}} \right) - \frac{\frac{\bar{c}_1}{A_1}}{L + \frac{\bar{c}_1}{A_1}}$$

由农村部门产品的消费需求占比的定义可得

$$x_1^c = \frac{P_1 c_1}{P_2 c_2 + P_1 c_1}$$

因此

$$\frac{P_1 c_1}{P_2 c_2} = \frac{P_1 Y_1}{P_2 Y_2} = \frac{P_1 A_1 L_1}{P_2 A_2 L_2} = \frac{w_1 L_1}{w_2 L_2} = \xi \frac{L_1}{L_2} = \frac{\omega_1}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon} \omega_2} \left(\frac{L}{L + \frac{\bar{c}_1}{A_1}} \right) - \frac{\frac{\bar{c}_1}{A_1} \xi}{L + \frac{\bar{c}_1}{A_1}}$$

$$= \frac{\frac{\omega_1}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon}} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{\bar{c}_1 + L A_1}$$

从而可得农村部门产品的消费需求占比为

$$x_1^c = \frac{P_1 c_1}{P_2 c_2 + P_1 c_1} = \frac{\frac{\omega_1}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon}} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{\bar{c}_1 + L A_1 + \frac{\omega_1}{\left(\frac{1}{\delta}\right)^{1-\epsilon}} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}$$

$$= \frac{\frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2}\right) L A_1}$$

由上述的农村部门产品的消费需求占比的表达式不难看出,由于我们探讨农村和城市部门技术进步率之比,因此我们可以不妨将农村部门的技术进步率标准化为1,亦即 $A_1 = 1$,然后探讨城市部门的技术进步率相比于农村部门的技术进步率的变化,此时上述农村产品消费需求占比的表达式便简化为

$$\begin{aligned}x_1^c &= \frac{P_1 c_1}{P_2 c_2 + P_1 c_1} = \frac{\frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2} L A_1 - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2}\right) L A_1} \\&= \frac{\frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2} L - \bar{c}_1 \xi}{(1 - \xi) \bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2}\right) L}\end{aligned}$$

因此 ξ 对于农村部门产品的消费需求占比的影响为

$$\frac{\partial x_1^c}{\partial \xi} = \frac{-\bar{c}_1(L + \bar{c}_1)}{\left((1 - \xi)\bar{c}_1 + \left(1 + \frac{\delta^{1-\epsilon} \omega_1}{\omega_2}\right)L\right)^2}$$

不难看出共同富裕因子对于农村部门产品消费需求占比的影响取决于 \bar{c}_1 ,当 $\bar{c}_1 < 0$ 时,农村部门相对于城市部门收入水平的提高(ξ 上升)会带来农村产品消费需求占比的上升(x_1^c 上升),而当 $\bar{c}_1 > 0$ 时,情况正好相反,农村部门相对于城市部门收入水平的提高会带来农村产品消费需求占比的下降。

证毕。

附录 3 我国整体共同富裕因子(1978 年至 2021 年)

表 23 我国整体的共同富裕因子（1978 至 2021）

年份	共同富裕因子 ξ
1978	0.160008
1979	0.191741
1980	0.191456
1981	0.213563
1982	0.228186
1983	0.236993
1984	0.258633
1985	0.23339
1986	0.232672
1987	0.238296
1988	0.231209
1989	0.217204
1990	0.240401
1991	0.213569
1992	0.192329
1993	0.184966
1994	0.203538
1995	0.223183
1996	0.234801
1997	0.218826
1998	0.208798
1999	0.190636
2000	0.172002
2001	0.162567
2002	0.153422
2003	0.146056
2004	0.167931
2005	0.162337
2006	0.160192
2007	0.165641
2008	0.172661
2009	0.173252
2010	0.177376
2011	0.189326
2012	0.198159
2013	0.214562
2014	0.226984
2015	0.232996
2016	0.230865
2017	0.221583
2018	0.219239
2019	0.234259
2020	0.270017

附录 4 分省分年份的共同富裕因子

表 24 我国东部地区的共同富裕因子（注：NA 表示缺失值）

年份	北京	福建	广东	海南	河北	江苏	山东	上海	天津	浙江
1978	0.615	NA	NA	NA	0.413	NA	0.293	0.692	0.394	NA
1979	0.602	NA	NA	NA	0.435	NA	0.381	NA	NA	NA
1980	0.579	NA	NA	NA	0.439	NA	0.469	0.630	0.528	NA
1981	0.632	NA	NA	NA	0.508	NA	0.508	NA	NA	NA
1982	0.771	NA	NA	NA	0.551	NA	0.571	NA	NA	NA
1983	0.880	NA	NA	NA	0.664	NA	0.672	NA	NA	NA
1984	0.957	NA	NA	NA	0.664	NA	0.618	NA	NA	NA
1985	0.854	NA	NA	NA	0.611	NA	0.546	0.750	0.644	NA
1986	0.771	NA	NA	NA	0.532	NA	0.526	NA	NA	NA
1987	0.775	NA	NA	NA	0.520	NA	0.524	NA	NA	NA
1988	0.739	NA	NA	NA	0.506	NA	0.502	NA	NA	NA
1989	0.770	NA	NA	NA	0.469	NA	0.467	NA	NA	NA
1990	0.682	NA	NA	NA	0.445	NA	0.464	0.763	0.652	NA
1991	0.655	NA	NA	NA	0.441	NA	0.453	0.806	0.634	NA
1992	0.615	NA	NA	NA	0.387	NA	0.407	0.740	0.630	NA
1993	0.531	NA	NA	NA	0.365	NA	0.379	0.638	0.575	NA
1994	0.472	NA	NA	NA	0.368	NA	0.383	0.586	0.491	NA
1995	0.517	NA	NA	NA	0.454	NA	0.402	0.592	0.513	NA
1996	0.486	NA	NA	NA	0.464	NA	0.427	0.594	0.527	NA
1997	0.469	NA	NA	NA	0.461	NA	0.442	0.625	0.537	NA
1998	0.461	NA	NA	NA	0.473	NA	0.458	0.616	0.552	NA
1999	0.449	NA	NA	NA	0.455	NA	0.443	0.501	0.539	NA
2000	0.428	NA	NA	NA	0.439	NA	0.415	0.475	0.550	NA
2001	0.412	NA	NA	NA	0.436	NA	0.402	0.454	0.451	NA
2002	0.406	NA	NA	NA	0.403	NA	0.395	0.469	0.472	NA
2003	0.374	NA	NA	NA	0.396	NA	0.385	0.448	0.458	NA
2004	0.360	NA	NA	NA	0.401	NA	0.383	0.440	0.456	NA
2005	0.375	NA	NA	NA	0.384	NA	0.379	0.447	0.462	NA
2006	0.368	NA	NA	NA	0.371	NA	0.372	0.446	0.460	NA
2007	0.377	NA	NA	NA	0.370	NA	0.365	0.433	0.454	NA
2008	0.373	NA	NA	NA	0.360	NA	0.363	0.427	0.435	NA
2009	0.373	NA	NA	NA	0.353	NA	0.362	0.427	0.436	NA
2010	0.385	NA	NA	NA	0.370	NA	0.371	0.432	0.448	NA
2011	0.378	NA	NA	NA	0.393	NA	0.387	0.432	0.494	NA
2012	0.381	NA	NA	NA	0.397	NA	0.388	0.433	0.511	NA
2013	0.384	0.405	0.375	0.393	0.413	0.428	0.398	0.428	0.530	0.472
2014	0.389	0.412	0.381	0.405	0.422	0.436	0.407	0.434	0.540	0.480
2015	0.389	0.415	0.384	0.412	0.423	0.437	0.410	0.438	0.542	0.483
2016	0.390	0.416	0.385	0.416	0.422	0.438	0.410	0.442	0.541	0.484
2017	0.388	0.419	0.385	0.419	0.422	0.439	0.411	0.445	0.540	0.487
2018	0.390	0.423	0.387	0.419	0.425	0.442	0.412	0.446	0.537	0.491
2019	0.392	0.429	0.391	0.420	0.430	0.444	0.420	0.451	0.538	0.496
2020	0.398	0.443	0.401	0.439	0.442	0.456	0.429	0.457	0.539	0.509
2021	0.409	0.454	0.407	0.450	0.457	0.464	0.442	0.467	0.543	0.515

