

空间价格差异与消费不平等

宋 泽 刘子兰 邹 红*

摘要 大国内部地区之间非均衡的价格变化是导致消费不平等的重要原因。本文通过消费需求系统模型估算了实际生活成本指数和消费不平等的动态变化。结果显示，2002 年至 2014 年，中国城镇居民实际生活成本指数不断上升，其中辽宁涨幅最大，广东最小；同期，北京的实际生活成本指数最大，而四川最小。2008 年以来，消费分类价格的非均衡上涨趋势逐渐减弱，消费不平等实际值和名义值的差距逐渐缩小。但实际消费不平等程度仍不断上升，价格上涨对低收入群体负面冲击最大。

关键词 空间价格差异，实际生活成本指数，消费不平等

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.10

一、引 言

中国内部地区之间存在显著的价格变化异质性和消费不平等¹。从时点上看，2015 年，北京的食品类居民消费价格指数（下文简称 CPI）上涨 1.7%，而河北和云南分别上涨 0.8% 和 3.4%，其涨幅度分别为北京的 50% 和 200%。北京居民人均消费为 33 804 元，河北和云南分别为 13 031 元和 11 005 元，河北和云南两省居民的人均消费水平分别为北京的 38.5% 和 32.6%。从时期上看，2002—2014 年，北京的食品类 CPI 和居民人均消费分别上涨了 103.4% 和 227.8%；而云南分别上涨了 127.8% 和 179.1%²。

地理空间的价格差异是导致消费不平等的重要原因。在大国内部，地区之间经济发展不平衡，且人口年龄结构存在显著差异，这将影响家庭消费支出水平和偏好，造成消费分类相对价格的结构变化，形成消费的实际不平等（Mishra and Ray, 2014; Majumder *et al.*, 2015）。地区价格差异的研究主

* 宋泽，南开大学经济学院；刘子兰，湖南师范大学商学院；邹红，西南财经大学经济学院。通信作者及地址：邹红，四川省成都市温江区柳台大道 555 号，611130；电话：(028) 87081781；E-mail: zouhong@swufe.edu.cn。感谢汪伟教授等对本文的有益评论；感谢两位匿名审稿人及主编提出的建设性意见，文责自负。本文得到教育部人文社会科学青年基金(20YJC790119)、国家社会科学基金重大项目(12&ZD050)、国家自然科学基金项目(71603214)、中央高校基本科研业务费专项资金项目(JBK190501、XZX18009)的资助。

¹ 习惯上，“收入不平等”与“收入差距”同义。为此，本文也称“消费不平等”为“消费差距”。

² 数据来源为国家统计局网站和历年《中国统计年鉴》。

要集中在国别比较 (Hill, 2004; Neary, 2004; Feenstra *et al.*, 2009), 但大量研究没有考虑国别之间土地面积的差异, 即假设空间同质性。部分研究发现, 如果地区内部和地区之间经济差异巨大且消费偏好迥异, 空间同质性假设并不合适 (Coondoo *et al.*, 2011; Deaton and Dupriez, 2011)。

实际生活成本指数不仅能反映通货膨胀对一国居民消费不平等的影响 (Ray, 1985; Nicholas *et al.*, 2010; Mishra and Ray, 2011), 也能体现国家内部地区之间的不平等。Koo *et al.* (2000) 利用消费者价格指数修正了美国 32 个地区的生活成本指数, 但没有考虑地区之间的异质性偏好。Mishra and Ray (2014) 和 Majumder *et al.* (2012) 发现, 自 1988 年以来, 澳大利亚各州之间的价格差异逐渐加大。同时, 各州之间的消费水平差异在过去 20 年间显著扩大。

关于中国消费不平等的研究主要集中在对不平等的分解。根据 Deaton and Paxson (1994) 的分解方法, 曲兆鹏和赵忠 (2008) 认为, 1988—2002 年, 中国农村居民消费不平等主要源于年龄组内的差异, 余玲铮 (2015) 发现, 城镇家庭的消费不平等源于代际差异。邹红等 (2013) 利用 CHNS 数据分析耐用品存量消费不平等, 认为收入不平等是造成消费不平等的重要原因。不同于上述分解研究, Cai *et al.* (2010) 描述了 1992—2003 年中国城市居民消费不平等的趋势变化, 认为国企改革、城市化和全球化的结构改革是造成中国城镇居民不平等稳步上升的原因。目前, 鲜有研究关注中国空间价格差异对消费不平等的影响。

了解中国内部空间价格差异对消费不平等的影响有重要的现实意义。在经济“新常态”背景下, 中国政府对城市和人口规划进行调整, 希望为经济增长注入新动力。2016 年, 成都、武汉和郑州分别进入国家中心城市行列。沈阳、西安、长沙等城市正在积极争取进入国家中心城市行列。本研究有助于决策者制定城市建设方案和促进人口合理流动的政策, 从而降低消费不平等, 提升居民福利水平。

本文的主要贡献在于: 第一, 基于消费效用等价假设, 本文使用消费需求系统分析我国各地区之间消费价格的非均衡变化导致的实际生活成本指数差异。不同于其他方法, 实际生活成本指数包含了消费水平和消费结构信息, 可以控制地区和家庭之间消费偏好的差异, 从而更有效地反映真实的通货膨胀水平。第二, 本文通过估算消费不平等的实际值和名义值, 发现两者之间的差距从 2008 年以后逐渐缩小, 但实际不平等程度仍在持续上升。同时, 面对价格上涨, 低收入群体福利损失最大。本研究为进行宏观经济调控、保障居民生活福利水平提供了经验证据。

全文以下部分结构安排如下: 第二部分回顾相关文献, 第三部分描述中国地理空间上消费、家庭结构和价格水平的差异, 第四部分介绍理论模型和计量策略, 第五部分介绍本文使用的数据, 第六部分利用数据和模型进行实

证分析，第七部分为结论。

二、文献综述

福利研究主要通过构建实际生活成本指数分析价格变化对时空不平等的影响。构建实际生活成本指数包括三种方法：①包含已知偏误的价格指数方法；②加权国别产品名义变量方法（WCPD）；③恩格尔曲线方法（Diewert, 1993; Ray, 2017; Gibson *et al.*, 2017）。

价格指数方法主要包括拉氏指数（Laspeyres）、帕氏指数（Paasche）、费雪指数（Fisher）和托恩奎斯特指数（Tornqvist）。价格指数方法早期只能比较两个地区或时期，后续扩展到可以比较多个地区和时期。扩展主要有两种方法，一种为宾大世界表中的 Geary-Khamis（GK）方法，另一种为世界银行使用的 EKS（Elteto, Koves and Szulc）方法。GK 方法通过对拉氏指数进行扩展，用于对 GDP 及其构成的价格平减，较少用于生活水平的国别比较。GK 指数使用偏富人的权重，并且不允许消费替代，不适宜比较地区之间家庭的生活水平。在费雪指数的基础上，EKS 指数允许消费替代。Hill (2004) 利用扩展的价格指数构建 1995—2002 年欧盟 15 国的价格指数，发现欧盟内部的价格水平趋同，但相对价格水平发散。为了解决 GK 指数的权重缺陷，Neary (2004) 根据传递性、独立性和矩阵一致性的基本原则，提出了新的国际比较原则（非同质偏好），认为原来的方法都低估了不平等。

加权国别产品名义变量方法（WCPD）允许消费替代和设定样本权重，且具有可逆性，Deaton *et al.* (2004) 推荐用来进行生活水平的测量。WCPD 方法源于 Summers (1973) 的 CPD 模型，该模型克服了价格信息缺失的问题。CPD 模型可以利用固定价格指数权重来估计参数，以获得标准差来进行统计检验，但缺乏对指数公理和性质的论证。为了解决这一问题，Rao (2005) 和 Diewert (2005) 设定 CPD 模型和价格指数等价。Diewert (2005) 考虑两个国家或时期的情况，说明 GK 指数和托恩奎斯特指数是修正 CPD 模型的特殊形式。Rao (2005) 考虑多国和多商品的框架，指出修正 CPD 模型等价于 Rao 模型 (Ray, 2017)。

食品恩格尔曲线作为平减价格水平的工具，常被用来分析在同等生活水平下名义收入或支出的差异。Hamilton (2001) 通过估计食物恩格尔曲线修正实际价格指数，揭示美国 1974—1991 年实际收入的变化。Costa (2001) 通过食物收入弹性修正 CPI 的偏误，发现 1920、1930 和 1970 年代的实际收入被低估。根据 Hamilton (2001) 和 Costa (2001)，后续学者分析了加拿大 (Beatty and Larsen, 2005)、中国 (Chamon and Filho, 2014)、巴西和墨西哥 (Filho and Chamon, 2012) 的 CPI 偏误问题。部分学者研究了经济政策对不平等的影响。Filho and Chamon (2012) 认为，在巴西 1987—2002 年和

墨西哥 1984—2004 年市场化改革时期，价格平减偏误是消费结构的变化和官方统计结果不一致的原因。他们还发现贫困家庭收入被低估，且市场化改革降低了不平等。此外，Almås (2012) 通过修正宾大世界表中的基本假设，即固定的食物恩格尔曲线值，发现全球不平等系数上升了 1/4。

在分析国家内部地区差异时，如果缺乏合适的地区价格数据，食品恩格尔曲线方法并不适用，且如果回归结果对特定的效用模型过度敏感，指数的有效性将下降。Gibson *et al.* (2017) 认为，使用恩格尔曲线平减法会导致贫困和不平等的测度扭曲。部分研究使用价格指数和 WCPD 方法比较地区内部的差异，Kakwani and Hill (2002) 使用双边和多边指数方法分析越南内部区域和城乡之间的相对生活成本差异，讨论了亚洲金融危机的影响。Muller (2002) 发现空间价格指标（拉氏价格指数）和生活成本呈现负相关关系，这说明在福利分布中，长期存在对穷人的空间价格歧视。

