

我国各区域外在性交易费用的影响因素分析

——基于面板数据的实证研究

夏茂森

(安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要:运用面板数据的分析方法,测算了我国 29 个省、市的外在性相对交易费用、经济发展水平和体制转型指数,并选取变截距固定效应模型对我国各省、市的经济发展水平和体制转型对外在性交易费用的影响进行了实证分析。实证分析结果显示:我国各地区经济发展水平的提高,使得各区域的外在性相对交易费用也随之上升;而随着体制转型的不断深入,经济制度的变迁节约了交易费用。由于各省、区、直辖市的经济规模、经济发展速度以及地理环境等条件不同,各省市的经济发展水平和体制转型对交易费用的影响程度存在差异。

关键词:外在性交易费用;面板数据;固定效应

中图分类号:F207 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)03-0033-04

1 文献回顾

科斯在《企业的性质》一书中第一次提出交易费用概念,之后,有关交易费用概念和内涵的研究众说纷纭,难以统一,但学界基本认同交易费用是使用市场机制(或称价格机制)时发生的“制度费用”的说法。本文也是在此基础上展开论述的。

交易费用理论确立后,交易费用成为新制度经济学中的一个重要概念。诺思^[1]认为,交易费用下降是经济增长的源泉,经济制度的变迁是为了节约交易费用。威廉姆森^[2]认为,经济组织体制的主要目的及效果在于节约交易费用。陈志昂、缪仁炳^[3]则从数量角度描述了中国交易费用的增长轨迹,得出我国交易费用提高与经济增长具有正的强相关关系的结论。张五常^[4]认为,在工业社会中,财富是专业化分工的好处与交易费用的代价的比较。在不同的经济制度(或经济体制)下,交易方式的不同导致资源配置方式和资源耗费数量、经济运行质量也不同。金玉国^[5]对中国交易费用水平的地区差异及其形成机制从截面数据上进行了研究,得出地区的经济发展必然伴随着交易费用的绝对数量和相对比重的上升,从横向角度看,也可以进行类似的解释。同时,金玉国认为,体制转型对我国交易费用水平有着

节约效应。卢现祥^[6]也认为,“一个好的制度就是最简洁的制度”,“好制度就是交易费用低的制度”。综合以上研究成果,本文认为区域的交易费用受经济发展水平和体制转型的双向影响,单纯从某一影响因素来进行研究都是不全面的。本文拟通过面板数据建立数学模型来探讨我国各地区的交易费用与体制转型和经济发展水平之间的关系,并进而分析各地区交易费用变动的的影响机制。

2 样本与数据

为了实现数据的可比性和可获取性,本文选取我国 29 个省、市(因重庆和西藏的相关数据无法获得而将其排除)2000—2005 年的数据建立面板数据模型。有关变量的测算说明如下:

(1)各地区外在性交易费用的测算 由于交易费用概念内涵的复杂性,对交易费用的计量就成为一个难以解决的问题,虽然有许多学者对此进行了研究,但取得成果的相对较少。在交易费用的计量方面,钱德勒指出了交易费用的绝对量核算的可能性。他认为,企业组织费用是市场交易费用的内部化,是交易费用的一种类型。瓦利斯和诺思^[2]在论文《美国经济中交易行业的度量》中,计算了美国经济中交易成本占资源耗费总额的比重。他们发现,

收稿日期:2007-11-16

作者简介:夏茂森(1980—),男,安徽巢湖人,安徽财经大学统计与应用数学学院讲师,统计学硕士,主要研究方向:经济系统建模和理论分析。

提供交易服务的部门所用掉的经济资源的数量,在 1870 年占美国国民生产总值的 25%,而在 1970 年则增长到 50%。陈志昂、缪仁炳^[3]利用现有的人口职业统计资料,将从业人员分为生产转换和交易两大类,在不考虑农业费用并将文、教、科、卫部门视作交易部门的条件下,得出了交易费用占我国总费用的 62% 的结论。金玉国、张伟^[5]借鉴了诺思等人将国民经济部门分为转换部门(transforming sector)和交易部门(transaction sector)的做法,并利用运用现有的国民经济核算(SNA)数据,测算了 1991—2002 年我国的外在性交易费用。本文采用金玉国等人的这种测算方法,测算公式如下:

绝对交易费用 = 邮电通讯业增加值 + 批发零售贸易业增加值 + 金融、保险业增加值 + 房地产业增加值 + 信息咨询服务增加值 + 国家机关、政党机关和社会团体增加值 = 邮电通讯业增加值 + 批发零售贸易业和餐饮业增加值 $\times 93\%$ + 金融、保险业增加值 + 房地产业增加值 + 社会服务业增加值 $\times 5\%$ + 国家机关、政党机关和社会团体增加值;

相对交易费用 = 绝对交易费用 / 同年 GDP。

由于 2005 年的行业分类是按照新国民经济行业分类(GB/T 4754 - 2002)来划分的,统计年鉴上的数据与之前的数据有所变化,因此本文对 2005 年交易费用的测算采用将交易部门的各行业增加值按从业人员占该行业总从业人员的比重加权的方法计算得出。最后,计算出的是各地区 2000—2005 年的相对交易费用,即交易费用占 GDP 的百分比。

(2) 各地区经济发展水平的测算 关于经济发展水平的测算,目前大多数文献都用 GDP 及其指数代表经济发展水平,本文也采用这种方法,使用 GDP 的定基指数(1978 年为 100)来衡量经济发展水平。

(3) 体制转型的测算 到目前为止,关于如何衡量体制转型的程度,国内外还没有统一的方法。本文根据金玉国在文献[7]中的测算研究,从宏观层面上出发,认为可主要从产权制度、市场化程度、利益分配格局和对外开放这 4 个制度变量来衡量我国体制转型的程度,本文选用非国有化率、市场化程度、各地区财政收入占 GDP 的比重和各地区对外开放程度来衡量。其中:

非国有化率 = 非国有工业总产值(或增加值) / 全部工业总产值(或增加值);

市场化程度 = 生产要素市场化指数 $\times 0.6$ + 经济参数市场化指数 $\times 0.4$;

国家财政收入占 GDP 的比重 = 国家财政收入 / 当年 GDP;

对外开放程度 = (进出口总值 / GDP) $\times 0.4$ + (对外资产负债 / GDP) $\times 0.3$ + (利用外资和对外投资总额 / GDP) $\times 0.3$ 。

国家财政收入占全国 GDP 的比重反映了经济利益分配中国家分配份额的大小;对外开放程度包括国际贸易、国际金融、国际投资三方面内容。在将上述 4 个变量无量纲化后,综合得到各地区的体制转型指数,计算公式为:

体制转型指数 = 非国有化率 $\times 28.9\%$ + 市场化程度 $\times 23.2\%$ + 政府财政支出占 GDP 的比重 $\times 28.5\%$ + 对外开放程度 $\times 19.4\%$ 。

具体的计算过程见文献[7]。

为了削弱数据的异方差性,需要对相对交易费用、GDP 定基指数、体制转型指数这三个时间序列数据进行对数化处理。对数化后的指标依次记为 $LTransc$ 、 $LGDP$ 、 $LTransin$ 。

3 面板数据分析

面板技术的日趋完善以及广泛运用,使得研究者在设定、控制面板单位个体行为差异方面获得了更大的灵活性,通过设定和检验各种复杂行为模型,研究者可以分析在传统时间序列中无法考察的重要经济问题,而且面板技术在降低共线性程度、提高预测精度、消除测量误差的影响、增加数据点以及对无法观测到的变量和经济计量模型中省略的变量进行控制等方面也具有巨大的优势。因此,本文尝试在现有研究的基础上,采用面板数据模型对我国 29 个省、市地区的外在性交易费用与体制转型和经济发展水平之间的相互关系进行实证分析。