表 25 我国中部地区的共同富裕因子

年份	安徽	河南	湖北	湖南	江西	山西
1978	NA	NA	NA	NA	NA	0.337
1979	NA	NA	NA	NA	NA	0.430
1980	NA	NA	NA	NA	NA	0.410
1981	NA	NA	NA	NA	NA	0.448
1982	NA	NA	NA	NA	NA	0.525
1983	NA	NA	NA	NA	NA	0.611
1984	NA	NA	NA	NA	NA	0.655
1985	NA	NA	NA	NA	NA	0.602
1986	NA	NA	NA	NA	NA	0.481
1987	NA	NA	NA	NA	NA	0.467
1988	NA	NA	NA	NA	NA	0.465
1989	NA	NA	NA	NA	NA	0.437
1990	NA	NA	NA	NA	NA	0.467
1991	NA	NA	NA	NA	NA	0.403
1992	NA	NA	NA	NA	NA	0.386
1993	NA	NA	NA	NA	NA	0.367
1994	NA	NA	NA	NA	NA	0.345
1995	NA	NA	NA	NA	NA	0.365
1996	NA	NA	NA	NA	NA	0.421
1997	NA	NA	NA	NA	NA	0.436
1998	NA	NA	NA	NA	NA	0.457
1999	NA	NA	NA	NA	NA	0.415
2000	NA	NA	NA	NA	NA	0.414
2001	NA	NA	NA	NA	NA	0.375
2002	NA	NA	NA	NA	NA	0.360
2003	NA	NA	NA	NA	NA	0.345
2004	NA	NA	NA	NA	NA	0.348
2005	NA	NA	NA	NA	NA	0.348
2006	NA	NA	NA	NA	NA	0.343
2007	NA	NA	NA	NA	NA	0.346
2008	NA	NA	NA	NA	NA	0.344
2009	NA	NA	NA	NA	NA	0.337
2010	NA	NA	NA	NA	NA	0.339
2011	NA	NA	NA	NA	NA	0.346
2012	NA	NA	NA	NA	NA	0.349
2013	0.388	0.413	0.428	0.371	0.411	0.357
2014	0.399	0.421	0.437	0.379	0.416	0.366
2015	0.402	0.424	0.438	0.381	0.420	0.366
2016	0.402	0.430	0.433	0.381	0.423	0.369
2017	0.403	0.430	0.433	0.381	0.424	0.370
2018	0.407	0.434	0.435	0.384	0.428	0.379
2019	0.411	0.443	0.436	0.386	0.432	0.388
2020	0.421	0.464	0.444	0.398	0.440	0.399
2021	0.427	0.473	0.453	0.408	0.448	0.409

注：NA 表示缺失值，下同。

表 26 我国西部地区的共同富裕因子

年份	甘肃	广西	贵州	内蒙古	宁夏	青海	陕西	四川	西藏	新疆	云南	重庆
1978	NA	NA	NA	0.333	0.335	NA	0.429	NA	0.303	NA	NA	NA
1979	NA	NA	NA	0.359	NA	NA	NA	NA	0.365	NA	NA	NA
1980	NA	NA	NA	0.445	0.377	NA	0.350	NA	0.392	NA	NA	NA
1981	NA	NA	NA	0.501	NA	NA	0.415	NA	0.405	NA	NA	NA
1982	NA	NA	NA	0.603	NA	NA	0.483	NA	0.413	NA	NA	NA
1983	NA	NA	NA	0.620	0.524	NA	0.484	NA	0.370	NA	NA	NA
1984	NA	NA	NA	0.612	0.493	NA	0.476	NA	0.477	NA	NA	NA
1985	NA	NA	NA	0.525	0.460	NA	0.454	NA	0.532	NA	NA	NA
1986	NA	NA	NA	0.439	0.424	NA	0.367	NA	0.469	NA	NA	NA
1987	NA	NA	NA	0.474	0.402	NA	0.364	NA	0.413	NA	NA	NA
1988	NA	NA	NA	0.546	0.436	NA	0.389	NA	0.407	NA	NA	NA
1989	NA	NA	NA	0.454	0.422	NA	0.350	NA	0.368	NA	NA	NA
1990	NA	NA	NA	0.528	0.407	NA	0.387	NA	0.353	NA	NA	NA
1991	NA	NA	NA	0.477	0.377	NA	0.356	NA	0.302	NA	NA	NA
1992	NA	NA	NA	0.450	0.325	NA	0.328	NA	0.307	NA	NA	NA
1993	NA	NA	NA	0.411	0.293	NA	0.311	NA	0.294	NA	NA	NA
1994	NA	NA	NA	0.388	0.290	NA	0.300	NA	0.240	NA	NA	NA
1995	NA	NA	NA	0.422	0.295	NA	0.291	NA	0.215	NA	NA	NA
1996	NA	NA	NA	0.467	0.387	NA	0.306	NA	0.190	NA	NA	NA
1997	NA	NA	NA	0.451	0.394	NA	0.318	NA	0.207	NA	NA	NA
1998	NA	NA	NA	0.456	0.422	NA	0.336	NA	0.208	NA	NA	NA
1999	NA	NA	NA	0.421	0.399	NA	0.318	NA	0.205	NA	NA	NA
2000	NA	NA	NA	0.399	0.360	NA	0.289	NA	0.202	NA	NA	NA
2001	NA	NA	NA	0.359	0.340	NA	0.281	NA	0.193	NA	NA	NA
2002	NA	NA	NA	0.348	0.329	NA	0.263	NA	0.192	NA	NA	NA
2003	NA	NA	NA	0.327	0.328	NA	0.258	NA	0.205	NA	NA	NA
2004	NA	NA	NA	0.325	0.340	NA	0.264	NA	0.222	NA	NA	NA
2005	NA	NA	NA	0.332	0.331	NA	0.265	NA	0.242	NA	NA	NA
2006	NA	NA	NA	0.328	0.324	NA	0.263	NA	0.266	NA	NA	NA
2007	NA	NA	NA	0.325	0.318	NA	0.267	NA	0.245	NA	NA	NA
2008	NA	NA	NA	0.329	0.312	NA	0.267	NA	0.249	NA	NA	NA
2009	NA	NA	NA	0.319	0.319	NA	0.269	NA	0.255	NA	NA	NA
2010	NA	NA	NA	0.320	0.340	NA	0.292	NA	0.270	NA	NA	NA
2011	NA	NA	NA	0.334	0.343	NA	0.307	NA	0.296	NA	NA	NA
2012	NA	NA	NA	0.337	0.347	NA	0.310	NA	0.310	NA	NA	NA
2013	0.281	0.343	0.287	0.346	0.354	0.317	0.317	0.377	0.321	0.372	0.299	0.368
2014	0.288	0.352	0.296	0.352	0.361	0.326	0.326	0.386	0.334	0.376	0.307	0.377
2015	0.292	0.358	0.301	0.352	0.362	0.323	0.329	0.391	0.324	0.359	0.313	0.386
2016	0.290	0.366	0.303	0.352	0.363	0.324	0.330	0.395	0.327	0.358	0.315	0.390
2017	0.291	0.371	0.305	0.353	0.364	0.324	0.333	0.398	0.337	0.359	0.318	0.393
2018	0.294	0.383	0.308	0.360	0.367	0.330	0.337	0.401	0.339	0.365	0.322	0.395
2019	0.298	0.394	0.313	0.375	0.375	0.340	0.341	0.406	0.346	0.379	0.328	0.399
2020	0.306	0.413	0.323	0.401	0.389	0.348	0.352	0.416	0.355	0.403	0.342	0.409
2021	0.316	0.425	0.328	0.413	0.401	0.360	0.362	0.424	0.364	0.414	0.347	0.416

