

Appropriation Cost, Government Expenditure and Income Disparity

Chen Qianqin^{1,a}, Wen Jiayu^{2,b,*}

¹South China University of Technology, Panyu, Guangzhou, Guangdong, China

²South China University of Technology, Panyu, Guangzhou, Guangdong, China

^a1927451280@qq.com, ^b510716468@qq.com

Keywords: Appropriation Cost, Government Expenditure, Income Disparity

Abstract: This article investigates how appropriation cost and government expenditure would affect on income disparity from empirical aspects. Empirically, we use corruption perceptions indices and Gini coefficients of 129 countries or regions to estimate appropriation cost and income disparity respectively, and design regression analysis by different groups, which is determined by different levels of corruption perception indices. Regression results reveal that for countries with high appropriation cost, government expenditure has a significant negative coefficient on income disparity, whereas the coefficient becomes positive in countries with low appropriation cost. Moreover, this article provides with evidence that there is a U-shape relationship between income disparity and per capita income in the high appropriation cost sample, as well as the whole sample and remaining subsamples support the Kuznets Hypothesis.

侵占成本、政府支出与收入差距

陈谦勤^{1, a}, 温嘉瑜^{2, b, *}

¹华南理工大学数量经济学系, 番禺, 广州, 广东, 中国

²华南理工大学数量经济学系, 番禺, 广州, 广东, 中国

^a1927451280@qq.com, ^b510716468@qq.com

关键词: 侵占成本; 政府支出; 收入差距

中文摘要. 本文研究侵占成本和政府支出对收入差距的影响。通过129个国家或地区27年的廉政指数和Gini系数作为侵占成本和收入差距的衡量指标, 并根据廉政指数的高低进行分组回归。回归结果显示, 高侵占成本样本, 政府支出改善收入差距的作用比次高的样本更加显著; 而低侵占成本样本, 政府支出甚至会扩大收入差距。另外, 本研究还发现, 在高侵占成本样本中, 存在收入差距和人均收入的正U型关系; 其他两组样本以及全样本均支持Kuznets假说。

1. 引言

我国从改革开放以来, 反映收入不平等的基尼系数从1981年的0.293上升到2015年的0.462, 超出了0.4的国际警戒线。诚然过大的收入差距不利于社会的稳定发展, 尽管我国政府颁布一系列政策法规, 但是收效甚微, 其可能的原因是我国拥有较低侵占成本。

此外, 国外文献普遍认为财政政策具有改善收入差距的功能, 但这种观点遭遇到国内文献的严重挑战。这种差异源于制度性环境, 而制度环境又本质上决定了一国侵占成本的高低, 侵占成本不同会导致权利集团通过财政政策执行者而直接影响财政政策的效率, 进而最终影响收入差距。因此国内外对财政政策对改善收入差距的作用的争议是可以调解的, 正是因为

各不同体制的国家拥有不一样的侵占成本，所以导致政府支出对改善收入差距上存在差异。

2. 文献回顾

2.1 理论研究综述

上世纪八九十年代，资本从发展中国家外逃到发达国家，这种现象令经济学界感到费解。根据两要素新古典增长理论，因为发展中国家资本的边际产出比发达国家高，所以资本应该从发达国家流向发展中国家。

Tornell 和 Velasco (1992)^[1]认为，由于发展中国家的公有产权缺乏保障，权力集团可以通过操纵财政安排侵占公共财政资源，因此发展中国家居民的私有产权很容易遭受罚没和公有化的侵害，迫使居民持有海外资产。权利集团对国内资产的掠夺完全没有任何制度约束，国内资产的实际回报远低于资本的边际产出，所以国内资本积累进程缓慢。

Tornell 和 Lane (1999)^[2]构建了一个微分博弈增长模型，证明了如果正规部门资本边际产出上升，则整体经济增长率一定下降。正规部门资本边际产出的提高带来两种相反的效应：直接效应是正规部门的总产出增加；间接效应是总产出增加引发的贪婪效应，每个权力集团都榨取更多的财政转移支付，以期占有更大份额的经济增长的果实。而贪婪效应总是大于直接效应；为了维持财政收支平衡，政府不得不增加正规部门的税收；权力集团为了躲避税收，不得不把更多的产出投资到低效的影子部门；资本边际产出提高的后果是整体增长率的降低。

