

# 消费差距对城乡商贸一体化的影响研究

顾光<sup>1</sup>, 黄国瑞<sup>2</sup>

(1. 安徽大学 商学院, 安徽 合肥 231699;  
2. 安徽工商职业学院 会计学院, 安徽 合肥 231131)

**摘要:**利用2005—2017年的省级面板数据实证检验了城乡消费差距对商贸一体化的影响作用,结果表明:2005—2017年我国城乡商贸一体化水平总体上在不断下降,城乡消费的绝对差距对商贸一体化水平的提升产生了一定的抑制作用,这一现象主要存在于全国层面与东中部地区,西部地区表现为不显著的促进作用;城乡消费的相对差距对商贸一体化表现出显著促进作用,并且这一现象在各地普遍存在。因此,要进一步挖掘农村消费潜力,逐渐缩小城乡消费的绝对差距,促进商贸一体化水平的不断提升。

**关键词:**城乡消费差距;商贸一体化;因子分析;面板数据模型

**中图分类号:**F724 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5092(2021)02-0042-06

## 一、引言与文献综述

商贸一体化建设是新常态时期城乡统筹发展的重要体现,也是提升商贸流通效率、刺激内需增长的重要动力,在推动城乡二元经济结构向现代经济体系转变过程中发挥着重要作用。尤其是农村商贸服务行业的发展,在带动农村劳动力再就业、吸纳城区投资与完善区域基础设施建设方面具有极大推动作用。但是,从现阶段我国居民的消费情况来看,城乡居民在消费需求与结构方面都存在一定差距,城乡差距的存在严重制约着城乡商贸流通体系的融合,也不利于打破城乡分割的状态,制约着城乡经济的协调发展。那么从商贸流通业的持续发展来看,城乡消费差距的存在是否抑制了商贸一体化进程,对于不同经济地区,两者关系是否存在区域差异?科学解答上述问题对于我国商贸流通资源的有效配置具有重要意义,也是刺激消费、扩大内需的重要依据。

消费历来被认为是经济增长的重要动力,消费需求与结构的变化也极大影响着商贸流通业的稳定发展,而城乡消费差距的存在也导致其对商贸一体化进程的影响,表现出区域差异,相关研究也对消费与商贸一体化的关系进行了诸多探讨。

何婧华基于面板数据模型指出,我国商贸流通业的发展存在一定的地域差异性,城乡间、区域间在消费水平、教育投入与科技水平等方面的差距是导致商贸水平差异形成的主要原因。<sup>[1]</sup>徐杰、黄雨薇认为我国农村消费需求的变化与商贸流通业的发展存在长期协整关系,但是在不同的经济发展时期两者的关系表现出不同形式,农村消费的影响作用并没有呈现出持续的促进作用。<sup>[2]</sup>李湘滇在超效率DEA模型基础上检验了电商消费在商贸流通业发展中的影响效应,认为电商消费的积极作用在经济发达区域相对明显,而西部地区的电商消费增长没有起到有效的经济刺激作用。<sup>[3]</sup>张丹基于消费结构视角指出,不同消费类型对商贸流通业的影响作用存在显著差异,食品等基础性消费意愿提升并不利于商贸流通业的持续发展,而教育等发展性消费支出的影响作用也表现出较大的非稳定性。<sup>[4]</sup>张旭波基于消费升级的视角指出,城乡消费升级在商贸流通业的发展过程中起着显著推动作用,但是在金融供给充足的条件下,农村消费在商贸水平提升过程中积极作用更加明显。<sup>[5]</sup>从上述研究来看,消费需求的变化与商贸流通业的发展存在密切关系,而城乡差距的存在也导致城乡消费对商贸流通业的影响

收稿日期:2020-07-20

作者简介:顾光(1963—),女,安徽安庆人,硕士 副教授,研究方向:方向审计学、内部控制与风险管理。

作用并不一致,不过以往研究侧重从消费需求变化的角度分析其对商贸流通业的影响机制,有关城乡消费差距与商贸流通业关系的研究仍然有待丰富。本文拟在因子分析基础上对城乡商贸一体化的综合水平进行测度,构建城乡消费差距与商贸一体化关系的面板数据模型,实证检验城乡消费差距的影响作用,为社会资源的优化配置提供实证参考。