表 27 我国东北地区的共同富裕因子

年份	黑龙江	吉林	辽宁
1978	NA	NA	NA
1979	NA	NA	NA
1980	NA	NA	NA
1981	NA	NA	NA
1982	NA	NA	NA
1983	NA	NA	NA
1984	NA	NA	NA
1985	NA	NA	NA
1986	NA	NA	NA
1987	NA	NA	NA
1988	NA	NA	NA
1989	NA	NA	NA
1990	NA	NA	NA
1991	NA	NA	NA
1992	NA	NA	NA
1993	NA	NA	NA
1994	NA	NA	NA
1995	NA	NA	NA
1996	NA	NA	NA
1997	NA	NA	NA
1998	NA	NA	NA
1999	NA	NA	NA
2000	NA	NA	NA
2001	NA	NA	NA
2002	NA	NA	NA
2003	NA	NA	NA
2004	NA	NA	NA
2005	NA	NA	NA
2006	NA	NA	NA
2007	NA	NA	NA
2008	NA	NA	NA
2009	NA	NA	NA
2010	NA	NA	NA
2011	NA	NA	NA
2012	NA	NA	NA
2013	0.449	0.459	0.381
2014	0.462	0.464	0.385
2015	0.458	0.455	0.387
2016	0.460	0.457	0.392
2017	0.461	0.457	0.393
2018	0.473	0.456	0.392
2019	0.484	0.462	0.405
2020	0.520	0.481	0.432
2021	0.532	0.495	0.446

附录 5 我国各省份各年份的价格因子（分东、中、西、东北部）

表 28 我国东部地区价格因子

年份	北京	福建	广东	海南	河北	江苏	山东	上海	天津	浙江
1978	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1979	0.982	0.974	0.968	1.007	1.000	0.997	1.004	1.003	0.994	1.007
1980	0.927	0.918	0.934	0.962	0.990	0.979	1.014	0.982	1.001	1.051
1981	0.915	0.882	0.887	0.916	1.028	0.977	0.997	0.981	1.004	1.061
1982	0.899	0.856	0.873	0.886	1.051	0.980	1.011	0.996	1.010	1.057
1983	0.894	0.839	0.849	0.889	1.045	0.984	1.014	1.005	1.041	1.056
1984	0.875	0.816	0.851	0.884	1.048	0.946	1.022	0.997	1.038	1.048
1985	0.783	0.716	0.795	0.816	1.022	0.894	1.051	0.915	0.997	1.004
1986	0.768	0.670	0.817	0.834	1.014	0.877	1.063	0.916	0.977	0.994
1987	0.747	0.606	0.780	0.809	1.029	0.835	1.030	0.903	0.983	0.975
1988	0.735	0.477	0.732	0.725	1.099	0.805	1.012	0.893	0.984	0.991
1989	0.761	0.401	0.711	0.669	1.231	0.846	1.078	0.917	1.020	1.011
1990	0.758	0.401	0.752	0.703	1.315	0.826	1.097	0.892	1.030	0.992
1991	0.691	0.383	0.749	0.706	1.288	0.767	1.064	0.829	0.972	0.975
1992	0.658	0.355	0.722	0.689	1.227	0.725	1.033	0.820	0.913	0.963
1993	0.645	0.304	0.694	0.645	1.238	0.674	1.073	0.841	0.859	0.924
1994	0.633	0.243	0.698	0.635	1.271	0.664	1.083	0.814	0.843	0.930
1995	0.638	0.209	0.711	0.690	1.296	0.665	1.099	0.835	0.862	0.950
1996	0.624	0.195	0.711	0.722	1.249	0.665	1.068	0.832	0.862	0.936
1997	0.622	0.190	0.710	0.732	1.208	0.683	1.044	0.841	0.856	0.922
1998	0.605	0.190	0.715	0.742	1.182	0.663	1.013	0.850	0.852	0.918
1999	0.595	0.193	0.718	0.735	1.165	0.653	0.995	0.844	0.849	0.936
2000	0.578	0.187	0.703	0.725	1.162	0.647	0.978	0.810	0.847	0.940
2001	0.576	0.190	0.719	0.775	1.138	0.651	0.964	0.815	0.857	0.938
2002	0.587	0.192	0.731	0.789	1.157	0.666	0.969	0.815	0.860	0.943
2003	0.591	0.190	0.734	0.805	1.141	0.669	0.975	0.823	0.864	0.976
2004	0.616	0.183	0.748	0.814	1.170	0.680	0.995	0.853	0.884	1.003
2005	0.617	0.180	0.750	0.827	1.172	0.681	0.999	0.853	0.891	1.016
2006	0.625	0.178	0.749	0.829	1.179	0.681	0.998	0.858	0.887	1.017
2007	0.647	0.169	0.757	0.834	1.201	0.690	1.027	0.881	0.896	1.046
2008	0.650	0.162	0.758	0.855	1.243	0.707	1.064	0.883	0.902	1.072
2009	0.667	0.165	0.773	0.878	1.245	0.713	1.039	0.888	0.912	1.081
2010	0.671	0.160	0.782	0.871	1.281	0.714	1.047	0.892	0.912	1.073
2011	0.672	0.152	0.787	0.873	1.311	0.721	1.064	0.890	0.920	1.076
2012	0.664	0.148	0.785	0.871	1.318	0.720	1.076	0.885	0.914	1.071
2013	0.661	0.145	0.786	0.877	1.318	0.724	1.079	0.889	0.909	1.073
2014	0.658	0.142	0.785	0.875	1.331	0.720	1.077	0.882	0.906	1.066
2015	0.657	0.139	0.784	0.880	1.325	0.717	1.079	0.873	0.899	1.064
2016	0.659	0.137	0.779	0.869	1.338	0.714	1.073	0.860	0.896	1.063
2017	0.652	0.135	0.778	0.853	1.339	0.710	1.068	0.856	0.889	1.053
2018	0.647	0.133	0.780	0.852	1.340	0.708	1.066	0.855	0.895	1.049
2019	0.653	0.130	0.781	0.845	1.356	0.709	1.077	0.857	0.904	1.052
2020	0.667	0.127	0.783	0.848	1.378	0.714	1.087	0.875	0.917	1.061
2021	6.088	0.126	6.650	7.149	9.253	0.709	1.079	7.283	6.427	1.045