Tornell、Velasco 和 Lane 的研究标志着经济学界开始从产权和法制的角度思考和理解发展中国家的经济增长。不足之处在于他们的研究均假设权力集团侵占公共资本的成本为零，然而事实上侵占成本对贪婪效应和增长都有重要影响。

Long 和 Sorger (2006)^[3]在 Tornell 和 Velasco (1992) 的基础上添加了两个因素：侵占成本和财富效应。Tornell 和 Velasco (1992) 假设权力集团的效用仅仅是私人消费的函数；Long 和 Sorger (2006) 假设效用是权力集团的私人消费、侵占成本和两种资产持有量的函数。值得注意的是，Long 和 Sorger (2006) 的侵占成本指侵占行为对权力集团自身所产生的负效用，他们继续沿用 Tornell 和 Velasco (1992) 的国内资产和海外资产的动态方程，这意味着侵占成本并不降低任何一种资产的持有量。此外，Long 和 Sorger (2006) 还假设国内的公共资产无再投资的可能。在上述设定下他们证明了，侵占成本越高，增长速度越低；权力集团之间侵占成本的差异越大，增长速度也越低。

2.2 实证研究综述

张璇和杨灿明 (2015)^[4]通过对世界银行企业调查数据中的 120 个地级市进行面板数据实证研究，发现行政腐败显著扩大了我国城乡居民收入差距，而且不论是在东部发达地区，还是在中、西部欠发达地区，腐败对城乡收入差距的影响都比较显著。孙群力 (2014)^[5]利用我国 1978-2012 年的时间序列数据，研究发现腐败容易导致居民收入差距的扩大，而经济增长则有利于缩小收入分配差距。Blackburn 和 Forgues-Puccio (2007)^[6]将腐败的收入分配效应引入到动态模型中，并证明了腐败与收入不平等之间存在正相关。并对此作出解释：在存在腐败的环境中，高收入人群可以通过向官员行贿来逃避税收，导致政府税收的减少，从而弱化了其再分配职能。此时，高收入人群与低收入居民之间的不平等差距将远高于无腐败环境中的收入不平等。

除了侵占成本，政府财政政策支出同样能影响收入差距。国外文献大多认为政府支出发挥着缩小收入差距的作用。Gustafsson 和 Johansson (1999)^[7]研究经济合作与发展组织(OECD) 成员国的面板数据发现，人均产出和政府支出等对 Gini 系数的回归参数显著取负值。

Li, Xie 和 Zou (2000)^[8]以人均国内生产总值和政府支出占国内生产总值的比重作为解释变量，分别估计固定效应模型和随机效应模型。回归结果显示，这两个解释变量的回归系数都显著小于零。此外，金融深度 (M2/GDP)、人口增长率、贸易开放程度 (外贸依存度) 和国际贸易条件的变化对收入差距都有不同程度的影响。

然而国内对政府支出与收入差距的关系研究则与上述国外文献的结果大相径庭。余菊(2015)^[9]对我国政府民生支出与城乡收入差距之间的动态关系进行实证分析,结果显示,政府民生支出对城镇居民人均可支配收入的影响大于对农民人均收入的影响。

王小鲁和樊刚(2005)^[10]则发现,除了转移支付和失业保险普及率有降低城镇 Gini 系数的作用以外,其它公共政策和公共产品都有扩大收入差距的倾向。值得关注的是,反映腐败程度的灰色收入也有扩大收入差距的作用。

3. 实证分析模型

学术界关于侵占成本和收入差距之间的实证研究基本上都是基于某个国家或地区进行分析,不具有全局性,并且大部分未重点探讨两者之间的影响机制。本章以全球 129 个国家数据为样本,采用 Gini 系数和廉政指数反映各国的收入差距和侵占成本,最后证实了侵占成本通过改变政府支出的回归系数而影响收入差距。

3.1 数据来源与数据处理

实证研究采用的数据由三部分构成:侵占成本由廉政指数衡量、收入差距由 Gini 系数衡量以及国民收入账户汇总数据。Gini 系数和国民收入账户汇总数据是联合国公布的数据,廉政指数来源于非政府组织透明国际。

联合国汇编了全世界各个研究者和研究机构历年的调查结果,包括 158 个国家或地区,从 1867 年至 2006 年共 5291 个 Gini 系数的观察值。侵占成本通过廉政指数进行衡量,本文共获得了从 1995 年到 2006 年,覆盖 163 个国家或地区的观察值。联合国发布世界各国从 1970 年到 2008 年的经济数据,本文采用的数据涉及行业分类从 A 到 P 的增加值,政府支出、家庭消费、进口、出口、总投资、固定资产投资、国民收入折算指数和人口。