对于新兴的印度和中国等大经济体，经济体内部的价格差异会大于或小于小经济体之间，并且人口年龄结构的区域差异巨大。部分学者改进原有方法以解决大经济体内部价格差异导致的指数偏误。Coondoo *et al.* (2011) 利用设定消费偏好的需求系统模型构建消费单位价值，允许价格引致的消费分类替代效应及其地区的异质性，但没有使用价格数据。Majumder *et al.* (2012, 2015) 比较了不同价格指数计算方法在印度城乡和主要邦之间的差异。Chakrabarty *et al.* (2018) 通过允许动态随机和地理邻近区域价格独立对 CPD 模型进行扩展发现，通过引入一阶自回归误差处理过程 AR (1)，在特定情况下改善了参数估计效率以及城乡和时期价格指数。

Chamon and Filho (2014) 使用中国城镇居民调查数据发现，1993—2005 年生活成本指数比 CPI 每年低大约 1 个百分点，但是没有考虑地区之间价格变化的差异。Brandt and Holz (2006) 定义基期 (1990 年) 一篮子生活必需支出及其数量，比较 1990 年和 2000 年省际价格水平的变化，并构建各省的 CPI 指数。他们用构建的省际 CPI 平减价格水平，比较收入不平等的变化，但忽视了消费结构的变化。部分研究主要分解消费不平等的年龄效应、代际效应和时期效应。曲兆鹏和赵忠 (2008) 发现中国农村居民消费不平等主要源于出生组内的不平等，老龄化对不平等影响很小。不同于曲兆鹏和赵忠 (2008)，余玲铮 (2015) 认为造成城镇居民消费不平等的主要原因是人口老龄化。此外，邹红等 (2013) 发现 1989—2009 年间耐用品存量消费不平等主要源于收入不平等。也有研究从消费分类和消费分布测算了消费不平等的变化。杨继东 (2013) 发现，虽然 1992—2010 年城镇居民整体消费不平等在上升，但从消费分类来看，家庭设备用品和医疗保健消费不平等则呈下降趋势。孙豪等 (2017) 使用城乡消费分组数据，通过估计消费分布参数，测算消费基尼系数。他们发现中国消费不平等的主要原因是城乡消费不平等。此外，Zhao *et al.* (2017) 利用恩格尔曲线，通过比较不同收入群体的支出结构差

异，修正消费数据的报告偏误和测量误差，发现消费不平等比原始数据上升接近一倍。

从上述文献来看，少有学者分析近十多年来中国城镇实际生活成本的空间差异以及内部地区价格差异对实际消费不平等（Real Consumption Inequality）的影响。本文通过全面描述中国居民消费、家庭结构和价格水平在地理空间的差异，进而利用微观数据分析中国内部实际生活成本的差异变化和消费不平等。

三、中国地理空间差异：消费、家庭结构和价格水平

中国内部地理空间之间在居民消费、家庭规模和价格水平等方面存在显著差异。我们选用北京、辽宁、浙江、广东、四川和陕西六省市来代表华北、东北、华东、华南、西南和西北六个经济发展水平和社会风俗习惯存在显著差异的地区，描述2002—2014年居民消费、家庭规模和价格水平的动态变化。

整体而言，消费性支出持续上涨，但东部沿海地区支出水平高于东北和西部地区，增长速度呈现分化。图1和图2显示，在2002年，北京、浙江和广东分别为10 285、8 713和8 988元，辽宁、四川和陕西分别为5 343、5 413和5 378元。到2014年，北京、浙江和广东分别上涨到33 717、27 242和23 612元，增长率为227%、213%和163%。辽宁、四川和陕西分别上涨到20 520、17 760和17 546元，增长率为284%、228%和226%。在2006年以前，各省的增长率基本趋同，在此之后开始分化，辽宁增速快于全国平均水平。

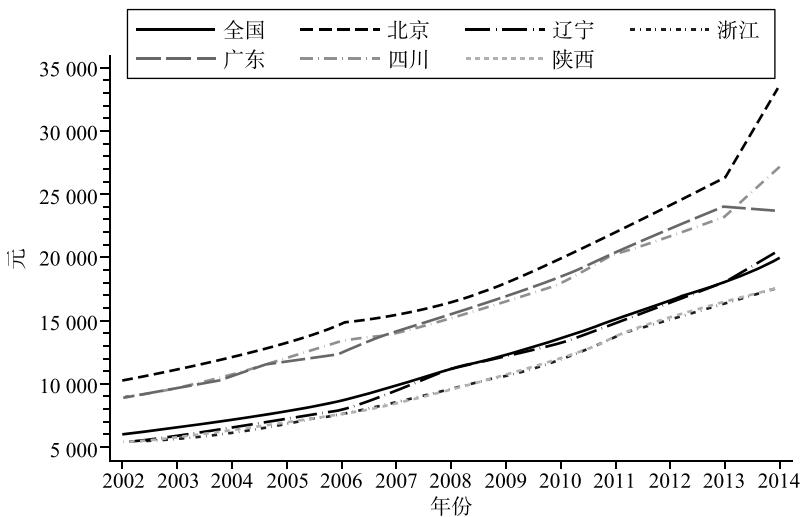


图1 人均消费性支出（2002—2014）

数据来源：历年《中国统计年鉴》。

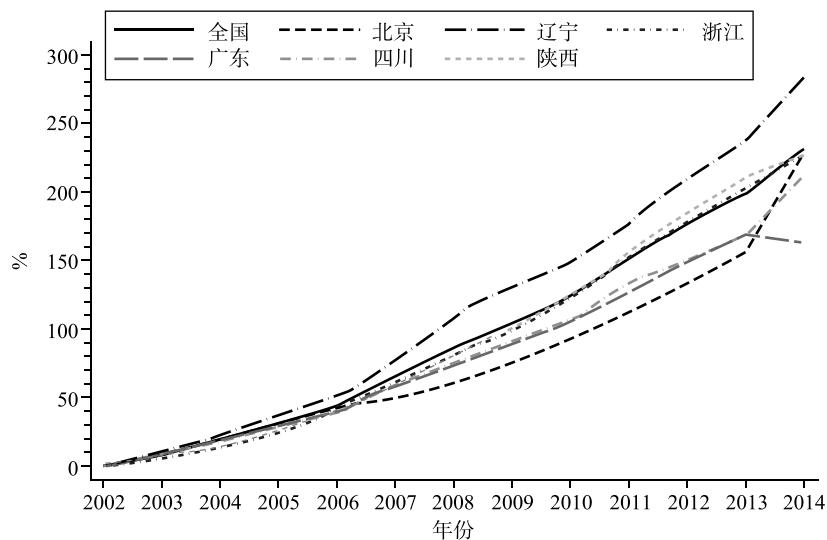


图 2 人均消费性支出增长率 (2002—2014)

数据来源：历年《中国统计年鉴》。

由于人口政策和社会风俗的影响，家户规模和人口年龄结构在地理空间上也存在显著差异。图 3 显示，2000 年家户户均规模最大为广东（3.63 人），最小为北京（2.89 人），到 2015 年广东和北京分别下降到 3.23 人和 2.54 人。从变化趋势上看，2000—2010 年所有省市家户规模都呈现下降趋势，而 2010—2015 年略微上升。在 2000 年，14 岁及以下人口占比最高的是陕西为 24.94%，占比最低为北京（13.59%），到 2015 年分别下降到 15.05% 和 10.12%，下降了 40.0% 和 25.5%（如图 4）。

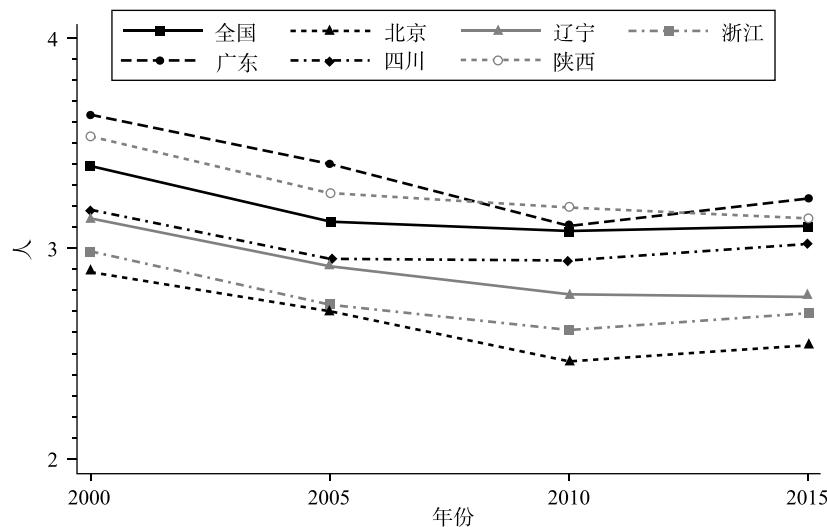


图 3 家户规模 (2000—2015)