## 二、研究方法 with 数据

### 1. 研究方法

(1)因子分析方法简介。本文采用因子分析方法对商贸一体化水平进行综合测度,因子分析的核心思想即通过对多个具有共同属性的指标中提取公因子实现对原有指标的降维处理,从而提取更具代表性的综合因子,因子分析模型可以表达为如下形式:

$$Y_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \dots + a_{ip}f_p + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $Y = (y_1, y_2 \dots y_n)'$ 与 $F = (f_1, f_2 \dots f_p)'$ 分别表示在 $n$ 维与 $p$ 维的随机向量, $x_1 \dots x_n$ 代表各个指标, $f_1 \dots f_p$ 代表各公共因子, $a_{i1} \dots a_{ip}$ 为各指标在各因子的载荷值。此外,本文在因子分析基础上对商贸一体化的综合因子进行归一化处理,

具体公式如下:

$$Y^* = \frac{Y - \min}{\max - \min} \quad (2)$$

式(2)中, $Y^*$ 为归一化处理后的商贸一体化水平, $\min$ 、 $\max$ 分别为别为各变量所有数据中的最小值与最大值。

(2)面板数据模型设计。在因子分析模型基础上,本文拟构建线性面板数据模型实证检验城乡消费差距对商贸一体化的影响作用,一般的模型表达形式如下:

$$Y_{it} = \alpha X_{it} + \beta K_{it} + c_{it} + \mu it \quad (3)$$

式(3)中, $Y$ 、 $X$ 分别代表商贸一体化与城乡消费差距, $K$ 为控制变量, $c$ 与 $\mu$ 为常数与残差, $i$ 与 $t$ 为个体效应与时间效应。

### 2. 数据选取

(1)被解释变量:商贸一体化,记为 $Y$ 。从现有统计资料来看,有关商贸一体化的专门统计指标并不存在,大多数研究都是在因子分析法、熵权法等本研究方法基础上获得的综合性指标,本文参照任保平等人的研究分别从商流、信息流、物流等方面对商贸一体化的相关指标进行筛选,<sup>[6]</sup>以此构建因子分析的综合评价模型,具体的指标体系如下:

表1 商贸一体化指标体系

变量	维度	指标	数据来源	代理公式
商贸一体化	商流一体化	收入水平比	城镇/农村居民收入	$Y_1$
		消费水平比	城镇/农村居民消费水平	$Y_2$
	物流一体化	市场水平比	城镇/农村社会消费品零售总额	$Y_3$
		电视普及率比	城镇/农村彩色电视拥有率	$Y_4$
	信息流一体化	移动电话普及率比	城镇/农村移动电话拥有率	$Y_5$
		计算机普及率比	城镇/农村计算机拥有率	$Y_6$

从上述指标设计中可以看出,本文中的商流一体化侧重从收入层面反映城乡居民在购买力方面的差距;以社会消费品零售总额反映城乡间市场化水平差距;以电视、移动电话与计算机等主流媒体工具的使用情况反映信息流的城乡差距。

(2)解释变量:城乡消费差距。城乡消费差距通常包含绝对差距与相对差距两种类型,绝对差距侧重从消费支出总量的绝对差值层面衡量,相对差距主要用于反映居民消费的比值变化情况,为了客观反映城乡消费差距对商贸一体化的影响效应,本文同时采用城乡消费绝对与相对差距两指标作为核心解释变量,两指标的测算公式

如下:

$$\text{城乡消费绝对差距} =$$

$$(\text{城镇居民收入} - \text{农村居民收入}) \times 10\% \quad (4)$$

$$\text{城乡消费相对差距} =$$

$$(\text{城镇居民收入} / \text{农村居民收入}) \times 10\% \quad (5)$$

根据上述两式的表达形式可知,绝对差距越大意味着城镇居民的消费支出总量比农村居民越高,相对差距越大意味着农村居民的消费支出增速比农村居民越快,即两者均为正向指标,取值越大,差距越大;两指标分别记为 $X_1$ 、 $X_2$ 。