3.2 回归模型

实证研究的关键是,把侵占成本、政府支出和收入差距联系起来。为了研究收入差距的影响因素,国内外文献广泛采用的回归模型为

$$Gini_{i,t} = \mu_i + \eta_1 GovCon_{i,t} + \beta_1 \ln(pcGDP_{i,t}) + \beta_2 \ln^2(pcGDP_{i,t}) + X_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标 i 为时间序列个数 $i=1,2,\dots,n$,下标 t 为年份 $t=1,2,\dots,T_i$; $n \geq 2$ 是进入回归的时间序列个数, T_i 是时间序列 i 的观察值个数; $Gini$ 为 Gini 系数, $pcGDP$ 为不变价格计算的人均收入, $GovCon$ 为政府支出占国内生产总值的百分比; μ 按不同的估计方法称为固定效应或随机效应; X 为其它解释变量,列向量 δ 为 X 的回归参数; ε 为随机扰动。文章把 (1) 称为基本模型。

在文章采用的三类数据中,侵占成本的样本期最短,侵占成本的样本容量不及其它数据的三分之一。如果把侵占成本直接作为回归的解释变量,则会严重地限制其它两类数据的使用。为了讨论侵占成本对收入差距的影响,文章利用廉政指数所提供的信息,把全部数据划分为侵占成本高中低三组,在分组数据的基础上进行回归分析。

分组的原则是保证各个组进入回归的样本容量大致相等,把各国政府划分为 3 种类型:第一组侵占成本最高,第二组侵占成本中等,第三组侵占成本最低。计算样本均值 $aCPI_1, aCPI_2, \dots, aCPI_n$ 的两个百分位点: $aCPI_{p33}$ 和 $aCPI_{p67}$,利用两个百分位点把样本分为三组:第一组满足条件 $aCPI_i > aCPI_{p67}$,第二组满足条件 $aCPI_{p67} \geq aCPI_i > aCPI_{p33}$,第三组满足条件 $aCPI_{p33} \geq aCPI_i$ 。

除了利用分组数据分别估计基本模型 (1) 之外,文章还在分组数据的基础上,构造以下两个虚拟变量:

$$D2_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } aCPI_{67} \geq aCPI_i, \\ 0, & \text{other} \end{cases} \quad D3_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } aCPI_{33} \geq aCPI_i, \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$

利用这两个虚拟变量估计以下扩展模型：

$$Gini_{i,t} = \mu_i + \eta_1 GovCon_{i,t} + \eta_2 D2_{i,t} GovCon_{i,t} + \eta_3 D3_{i,t} GovCon_{i,t} + \beta_1 \ln(pcGDP_{i,t}) + \beta_2 \ln^2(pcGDP_{i,t}) + X_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

根据虚拟变量的定义，政府支出对 Gini 系数的边际影响，在侵占成本最高的政府（第一组）是 η_1 ；对于侵占成本中等的政府（第二组）则是 $\eta_1 + \eta_2$ ；而对于侵占成本最低政府（第三组）则是 $\eta_1 + \eta_2 + \eta_3$ 。如果政府支出具有缩小收入差距的功能，则可以预期 $\eta_1 < 0$ ；如果低侵占成本具有扩大收入差距的倾向，则可以预期 $\eta_2, \eta_3 > 0$ 。

考虑到政府支出的效果存在滞后，为了进一步确认侵占成本和政府支出的作用，文章还利用前述的两个虚拟变量估计扩展模型：

$$Gini_{i,t} = \mu_i + \eta_1 GovCon_{i,t-1} + \eta_2 D2_{i,t} GovCon_{i,t-1} + \eta_3 D3_{i,t} GovCon_{i,t-1} + \beta_1 \ln(pcGDP_{i,t}) + \beta_2 \ln^2(pcGDP_{i,t}) + X_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

利用分组数据分别估计以下模型：

$$Gini_{i,t} = \mu_i + \eta_1 GovCon_{i,t-1} + \beta_1 \ln(pcGDP_{i,t}) + \beta_2 \ln^2(pcGDP_{i,t}) + X_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