表 29 我国中部地区的价格因子

年份	安徽	河南	湖北	湖南	江西	山西
1978	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1979	0.975	0.997	1.016	0.968	0.979	1.008
1980	0.939	0.941	0.995	0.911	0.911	0.974
1981	0.910	0.919	0.993	0.895	0.878	0.957
1982	0.909	0.902	1.019	0.880	0.851	0.944
1983	0.889	0.877	1.011	0.857	0.835	0.943
1984	0.875	0.870	0.994	0.829	0.829	0.943
1985	0.902	0.868	0.969	0.741	0.871	0.920
1986	0.898	0.851	0.963	0.703	0.872	0.930
1987	0.896	0.840	0.956	0.632	0.860	0.901
1988	0.955	0.811	1.000	0.502	0.832	0.825
1989	1.010	0.834	1.042	0.428	0.850	0.839
1990	0.961	0.872	0.996	0.446	0.854	0.875
1991	0.894	0.860	0.961	0.462	0.830	0.889
1992	0.870	0.863	0.905	0.442	0.809	0.877
1993	0.917	0.917	0.870	0.420	0.820	0.837
1994	0.882	0.894	0.860	0.439	0.807	0.835
1995	0.877	0.916	0.819	0.437	0.804	0.876
1996	0.848	0.903	0.783	0.433	0.796	0.895
1997	0.845	0.914	0.773	0.444	0.789	0.902
1998	0.827	0.924	0.786	0.448	0.776	0.921
1999	0.827	0.940	0.802	0.452	0.771	0.888
2000	0.820	0.932	0.812	0.445	0.763	0.828
2001	0.817	0.923	0.804	0.454	0.765	0.864
2002	0.812	0.933	0.808	0.456	0.758	0.891
2003	0.801	0.929	0.796	0.453	0.773	0.879
2004	0.796	0.932	0.794	0.451	0.783	0.887
2005	0.810	0.943	0.795	0.446	0.780	0.882
2006	0.812	0.950	0.786	0.449	0.781	0.884
2007	0.797	0.947	0.792	0.445	0.781	0.910
2008	0.796	0.955	0.785	0.445	0.776	0.931
2009	0.787	0.967	0.775	0.452	0.767	0.959
2010	0.788	0.964	0.780	0.448	0.773	0.984
2011	0.790	0.973	0.779	0.445	0.777	1.000
2012	0.795	0.977	0.776	0.450	0.774	1.022
2013	0.798	0.978	0.772	0.454	0.774	1.033
2014	0.801	0.978	0.771	0.456	0.773	1.033
2015	0.802	0.981	0.774	0.457	0.772	1.034
2016	0.803	0.985	0.768	0.460	0.770	1.037
2017	0.799	0.982	0.762	0.461	0.770	1.041
2018	0.798	0.977	0.758	0.462	0.771	1.047
2019	0.813	0.980	0.756	0.459	0.773	1.042
2020	0.817	0.989	0.753	0.460	0.777	1.034
2021	5.720	0.979	0.752	0.461	6.028	1.022

表 30 我国西部地区价格因子

年份	甘肃	广西	贵州	内蒙古	宁夏	青海	陕西	四川	西藏	新疆	云南	重庆
1978	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1979	0.989	0.973	1.003	0.988	0.984	0.967	0.986	0.946	1.000	0.978	0.992	0.985
1980	0.895	0.864	1.016	0.977	0.922	0.916	0.936	0.865	1.000	0.934	0.918	0.913
1981	0.872	0.841	1.023	0.970	0.903	0.904	0.903	0.842	1.000	0.912	0.910	0.901
1982	0.853	0.808	1.032	0.972	0.879	0.888	0.900	0.824	1.000	0.911	0.895	0.878
1983	0.848	0.785	1.046	0.977	0.865	0.882	0.880	0.814	1.000	0.891	0.890	0.854
1984	0.831	0.761	1.072	0.962	0.837	0.853	0.851	0.813	1.000	0.889	0.873	0.830
1985	0.794	0.724	1.138	0.953	0.831	0.763	0.791	0.790	1.070	0.874	0.840	0.755
1986	0.776	0.732	1.203	0.950	0.822	0.717	0.742	0.802	1.127	0.863	0.850	0.725
1987	0.757	0.698	1.265	0.922	0.797	0.665	0.680	0.789	1.198	0.854	0.841	0.660
1988	0.736	0.678	1.470	0.923	0.811	0.561	0.566	0.765	1.399	0.860	0.816	0.538
1989	0.740	0.678	1.735	0.964	0.857	0.478	0.481	0.771	1.693	0.917	0.825	0.459
1990	0.746	0.709	1.867	1.019	0.837	0.457	0.469	0.781	1.693	0.877	0.849	0.453
1991	0.742	0.699	1.964	1.012	0.806	0.420	0.437	0.780	1.782	0.815	0.837	0.423
1992	0.739	0.677	2.094	0.979	0.771	0.387	0.393	0.767	1.782	0.775	0.793	0.381
1993	0.746	0.617	2.313	0.928	0.754	0.339	0.345	0.757	2.014	0.763	0.759	0.321
1994	0.740	0.624	2.792	0.875	0.752	0.276	0.269	0.748	2.522	0.717	0.799	0.247
1995	0.776	0.618	3.231	0.863	0.751	0.230	0.228	0.714	3.023	0.696	0.780	0.207
1996	0.758	0.637	3.515	0.850	0.756	0.207	0.207	0.714	3.314	0.673	0.778	0.189
1997	0.763	0.640	3.663	0.842	0.750	0.197	0.196	0.684	3.446	0.672	0.762	0.183
1998	0.767	0.665	3.699	0.840	0.738	0.195	0.201	0.684	3.422	0.660	0.737	0.190
1999	0.787	0.672	3.684	0.826	0.734	0.196	0.207	0.684	3.367	0.659	0.735	0.191
2000	0.795	0.666	3.662	0.812	0.758	0.197	0.206	0.689	3.334	0.653	0.752	0.198
2001	0.780	0.652	3.706	0.811	0.751	0.191	0.206	0.686	3.431	0.632	0.773	0.194
2002	0.780	0.658	3.814	0.819	0.751	0.188	0.210	0.681	3.445	0.635	0.775	0.195
2003	0.789	0.656	3.908	0.819	0.758	0.184	0.208	0.679	3.565	0.645	0.777	0.194
2004	0.820	0.652	4.124	0.840	0.773	0.180	0.202	0.680	3.678	0.662	0.768	0.187
2005	0.828	0.647	4.250	0.838	0.789	0.181	0.200	0.682	3.743	0.672	0.772	0.186
2006	0.834	0.647	4.297	0.844	0.795	0.178	0.196	0.672	3.758	0.677	0.769	0.182
2007	0.851	0.648	4.615	0.867	0.799	0.167	0.187	0.668	3.953	0.680	0.765	0.173
2008	0.858	0.641	5.185	0.866	0.797	0.154	0.176	0.678	4.218	0.685	0.772	0.164
2009	0.843	0.649	5.274	0.875	0.802	0.149	0.176	0.670	4.293	0.686	0.766	0.167
2010	0.828	0.651	5.578	0.884	0.795	0.142	0.169	0.670	4.494	0.686	0.764	0.162
2011	0.819	0.651	5.937	0.883	0.791	0.134	0.160	0.675	4.746	0.693	0.771	0.154
2012	0.822	0.649	6.121	0.876	0.795	0.130	0.156	0.672	4.893	0.686	0.768	0.150
2013	0.812	0.654	6.349	0.872	0.795	0.125	0.152	0.670	5.067	0.684	0.764	0.146
2014	0.814	0.654	6.511	0.871	0.790	0.121	0.149	0.669	5.156	0.680	0.757	0.143
2015	0.814	0.654	6.657	0.875	0.786	0.118	0.148	0.669	5.213	0.680	0.750	0.142
2016	0.814	0.657	6.780	0.880	0.783	0.116	0.146	0.667	5.275	0.681	0.753	0.139
2017	0.807	0.657	6.857	0.881	0.774	0.114	0.144	0.662	5.336	0.675	0.757	0.138
2018	0.803	0.656	7.031	0.885	0.771	0.111	0.141	0.664	5.457	0.678	0.760	0.135
2019	0.806	0.651	7.206	0.895	0.778	0.108	0.137	0.662	5.613	0.688	0.766	0.132
2020	0.815	0.654	7.389	0.908	0.789	0.105	0.134	0.662	5.755	0.694	0.763	0.129
2021	6.269	0.647	7.389	0.910	6.174	1.000	1.000	0.660	5.755	5.153	5.624	0.128