数据来源：历年人口普查和 1% 抽样调查。

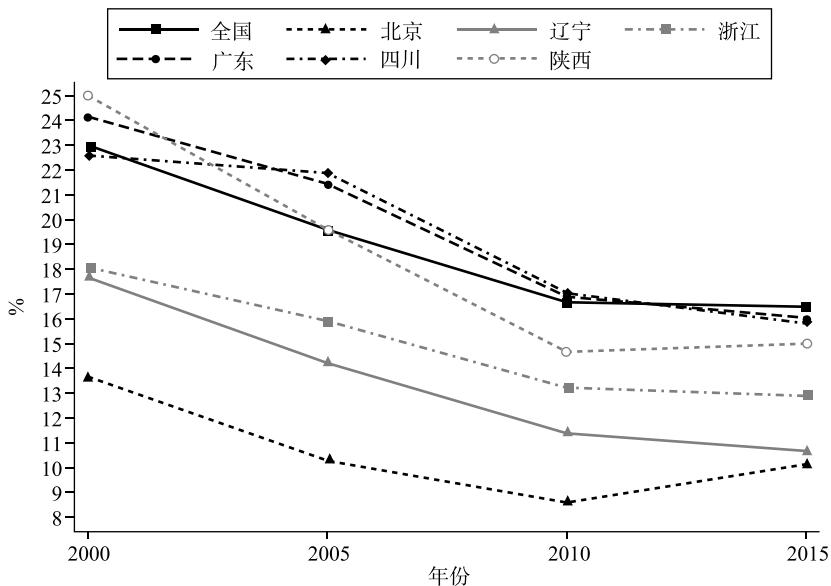


图4 14岁及以下人口占比(2000—2015)

数据来源：历年人口普查和1%抽样调查。

消费水平、家户规模和人口年龄结构的差异不但会影响商品服务的供求关系，而且会影响消费偏好，导致相对消费价格和家庭消费结构的时空差异。图5显示了中国内部七大类消费品价格指数及其走势存在显著的时空差异，其中教育文化娱乐、交通通信和衣着消费价格分化严重；食品、居住、医疗保健价格上涨明显，尤其是2009年以后。图5(a)显示从2002—2014年食品价格水平持续上涨，涨幅最大的是陕西，上涨了115%，最小的是广东(93%)。图5(b)显示衣着价格没有呈现统一的变化趋势，有的省份保持缓慢的上涨趋势，比如陕西上涨了15.6%；有的省份衣着价格呈现明显的下降趋势，比如辽宁下降了16%。图5(c)显示居住价格整体保持上涨趋势，在2008—2009年出现大幅下降，此后又稳步上升，截至2014年涨幅最大的是陕西(54.1%)，最小的为北京(34.3%)。图5(d)显示家电设备用品及维修价格从2002—2005年呈现小幅下降，其中降幅最大的是辽宁(5%)，此后持续缓慢上涨，截至2014年涨幅最大的是浙江(13.0%)，最小的是辽宁(6.6%)。图5(e)显示教育文化娱乐价格也没有呈现统一的变化趋势，浙江在2002—2005年间快速上涨，此后小幅下降。北京则呈现“U”形的变化趋势，截至2014年涨幅仅为1.1%，涨幅最高的是浙江(13.6%)。图5(f)显示除四川外，其他地区交通通信价格都呈现下降趋势，其中降幅最大的是北京(-19.2%)。图5(g)显示除北京外，其他省市的医疗保健价格都呈现显著的上涨趋势，其中涨幅最大的是陕西(33.8%)。

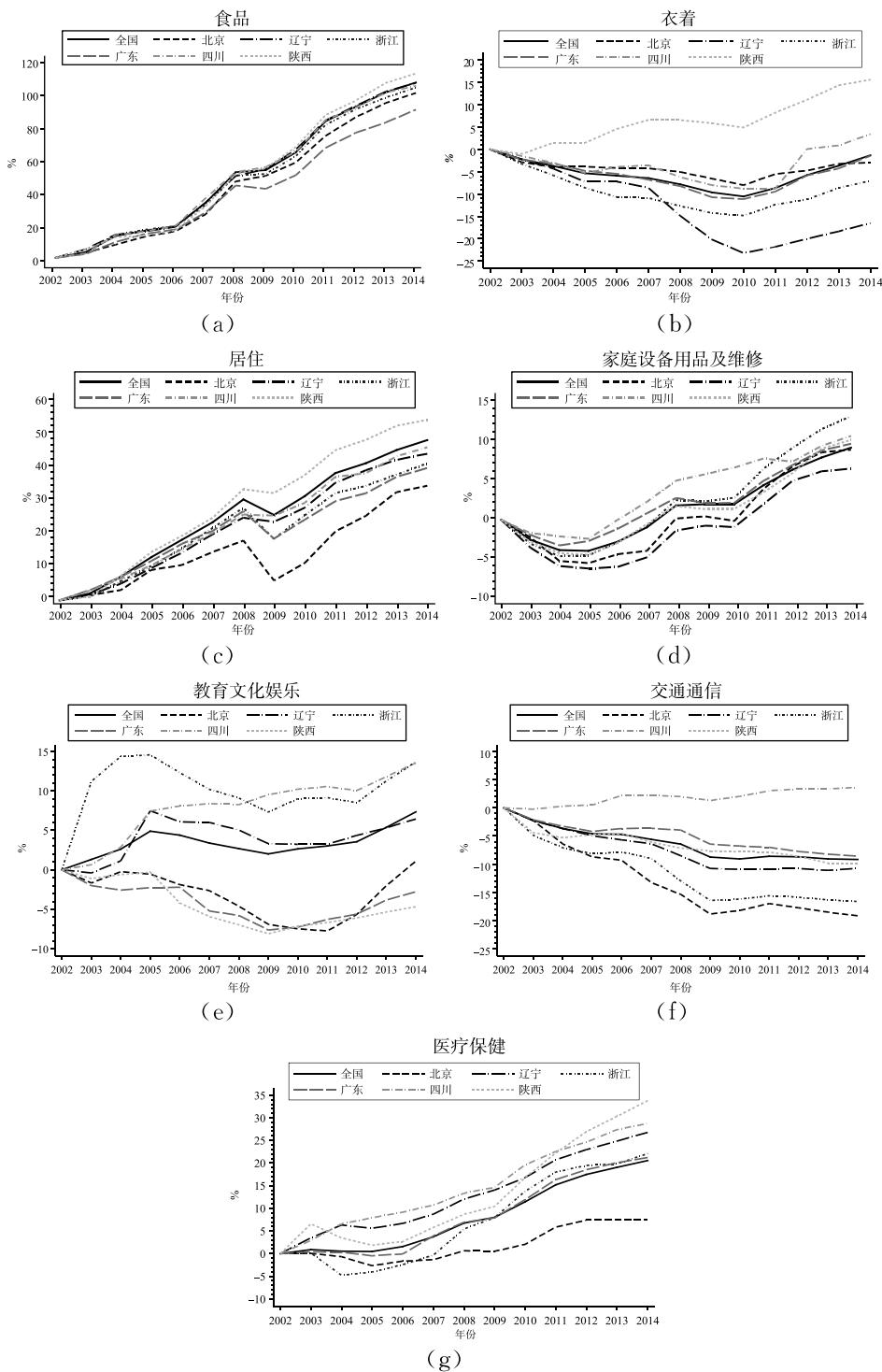


图 5 分省消费者物价分类指数变化率 (2002—2014)

数据来源：历年《中国统计年鉴》。

图6 (a) 显示，食品支出比重呈现一致的变化趋势，在2006—2008年略微上升，从2008年以后缓慢下降，2013—2014年降幅最大，但地域之间差异显著。北京从2002年的33.76%下降到2014年的23.75%，四川从39.83%下降到34.93%。图6 (b) 显示，衣着支出比重在2004—2011年呈现上升趋势，但南北差异显著，辽宁和陕西最高，而广东一直最低。辽宁和陕西在2011年之前一直保持在10%以上，在2014年分别下降到9.68%和8.38%；广东一直保持在7%以下，在2014年下降为5.70%。图6 (c) 显示，居住支出比重在2013年之前维持在10%左右，但从2014年起大幅上涨，其中最高为北京(30.6%)，最低为四川(17.94%)。图6 (d) 显示，家庭设备用品及维修比重变化并不规则，在2013—2014年明显下降。图6 (e) 显示，教育文化娱乐比重持续下降，北京在2002年为17.59%，到2014年下降为10.71%；在2014年最低的为四川(9.41%)。教育文化娱乐比重的持续下降得益于政府加大对教育文化娱乐的财政投入，尤其是经济发达省份的公共产品供给能力和质量大大提高。图6 (f) 显示，交通通信比重从2002起持续上升，在2013年后除四川外都出现大幅下降。在2014年四川为13.55%，最小为辽宁(7.93%)。图6 (g) 显示，医疗保健支出呈现缓慢的下降趋势，北方地区高于全国水平，而南方地区低于全国水平，广东居民的支出比重一直最低，在2014年为4.19%，同期最高为陕西(8.53%)。总的来说，2014年衣食耐用品等支出被房租上涨大幅挤占，对居民福利水平造成严重的负面影响。同时中国地理空间相对价格和家庭消费的结构变化，最终将影响消费不平等的实际水平。

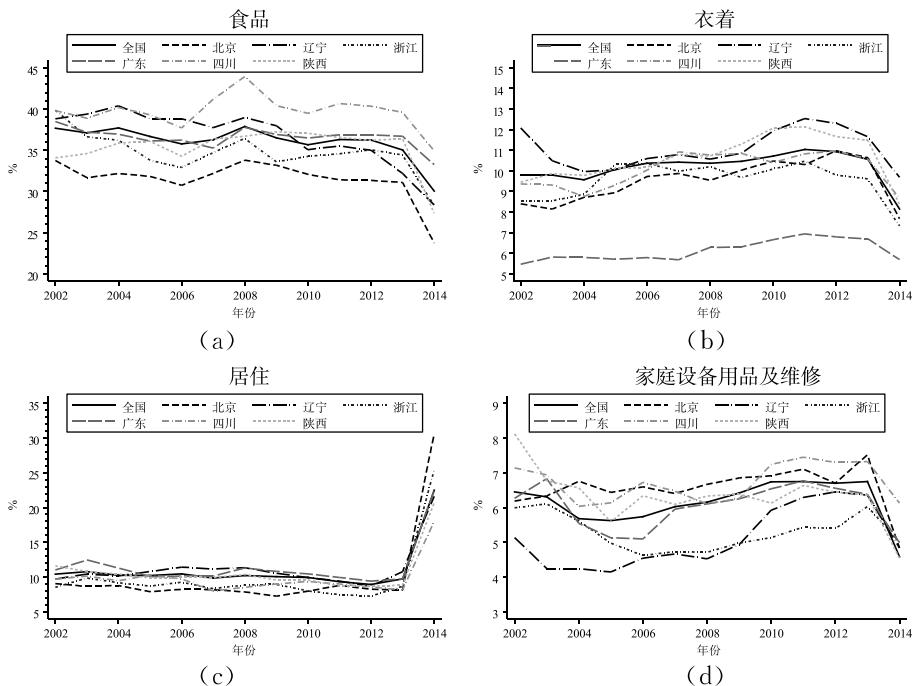


图6 分省家户消费分类比重(2002—2014)