我们期望模型（1）和模型（3），模型（2）和模型（4）都有一致的结论。

3.3 回归变量的选择和回归变量的统计描述

表 1 给出了主要回归变量的统计描述。回归变量包括人均收入、人口增长率（用人口的对数差分代替）、国内生产总值折算指数、各类支出和各类增加值。各类支出和各类增加值都用国内生产总值的百分比表示。如果把全部支出或者全部增加值作为回归变量，将导致严重的多重共线性问题。本文从中挑选出最能够反映 Gini 系数分布特征的六个回归变量。对于支出数据，采用政府支出、家庭消费和进出口（外贸依存度）；对于增加值数据，则采用农林牧渔业（A 和 B）、制造业（D）和其它行业（J 到 P）。

表 1 主要回归变量的全部样本统计描述

| 全部样本：共 129 个国家或地区 568 个 Gini 系数时间序列，每个国家或地区至少有 1 个 Gini 系数时间序列，至多有 16 个，平均 4.40 个； | | | | | | | | | | | | | | |
|--|------|-------|-------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|---------|-------|---------|----------|---------|
| | | Gini | CPI | GovCon | pcGdp | dlnPop | HseCon | Import | Export | A_B_Val | D_Val | J_P_Val | IPD_Nc | IPD_Usd |
| 混合数据统计指标 | min | 12.10 | 0.40 | 1.07 | 58.78 | -16.50 | 7.02 | 2.70 | 1.20 | 0.04 | 0.26 | 1.11 | 0.00 | 9.67 |
| | p25 | 29.10 | 2.70 | 10.97 | 579.94 | 0.61 | 56.43 | 23.07 | 18.92 | 5.68 | 12.28 | 20.97 | 41.95 | 66.43 |
| | p50 | 35.30 | 3.70 | 15.16 | 1741.57 | 1.57 | 64.57 | 32.90 | 28.00 | 13.34 | 17.41 | 28.81 | 104.85 | 96.17 |
| | p75 | 44.87 | 6.60 | 19.37 | 6223.44 | 2.49 | 74.61 | 48.24 | 43.53 | 24.90 | 22.23 | 37.56 | 234.92 | 119.35 |
| | max | 77.60 | 10.00 | 47.23 | 58184.63 | 6.22 | 171.39 | 216.01 | 243.44 | 78.05 | 86.26 | 64.59 | 7.48e+16 | 407.61 |
| | mean | 37.26 | 4.66 | 15.60 | 5892.80 | 1.54 | 66.05 | 39.45 | 34.60 | 16.94 | 17.70 | 29.42 | 2.02e+13 | 98.52 |
| | sd | 10.83 | 2.43 | 6.12 | 8800.73 | 1.24 | 14.98 | 26.66 | 26.76 | 14.01 | 8.30 | 11.09 | 1.12e+15 | 47.44 |
| count | 3205 | 1077 | 4514 | 4514 | 4385 | 4514 | 4514 | 4514 | 4514 | 4514 | 4488 | 4488 | 4514 | 4514 |
| 序列长度 | min | 2 | 1 | 19 | 19 | 18 | 19 | 19 | 19 | 19 | 13 | 13 | 19 | 19 |
| | mean | 5.64 | 8.35 | 34.99 | 34.99 | 33.99 | 34.99 | 34.99 | 34.99 | 34.99 | 34.79 | 34.79 | 34.99 | 34.99 |
| | max | 34 | 12 | 39 | 39 | 38 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 |
| 序列个数 | 568 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 | 129 |

对于分组数据，本文同样采用表 1 的描述性统计分析。结果显示，本文挑选的回归变量呈现出很强的分布特征。分组数据显示，侵占成本越高，Gini 系数越低。三个组 CPI 的样本均值分别为 8.35、4.56 和 2.58，Gini 系数的样本均值分别为 33.51、37.82 和 40.30。Gini 系数较低的国家拥有较高的人均收入，政府支出、进出口、制造业（D）产值和其它行业（J 到 P）产值占国内生产总值的比重也较高，但人口增长率和价格指数则相对较低，家庭消费和农林牧渔业（A 和 B）占国内生产总值的比重较低。

3.4实证分析过程和回归结果

实证分析过程包括以下步骤：步骤一，在借鉴国内外主要文献的基础上，确定 Gini 系数和宏观经济数据的回归方程；步骤二，利用廉政指数（CPI）的时间序列均值对数据分组，从而形成侵占成本高中低的三个子样本，在分组数据的基础上估计扩展模型和分组回归；步骤三，采用滞后一年的政府支出重新估计扩展模型和分组回归，以讨论回归结果的稳定性。