(3)控制变量:从已有研究来看,商贸一体化与地方的经济社会因素存在密切关系,因此本文

选取了资本水平、城镇化、经济水平、劳动投入、财政支持与产业水平作为控制变量,分别以商贸流通业固定资产、城镇人口占比、人均 GDP 总量、商贸流通业就业人口、国家商业服务业财政支出与第三产业产值比重衡量,记为  $tz$ 、 $urb$ 、 $gdp$ 、 $labor$ 、

$zc$ 、 $Indus$ , 上述各指标中,除了商贸一体化、城乡消费相对差距与城镇化采取了原始数据,其他变量均取对数,以消除可能存在的异方差,所有数据采用 2005 - 2017 年的省级面板数据。表 2 为变量的均值描述统计结果:

表 2 主要变量均值描述统计结果

年份	$Y$	$X_1$	$X_2$	$tz$	$labor$	$zc$	$gdp$	$urb$	$indus$
2005	0.287	3.053	8.508	9.089	4.812	4.009	9.533	0.453	0.400
2006	0.245	2.975	8.575	9.062	4.878	4.283	9.673	0.463	0.395
2007	0.220	2.976	8.705	9.751	4.904	4.458	9.867	0.472	0.390
2008	0.193	2.940	8.813	10.145	5.037	4.598	10.044	0.483	0.379
2009	0.163	2.928	8.898	10.651	5.159	5.114	10.126	0.493	0.416
2010	0.155	2.903	8.989	11.115	5.236	5.179	10.306	0.509	0.404
2011	0.128	2.713	9.071	11.597	5.378	5.641	10.486	0.522	0.402
2012	0.116	2.642	9.153	12.074	5.463	5.519	10.590	0.534	0.413
2013	0.076	2.528	9.206	12.554	5.550	5.642	10.684	0.544	0.417
2014	0.073	2.246	9.234	13.034	5.677	5.738	10.755	0.556	0.444
2015	0.068	2.195	9.288	13.514	5.776	5.872	10.799	0.566	0.471
2016	0.065	2.169	9.350	13.995	5.866	5.773	10.863	0.578	0.488
2017	0.065	2.126	9.390	14.476	5.980	5.772	10.934	0.590	0.504

从表 2 中可以初步看到,2005 - 2017 年我国商贸一体化水平总体上在不断下降,同时城乡消费相对差距也表现出相似的变化趋势,而城乡消费绝对差距的对数值则呈现出近似直线的上升趋势,从这一结果可以看到,样本期间内我国的商贸一体化水平并不理想,而城乡消费绝对差距与其表现出相反的变化趋势,这也意味着绝对差距可能会对商贸一体化产生一定的负面影响,后文将对这一关系做进一步分析。

### 三、商贸一体化因子分析过程

#### 1. 因子分析适宜性检验

本文采用主成分分析方法对商贸一体化的公因子进行提取,首先对各项指标的相关性与公因子方差进行分析,排除与其他指标相关性较弱以及对总方差较弱的各项指标,检验各指标的因子分析过程是否具有适宜性,表 3 为具体结果:

表 3 商贸一体化相关系数矩阵及公因子方差

变量名称	$y_1$	$y_2$	$y_3$	$y_4$	$y_5$	$y_6$	公因子方差
$y_1$	1.000	0.264 **	-0.289 **	0.545 **	0.466 **	0.380 **	0.766
$y_2$	0.264 **	1.000	-0.105 *	0.218 **	0.187 **	0.143 **	0.452
$y_3$	-0.289 **	-0.105 *	1.000	-0.230 **	-0.125 *	-0.142 **	0.653
$y_4$	0.545 **	0.218 **	-0.230 **	1.000	0.747 ** *	0.499 **	0.152
$y_5$	0.466 **	0.187 **	-0.125 *	0.747 **	1.000	0.416 **	0.143
$y_6$	0.380 **	0.143 **	-0.142 **	0.499 **	0.416 **	1.000	0.576