3.1 面板数据的单位根检验

在对选取的指标数据进行对数化处理,为了保证结论的稳健性,本文分别采用面板数据单位根检验中的 IPS 检验、Fisher-ADF 检验、PP-Fisher 检验及 Breitung 检验,对面板数据进行单位根检验,结果见表 1。

由表 1 可知,当对各个时间序列的水平值进行检验时,检验结果均表明不能拒绝“存在单位根”的原假设;而在显著性水平为 5% 的情况下(仅 GDP

此处的国家财政收入不包括债务收入。

指数在 10 % 的情况下)对各个时间序列的一阶差分进行检验,检验结果则显著地拒绝“存在单位根”的原假设。由此,可断定样本中的各个时间序列均为非平稳的 $I(1)$ 过程。

表 1 面板数据单位根检验结果

变量	Levin, Lin & Chu t-statistic	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	Breitung t-statistic
$L Transc$	1.5518 (0.8601)	34.7492 (0.9685)	42.1378 (0.8338)	-0.1075 (0.4572)
$L Transc$	-6.0221 (0.0000)	104.0820 (0.0000)	104.8230 (0.0000)	-1.5266 (0.0634)
$L Transin$	0.3521 (0.6376)	35.5799 (0.9602)	45.8478 (0.7132)	0.6303 (0.7357)
$L Transin$	-20.1896 (0.0000)	161.2050 (0.0000)	169.6910 (0.0000)	-4.2293 (0.0000)
$L GDP$	0.8685 (0.47630)	42.755 (0.8160)	48.7762 (0.7854)	3.7892 (0.8413)
$L GDP$	-8.2569 (0.0000)	65.3861 (0.0944) *	90.7523 (0.0007)	-5.9371 (0.0000)

注:“*”表示 $L GDP$ 在显著性水平为 10 % 的情况下拒绝原假设;“ ”表示对应变量的一阶差分;括号中的数值为 P 值。

3.2 模型的设定形式

由于面板数据具有截面和时序的二维特性,模型设定的正误决定了参数估计的有效性,因此对模型的设定形式进行检验就尤为重要^[8]。

1) 检验模型参数在所有横截面样本点和时间上是否为相同的常数。本文采用广泛使用的协方差分析检验来检验如下两个假设:

假设 1: 截距 (a) 和斜率 (β) 在不同的横截面样本点和时间上都相同 (即混合回归模型)。即

$$H_1: LTransc_{it} = a + \beta LTransin_{it} + \beta_1 LGDP_{it} + u_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

其中, i 代表不同的地区, t 代表时间, 参数 β 表示交易费用关于体制转型变化的弹性, 参数 β_1 表示交易费用关于经济发展水平变化的弹性。

假设 2: 斜率 (β) 在不同的横截面样本点和时间上都相同, 但截距 (a) 不同 (即变截距模型)。即

$$H_2: LTransc_{it} = a_i + \beta LTransin_{it} + \beta_1 LGDP_{it} + u_{it} \quad (2)$$

显然, 如果接受了假设 1, 则没必要进行进一步检验; 如果拒绝了假设 1, 则应对假设 2 进行检验。如果假设 2 也被拒绝, 则应采用下面的式 (3) (即变系数模型):

$$LTransc_{it} = a_i + \beta_i LTransin_{it} + \beta_{i1} LGDP_{it} + u_{it} \quad (3)$$

模型的检验是通过两个 F 检验进行的, 检验 H_1 的 F 统计量为:

$$F_1 = \{ (S_3 - S_1) / [(n-1)(K+1)] \} / \{ S_1 / [nT - n(K+1)] \} \sim F[(n-1)(K+1), nT - n(K+1)] \quad (4)$$

检验 H_2 的 F 统计量为:

$$F_2 = \{ (S_2 - S_1) / [(n-1)K] \} / \{ S_1 / [nT - n(K+1)] \} \sim F[(n-1)K, nT - n(K+1)] \quad (5)$$