表 31 我国东北部地区的价格因子

年份	黑龙江	吉林	辽宁
1978	1.000	1.000	1.000
1979	0.976	0.999	0.983
1980	0.909	0.999	0.942
1981	0.891	1.004	0.923
1982	0.865	0.991	0.911
1983	0.844	0.964	0.895
1984	0.808	0.946	0.891
1985	0.722	0.929	0.880
1986	0.681	0.921	0.884
1987	0.621	0.898	0.858
1988	0.524	0.855	0.833
1989	0.457	0.866	0.815
1990	0.433	0.909	0.840
1991	0.400	0.893	0.834
1992	0.364	0.867	0.817
1993	0.316	0.871	0.796
1994	0.259	0.860	0.766
1995	0.224	0.870	0.767
1996	0.208	0.863	0.750
1997	0.199	0.862	0.750
1998	0.197	0.866	0.749
1999	0.203	0.868	0.731
2000	0.206	0.878	0.710
2001	0.204	0.884	0.714
2002	0.206	0.887	0.718
2003	0.204	0.895	0.718
2004	0.197	0.903	0.735
2005	0.196	0.901	0.746
2006	0.192	0.912	0.756
2007	0.183	0.923	0.763
2008	0.174	0.966	0.783
2009	0.175	0.981	0.793
2010	0.169	0.992	0.809
2011	0.160	1.014	0.819
2012	0.154	1.007	0.819
2013	0.151	1.015	0.824
2014	0.149	1.010	0.823
2015	0.148	1.003	0.820
2016	0.146	1.000	0.825
2017	0.144	0.998	0.829
2018	0.141	1.004	0.823
2019	0.138	0.998	0.830
2020	0.135	0.988	0.835
2021	0.134	0.983	0.833

附录 6 乐观消费者剩余

表 32 乐观消费者剩余

年份	平均值	标准差	25分位数	50分位数	75分位数
1978	.358	.147	.256	.314	.448
1979	.278	.128	.185	.245	.372
1980	.271	.139	.192	.209	.314
1981	.15	.007	.147	.147	.148
1982	.233	.1	.157	.211	.246
1983	.421	.184	.266	.366	.562
1984	.532	.179	.388	.548	.688
1985	.386	.15	.292	.353	.464
1986	.426	.18	.272	.399	.577
1987	.425	.176	.272	.434	.554
1988	.372	.151	.238	.359	.439
1989	.359	.142	.229	.363	.403
1990	.279	.094	.209	.264	.306
1991	.273	.088	.205	.263	.318
1992	.282	.095	.198	.264	.355
1993	.237	.075	.174	.218	.287
1994	.185	.036	.158	.178	.197
1995	.2	.044	.163	.196	.215
1996	.181	.033	.158	.168	.196
1997	.202	.048	.163	.188	.22
1998	.224	.063	.175	.207	.243
1999	.232	.073	.177	.215	.259
2000	.241	.077	.185	.218	.281
2001	.258	.091	.19	.234	.276
2002	.269	.096	.19	.243	.313
2003	.31	.116	.21	.291	.364
2004	.347	.125	.236	.33	.411
2005	.35	.122	.233	.328	.422
2006	.381	.132	.248	.351	.46
2007	.359	.122	.245	.323	.447
2008	.371	.123	.256	.332	.446
2009	.385	.126	.269	.341	.469
2010	.406	.131	.29	.363	.495
2011	.349	.127	.248	.295	.449
2012	.318	.116	.222	.267	.417
2013	.317	.18	.191	.233	.398
2014	.32	.181	.191	.239	.393
2015	.324	.182	.193	.245	.404
2016	.313	.178	.187	.236	.392
2017	.313	.179	.187	.234	.403
2018	.319	.182	.188	.24	.428
2019	.325	.183	.19	.247	.433
2020	.345	.188	.198	.274	.469
2021	.291	.174	.161	.21	.373

附录 7 悲观消费者剩余

表 33 悲观消费者剩余

年份	平均值	标准差	25分位数	50分位数	75分位数
1978	.177	.032	.151	.168	.187
1979	.217	.07	.163	.204	.271
1980	.227	.075	.168	.223	.254
1981	.643	.191	.541	.667	.81
1982	.271	.115	.192	.23	.379
1983	.168	.03	.148	.158	.183
1984	.154	.013	.147	.148	.156
1985	.169	.028	.152	.161	.174
1986	.168	.031	.148	.155	.18
1987	.168	.031	.148	.152	.18
1988	.174	.034	.152	.159	.198
1989	.176	.035	.155	.159	.204
1990	.202	.053	.169	.184	.223
1991	.208	.063	.167	.184	.228
1992	.204	.057	.16	.184	.237
1993	.234	.07	.175	.214	.288
1994	.303	.09	.239	.277	.373
1995	.269	.078	.216	.243	.339
1996	.308	.081	.241	.31	.371
1997	.261	.063	.212	.255	.337
1998	.233	.053	.194	.227	.287
1999	.229	.052	.186	.217	.279
2000	.221	.049	.177	.213	.261
2001	.207	.039	.179	.2	.252
2002	.202	.039	.168	.194	.25
2003	.185	.031	.159	.174	.221
2004	.174	.025	.154	.164	.199
2005	.173	.024	.153	.165	.201
2006	.167	.02	.151	.161	.191
2007	.17	.021	.151	.166	.193
2008	.167	.019	.152	.164	.187
2009	.164	.016	.15	.162	.182
2010	.162	.015	.149	.159	.174
2011	.174	.026	.151	.173	.191
2012	.184	.034	.153	.182	.209
2013	.219	.084	.155	.201	.248
2014	.217	.082	.155	.197	.249
2015	.214	.079	.155	.193	.245
2016	.22	.084	.156	.199	.257
2017	.22	.083	.155	.2	.257
2018	.216	.08	.153	.196	.254
2019	.213	.077	.152	.192	.251
2020	.201	.066	.15	.18	.237
2021	.264	.137	.158	.222	.351