3.4.1 确定Gini系数和回归方程

表 2 提供了基本模型的回归结果，文章认为最合适的基本模型为方程一，方程二到方程三都有缺陷。四个方程的 Hausman 检验都倾向于选择固定效应模型。大部分回归变量参数估计值的符号和显著性，在同一个方程的固定效应模型和随机效应模型之间相吻合，在不同方程之间的表现也基本吻合。如果一个回归变量在同一个方程的固定效应模型和随机效应模型表现不相同，我们主要参考固定效应模型。

表 2 基本模型的回归结果

| 被解释变量：Gini 系数 | | | | | | | | |
|---------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 解释变量 | 方程一 | | 方程二 | | 方程三 | | 方程四 | |
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| GovCon | -0.124 (0.033)*** | -0.272 (0.031)*** | -0.113 (0.033)*** | -0.265 (0.031)*** | -0.111 (0.033)*** | -0.260 (0.030)*** | -0.115 (0.034)*** | -0.258 (0.032)*** |
| lnPcGdp | 9.191 (1.913)*** | 17.686 (1.684)*** | 9.618 (1.942)*** | 18.464 (1.700)*** | 9.750 (1.948)*** | 18.413 (1.701)*** | 9.607 (1.926)*** | 18.028 (1.686)*** |
| ln2PcGdp | -0.441 (0.127)*** | -1.232 (0.102)*** | -0.446 (0.128)*** | -1.264 (0.103)*** | -0.454 (0.129)*** | -1.264 (0.103)*** | -0.470 (0.128)*** | -1.254 (0.102)*** |
| dlnPop | 0.185 (0.165) | 1.092 (0.155)*** | 0.272 (0.166) | 1.206 (0.156)*** | 0.268 (0.164) | 1.183 (0.155)*** | 0.211 (0.165) | 1.119 (0.156)*** |
| HseCon | -0.035 (0.016)** | -0.028 (0.016)* | | | | | -0.025 (0.017) | -0.015 (0.016) |
| Trade | 0.016 (0.005)*** | 0.019 (0.004)*** | 0.017 (0.005)*** | 0.021 (0.004)*** | 0.017 (0.005)*** | 0.021 (0.004)*** | | |
| A_B_Val | 0.065 (0.030)** | 0.041 (0.029) | 0.058 (0.030)** | 0.031 (0.029) | 0.054 (0.030)* | 0.026 (0.029) | 0.064 (0.030)** | 0.041 (0.029) |
| D_Val | -0.161 (0.027)*** | -0.239 (0.025)*** | -0.151 (0.027)*** | -0.233 (0.025)*** | -0.154 (0.027)*** | -0.236 (0.025)*** | -0.165 (0.027)*** | -0.241 (0.025)*** |
| J_P_Val | 0.216 (0.025)*** | 0.262 (0.024)*** | 0.198 (0.025)*** | 0.236 (0.024)*** | 0.197 (0.024)*** | 0.238 (0.024)*** | 0.213 (0.025)*** | 0.258 (0.024)*** |
| lnIPD_Nc | 0.200 (0.046)*** | 0.115 (0.043)*** | 0.197 (0.046)*** | 0.108 (0.043)** | 0.193 (0.046)*** | 0.104 (0.044)** | 0.194 (0.046)*** | 0.109 (0.043)** |
| lnIPD_Usd | -0.961 (0.291)*** | 0.306 (0.252) | -0.919 (0.293)*** | 0.429 (0.253)* | -0.920 (0.292)*** | 0.397 (0.252) | -0.913 (0.292)*** | 0.343 (0.252) |
| GCF | | | -0.013 (0.015) | -0.036 (0.015)** | | | | |
| FCF | | | | | -0.021 (0.019) | -0.039 (0.018)** | | |
| Export | | | | | | | 0.035 (0.010)*** | 0.043 (0.008)*** |
| Constant | -5.763 (8.421) | -23.416 (7.842)*** | -10.733 (8.258) | -28.496 (7.642)*** | -10.949 (8.247) | -27.915 (7.629)*** | -8.001 (8.496) | -25.855 (7.880)*** |
| R2 | 0.945 | | 0.945 | | 0.945 | | 0.946 | |
| 调整 R2 | 0.933 | | 0.933 | | 0.933 | | 0.933 | |
| 样本容量 | 3116 | | 3116 | | 3116 | | 3116 | |
| 时间序列 | 568 | | 568 | | 568 | | 568 | |
| 国家 | 129 | | 129 | | 129 | | 129 | |
| Hausman 检验值 | 437.976*** | | 395.153*** | | 430.355*** | | 435.087*** | |