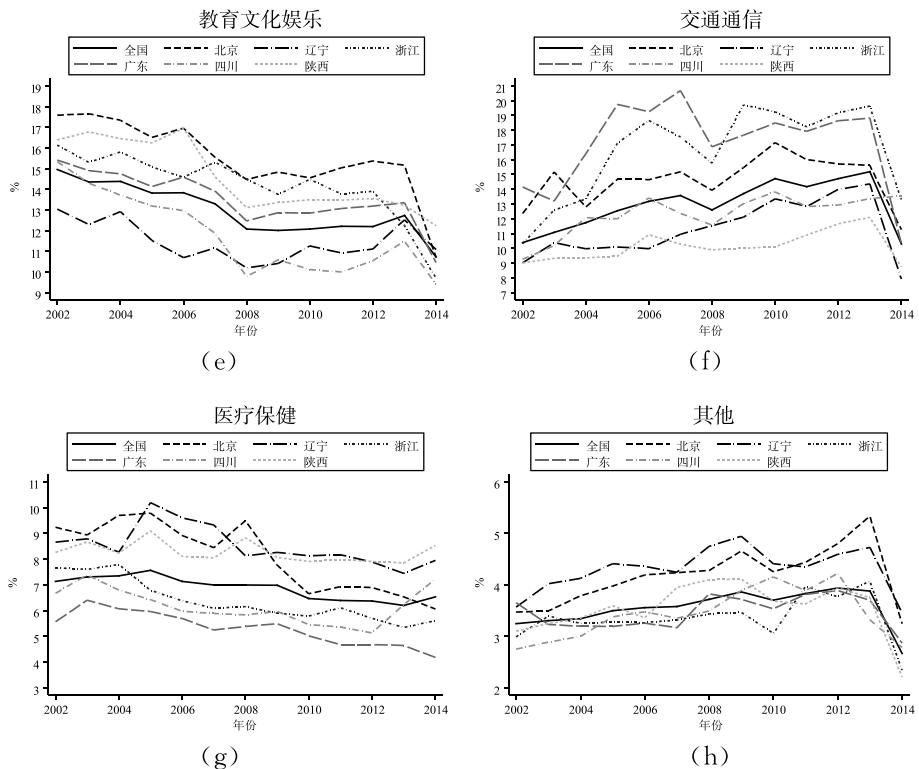


图 6 分省家庭消费分类比重 (2002—2014) (续)

数据来源：历年《中国统计年鉴》。

四、理论模型和计量策略

消费需求系统是分析消费福利水平变化最为重要的工具，是描绘恩格尔曲线的基础。本文基于 Lewbel and Pendakur (2009) 精确仿斯通指数 (the Exact Affine Stone Index, EASI) 消费需求系统模型，其中成本函数为：

$$C(p, u, z, \varepsilon) = u + \bar{p} m(u, z) + \bar{p} \varepsilon, \quad (1)$$

其中， z 为户主性别、年龄、受教育水平、家庭未成年小孩数量和成人数量， p 为消费分类价格指数， u 为效用水平。 ε 为 j 维不可观测偏好特征，满足 $\bar{l}_j \varepsilon = 0$ ，其中 \bar{l}_j 为 j 维向量。

根据谢泼德引理，成本函数的希克斯补偿约束为：

$$w = \nabla_p C(p, u) = \omega(p, u, z, \varepsilon) = m(u, z) + \varepsilon, \quad (2)$$

其中 $m(u, z)$ 为加性可分 j 维价值方程，并且 $\bar{l}_j m^j(u, z) = 1$ 。

本文引入时间效应 t 和空间效应 s ：

$$m^j(u, z, t, s) = \sum_{r=1}^R b_r^j u^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \sum_{i=1}^l \theta_i^j t_i + \sum_{d=1}^D \delta_d s_d. \quad (3)$$

根据 $m^j(u, z, t, s)$ 的矢量可以得到模型的恩格尔曲线。

EASI 参数化的成本方程为：

$$C(p, u, z, \epsilon) = u + p \left(\sum_{r=1}^R b_r^j u^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \sum_{i=1}^l \theta_i^j t_i + \sum_{d=1}^D \delta_d s_d \right) + p \epsilon. \quad (4)$$

根据谢泼德引理，成本方程 (4) 的希克斯补充预算约束形式为：

$$w^j = \sum_{r=1}^R b_r^j u^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \sum_{i=1}^l \theta_i^j t_i + \sum_{d=1}^D \delta_d s_d + \sum_{k=1}^T \sum_{t=1}^T a_{jkt} z_t \ln p^k + \epsilon, \quad (5)$$

其中 j 为消费分类的数量。

利用 Stone 对数价格指数 (Stone, 1954) 价格指数对名义指数进行折算，从而得到对数实际支出，即为：

$$y = u = g(w, p, x, z) = x - p w, \quad (6)$$

其中 y 为包含各种消费倾向的对数实际支出，是效用水平 u 的基数形式，也是名义支出 x 在基数效用上的映射。

通过将式 (6) 的 y 替换式 (5) 中的 u ，得到本文基准回归的结构方程（间接马歇尔预算约束联立方程组）：

$$w^j = \sum_{r=1}^R b_r^j y^r + \sum_{t=1}^T g_t^j z_t + \sum_{i=1}^l \theta_i^j t_i + \sum_{d=1}^D \delta_d s_d + \sum_{k=1}^T \sum_{t=1}^T a_{jkt} z_t \ln p^k + \epsilon, \quad (7)$$

其中 w^j 为消费分类 j 的支出比重， r 为家庭人均支出多项式的阶数。结构模型 (7) 的内生性主要来自两方面：第一，用支出比重 w^j 来构建 y^r ，导致 y 及其多项式内生；第二，价格数据的遗漏变量和测量误差也可能导致内生性。对于内生性、参数非线性和 ϵ_j 的异方差问题，Lewbel and Pendakur (2009) 设 q 为 M 维向量的变量，且与 ϵ 无关。如果 $E(\epsilon | x, p, z) = 0_j$ ，则 q 为包含 x, p, z 的有界函数。设 θ 为模型 (7) 中所有参数的向量，在 $E(\epsilon | q_m) = 0_j$ 假设下，他们使用 q 作为工具变量估计方程 (7)，通过三阶段最小二乘法估计得到 $\hat{\theta} = \Theta_n(y_1, \dots, y_n)$ ， n 为样本数量。对于样本 i ，得到 $\hat{y}_i = g(w_i, p_i, x_i, z_i, \hat{\theta})$ 。通过设定 $\hat{\theta}$ 的初始值，然后通过三阶段最小二乘法估计中把 $\hat{\theta}$ 代入 g 获得 $\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_n$ ，接着使用 \hat{y} 作为数据估计 θ ，得到 $\overrightarrow{\theta} = \Theta_n(\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_n)$ ，然后重复这一过程，直到迭代收敛为止。迭代回归的收敛维度参照 Dominitz and Sherman (2005) 设定为 0.0000001。Lewbel and Pendakur (2009) 和 Zhen et al. (2014) 实证发现通过此估计方法，内生性对消费需求系统模型的影响降低到最小。本文参照 Lewbel and Pendakur (2009) 处理内生性问题。

假设等效用支出为 $e_{c,h}$ ，保证在不同价格水平下效用水平等价，即：

$$u(p_c, x_{c,h}) = u(p_r, e_{c,h}), \quad (8)$$

其中 $u(\cdot)$ 为间接效用方程， p_r 为基期价格水平， p_c 为对比价格水平， $x_{c,h}$ 为家庭人均名义支出。

通过对间接效用方程变形得：

$$e_{c,h} = e(p_r, p_c, x_{c,h}), \quad (9)$$

即 $e_{c,h}$ 为家庭 h 面对价格水平 p_c ，在家庭人均名义支出 $x_{c,h}$ 条件下，在 c 时期的等效用支出。

在已进行效应基数化的式 (2) 基础上，其中 $y=u$ ，允许在既定效用水平下，面临新的价格水平调整：

$$m^j(u, z) = w^j(p, u, z) - \sum_{t=1}^J a_{jk} \ln p^k - \sum_{t=1}^J b_{jk} \ln p^k u. \quad (10)$$

将式 (10) 代入成本方程 (1)，其对数形式为：

$$\begin{aligned} \ln C(p, u, z) &= u \left(1 - \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J b^{jk} \ln p^j \ln p^k \right) + \sum_{j=1}^J (w^j(p, y, z, t, s) - \\ &\quad \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^k) \ln p^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p^j \ln p^k. \end{aligned} \quad (11)$$

既定组态效用为：

$$\bar{u} = \frac{\ln x_{c,h} - \sum_{j=1}^J w^j \ln p_c^j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_c^j \ln p_c^k}{1 - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_c^j \ln p_c^k}. \quad (12)$$