附录8 各省不同年份价格效应 β_{it}^{δ} 估计值（MO-OLS方法）

表 34 各个省份各个年份的价格效应

年份	安徽	北京	福建	甘肃	广东	广西	贵州	海南	河北	河南	黑龙江	湖南	吉林	江苏	江西	辽宁	内蒙古	宁夏	青海	山西	陕西	上海	四川	天津	西藏	新疆	云南	浙江	重庆		
1978	0.452	0.476	0.550	0.480	0.474	0.932	0.434	0.441	0.470	-0.091	0.069	1.136	0.828	0.141	0.649	0.450	-0.698	0.263	0.471	0.282	0.064	0.796	0.437	0.486	1.338	0.483	0.321	0.472	0.470	0.889	0.540
1979	-0.834	-0.811	-0.737	-0.807	-0.813	-0.355	-0.853	-0.846	-0.817	-1.378	-1.218	-0.151	-0.459	-1.146	-0.637	-0.837	-1.985	-1.024	-0.816	-1.005	-1.223	-0.491	-0.850	-0.800	0.051	-0.804	-0.966	-0.815	-0.817	-0.398	-0.747
1980	-0.905	-0.882	-0.808	-0.878	-0.883	-0.425	-0.924	-0.916	-0.887	-1.449	-1.289	-0.222	-0.530	-1.217	-0.708	-0.908	-2.056	-1.095	-0.887	-1.076	-1.294	-0.561	-0.920	-0.871	-0.020	-0.874	-1.037	-0.886	-0.888	-0.469	-0.817
1981	-0.845	-0.822	-0.748	-0.818	-0.823	-0.365	-0.864	-0.856	-0.827	-1.389	-1.229	-0.162	-0.470	-1.157	-0.648	-0.848	-1.996	-1.035	-0.827	-1.016	-1.233	-0.501	-0.860	-0.811	0.041	-0.814	-0.977	-0.826	-0.827	-0.408	-0.757
1982	-0.768	-0.745	-0.671	-0.741	-0.746	-0.288	-0.787	-0.779	-0.750	-1.312	-1.152	-0.085	-0.393	-1.080	-0.571	-0.771	-1.919	-0.958	-0.750	-0.939	-1.156	-0.424	-0.783	-0.734	0.118	-0.737	-0.900	-0.749	-0.750	-0.331	-0.680
1983	-0.820	-0.797	-0.723	-0.793	-0.799	-0.341	-0.839	-0.832	-0.803	-1.364	-1.204	-0.137	-0.445	-1.132	-0.623	-0.823	-1.971	-1.010	-0.802	-0.991	-1.209	-0.477	-0.836	-0.786	0.065	-0.790	-0.952	-0.801	-0.803	-0.384	-0.733
1984	-0.722	-0.699	-0.625	-0.695	-0.701	-0.242	-0.741	-0.733	-0.705	-1.266	-1.106	-0.039	-0.347	-1.034	-0.525	-0.725	-1.873	-0.912	-0.704	-0.893	-1.111	-0.379	-0.738	-0.688	0.163	-0.691	-0.854	-0.703	-0.705	-0.286	-0.635
1985	-0.369	-0.345	-0.271	-0.341	-0.347	0.111	-0.387	-0.380	-0.351	-0.912	0.315	0.007	-0.680	-0.172	-0.371	-1.519	-0.558	-0.350	-0.539	-0.757	-0.025	-0.384	-0.335	0.517	-0.338	-0.500	-0.349	-0.351	0.068	-0.281	
1986	-0.346	-0.323	-0.248	-0.318	-0.324	0.134	-0.364	-0.357	-0.328	-0.889	-0.729	0.338	0.030	-0.657	-0.149	-0.349	-1.497	-0.535	-0.327	-0.516	-0.734	-0.002	-0.361	-0.312	0.540	-0.315	-0.477	-0.326	-0.328	0.091	-0.258
1987	-0.296	-0.273	-0.198	-0.268	-0.274	0.184	-0.314	-0.307	-0.278	-0.839	-0.679	0.388	0.080	-0.607	-0.099	-0.299	-1.447	-0.485	-0.277	-0.466	-0.684	0.048	-0.311	-0.262	0.590	-0.265	-0.427	-0.276	-0.278	0.141	-0.208
1988	-0.136	-0.112	-0.038	-0.108	-0.114	0.344	-0.154	-0.147	-0.118	-0.679	-0.519	0.548	0.240	-0.447	0.062	-0.138	-1.286	-0.325	-0.117	-0.306	-0.524	0.208	-0.151	-0.102	0.750	-0.105	-0.267	-0.116	-0.118	0.301	-0.048
1989	-0.097	-0.074	0.000	-0.070	-0.076	0.382	-0.116	-0.109	-0.080	-0.641	-0.481	0.586	0.278	-0.409	0.100	-0.100	-1.248	-0.287	-0.079	-0.268	-0.486	0.246	-0.113	-0.063	0.788	-0.067	-0.229	-0.078	-0.080	0.339	-0.010
1990	-0.050	-0.026	0.048	-0.022	-0.028	0.430	-0.068	-0.061	-0.032	-0.593	-0.433	0.634	0.326	-0.361	0.147	-0.052	-1.200	-0.239	-0.031	-0.220	-0.438	0.294	-0.065	-0.016	0.836	-0.019	-0.181	-0.030	-0.032	0.387	0.038
1991	-0.015	0.008	0.083	0.013	0.007	0.465	-0.033	-0.026	0.003	-0.558	-0.398	0.669	0.361	-0.326	0.182	-0.017	-1.166	-0.204	0.004	-0.185	-0.403	0.329	-0.030	0.019	0.871	0.016	-0.146	0.005	0.003	0.422	0.073
1992	-0.027	-0.004	0.070	0.000	-0.006	0.452	-0.046	-0.038	-0.010	-0.571	-0.411	0.656	0.348	-0.339	0.170	-0.030	-1.178	-0.217	-0.009	-0.198	-0.416	0.316	-0.043	0.007	0.858	0.003	-0.159	-0.008	-0.010	0.409	0.060
1993	-0.026	-0.002	0.072	0.002	-0.004	0.454	-0.044	-0.037	-0.008	-0.569	-0.409	0.658	0.350	-0.337	0.171	-0.028	-1.176	-0.215	-0.007	-0.196	-0.414	0.318	-0.041	0.008	0.860	0.005	-0.157	-0.006	-0.008	0.411	0.062