在式 (4) 和式 (5) 中, S_1 、 S_2 、 S_3 是分别采用式 (3)、式 (2) 与式 (1) 时估计的残差平方和; n 为截面样本点个数, T 为时期数, K 为除截距项外的待估计参数 (斜率)。

本文根据整理好的面板数据建立相应的模型, 结果得到: $S_1 = 0.6784$, $S_2 = 1.1404$, $S_3 = 3.1140$, 且 $n = 29$, $T = 6$, $K = 2$, 则根据式 (4) 和式 (5) 计算分别得到: $F_1 = 3.7184$, $F_2 = 1.0580$, 查 F 分布表得 F_1 的临界值为 1.35, F_2 的临界值为 1.43。可以看出, F_1 大于其临界值, 拒绝假设 1; F_2 小于其临界值, 接受假设 2。故本文选取变截距的面板数据模型。

2) 模型的固定效应或随机效应的选取。根据样本数据性质的不同, 变截距模型和变系数模型又都有固定效应模型和随机效应模型之分。对于选择固定效应还是随机效应, 一般的经验方法是, 当不能把观测个体当作从一个总体中随机抽样的结果时, 通常把截距项 a_i 看作待估参数, 使用固定效应模型; 否则选择随机效应模型。我国的研究人员基本上都是按照这一原则建模的。实践表明, 这种选择方法并不完全可靠。李子奈^[8]在建立我国城镇居民家庭人均年生活费支出与人均年可支配收入和前期人均年生活费支出等影响因素之间的关系模型时, 对此进行了讨论。还有一种实用有效的统计检验方法是 Hausman 检验, 其基本思想是: 根据前面的分析结果, 参数的设定不同将得到具有不同性质的参数估计量。假设 $E(u_{it} | X_{it}) = 0$, 构造统计量为:

$$H = (LSDV - FGLS)^{-1} (LSDV - FGLS) \quad (6)$$

其中, $LSDV$ 是分别利用固定效应的 LSDV 模型和随机效应模型的可行最小二乘法 (即 FGLS 法) 得到的回归系数估计量; $^{-1}$ 为 LSDV 模型或随机效应模型经过 FGLS 法估计后得到的协方差矩阵的估计。当原假设成立时, H 渐进服从自由度为 K 的 χ^2 分布, 这里 K 为回归变量的个数。在给定的显著水平下, 若统计量 H 的值大于临界值, 则选择固定效应模型, 否则采用随机效应模型。

本文选取 2000—2005 年我国 29 个省、市的数据作为样本,根据经验做法,我们不能把观测个体当作从一个大总体中随机抽样的结果,故选择固定效应模型。同时,本文也采用了 Hausman 检验来对此进行进一步的验证,通过 STATA 9.0 软件计算得出 Hausman 检验的卡方值为 8.0433,相应的伴随概率为 0.0179,拒绝了采用随机效应模型的原假设。

综上所述,本文选取变截距的固定效应模型。

3.3 面板数据的回归结果

在选取相应的面板数据模型后,本文运用 EVIEWS5.1 分析软件,对整理好的数据进行变截距固定效应模型的面板回归分析,计量结果见表 2。

表 2 面板数据分析的计量结果

变量	系数	t 统计量	P 值
<i>LTransin</i>	- 0.0135	- 2.1563	0.0338
<i>LGDP</i>	0.1708	- 10.6845	0.0000
固定效应			
北京	4.7394	河南	4.4591
天津	4.5184	湖北	4.3961
河北	4.3407	湖南	4.4258
山西	4.3195	广东	4.5659
内蒙古	4.3532	广西	4.4262
辽宁	4.4129	海南	4.5659
吉林	4.3108	四川	4.3631
黑龙江	4.1170	贵州	4.2893
上海	4.6980	云南	4.3353
江苏	4.5659	陕西	4.3195
浙江	4.6126	甘肃	4.3275
安徽	4.3604	青海	4.3846
福建	4.5119	宁夏	4.3228
江西	4.4793	新疆	4.3503
山东	4.3616		
R^2	0.9496	SC 值	- 2.4470
\bar{R}^2	0.9385	AIC 值	- 3.0099
F 统计量	13521.94	D. W. 值	1.6230
F 统计量伴随概率	0		