等效用对数成本方程³为：

$$\begin{aligned} \ln C(p_r, u, z) &= \ln e_{c,h} \\ &= \bar{u} \left(1 - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J b^{jk}(z) \ln p_c^j \ln p_c^k \right) + \sum_{j=1}^J (w^j(p_r, u, z) - \\ &\quad \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_r^k) \ln p_r^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_r^j \ln p_r^k. \end{aligned} \quad (13)$$

把式 (11) 代入式 (12) 得到等效用支出：

$$\begin{aligned} e_{c,h} &= \exp \left(\ln x_{c,h} + \sum_{j=1}^J w^j \ln p_c^j - \sum_{j=1}^J w^j \ln p_r^j + \right. \\ &\quad \left. \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_c^j \ln p_c^k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_r^j \ln p_r^k \right). \end{aligned} \quad (14)$$

同时实际生活成本指数 (TCLI) 为：

³ 等效用水平的计算是基于家庭人口特征不变的情况下，本文中基准家庭特征为 40 岁以上男性户主，户主受教育水平高中及以上，家庭中 2 个成人和 1 个小孩。

$$\begin{aligned}
 P(p_c, p_r, \bar{u}, z, \epsilon) = & \exp\left(\sum_{j=1}^J w^j \ln p_c^j - \sum_{j=1}^J w^j \ln p_r^j + \right. \\
 & \left. \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_c^j \ln p_r^k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^J a^{jk}(z) \ln p_r^j \ln p_r^k\right). \tag{15}
 \end{aligned}$$

五、数据来源与说明

本文使用国家统计局城镇住户调查数据（UHS），该数据通过分层抽样选取调查住户样本，收集完善的家庭人口特征、家庭收入和消费支出等信息。本文使用 UHS 中 2002、2004、2006 和 2008 年北京、辽宁、浙江、广东、四川和陕西六省市数据⁴。同时，结合中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2010、2012 和 2014 年度数据中上述 6 省市城镇家庭数据。本研究以家庭作为单位，UHS 数据以户主特征作为家庭特征，CFPS 数据使用家庭主要财务受访者特征作为家庭特征，选取 16—60 岁之间的家庭样本，消费数据选取了食品、衣着、居住、家庭设备用品及维修、教育文化娱乐、交通通信和医疗保健 7 种消费分类家庭支出，删除了食物消费和人口学特征缺失的样本。对于价格数据，本文选取《中国统计年鉴》中上述六省市食品、衣着、居住、家庭设备用品及维修、教育文化娱乐、交通通信和医疗保健 7 种消费者物价分类指数，并以 2002 年全国消费分类消费者物价指数为基准，换算得到 2002—2014 年价格指数（Lewbel and Pendakur, 2009; Li *et al.*, 2015）。主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
消费分类比重					
食品	43 056	0.431	0.142	0	1
衣着	43 056	0.102	0.070	0	0.761
居住	43 056	0.097	0.084	0	0.925
家庭设备用品及维修	43 056	0.053	0.062	0	0.900
教育文化娱乐	43 056	0.136	0.124	0	0.908
交通通信	43 056	0.114	0.087	0	0.973
医疗保健	43 056	0.066	0.086	0	0.986

⁴ 本文以 UHS6 省市数据为基础，结合 CFPS 中相应的城镇样本省份数据。UHS 数据 6 省市样本基本能代表各地区的特定状况，UHS 数据从 2010 年以后就无法获得相应数据，所以在实证中和 CFPS 数据结合是目前唯一可行的方法。部分国内研究基本是结合 CFPS 研究动态变化。在估计过程中，不涉及样本的代表性，不会对估计结果造成严重影响。

(续表)

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
对数价格					
食品	43 056	1.154	0.213	0.896	2.013
衣着	43 056	0.897	0.070	0.694	1.048
居住	43 056	0.888	0.051	0.821	1.049
家庭设备用品及维修	43 056	1.064	0.141	0.878	1.475
教育文化娱乐	43 056	1.049	0.079	0.909	1.265
交通通信	43 056	0.841	0.079	0.669	0.991
医疗保健	43 056	1.262	0.148	1.019	1.748
人口学特征					
女性	43 056	0.316	0.465	0	1
40 岁及以上	43 056	0.739	0.439	0	1
高中及以上	43 056	0.652	0.476	0	1
小孩数量	43 056	0.409	0.543	0	5
成人数量	43 056	2.608	0.768	1	13
年份	43 056	2005	2.595	2002	2014
省份					
北京	43 056	0.140	0.347	0	1
辽宁	43 056	0.262	0.440	0	1
浙江	43 056	0.184	0.387	0	1
广东	43 056	0.146	0.353	0	1
四川	43 056	0.154	0.361	0	1
陕西	43 056	0.113	0.317	0	1

六、模型估计与实证

本文首先检验式(7) EASI 结构方程的最优形式, 进而估计年份效应和空间效应。在此基础上, 模拟基准效用水平, 设定价格水平和支出水平变化, 测算实际生活成本指数动态变化。最后, 利用地区实际生活成本指数进行价格平减, 分析实际消费不平等和福利水平的变化。

(一) EASI 消费需求系统

恩格尔曲线的秩和异质性偏好之间存在着权衡机制。本文首先对 3 阶模

型组和4阶模型组的回归结果进行比较⁵，发现在4阶模型组中各消费分类方程的高阶多项式回归系数显著性都优于3阶模型组⁶。在此基础上，本文对4阶模型组中相应参数进行检验。需求系统的回归结果需要进行凹性检验，根据Li et al. (2015) 的检验方法，90%以上的样本通过检验，满足局部凹性⁷。检验显示，各联立子方程4阶项的联合检验和子方程中非二次项检验都显著拒绝原假设，这说明4阶模型组为最优。同时，年份变量和省份变量的联合检验也分别拒绝原假设，这说明时间效应和空间效应都得到了较好的估计。

表2显示：绝大部分参数估计值在1%水平上显著。食品、衣着、家庭设备等所有子方程中 y^4 的系数在5%水平上显著，说明模型加入 y^4 能够更好反映支出份额与总支出的关系。所有子方程的价格和家庭构成的回归系数都显著影响预算约束份额，说明相对价格水平和家庭消费偏好对消费结构有显著的影响。省份变量的参照组为陕西省，省份系数和年份系数都十分显著，这表明时空上居民消费偏好的差异对支出构成也有显著影响。

表2 需求系统回归结果

	食品	衣着	居住	家庭设备用品及维修	教育文化娱乐	交通通信
y^1	-1.243** (0.455)	-1.555*** (0.257)	4.947*** (0.327)	-0.714** (0.242)	1.028* (0.468)	-2.638*** (0.318)
y^2	0.284*** (0.078)	0.250*** (0.044)	-0.841*** (0.056)	0.119** (0.042)	-0.271*** (0.080)	0.517*** (0.055)
y^3	-0.027*** (0.006)	-0.017*** (0.003)	0.062*** (0.004)	-0.009** (0.003)	0.028*** (0.006)	-0.045*** (0.004)
y^4	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
女性	-0.0050 (0.003)	0.009*** (0.002)	-0.012 (0.003)	-0.0020 (0.002)	0.009** (0.003)	-0.0020 (0.003)
40岁及以上	0.014*** (0.001)	-0.019*** (0.001)	0.003** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.010*** (0.002)	-0.012*** (0.001)
高中及以上	-0.025*** (0.001)	0.018*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.002* (0.001)	0.022*** (0.001)	0.010*** (0.001)

⁵ 5阶模型在本文设定多个人口学特征维度下无法收敛，所以没有使用。

⁶ 在综合了收敛和人口特征的重要性的基础上，本文在模型中设定了性别和价格的交互项。

⁷ 利用快速发展的经济体数据进行回归，很难满足全局凹性。Li et al. (2015) 认为局部凹性更适合目前中国的数据研究。

(续表)

	食品	衣着	居住	家庭设备用品及维修	教育文化娱乐	交通通信
小孩数量	-0.033*** (0.001)	0.002** (0.001)	-0.009*** (0.001)	0.0010 (0.001)	0.039*** (0.001)	-0.002* (0.001)
成人数量	-0.027*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.021*** (0.001)	0.006*** (0.001)
2004 年	-0.042*** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.0030 (0.005)	-0.0010 (0.003)	0.018*** (0.003)	-0.008* (0.003)
2006 年	-0.056*** (0.008)	0.025*** (0.003)	0.0060 (0.006)	0.0020 (0.004)	0.008 (0.004)	-0.0060 (0.005)
2008 年	-0.133*** (0.017)	0.057*** (0.007)	0.035** (0.012)	0.0070 (0.008)	0.029** (0.009)	-0.040*** (0.010)
2010 年	-0.204*** (0.022)	0.031*** (0.009)	0.0070 (0.015)	0.0070 (0.010)	0.092*** (0.012)	-0.024* (0.012)
2012 年	-0.225*** (0.027)	0.055*** (0.011)	0.051** (0.018)	0.055*** (0.012)	0.075*** (0.015)	-0.088*** (0.015)
2014 年	-0.172*** (0.029)	0.049*** (0.011)	0.080*** (0.019)	0.033** (0.013)	0.053*** (0.016)	-0.115*** (0.016)
北京	0.074*** (0.006)	-0.023*** (0.003)	-0.060*** (0.006)	-0.0010 (0.004)	-0.022*** (0.004)	0.0060 (0.004)
辽宁	0.021*** (0.006)	0.014*** (0.003)	0.019** (0.005)	-0.026*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.0060 (0.005)
浙江	0.054*** (0.005)	-0.0010 (0.002)	0.0110 (0.004)	-0.040*** (0.003)	-0.0050 (0.004)	-0.0030 (0.003)
广东	0.131*** (0.006)	-0.060*** (0.003)	0.048*** (0.005)	-0.039*** (0.004)	-0.056*** (0.004)	0.019*** (0.005)
四川	0.082*** (0.007)	-0.011*** (0.003)	0.004* (0.006)	-0.027*** (0.004)	-0.025*** (0.005)	0.0050 (0.005)
食品价格	0.533*** (0.049)	-0.164*** (0.017)	-0.143*** (0.032)	-0.0010 (0.021)	-0.223*** (0.023)	0.110*** (0.025)
衣着价格	-0.164*** (0.017)	0.086*** (0.012)	0.029 (0.015)	-0.023* (0.010)	0.070*** (0.011)	-0.051*** (0.012)
居住价格	-0.143*** (0.032)	0.029 (0.015)	-0.160*** (0.040)	0.088*** (0.019)	0.069*** (0.017)	-0.0070 (0.022)