表格备注（下同）：
FE 代表固定效应模型，RE 代表随机效应模型；
变量 Trade 为对外贸易依存度，计算公式：Trade=Import + Export；

回归结果仅报告固定效应的拟合优度 R^2 和 Adjusted R^2 ，随机效应没有此类指标；括号内数字为参数对应的标准差：*表示在 10% 水平下显著；**表示在 5% 水平下显著；***表示在 1% 水平下显著。

方程一仅采用表 1 所列的数据，基本上体现了国外主要文献的结论。固定效应模型中，除人口增长率 (dlnPop) 以外，方程一的其它解释变量都非常显著。人均国内生产总值一次项 (lnPcGdp) 和二次项 (ln2PcGdp) 的参数估计分别为 9.191 和 -0.441，收入差距和人均收入之间存在明显的 Kuznets 曲线的特征。政府支出 (GovCon) 的回归参数取值显著为负，说明政府支出具有缩小收入差距的倾向。制造业比重 (D_Val) 的回归参数取值也显著为负，制造业基本上是劳动密集型产业，发展制造业能够促进就业从而改善收入差距。其它产业比重 (J_P_Val) 的回归参数取值显著为正。方程二和方程三分别用资本形成 (GCF) 和固定资产投资 (FCF) 代替方程一的家庭消费 (HseCon)，但两个变量的回归参数在固定效应模型中都不显著。方程四用出口比重 (Export) 代替方程一的对外贸易依存度 (Trade)，虽然 Export 的回归参数显著，但 HseCon 的回归参数变得不显著。在表 2 所描述的四个方程当中，方程一的表现最好。把对外贸易依存度作为回归变量，是国内外文献广泛采用的标准做法。基于上述理由，我们把方程一确定为文章的基本模型。

3.4.2 估计扩展模型和分组回归

表 3 报告了分析过程第二个步骤的回归结果。这个步骤利用全部数据估计扩展模型(2)，利用分组数据重新估计基本模型(1)。在表 3 的扩展模型中，GovCon、D2GovCon 和 D3GovCon 固定效应参数估计值分别为 -0.303、0.028 和 0.347，第一个和最后一个参数都在 1% 水平下显著。虽然政府支出有缩小收入差距的作用，但是随着廉政指数的下降，无论是固定效应模型还是随机效应模型，政府支出的政策效果都显著减弱。除了新变量 D2GovCon 和 D3GovCon 外，表 3 扩展模型的其它解释变量，无论是参数符号还是显著性，和表 2 的方程 1 都非常接近。在模型选择方面，表 3 的扩展模型和表 2 的方程 1 都倾向于固定效应模型。