1994	-0.008	0.015	0.090	0.020	0.014	0.472	-0.026	-0.019	0.010	-0.551	-0.391	0.676	0.368	-0.319	0.189	-0.010	-1.159	-0.197	0.011	-0.178	-0.396	0.336	-0.023	0.026	0.878	0.023	-0.139	0.012	0.010	0.429	0.080
1995	-0.010	0.014	0.088	0.018	0.012	0.470	-0.028	-0.021	0.008	-0.553	-0.393	0.674	0.366	-0.321	0.187	-0.012	-1.161	-0.199	0.009	-0.180	-0.398	0.334	-0.025	0.024	0.876	0.021	-0.141	0.010	0.008	0.427	0.078
1996	-0.001	0.022	0.096	0.026	0.021	0.479	-0.020	-0.012	0.017	-0.545	-0.385	0.682	0.374	-0.313	0.196	-0.004	-1.152	-0.191	0.017	-0.172	-0.389	0.343	-0.016	0.033	0.885	0.030	-0.133	0.018	0.017	0.435	0.087
1997	-0.012	0.011	0.085	0.015	0.009	0.467	-0.031	-0.024	0.005	-0.556	-0.396	0.671	0.363	-0.324	0.185	-0.015	-1.163	-0.202	0.006	-0.183	-0.401	0.331	-0.028	0.022	0.873	0.018	-0.144	0.007	0.005	0.424	0.075
1998	-0.028	-0.005	0.069	-0.001	-0.006	0.452	-0.047	-0.039	-0.010	-0.572	-0.412	0.655	0.347	-0.340	0.169	-0.031	-1.179	-0.218	-0.010	-0.199	-0.417	0.316	-0.043	0.006	0.858	0.003	-0.160	-0.009	-0.011	0.408	0.060
1999	-0.034	-0.011	0.063	-0.007	-0.012	0.446	-0.053	-0.045	-0.016	-0.578	-0.418	0.649	0.341	-0.346	0.163	-0.037	-1.185	-0.224	-0.016	-0.205	-0.423	0.310	-0.049	0.000	0.851	-0.003	-0.166	-0.015	-0.017	0.402	0.054
2000	-0.039	-0.016	0.058	-0.012	-0.018	0.440	-0.058	-0.050	-0.022	-0.583	-0.423	0.644	0.336	-0.351	0.158	-0.042	-1.190	-0.229	-0.021	-0.210	-0.428	0.304	-0.055	-0.005	0.846	-0.009	-0.171	-0.020	-0.022	0.397	0.048
2001	-0.050	-0.027	0.047	-0.022	-0.028	0.430	-0.069	-0.061	-0.032	-0.594	-0.434	0.633	0.325	-0.361	0.147	-0.053	-1.201	-0.239	-0.031	-0.221	-0.438	0.294	-0.065	-0.016	0.836	-0.019	-0.182	-0.030	-0.032	0.387	0.038
2002	-0.056	-0.033	0.042	-0.028	-0.034	0.424	-0.074	-0.067	-0.038	-0.599	-0.439	0.628	0.320	-0.367	0.141	-0.059	-1.207	-0.245	-0.037	-0.226	-0.444	0.288	-0.071	-0.022	0.830	-0.025	-0.187	-0.036	-0.038	0.381	0.032
2003	-0.060	-0.037	0.037	-0.033	-0.038	0.420	-0.079	-0.071	-0.042	-0.444	0.623	0.315	-0.372	0.137	-0.063	-1.211	-0.250	-0.042	-0.231	-0.448	0.284	-0.075	-0.026	0.826	-0.029	-0.192	-0.041	-0.042	0.376	0.028	
2004	-0.060	-0.036	0.038	-0.032	-0.038	0.420	-0.078	-0.071	-0.042	-0.443	0.624	0.316	-0.371	0.137	-0.062	-1.210	-0.249	-0.041	-0.230	-0.448	0.284	-0.075	-0.026	0.826	-0.029	-0.191	-0.040	-0.042	0.377	0.028	
2005	-0.060	-0.037	0.038	-0.032	-0.038	0.420	-0.078	-0.071	-0.042	-0.443	0.623	0.316	-0.371	0.137	-0.063	-1.211	-0.249	-0.041	-0.231	-0.448	0.284	-0.075	-0.026	0.826	-0.029	-0.191	-0.040	-0.042	0.377	0.028	
2006	-0.063	-0.040	0.034	-0.036	-0.041	0.417	-0.082	-0.074	-0.045	-0.607	-0.447	0.620	0.312	-0.375	0.134	-0.066	-1.214	-0.253	-0.045	-0.234	-0.451	0.281	-0.078	-0.029	0.823	-0.032	-0.195	-0.044	-0.045	0.373	0.025
2007	-0.058	-0.035	0.039	-0.031	-0.037	0.421	-0.077	-0.069	-0.041	-0.442	0.625	0.317	-0.370	0.139	-0.061	-1.209	-0.248	-0.040	-0.229	-0.447	0.285	-0.074	-0.024	0.827	-0.028	-0.190	-0.039	-0.041	0.378	0.029	
2008	-0.048	-0.025	0.049	-0.021	-0.026	0.432	-0.067	-0.059	-0.030	-0.592	-0.432	0.635	0.327	-0.360	0.149	-0.051	-1.199	-0.238	-0.030	-0.219	-0.437	0.296	-0.063	-0.014	0.837	-0.017	-0.180	-0.029	-0.031	0.388	0.040
2009	-0.048	-0.024	0.050	-0.020	-0.026	0.432	-0.066	-0.059	-0.030	-0.591	-0.431	0.636	0.328	-0.359	0.150	-0.050	-1.198	-0.237	-0.029	-0.218	-0.436	0.296	-0.063	-0.014	0.838	-0.017	-0.179	-0.028	-0.030	0.389	0.040
2010	-0.043	-0.019	0.055	-0.015	-0.021	0.437	-0.061	-0.054	-0.025	-0.586	-0.426	0.641	0.333	-0.354	0.154	-0.045	-1.194</td														