(续表)

	食品	衣着	居住	家庭设备用品及维修	教育文化娱乐	交通通信
家庭设备用品及维修价格	-0.0010 (0.021)	-0.023* (0.010)	0.088*** (0.019)	-0.0150 (0.018)	0.0130 (0.012)	0.0210 (0.016)
教育文化娱乐价格	-0.223*** (0.023)	0.070*** (0.011)	0.069*** (0.017)	0.0130 (0.012)	0.075*** (0.022)	-0.045** (0.015)
交通通信价格	0.110*** (0.025)	-0.051*** (0.012)	-0.0070 (0.022)	0.0210 (0.016)	-0.045** (0.015)	0.0020 (0.023)
常数项	2.573** (0.985)	3.563*** (0.557)	-10.516*** (0.708)	1.623** (0.523)	-1.2230 (1.011)	5.019*** (0.688)
样本数	43 056	43 056	43 056	43 056	43 056	43 056

注：***、**、* 分别代表 0.1%、1%、5% 水平下显著。

(二) 实际生活成本指数 (TCLI)

数据显示，2002—2014 年全国消费性支出增长了 231.1%，消费性支出的增加不仅反映生活水平的提升，也意味着生活成本的上涨。根据式 (15)，本文计算全国和各地区的实际生活成本指数动态变化，基期为全国和各地区 2002 年的水平（见表 3）。衡量生活成本是 CPI 的功能之一。从 2002 年到 2014 年 CPI 上升了 37.4%，而 TCLI 上升了 166.4% (=2.664-1)，后者是 CPI 增幅的 4 倍，CPI 严重低估了生活成本的涨幅。为了进一步说明 CPI 的低估问题，我们列举了同期的 M2 货币存量和国民生产总值 (GDP) 的增长变化。数据显示：M2 货币存量从 185 007 亿增长到 1 228 374 亿，增加了 564%，而 GDP 从 161 415 亿增长到 644 791 亿，增加了 299%，两者的差值为 265%，远远大于 CPI 的增幅。CPI 低估的原因源于其设计的特性。CPI 是根据过去可观测的消费品分类支出水平，经过消费品分类权重调整的拉式指数。CPI 的调整和权重修正每 5 年一次。最近的一次调整是 2016 年 1 月，调整涉及了消费品大类构成分类和相应权重。固定的分类和权重，以及调整周期过长，而且无法考虑消费者偏好，造成其测度部分家庭的生活成本时产生严重的偏误 (Beatty and Larsen, 2005)。因此，消费需求系统融入消费者偏好和消费结构的动态变化，测算的 TCLI 能够更好地反映生活成本的实际水平。

中国地理空间之间差异巨大，经济发展差异导致消费品供给和需求的不均衡，气候环境和家庭人口规模形成了消费偏好的异质性，造成地区间消费结构和价格水平差异，最终导致各地区间 TCLI 上涨程度显著不同。表 3 显

示, 相比 2002 年, 2014 年 TCLI 最高为辽宁 (3.269), 而最低为广东 (2.227)。为什么广东 TCLI 上涨幅度低于其他地区, 而辽宁最高呢? 图 1 和图 2 显示, 广东消费性支出虽然同期仅增长了 163%, 但是得益于基数大, 在 2014 年达到了 23 612 元, 仅小于北京和浙江。食品支出占比处于全国平均水平, 食品 CPI 的涨幅小于全国和其他地区 (图 5 (a) 和图 6 (a))。由于温暖的气候条件, 衣着支出占比远远小于其他地区, 而衣着 CPI 也没有出现显著上涨 (图 5 (b) 和图 6 (b))。虽然居住支出占比处于全国中高水平, 但居住 CPI 的涨幅仅高于北京, 低于其他地区 (图 5 (c) 和图 6 (c))。并且教育娱乐 CPI 也没有呈现明显上涨 (图 5 (e))。特定的地理环境、温和上涨的价格水平和较高的支出水平造成广东 TCLI 涨幅低于其他地区。虽然辽宁消费性支出同期增长率最高为 284%, 但相对其他地区, 辽宁家庭居住和医疗保健支出比重更高, 而且两类消费 CPI 涨幅更大, 造成了辽宁 TCLI 高于其他地区。

消费分类 CPI 在时期上的不均衡上涨导致地区之间 TCLI 的增长率差异。我们发现, 在 2006—2008 年间, 辽宁 TCLI 的增长率为 34.5%, 显著高于其他时期和同期其他地区, 而北京的增长率仅为 5.8%, 为所有时期中最低。原因在于辽宁的医疗保健 CPI 上涨了 5%, 远大于其他地区, 而北京几乎没有上涨。在 2010—2012 年间, 陕西 TCLI 的增长率为 24.1%, 辽宁的增长率为 20.1%。原因在于陕西和辽宁家庭衣着的支出比重有所上升, 并且相对其他地区, 两地区的衣着 CPI 显著上涨, 特别是陕西上涨程度更大。2012—2014 年间, 北京 TCLI 的增长率为 34.2%, 远远大于同期其他地区。原因在于虽然 2013—2014 年所有地区的居住支出比重呈现跳涨, 但是北京的涨幅最高。并且, 北京在所有地区中教育文化娱乐支出比重最高, 2012—2014 年间北京的教育文化娱乐 CPI 涨幅最高。

表 3 实际生活成本指数 (参照基期全国和各地区)

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西
2002 年	1	1	1	1	1	1	1
	—	—	—	—	—	—	—
2004 年	1.143 (0.143)	1.171 (0.171)	1.182 (0.182)	1.154 (0.154)	1.162 (0.162)	1.122 (0.122)	1.114 (0.114)
2006 年	1.344 (0.176)	1.387 (0.185)	1.403 (0.187)	1.426 (0.236)	1.311 (0.128)	1.278 (0.138)	1.315 (0.181)
2008 年	1.635 (0.217)	1.468 (0.058)	1.887 (0.345)	1.740 (0.220)	1.569 (0.196)	1.546 (0.209)	1.584 (0.204)

(续表)

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西
2010年	1.954	1.813	2.259	1.806	1.889	1.905	1.887
	(0.195)	(0.235)	(0.197)	(0.038)	(0.204)	(0.233)	(0.192)
2012年	2.319	2.078	2.712	2.101	2.189	2.264	2.342
	(0.187)	(0.146)	(0.201)	(0.163)	(0.159)	(0.188)	(0.241)
2014年	2.664	2.789	3.269	2.554	2.227	2.584	2.612
	(0.149)	(0.342)	(0.205)	(0.216)	(0.017)	(0.141)	(0.115)

注：括号内为相比上一期的增长幅度。

消费水平的差距和消费分类 CPI 的不均衡变化造成了同期地区之间 TCLI 的差异。以当年全国价格水平为参照，本文比较当期各地区之间生活成本指数的差异。指数高于 1 表明该地区水平高于全国水平，低于 1 则反之。表 4 显示：同期 TCLI 最高为北京，其次为广东和浙江，最低的为四川和陕西。最高和最低之间差距最大的为 2006 年，北京比四川高 0.79 (=1.505—0.715)，其次为 2014 年，北京比四川高 0.774 (=1.498—0.724)。我们还发现在 2014 年，北京与第二位浙江的差距达到最大为 0.344 (=1.498—1.154)，差距最小为 2008 年的 0.092 (=1.293—1.201)。差距拉大的原因是 2013—2014 年北京居住支出比重涨幅远大于其他地区，这正好和北京住房价格快速上涨的时间重合。住房价格的快速上涨带动了租房价格上涨，造成租房支出比重激增，大幅增加了生活成本。

为了反映 TCLI 在不同地区和年份的差异程度，本文还计算了相应的变异系数 (CV)。结果显示，从地区来看，变异系数最小的为陕西 (0.016)，最大的为北京 (0.076)。北京一直远大于同期其他地区的指数，对地区差异造成重要的影响。从时期上看，变异系数最大为 2006 年 (0.326)，最小为 2012 年 (0.231)，时期变化呈现“N”形，2002—2006 年间差异逐渐扩大，2006—2012 年间差距逐渐缩小，但在 2012—2014 年有扩大趋势。总体而言，TCLI 的地区差异在逐渐缩小，2012—2014 年差异扩大的主要原因是居住 CPI 跳升造成居民消费比重的结构性变化。

表 4 实际生活成本指数（参照当期全国）

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西	CV
2002 年	1.000	1.452	0.749	1.217	1.262	0.752	0.752	0.307
	(1.430)	(−0.793)	(0.686)	(0.827)	(−0.785)	(−0.783)		
2004 年	1.000	1.488	0.768	1.236	1.282	0.734	0.733	0.322
	(1.458)	(−0.694)	(0.704)	(0.844)	(−0.796)	(−0.798)		

(续表)