由表 3 可知,商贸一体化各指标间均存在显著相关性,但是消费水平与社会消费品零售总额两项指标的公因子方差提取值均在 0.2 以下,即意味着这两项指标对商贸一体化的解释力度相对较低,并不适宜做因子分析,因此本文仅选取了除上述两指标外的其他指标进行因子分析,表 4 给

出了电视普及率等 4 项指标的 KMO 与即 Bartlett 球形检验结果,用于判断这 4 项指标是否能够充分解释商贸一体化水平,具体结果如下:

由表 4 可知,电视普及率等 4 项指标的 KMO 检验结果较为理想,超过了因子分析的最低标准系数(0.6),并且卡方检验的结果也在 1% 水平上

表4 KMO与Bartlett球形检验结果

检验类型	商贸一体化
KMO 检验	0.742
卡方检验	596.526
Bartlett 球形检验	自由度 6
	P 0.000

达到显著,意味着上述4项指标适宜做因子分析。

2. 公因子提取过程

表5为基于主成分分析方法的因子分析提取结果,表中给出了各指标的初始特征值及各因子的贡献率,根据因子提取结果,共提取了1个公因子,具体如下:

表5 商贸一体化公因子提取结果

成分	初始特征值			提取平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	2.545	63.637	63.637	2.545	63.637	63.637
2	0.640	16.009	79.647			
3	0.574	14.338	93.985			
4	0.241	6.015	100.000			

由表5可知,4项指标所提取的1个公因子共解释了原有变量信息量的63.637%,解释力度相对较小,但是也达到了可接受范围内(60%以上),表6进一步给出了在该因子提取下各指标的成分矩阵与得分系数情况:

表6 商贸一体化旋转成分矩阵与得分系数

指标名称	成分矩阵	得分系数
电视机	0.894	0.351
计算机	0.697	0.274
移动电话	0.843	0.331
人均收入比	0.741	0.291

个百分点会促进商贸一体化水平上升0.093个百分点,而绝对差距每提升1个百分点会对商贸一体化造成0.064个百分点的抑制作用,从这一结果可以初步看到,城乡消费差距的不同表现形式对商贸一体化的影响作用存在显著差异,城乡消费绝对差距的拉大的抑制作用更加明显,而相对差距的扩大则与商贸一体化表现出同步发展的关系。为了进一步验证上述结果的有效性,本文对城乡消费差距与商贸一体化的相关性进行了分析,如表8所示。

根据各指标的成分矩阵与得分系数情况可以将其对商贸一体化的影响作用排序为电视普及率 > 移动电话普及率 > 人均收入比 > 计算机普及率,由此可将商贸一体化的因子分析模型记为如下形式:

$$Y = 0.351y_4 + 0.274y_6 + 0.331y_5 + 0.291y_1 \tag{6}$$

表7 全国层面的回归估计结果

变量名称	系数	标准误	t	p
$X_1$	0.093 **	0.014	6.905	0.000
$X_2$	-0.064	0.034	-1.877	0.061
$tz$	0.003	0.008	0.431	0.667
$labor$	-0.019	0.012	-1.528	0.128
$zc$	-0.025 **	0.007	-3.441	0.001
$gdp$	-0.077 **	0.028	-2.701	0.007
$urb$	0.340 **	0.128	2.659	0.008
$indus$	0.409 **	0.084	4.880	0.000
常数	1.111 **	0.225	4.929	0.000
模型参数	$R^2=0.829 \quad F=13.86^{**} \quad P=0.000$			

四、城乡消费差距对商贸一体化的影响

首先以全国31省区的面板数据为样本对象,根据公式(1)对城乡消费差距与商贸一体化的关系进行实证分析,结果见表7。

从表7中可以看到,模型的拟合度处于较优水平,城乡消费的相对差距对商贸一体化的发展具有显著促进作用,而绝对差距在10%水平上存在显著抑制作用。城乡消费的相对差距每提升1

从表8中可以看到,城乡消费的相对差距与商贸一体化水平的相关性在1%水平存在显著正相关,而消费绝对差距与商贸一体化的相关性在1%水平呈现出显著负相关性,这与上述结果存在一致性,同时也说明上述有关城乡消费差距与商贸一体化的回归估计结果具有可靠性。此外,从2005—2017年城乡消费相对差距、绝对差距与商