表 3 扩展模型和分组数据的回归结果

| 被解释变量: Gini 系数 | | | | | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 解释变量 | 全部数据 | | 高侵占成本组 | | 中侵占成本组 | | 低侵占成本组 | |
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| GovCon | -0.303 (0.071)*** | -0.479 (0.046)*** | -0.290 (0.063)*** | -0.464 (0.058)*** | -0.139 (0.054)** | -0.395 (0.051)*** | 0.087 (0.066) | 0.018 (0.061) |
| D2GovCon | 0.028 (0.087) | 0.087 (0.048)* | | | | | | |
| D3GovCon | 0.347 (0.071)*** | 0.367 (0.042)*** | | | | | | |
| lnPcGdp | 9.139 (1.911)*** | 16.979 (1.709)*** | -11.271 (7.528) | -18.880 (7.333)** | 38.301 (5.575)*** | 37.228 (4.826)*** | 16.094 (6.555)** | 21.832 (4.774)*** |
| ln2PcGdp | -0.445 (0.127)*** | -1.111 (0.106)*** | 0.755 (0.405)* | 0.858 (0.396)** | -2.269 (0.348)*** | -2.380 (0.291)*** | -1.036 (0.518)** | -1.497 (0.354)*** |
| dlnPop | 0.115 (0.164) | 0.978 (0.154)*** | -0.611 (0.298)** | 0.129 (0.296) | -0.149 (0.297) | 1.459 (0.273)*** | 0.235 (0.278) | 0.985 (0.258)*** |
| HseCon | -0.027 (0.016)* | -0.009 (0.016) | 0.003 (0.038) | 0.014 (0.040) | 0.051 (0.028)* | 0.069 (0.027)** | -0.060 (0.027)** | -0.030 (0.025) |
| Trade | 0.014 (0.005)*** | 0.015 (0.004)*** | -0.007 (0.007) | 0.008 (0.005) | 0.043 (0.007)*** | 0.017 (0.006)*** | 0.004 (0.011) | 0.022 (0.010)** |
| A_B_Val | 0.059 (0.030)** | 0.035 (0.028) | -0.065 (0.104) | -0.198 (0.099)** | 0.303 (0.051)*** | 0.160 (0.051)*** | -0.014 (0.048) | 0.003 (0.045) |
| D_Val | -0.187 (0.027)*** | -0.256 (0.025)*** | -0.170 (0.058)*** | -0.212 (0.056)*** | -0.313 (0.045)*** | -0.392 (0.044)*** | -0.133 (0.048)*** | -0.233 (0.042)*** |
| J_P_Val | 0.213 (0.025)*** | 0.265 (0.024)*** | 0.235 (0.047)*** | 0.245 (0.047)*** | 0.218 (0.037)*** | 0.292 (0.037)*** | 0.071 (0.048) | 0.158 (0.046)*** |
| lnIPD_Nc | 0.220 (0.047)*** | 0.100 (0.043)** | 0.628 (0.134)*** | 0.543 (0.140)*** | -0.016 (0.054) | 0.042 (0.055) | 0.591 (0.113)*** | 0.179 (0.089)** |
| lnIPD_Usd | -0.956 (0.291)*** | -0.121 (0.257) | -2.053 (0.405)*** | -0.641 (0.400) | -0.963 (0.427)** | -0.865 (0.404)** | -0.026 (0.653) | 0.430 (0.596) |
| Constant | -3.663 | -23.703 | 77.469 | 138.847 | -124.699 | -104.314 | -19.924 | -38.975 |

| | | | | | | | | |
|-------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|------------|------------|
| | (8.396) | (7.850)*** | (34.238)** | (33.074)*** | (23.364)*** | (21.185)*** | (22.521) | (17.386)** |
| R2 | 0.946 | | 0.960 | | 0.967 | | 0.911 | |
| Adjusted R2 | 0.934 | | 0.954 | | 0.958 | | 0.886 | |
| 样本容量 | 3116 | | 1012 | | 1078 | | 1026 | |
| 时间序列 | 568 | | 128 | | 224 | | 216 | |
| 国家 | 129 | | 23 | | 41 | | 65 | |
| Hausman 检验值 | 358.538*** | | 15.980 | | 56.493*** | | 100.156*** | |

在表 3 的分组回归中，政府支出（GovCon）的参数符号及显著性检验，与扩展模型的结论相吻合。无论是固定效应模型还是随机效应模型，政府支出（GovCon）的回归参数在第一组最小而且取负值，第二组较大，第三组最大而且取正值。无论是扩展模型还是分组回归，无论是固定效应模型还是随机效应模型，解释变量 D_Val 的回归参数总是负值，J_P_Val 的回归参数总是正值，这两个参数基本上都很显著。

在表 3 的分组回归中，各个子样的表现存在着差异。Hausman 检验的结果显示，第一组数据支持随机效应模型，而第二组和第三组数据则倾向于固定效应模型。第一组数据人均国内生产总值一次项（lnPcGdp）和二次项（ln2PcGdp）的回归参数分别取负值和正值，无论是固定效应模型还是随机效应模型，收入差距和人均收入之间呈现明显的正 U 形特征；另外两组数据这两个参数的符号与第一组刚好相反，收入差距和人均收入之间呈现明显的倒 U 形特征。三个子样的某些回归参数，在符号和显著程度上存在差异。

3.4.3 回归的稳定性分析

表 4 报告回归分析第三步的结果。第三个步骤是用滞后变量 lGovCon、D2lGovCon 和 D3lGovCon 替代表 3 的解释变量 GovCon、D2GovCon 和 D3GovCon，即估计模型（3）和模型（4），回归结果为表 4。Hausman 检验的结果显示，表 4 所估计的四个方程都支持固定效应模型。虽然模型（3）中 D2lGovCon 的回归参数出现了负值，但这个回归参数并不显著。在模型表现的其它方面，表 4 和表 3 大致相同。表 3 和表 4 的回归结果说明，侵占成本通过改变政府支出的政策效果而影响收入差距，侵占成本越低，政府支出改善收入差距的作用越不理想，这个结论不会由于采用政府支出的滞后变量而产生实质变化。