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西	CV
2006 年	1.000	1.505	0.784	1.306	1.237	0.715	0.746	0.326
		(1.479)	(-0.634)	(0.896)	(0.694)	(-0.833)	(-0.745)	
2008 年	1.000	1.293	0.855	1.146	1.201	0.703	0.734	0.259
		(1.147)	(-0.569)	(0.571)	(0.786)	(-1.161)	(-1.040)	
2010 年	1.000	1.310	0.848	1.116	1.198	0.722	0.730	0.257
		(1.225)	(-0.598)	(0.457)	(0.780)	(-1.096)	(-1.066)	
2012 年	1.000	1.269	0.858	1.087	1.162	0.725	0.763	0.231
		(1.191)	(-0.631)	(0.387)	(0.716)	(-1.216)	(-1.050)	
2014 年	1.000	1.498	0.901	1.154	1.033	0.724	0.739	0.290
		(1.706)	(-0.339)	(0.528)	(0.114)	(-0.945)	(-0.893)	
CV		0.076	0.068	0.065	0.069	0.021	0.016	

注：括号内为 t 统计量，等于 $(SCLI-1) / \text{同期各地区的 SCLI 的标准差}$ 。

(三) 消费不平等

比较消费的时期差异时，研究者需要利用 CPI 进行价格平减。前文中已对 CPI 的缺陷进行了说明，并且地区之间同质商品价格和相对价格的差异会影响家庭消费选择，导致消费不平等被高估或低估 (Attanasio and Pistaferri, 2016)。我们利用前文中计算的地区 TCLI 进行价格平减计算实际消费不平等 (分位加权基尼系数)，并比较其与名义不平等 (Nominal Consumption Inequality) 的差异。表 5 和表 6 显示，除 2006—2008 年外，全国消费不平等程度在不断上升，实际不平等程度大于名义不平等 (图 7)⁸。2008 年以后实际消费不平等和名义消费不平等的差距在逐渐缩小。我们认为交通基础设施的完善和网络购物的快速发展，使得消费品在地区间有效流通，降低了消费品价格非均衡上涨的程度。

时空上实际消费不平等程度都大于名义消费不平等⁹，但不平等程度不断变化。2002—2006 年，广东一直是消费不平等程度最高的地区，在 2008 年小幅下降，此后又呈现上升趋势。辽宁消费不平等程度从 2002 年起开始上升，持续到 2012 年。北京的消费不平等从 2002 年到 2010 年持续上升，在 2010—2012 年间小幅下降后，在 2014 年达到最高分别为 0.513 (名义) 和 0.433 (实际)。浙江的消费不平等程度在 2014 年大幅上升，但实际不平等远小于名

⁸ CPFS 的消费问卷在 2012 年后进行了重大调整，在一定程度上影响了 2010 年的消费不平等系数。

⁹ CPFS 是全国代表性数据，但在本文中其省级代表性仅限于辽宁和广东，而北京城镇样本在 2012 年样本数仅有 34 个，小于 2010 年的 53 个和 2014 年的 60 个，所以北京 2012 年的消费不平等系数可能存在一定偏误。此外，浙江城镇样本也同样可能存在类似问题。

义值。四川和陕西的不平等程度一直处于较低水平。

表5 名义消费不平等（基尼系数）

	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西	全国
2002年	0.276	0.274	0.292	0.350	0.304	0.309	0.344
2004年	0.286	0.282	0.331	0.371	0.333	0.295	0.362
2006年	0.297	0.300	0.365	0.381	0.326	0.314	0.373
2008年	0.350	0.363	0.345	0.360	0.313	0.317	0.371
2010年	0.404	0.389	0.329	0.408	0.346	0.282	0.415
2012年	0.352	0.446	0.312	0.403	0.365	0.343	0.404
2014年	0.513	0.345	0.506	0.369	0.334	0.383	0.458

表6 实际消费不平等（基尼系数）

	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西	全国
2002年	0.327	0.330	0.329	0.410	0.344	0.333	0.372
2004年	0.369	0.337	0.420	0.452	0.364	0.355	0.389
2006年	0.362	0.346	0.442	0.414	0.379	0.385	0.414
2008年	0.375	0.423	0.396	0.380	0.386	0.357	0.391
2010年	0.305	0.408	0.250	0.342	0.364	0.283	0.404
2012年	0.293	0.452	0.284	0.402	0.316	0.423	0.407
2014年	0.433	0.362	0.326	0.412	0.328	0.287	0.477

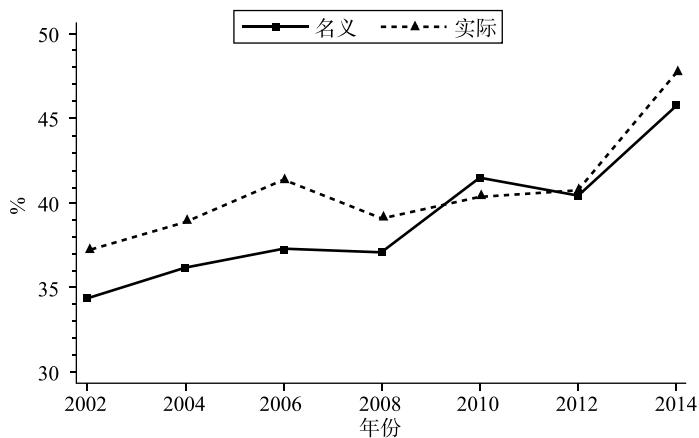


图7 消费不平等变化趋势

(四) 福利水平

地区间消费和价格水平的非均衡变化会造成福利水平区域不平衡。我们分别以基期（2002 年）测算了各地区福利水平的动态变化（表 7）。结果显示：得益于相对较低的生活成本，四川和陕西一直是消费福利水平最高的地区（除辽宁 2014 年的测算值偏高以外）。从 2010 年起，北京、浙江和广东消费福利水平的增速大于四川和陕西。原因可能是北京、浙江和广东的经济发展水平更高，使得上述地区居民的可支配收入增长更快，从而全面提高了消费水平。

价格上涨的再分配效果是累退的，生活成本上涨对于低收入群体影响最大。我们根据各地区统计年鉴计算了收入最低和最高 20% 群体可支配收入和消费性支出的动态变化。数据显示，2002—2014 年北京最低收入群体的可支配收入和消费性支出分别增长 209.7% 和 176.4%，最高收入群体分别增长了 405.8% 和 94.4%，而同期实际生活成本上涨 178.9%。四川最低收入群体的可支配收入和消费性支出分别增长 171.3% 和 286.7%，最高收入群体分别增长了 236.5% 和 221.5%，而实际生活成本上涨 158.5%。相比高收入群体，低收入群体由于支出约束限制更容易受到价格上涨的影响，特别是在生活成本较高的地区。并且食品价格大幅上涨，对低收入群体冲击更为严重。中国内部地域之间经济的非均衡增长，将加剧空间的价格差异，由此引发的通货膨胀将对低收入群体造成更为严重的逆向再分配效果，加剧消费不平等，降低低收入群体的福利水平。

表 7 福利指数

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西
2002 年	1	1	1	1	1	1	1
	—	—	—	—	—	—	—
2004 年	1.191 (0.191)	1.186 (0.186)	1.225 (0.225)	1.22 (0.221)	1.190 (0.190)	1.558 (0.558)	1.548 (0.548)
2006 年	1.442 (0.211)	1.387 (0.169)	1.495 (0.221)	1.532 (0.255)	1.383 (0.162)	1.777 (0.140)	1.833 (0.184)
2008 年	1.865 (0.293)	1.600 (0.154)	2.102 (0.406)	2.050 (0.338)	1.728 (0.249)	2.193 (0.234)	2.259 (0.232)
2010 年	2.234 (0.198)	1.938 (0.211)	2.486 (0.182)	2.050 (0.000)	2.057 (0.191)	2.721 (0.241)	2.719 (0.204)
2012 年	2.765 (0.554)	2.338 (0.622)	3.106 (0.503)	2.473 (0.589)	2.492 (0.589)	3.275 (0.442)	3.421 (0.463)

(续表)

	全国	北京	辽宁	浙江	广东	四川	陕西
2014年	3.311	3.278	3.841	3.127	2.627	3.756	3.843
	(0.197)	(0.402)	(0.237)	(0.264)	(0.054)	(0.147)	(0.123)

注：括号内为相比上一期的增长幅度。

七、结论和政策建议

中国和其他发展中大国一样，由于国内地区间社会经济文化的巨大差异形成了不同的消费偏好，进而影响相对价格水平的结构差异，造成实际消费不平等高于名义消费不平等。本文利用2002—2014年北京、辽宁、浙江、广东、四川和陕西6省市人均消费、家户规模和人口结构的数据，描述时空上价格水平和消费分类支出比重的动态变化。在此基础上，利用UHS和CFPS数据通过EASI消费需求系统分析地域之间实际生活成本的差异。结果显示，EASI消费系统多项式的最优阶为4阶，高于Li *et al.* (2015)对中国数据研究的3阶设定。年份变量和省份变量显著影响家庭消费的预算约束配置。2002—2014年，中国城市居民的实际生活成本随物价快速上涨。由于消费偏好以及价格水平和消费水平的增涨差异，各地区实际生活成本增幅并不趋同。北京实际生活成本指数远高于同期其他地区，而四川和陕西一直处于较低的水平。相比2002年，2014年生活成本指数上涨最大的是辽宁(226.9%)，涨幅最小的为广东(122.7%)。从时期来看，2006—2008年涨幅最大为21.7%，其中涨幅最大的地区是辽宁(34.5%)，最少的为北京(5.8%)。收入水平和价格水平的非均衡上涨是拉大地区实际生活成本差距的主要原因。