表 8 城乡消费差距与商贸一体化的相关分析矩阵

变量名称	Y	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>
Y	1.000	0.783**	-0.566**
X <sub>1</sub>	0.783**	1.000	-0.420**
X <sub>2</sub>	-0.566**	-0.420**	1.000

贸一体化水平的时序变化情况来看,这种现象的出现存在一定的合理性。2005—2017 年我国商贸一体化水平并没有随着经济发展水平的提升出现上升趋势,而是表现出不断恶化的状态,这一现象与任保平的测算结果具有一致性,而在商贸一体化不断恶化的背景下,我国城乡消费的相对差距却在不断缩小,绝对差距在不断扩大,相对差距

与商贸一体化的变化趋势呈现出了高度的一致性,而绝对差距的变化趋势则与两者明显相反,从这一现实情况来看,城乡消费的相对差距与商贸一体化水平缺失存在着正相关性,而绝对差距则于其表现出负相关性,从这一角度来看,城乡消费差距对商贸一体化的不同影响作用也就得以解释。

为了进一步验证这种现象是否在不同经济地区也普遍存在,表 9 给出了基于分地区的回归估计结果,本文参照了传统经济区域的划分方法,以国家统计局标准将全国 31 省区划分为东中西三大地区,具体估计结果如下:

表 9 分地区回归估计结果

变量名称	东部		中部		西部	
	系数	t	系数	t	系数	t
X <sub>1</sub>	0.073**	6.090	0.064**	3.280	0.059*	2.510
X <sub>2</sub>	-0.068*	-2.270	-0.087	-1.810	0.100	1.660
tz	0.004	0.570	0.032**	2.820	-0.066**	-4.780
labor	-0.022	-1.910	-0.007	-0.490	-0.020	-0.990
zc	-0.013*	-2.140	0.001	0.130	-0.024	-1.860
gdp	-0.008	-0.320	-0.172**	-4.150	-0.241**	-5.350
urb	-0.094	-0.970	0.181	1.430	2.913**	8.240
indus	0.214**	2.680	-0.142	-1.320	0.318*	2.230
常数	0.741**	3.890	2.104**	6.900	1.139**	2.930
模型参数	R 方 = 0.882	F = 11.34**	R 方 = 0.943	F = 9.87**	R 方 = 0.895	F = 20.32**

从表 9 中可以看到,我国城乡消费的相对差距对商贸一体化仍然表现出显著促进作用,东部城乡消费的绝对差距呈现出显著抑制作用,中部为不显著的抑制作用,而西部地区则表现出不显著的促进作用。从这一结果来看,城乡消费差距对商贸一体化的影响并没有受到地区社会因素的影响出现太大的波动,两种差距的影响作用没有发生显著的区域变化。

从我国现实情况来看,在城乡二元经济体制的长期作用下,社会资源的区域配置表现出极大的不平衡性,城乡发展在生产、消费、物流基础设施、商业经营等方面都存在较大差距,尤其是大多数城市已经基本具备了较为完备的商业业态与流通体系,而受到社会资源禀赋的影响,农村地区的商业经营形态仍然处于低水平状态,也缺乏完备的物流运输体系,这也导致农村流通行业的发展表现出极大的滞后性,成为制约商贸一体化的主要原因;并且,这种局面并没有随着经济水平的提

升而改善,而是呈现出两极化的发展趋势,而居民消费的变化在这一过程中起着至关重要的作用。城乡消费绝对差距的拉大意味着在同等经济社会形态下,农村消费总量绝对数值的减少,消费减少对生产、销售等行业所带来的负面连锁效应是普遍性的,也会进一步抑制社会资源向农村地区的倾斜,而原本用于农村发展的社会资源则用于服务于城镇建设,进一步推动城镇商贸经济的发展,从而拉大城乡商贸发展的差距。而城乡消费相对差距的拉大意味着在城镇消费支出的相对增长,即相对差距数值的变化并不能反映城镇消费总量的变化,其对商贸一体化的影响作用也通常表现出不确定性。例如,当城乡消费支出总量都表现出了较大的增长幅度,而城镇消费支出的增幅相对较大,在这种情况下,城乡消费相对差距也在拉大,但是受到消费需求的刺激,城乡商贸水平都得到了相应提升,尤其在城镇商贸水平已经达到近似饱和的状态下,城镇消费增长的边际收