从表 2 可以看出,各变量取对数后建立的面板数据模型的复决定系数 R^2 为 0.9496,调整后的复决定系数 \bar{R}^2 为 0.9385, *LTransin* 的偏回归系数为 - 0.0135,说明交易费用和体制转型之间存在负相关关系,且体制转型指数每提高 1%,交易费用的比重就下降 0.0135%,尽管数值较小,但从统计角度来看,这还是非常显著的; *LGDP* 的偏回归系数为 0.1708,说明交易费用和经济发展水平之间存在正相关关系,且经济发展水平每提高 1%,交易费用的比重就增加 0.1708%。这两个偏回归系数通过了显著性水平为 5%的 t 检验,说明模型变量通过检验,经济发展水平和体制转型两者都对交易费用产

生影响。F 统计量在统计上高度显著,模型整体通过检验。

从固定影响的面板数据模型可看出,我国 29 个省、市的固定影响效应大致处于 4.1~4.7 之间,我们仍可将固定影响效应分为三类:一类是大于 4.5 的,有浙江、天津、福建、上海、北京、广东、江苏、海南这 8 个省份;一类是大于 4.3 小于 4.5 的,有吉林、山西、河北、湖北、广西、河南、江西等 19 个省份;一类是小于 4.3 的,有黑龙江和贵州两个省份。本文认为,引起各省市之间固定影响效应差异的原因主要是因为各省、区、直辖市的经济规模、经济发展速度以及地理环境等条件不同,故而各省市的经济发展水平和体制转型对交易费用的影响不一(这里通过截距项的差异表现出来)。

4 结论

随着新制度经济学的不断发展和交易费用理论的日趋成熟,交易费用问题日益为广大专家学者所关注,但交易费用作为一个内涵广泛的复杂范畴,对其进行严格意义上的测算相当困难。本文借助于现有的国民经济核算数据和金玉国等人的研究成果,对我国 29 个省、市的外在性交易费用进行了测算。

本文在测算我国 29 个省、市的外在性交易费用的基础上,从经济发展水平和体制转型两个角度来研究它们对交易费用的影响。通过从省市区域层面的面板数据回归的实证研究得出,交易费用占 GDP 的比重与经济发展水平之间存在正相关关系,即交易费用随着经济发展水平的提高而上升,而交易费用占 GDP 的比重与体制转型之间存在负相关关系,即经济制度的变迁节约了交易费用。此外,按照金玉国等人对我国外在性交易费用的测算研究,他们认为我国在最近十几年的体制转型期内,相对交易费用保持相对稳定的态势。但本文从省市区域层面经过测算发现,随着 2000—2005 年我国各地区经济发展水平的提高,我国部分地区在体制转型期内的相对交易费用出现了较大波动,波幅超过 4% 的有 16 个省市,波幅超过 6% 的有 9 个省市,其中以广东省的波幅最大,为 16.61%,其次是浙江省,为 11.39%。究其原因,本文通过建立变截距的固定效应模型,认为由于各省、区、直辖市的经济规模、经济发展速度以及地理环境等条件不同,因此各省市的经济发展水平和体制转型对交易费用的影响不一,这必然导致交易费用的波动差异。

(下转第 95 页)

与享受资料的消费。为了更好、更快地提高我国城镇居民的消费质量,我们需要积极地提高自身素质,树立科学的消费观,学习消费知识,接受消费教育,其中社会导向是非常重要的。

3)加强消费环境的改善和建设,促进消费质量的协调发展。环境消费是一种精神文化活动,是人们在收入水平提高后,其消费走向小康的重要标志。从前文的因子分析来看,在我国消费环境对消费质量已有一定的影响;一些地区的经济水平、主体水平都较高,而消费环境水平却偏低;一些地区的消费环境水平较高,但经济水平、主体水平却较低。这就要求我们在发展经济、加强自身建设的同时,还要治理、改善消费环境,尤其是遭到破坏的生态环境,同时,对现存的良好消费环境应科学指导、总体规划,尽力避免其因经济建设、社会发展而遭到破坏。

参考文献

- [1] 尹世杰,蔡德容. 消费经济学原理[M]. 北京:经济科学出版社,2000:25-26.