实际消费不平等程度要高于名义值，生活成本上涨加剧了消费不平等。整体来看，不平等程度经历两个快速上涨的时期，分别是2004—2006年和2012—2014年，其中历史最高水平为2014年(0.477)。随着2008年以后地区间价格水平上涨非均衡性逐渐降低，实际消费不平等和名义值的差距逐渐缩小。从地区来看，广东和浙江2002—2006年的消费不平等程度高于其他地区。从2008年起，辽宁的不平等程度开始快速上升，成为消费差距最大的地区。由于2013—2014年居住价格的快速上涨，北京超过辽宁跃升为不平等程度最大的地区。

我国幅员辽阔，地域空间差别巨大。在国家中心城市建设中，需要关注城镇低收入群体和流动人口的基本需要。通过促进地域之间消费品的有效流通，降低相对价格的差异，有针对性地进行生活补助或价格补贴，保障城镇低收入群体基本的消费需要，提高城镇居民的福利水平，从而保障社会经济结构调整的顺利进行。

参 考 文 献

- [1] Almås, I., "International Income Inequality: Measuring PPP Bias by Estimating Engel Curves for Food", *American Economic Review*, 2012, 102 (2), 1093-1117.
- [2] Attanasio, O. P., and L. Pistaferri, "Consumption Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30 (2), 3-28.
- [3] Beatty, T., and E. R. Larsen, "Using Engel Curves to Estimate Bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index", *Canadian Journal of Economics*, 2005, 38 (2), 482-499.
- [4] Brandt, L. and C. A. Holz, "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55 (1), 43-86.
- [5] Cai, H., Y. Chen, and L. Zhou, "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003", *Economic Development and Cultural Change*, 2010, 58 (3), 385-413.
- [6] Chakrabarty, M., A. Majumder, and R. Ray, "A Framework for the Simultaneous Measurement of Spatial Variation and Temporal Movement in Prices in a Heterogeneous Country: The Dynamic Household Regional Product Dummy Model", *Review of Income & Wealth*, 2018, 64 (3), 703-730.
- [7] Chamon, M., and I. D. C. Filho, "Consumption Based Estimates of Urban Chinese Growth", *China Economic Review*, 2014, 29, 126-137.
- [8] Coondoo, D., A. Majumder, and S. Chattopadhyay, "Estimating Spatial Consumer Price Indices through Engel Curve Analysis", *Review of Income and Wealth*, 2011, 57 (1), 138-155.
- [9] Costa, D. L., "Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves", *Journal of Political Economy*, 2001, 109 (6), 1288-1310.
- [10] Deaton, A., J. Friedman, and V. Alatas, "Purchasing Power Parity Exchange Rates from Household Survey Data: India and Indonesia", *BREAD Working Paper No. 054*, 2004.
- [11] Deaton, A., and C. Paxson, "Intertemporal Choice and Inequality", *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (3), 437-467.
- [12] Deaton, A., and O. Dupriez, "Spatial Price Differences within Large Countries", *Woodrow Wilson School of Public and International Affairs*, 2011.
- [13] Diewert, E., "Weighted Country Product Dummy Variable Regressions and Index Number Formulae", *Review of Income and Wealth*, 2005, (4), 561-570.
- [14] Diewert, W. E., "The Early History of Price Index Research", in Diewert, W. E., and A. O. Nakamura (eds.), *Essays in Index Number Theory*. Amsterdam: North Hollands, 1993.
- [15] Dominitz, J., and R. P. Sherman, "Some Convergence Theory for Iterative Estimation Procedures with an Application to Semiparametric Estimation", *Econometric Theory*, 2005, 21 (4), 838-863.
- [16] Feenstra, R. C., H. Ma, and D. S. P. Rao, "Consistent Comparisons of Real Incomes across Time and Space", *Macroeconomic Dynamics*, 2009, 13 (S2), 169-193.
- [17] Filho, I. D. C., and M. Chamon, "The Myth of Post-Reform Income Stagnation: Evidence from Brazil and Mexico", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 368-386.
- [18] Gibson, J., T. Le, and B. Kim, "Prices, Engel Curves, and Time-Space Deflation: Impacts on Poverty and Inequality in Vietnam", *World Bank Economic Review*, 2017, 31 (2), 504-530.
- [19] Hamilton, B. W., "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias", *American Economic Review*, 2001, 91 (3), 619-630.

- [20] Hill, R. J., "Constructing Price Indexes across Space and Time: The Case of the European Union", *American Economic Review*, 2004, 94 (5), 1379-1410.
- [21] Kakwani, N., and R. J. Hill, "Economic Theory of Spatial Cost of Living Indices with Application to Thailand", *Journal of Public Economics*, 2002, 86, 71-97.
- [22] Koo, J., K. R. Phillips, and F. D. Sigalla, "Measuring Regional Cost of Living", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, 18 (1), 127-136.
- [23] Lewbel, A., and K. Pendakur, "Tricks with Hicks: The EASI Demand System", *American Economic Review*, 2009, 99 (3), 827-863.
- [24] Li, L., Z. Song, and C. Ma, "Engel Curves and Price Elasticity in Urban Chinese Households", *Economic Modelling*, 2015, 44, 236-242.
- [25] Majumder, A., R. Ray, and K. Sinha, "Estimating Purchasing Power Parities from Household Expenditure Data Using Complete Demand Systems with Application to Living Standards Comparison: India and Vietnam", *Review of Income and Wealth*, 2015, 61 (2), 302-328.
- [26] Majumder, A., R. Ray, and K. Sinha, "Calculating Rural-Urban Food Price Differentials from Unit Values in Household Expenditure Surveys: A Comparison with Existing Methods and a New Procedure", *American Journal of Agricultural Economics*, 2012, 94 (5), 1218-1235.
- [27] Majumder, A., R. Ray, and K. Sinha, "Spatial Comparisons of Prices and Expenditure in a Heterogeneous Country: Methodology with Application to India", *Macroeconomic Dynamics*, 2015, 19 (5), 1-59.
- [28] Mishra, A., and R. Ray, "Spatial Variation in Prices and Expenditure Inequalities in Australia", *Economic Record*, 2014, 90, 137-159.
- [29] Mishra, A., and R. Ray, "Prices, Inequality and Poverty: Methodology and Indian Evidence", *Review of Income and Wealth*, 2011, 57 (3), 428-448.
- [30] Muller, C., "Prices and Living Standards: Evidence for Rwanda", *Journal of Development Economics*, 2002, 68, 187-203.
- [31] Neary, J. P., "Rationalizing the Penn World Table: True Multilateral Indices for International Comparisons of Real Income", *American Economic Review*, 2004, 94 (5), 1411-1428.
- [32] Nicholas, A., R. Ray, and M. R. Valenzuela, "Evaluating the Distributional Implications of Price Movements: Methodology, Application and Australian Evidence", *Economic Record*, 2010, 86, 352-366.
- [33] 曲兆鹏、赵忠, "老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响",《经济研究》, 2008年第12期, 第85—99页。
- [34] Rao, D. S. P., "On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Price Comparisons", *Review of Income and Wealth*, 2005, 4, 571-580.
- [35] Ray, R., "Prices, Children and Inequality: Further Evidence for the United Kingdom, 1965-82", *Economic Journal*, 1985, 95, 1069-1077.
- [36] Ray, R., "The Role of Prices in Welfare Comparisons: Methodological Developments and a Selective Survey of the Empirical Literature", *Economic Record*, 2017, 93, 314-332.
- [37] Stone, R., "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand", *Economic Journal*, 1954, 64 (255), 511-527.
- [38] 孙豪、胡志军、陈建东, "中国消费基尼系数估算及社会福利分析",《数量经济技术经济研究》, 2017年第12期, 第41—57页。
- [39] Summers, R., "International Price Comparisons Based upon Incomplete Data", *Review of Income*

- and Wealth*, 1973, 1, 1-16.
- [40] 杨继东, “中国消费不平等演变趋势及其原因”,《财贸经济》, 2013年第4期, 第111—120页。
- [41] 余玲铮, “中国城镇家庭消费及不平等的动态演进: 代际效应与年龄效应”,《中国人口科学》, 2015年第6期, 第69—79页。
- [42] Zhao, D., T. Wu, and Q. He, “Consumption Inequality and Its Evolution in Urban China”, *China Economic Review*, 2017, 46, 208-228.
- [43] Zhen, C., E. Finkelstein, J. Nonnemacher, S. Karns, and J. Todd, “Predicting the Effects of Sugar-Sweetened Beverage Taxes on Food and Beverage Demand in a Large Demand System”, *American Journal of Agricultural Economics*, 2014, 96 (1), 1-25.
- [44] 邹红、李奥蕾、喻开志, “消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较”,《经济学》(季刊), 2013年第12卷第4期, 第1231—1254页。

Spatial Variation in Prices and Consumption Inequalities

ZE SONG

(Nankai University)

ZILAN LIU

(Hunan Normal University)

HONG ZOU*

(Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract Consumption prices are spatial variations among big economy, which causes real consumption inequalities. This study employs demand system and Micro data to calculate the true cost of living both in time and space in China. We find that Chinese household true living cost continues to rise from 2002 to 2014. Liaoning is the fastest-increase area, and Guangdong is the slowest. In the same period, Beijing and Sichuan are at the top and bottom—respectively. The price growth of consumption category converge since 2008 inside China, which reduce consumption inequality gap between real and nominal. But real consumption inequality continues to rise, and the higher living cost worsen the welfare of lower income household.

Key Words spatial variation in prices, true cost of living index, consumption inequalities

JEL Classification D12, E31, I31

* Corresponding Author: Hong Zou, School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan, 611130, China; Tel: 86-28-87081781; E-mail: zouhong@swufe.edu.cn.