益必然会呈现出递减趋势,而此时若农村消费的边际收益仍然处在快速增长阶段,那么城乡消费差距水平对商贸一体化也会呈现出积极作用。以我国现阶段的发展情况来看,很多城市的商贸资源已经达到饱和状态,过度的资源投入反而会降低其经济效率,而农村地区仍然面临着较大的资源缺口,尤其是很多偏远贫困地区,网络基础设施建设、交通物流条件都处于较低水平,尽管农村消费的总量偏低,但是其产出弹性较高,单位消费所引起的资源配置效应仍然较强。从这一角度来看,城乡消费相对差距对商贸一体化的积极作用也具有一定的合理性。

## 五、结论与建议

本文采用因子分析方法对2005-2017年我国的商贸一体化水平进行了综合测度,在此基础上

上构建了城乡消费差距对商贸一体化影响的面板数据模型,结果表明:2005-2017年我国商贸一体化水平总体上在不断下降,城乡消费的绝对差距对商贸一体化水平具有一定的抑制作用,在西部地区表现为不显著的促进作用;城乡消费相对差距对商贸一体化的促进作用非常明显,并且这一现象在东中西三地区普遍存在。根据上述结论得到如下政策启示:一是要进一步挖掘农村消费潜力,缩小城乡消费的绝对差距,注重引导居民转变消费模式,在满足温饱支出的基础上,逐渐优化消费结构,提高发展性、享受性消费支出的比重,促进农村商贸流通业的稳定发展。二是要注重农村商贸服务体系的建设,积极培育农村物流主体,重点扶持具有远大经济潜力的农村经济组织,依托农村经济组织的整合性带活农村市场,不断促进农村商贸水平的提升。

## 参考文献:

- [1] 何婧华. 我国商贸流通业发展的区域差异及影响因素研究——基于省级面板数据的实证[J]. 商业经济研究, 2018(20):9-12.
- [2] 徐杰, 黄雨薇. 农村消费市场规模与商贸流通业发展的互动关系[J]. 商业经济研究, 2018(16):48-50.
- [3] 李湘滇. 电商消费影响商贸流通效率的实证分析——基于自回归分布滞后模型检验[J]. 商业经济研究, 2018(8):38-40.
- [4] 张丹. 消费力、购买意愿与商贸流通业发展[J]. 商业经济研究, 2019(16):16-18.
- [5] 张旭波. 消费升级、金融支持与商贸流通业发展关系分析[J]. 商业经济研究, 2019(3):15-17.
- [6] 任保平, 魏婕. 中国城乡商贸流通一体化的测度及其评价[J]. 统计与信息论坛, 2011, 26(9):28-34.

# Study on the Impact of Consumption Gap on Urban and Rural Commerce

GU Guang<sup>1</sup>, HUANG Guorui<sup>2</sup>

(1. School of business, Anhui University, Hefei Anhui 231699, China;  
2. School of Accountancy, Anhui Business and Technology College, hefei Anhui 231131, China)

**Abstract:** In this paper the 2005-2017 provincial panel data to empirically the effect of consumption gap between urban and rural areas of trade integration, the results show that the 2005-2017 in overall level of the integration of urban and rural commercial and trade falling, consumer's absolute gap between urban and rural areas on the promotion of trade integration produced certain inhibition, this phenomenon mainly exist in level and central regions, the western region is not significant role in promoting; The relative gap between urban and rural consumption plays a significant role in promoting the integration of commerce and trade, and this phenomenon is widespread in various regions. Therefore, we should further tap the potential of rural consumption, gradually narrow the absolute gap between urban and rural consumption, and promote the continuous improvement of the level of commercial integration.

**Keywords:** urban-rural consumption gap; commercial integration; factor analysis; panel data model

(责任编辑:沈建新)