- [2] 何昀. 全面小康社会的居民消费质量评价研究[J]. 消费经济,2003(3):16-20.
- [3] 何昀. 全面小康消费质量的描述性评价[J]. 探求,2005(3):42-45.
- [4] 尹世杰. 提高消费质量是全面建设小康社会的重要内容和标准[J]. 求索,2003(5):10-13.
- [5] 尹世杰. 我国当前提高居民消费质量的几个问题[J]. 消费经济,2001(1):18-23.
- [6] 曾令华. 消费水平与经济发展[M]. 北京:中国财政经济出版社,2000.
- [7] R. L. 奥特, M. 朗格内克. 统计学方法与数据分析引论[M]. 北京:科学出版社,2003.
- [8] 于秀林,任雪松. 多元统计分析[M]. 北京:中国统计出版社,1998.
- [9] 卢纹岱,朱一力. SPSS for windows 使用指南[M]. 北京:电子工业出版社,2000.
- [10] 国家统计局. 中国统计年鉴(2006)[M]. 北京:中国统计出版社,2007.

Empirical Research on Consumption Quality of Urban Resident in China

Dai Linsong

(Department of Mathematics and Computation, Anqing Normal College, Anqing Anhui 246011, China)

Abstract: This paper establishes the evaluation index system for consumption quality of urban residents in China. Using factor analysis method and cluster analysis method, it empirically studies the consumption quality state of urban residents in China and analyzes its basic characteristics and formative reasons. Finally, it give some suggestions on improving the consumption quality of urban residents in China.

Key words: consumption quality; evaluation index; urban resident; factor analysis; cluster analysis

(上接第 36 页)

参考文献

- [1] 诺思. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 上海:上海三联书店,1994:145-167.
- [2] WALLIS J J. Integration institutional change and technical change in economic history: a transaction cost approach [J]. Journal of Institutional and Theoretical Economics, 1994, 150(4):609-624.
- [3] 陈志昂, 缪仁炳. 中国交易费用与经济增长关系的实证分析[J]. 商业经济与管理, 2000(9):9-13.

- [4] 张五常. 经济解释(中文版)[M]. 北京:商务印书馆, 2000:47-115.
- [5] 金玉国, 张伟. 1991—2002年我国外在性交易费用统计测算[J]. 中国软科学, 2005(1):35-40.
- [6] 卢现祥. 论发展中国家的制度移植及其绩效问题[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2004(4):18-22.
- [7] 金玉国, 张伟. 基于协整方法和VAR模型的中国行政管理成本变动分析[J]. 统计研究, 2006(8):57-62.
- [8] 李子奈, 叶阿忠. 高级计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社, 2000:237-310.

Analysis on Influence Factor of External Transaction Cost of Regions in China : Empirical Study Based on Panel Data

Xia Maosen

(Statistics & Applied Mathematics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract: Using the method of panel data analysis, this paper measures the external comparative transaction cost, the economic development level and the institutional transformation index of 29 regions in China. Based on the fixed effect model with variable intercept, it empirically studies the influences of the economic development level and the institutional transformation index to the external transaction cost. The empirical result shows that there exists the positive correlation between the external transaction cost and the economic development level and the institutional transformation index. And because of the differences on the economic scale, the development speed and the geographic environment among different regions, it also compares the influence differences on the transaction cost with the regions' economic development and the institutional transformation based on fixed effects model.

Key words: external transaction cost; panel data; fixed effect