附录9 各省不同年份共同富裕效应 β_{it}^{ξ} 估计值 (MO-OLS 方法)

表 35 我国各个省份各个年份的共同富裕效应

年份	安徽	北京	福建	甘肃	广东	广西	贵州	海南	河北	河南	黑龙江	湖北	湖南	吉林	江苏	江西	辽宁	内蒙古	宁夏	青海	山东	山西	陕西	上海	四川	天津	西藏	新疆	云南	浙江	重庆
1978	NA	-0.935	NA	NA	NA	NA	NA	-0.629	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.836	-1.069	NA	-0.032	-1.367	-1.622	-0.723	NA	-0.620	0.085	NA	NA	NA	NA	
1979	NA	-1.419	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-1.114	NA	-1.321	NA	NA	-0.517	-1.852	NA	NA	NA	-0.400	NA	NA	NA	NA								
1980	NA	-1.276	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.971	NA	-1.178	-1.410	NA	-0.374	-1.709	-1.964	-1.065	NA	-0.961	-0.257	NA	NA	NA	NA							
1981	NA	-2.969	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-2.663	NA	-2.870	NA	NA	-2.066	-3.401	-3.657	NA	NA	NA	-1.950	NA	NA	NA								
1982	NA	-1.788	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-1.483	NA	-1.690	NA	NA	-0.886	-2.221	-2.476	NA	NA	NA	-0.769	NA	NA	NA								
1983	NA	-1.028	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.723	NA	-0.929	-1.162	NA	-0.125	-1.460	-1.716	NA	NA	NA	-0.009	NA	NA	NA								
1984	NA	-0.596	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.290	NA	-0.497	-0.730	NA	0.307	-1.028	-1.284	NA	NA	NA	0.423	NA	NA	NA								
1985	NA	-0.825	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.520	NA	-0.726	-0.959	NA	0.078	-1.257	-1.513	-0.614	NA	-0.510	0.194	NA	NA	NA								
1986	NA	-0.525	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.220	NA	-0.427	-0.659	NA	0.377	-0.958	-1.213	NA	NA	NA	0.494	NA	NA	NA								
1987	NA	-0.468	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.162	NA	-0.369	-0.602	NA	0.435	-0.900	-1.155	NA	NA	NA	0.552	NA	NA	NA								
1988	NA	-0.554	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.248	NA	-0.455	-0.688	NA	0.349	-0.986	-1.241	NA	NA	NA	0.466	NA	NA	NA								
1989	NA	-0.438	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.133	NA	-0.339	-0.572	NA	0.465	-0.870	-1.126	NA	NA	NA	0.581	NA	NA	NA								
1990	NA	-0.811	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.505	NA	-0.712	-0.945	NA	0.092	-1.243	-1.498	-0.599	NA	-0.496	0.208	NA	NA	NA								
1991	NA	-0.720	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.414	NA	-0.621	-0.854	NA	0.183	-1.152	-1.407	-0.508	NA	-0.405	0.300	NA	NA	NA								
1992	NA	-0.535	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.230	NA	-0.437	-0.669	NA	0.367	-0.968	-1.223	-0.324	NA	-0.220	0.484	NA	NA	NA								
1993	NA	-0.537	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.232	NA	-0.439	-0.672	NA	0.365	-0.970	-1.225	-0.326	NA	-0.222	0.482	NA	NA	NA								
1994	NA	-0.679	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.374	NA	-0.580	-0.813	NA	0.224	-1.111	-1.367	-0.468	NA	-0.364	0.340	NA	NA	NA								
1995	NA	-0.478	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.172	NA	-0.379	-0.612	NA	0.425	-0.910	-1.165	-0.266	NA	-0.163	0.542	NA	NA	NA								
1996	NA	-0.625	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.320	NA	-0.526	-0.759	NA	0.278	-1.057	-1.313	-0.413	NA	-0.310	0.394	NA	NA	NA								
1997	NA	-0.398	NA	NA	NA	NA	NA	NA	-0.092	NA	-0.299	-0.532	NA	0.505	-0.830	-1.086	-0.186	NA	-0.083	0.621	NA	NA	NA								
1998	NA	-0.244	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.062	NA	-0.145	-0.378	NA	0.659	-0.676	-0.931	-0.032	NA	0.071	0.776	NA	NA	NA								
1999	NA	-0.096	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.210	NA	0.003	-0.230	NA	0.807	-0.528	-0.783	0.116	NA	0.219	0.923	NA	NA	NA								
2000	NA	0.053	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.358	NA	0.151	-0.081	NA	0.955	-0.380	-0.655	0.264	NA	0.368	1.072	NA	NA	NA								
2001	NA	0.274	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.580	NA	0.373	0.140	NA	1.177	-0.158	-0.413	0.486	NA	0.589	1.294	NA	NA	NA								
2002	NA	0.405	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.710	NA	0.504	0.271	NA	1.308	-0.027	-0.283	0.616	NA	0.720	1.424	NA	NA	NA								
2003	NA	0.679	NA	NA	NA	NA	NA	NA	0.985	NA	0.778	0.545	NA	1.582	0.247	-0.009	0.891	NA	0.994	1.698	NA	NA	NA								
2004	NA	0.894	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.199	NA	0.993	0.760	NA	1.797	0.462	0.206	1.105	NA	1.209	1.913	NA	NA	NA								
2005	NA	0.965	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.271	NA	1.064	0.831	NA	1.868	0.533	0.277	1.177	NA	1.280	1.984	NA	NA	NA								
2006	NA	1.139	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.444	NA	1.237	1.005	NA	2.041	0.706	0.451	1.350	NA	1.454	2.158	NA	NA	NA								
2007	NA	1.189	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.494	NA	1.287	1.055	NA	2.091	0.756	0.501	1.400	NA	1.504	2.208	NA	NA	NA								
2008	NA	1.330	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.635	NA	1.429	1.196	NA	2.233	0.898	0.642	1.541	NA	1.645	2.349	NA	NA	NA								
2009	NA	1.418	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.724	NA	1.517	1.284	NA	2.321	0.986	0.731	1.630	NA	1.733	2.438	NA	NA	NA								
2010	NA	1.512	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.817	NA	1.611	1.378	NA	2.415	1.080	0.824	1.723	NA	1.827	2.531	NA	NA	NA								
2011	NA	1.353	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.659	NA	1.452	1.219	NA	2.256	0.921	0.666	1.565	NA	1.668	2.373	NA	NA	NA								
2012	NA	1.268	NA	NA	NA	NA	NA	NA	1.574	NA	1.367	1.134	NA	2.171	0.836	0.581	1.480	NA	1.583	2.288	NA	NA	NA								
2013	0.764	1.132	0.650	4.066	2.036	0.361	2.451	-0.152	1.438	0.302	0.616	1.394	1.682	0.924	0.878	0.546	0.546	1.231	0.998	1.820	2.035	0.700	0.445	1.344	0.878	1.447	2.152	0.720	1.801	0.356	1.392
2014	0.788	1.157	0.674	4.091	2.061	0.386	2.475	-0.128	1.462	0.327	0.641	1.418	1.706	0.949	0.903	0.570	0.571	1.256	1.023	1.844	2.060	0.725	0.469	1.368	0.903	1.472	2.176	0.745	1.825	0.381	1.417
2015	0.830	1.199	0.717	4.133	2.103	0.428	2.517	-0.085	1.505	0.369	0.683	1.461	1.749	0.991	0.945	0.613	0.613	1.298	1.065	1.887	2.102	0.767	0.511	1.411	0.945	1.514	2.218	0.787	1.868	0.423	1.459
2016	0.810	1.179	0.696	4.113	2.083	0.407	2.497	-0.106	1.484	0.349	0.663	1.440	1.728	0.971	0.925	0.592	0.593	1.277	1.045	1.866	2.081	0.746	0.491	1.390	0.925	1.494	2.198	0.767	1.847	0.403	1.439
2017	0.855	1.224	0.741	4.158	2.128	0.452	2.542	-0.061	1.529	0.394	0.708	1.485	1.773	1.016	0.970	0.637	0.638	1.322	1.090	1.911	2.126	0.791	0.536	1.435	0.970	1.539	2.243	0.812	1.892	0.448	1.484
2018	0.919	1.287	0.805	4.221	2.191	0.516	2.606	0.003	1.593	0.457	0.771	1.549	1.837	1.079	1.033	0.701	1.386	1.153	1.975	2.190	0.855	0.600	1.499	1.033	1.602	2.307	0.875	1.956	0.511	1.547	
2019	0.963	1.331	0.849	4.265	2.235	0.560	2.650	0.047	1.637	0.501	0.815	1.593	1.881	1.123	1.077	0.745	0.745	1.430	1.197	2.019	2.234	0.899	0.644	1.543	1.077	1.646	2.351	0.919	2.000	0.555	1.591
2020	1.028	1.397	0.914	4.331	2.301	0.626	2.715	0.112	1.702	0.567	0.881	1.659	1.946	1.189	1.143	0.811	1.496	1.263	2.085	2.300	0.965	0.709	1.608	1.143	1.712	2.416	0.985	2.066	0.621	1.657	
2021</																															

致谢

这篇文章的完成离不开很多老师同学的帮助，在此特别要感谢我的导师周先波教授，在周老师耐心认真指导下，我学会了如何用理论和实证分析进行研究，在本文的初稿完成之后，周老师在百忙之中耐心帮助我修改，让我明白了做研究的严谨和不易，此外也特别感谢师兄师姐和众多同学的帮助，由于篇幅所限以及以防挂一漏万，就不在此一一列出了，非常感谢你们。