表 4 滞后变量模型的回归结果

| 被解释变量: Gini 系数 | | | | | | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 解释变量 | 全部数据 | | 高侵占成本组 | | 中侵占成本组 | | 低侵占成本组 | |
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| lGovCon | -0.169 (0.064)*** | -0.387 (0.044)*** | -0.110 (0.053)** | -0.279 (0.051)*** | -0.107 (0.048)** | -0.343 (0.046)*** | 0.079 (0.062) | -0.004 (0.058) |
| D2lGovCon | -0.065 (0.079) | 0.044 (0.047) | | | | | | |
| D3lGovCon | 0.299 (0.068)*** | 0.333 (0.042)*** | | | | | | |
| lnPcGdp | 8.463 (1.923)*** | 17.318 (1.727)*** | -18.953 (7.365)** | -30.196 (7.221)*** | 38.891 (5.564)*** | 39.138 (4.796)*** | 15.124 (6.662)** | 21.835 (4.793)*** |
| ln2PcGdp | -0.385 (0.127)*** | -1.140 (0.108)*** | 1.219 (0.393)*** | 1.484 (0.389)*** | -2.285 (0.348)*** | -2.472 (0.290)*** | -0.972 (0.526)* | -1.499 (0.355)*** |
| dlnPop | 0.154 (0.165) | 1.048 (0.154)*** | -0.511 (0.304) | 0.327 (0.304) | -0.086 (0.294) | 1.663 (0.269)*** | 0.224 (0.278) | 0.982 (0.258)*** |
| HseCon | -0.022 (0.016) | -0.000 (0.015) | 0.020 (0.039) | 0.037 (0.040) | 0.062 (0.028)** | 0.098 (0.027)*** | -0.063 (0.026)** | -0.032 (0.025) |
| Trade | 0.014 (0.005)*** | 0.017 (0.004)*** | -0.005 (0.007) | 0.014 (0.005)*** | 0.043 (0.007)*** | 0.017 (0.006)*** | 0.003 (0.011) | 0.022 (0.010)** |
| A_B_Val | 0.054 (0.030)* | 0.035 (0.029) | 0.060 (0.102) | -0.095 (0.099) | 0.307 (0.051)*** | 0.162 (0.051)*** | -0.024 (0.049) | 0.004 (0.046) |
| D_Val | -0.175 (0.027)*** | -0.251 (0.025)*** | -0.122 (0.057)** | -0.157 (0.056)*** | -0.304 (0.045)*** | -0.377 (0.044)*** | -0.126 (0.048)*** | -0.231 (0.041)*** |
| J_P_Val | 0.205 (0.024)*** | 0.252 (0.024) | 0.210 (0.048)*** | 0.214 (0.048)*** | 0.210 (0.037)*** | 0.277 (0.037)*** | 0.079 (0.047)* | 0.162 (0.045)*** |
| lnIPD_Nc | 0.229 (0.047)*** | 0.104 (0.043)** | 0.779 (0.134)*** | 0.686 (0.143)*** | -0.018 (0.054) | 0.045 (0.055) | 0.587 (0.113)*** | 0.177 (0.089)** |

| | | | | | | | | |
|-----------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------|
| lnIPD_Usd | -1.041 (0.292)*** | 0.014 (0.259) | -2.098 (0.411)*** | -0.513 (0.407) | -0.955 (0.428)** | -0.728 (0.405)* | -0.087 (0.660) | 0.434 (0.598) |
| Constant | -3.280 (8.433) | -26.391 (7.876)*** | 102.480 (34.071)*** | 182.471 (32.929)*** | -129.709 (23.122)*** | -117.010 (20.895)*** | -15.810 (22.824) | -38.636 (17.363)** |
| R2 | 0.946 | | 0.960 | | 0.967 | | 0.911 | |
| Adjusted R2 | 0.933 | | 0.953 | | 0.958 | | 0.886 | |
| 样本容量 | 3116 | | 1012 | | 1078 | | 1026 | |
| 时间序列 | 568 | | 128 | | 224 | | 216 | |
| 国家 | 129 | | 23 | | 41 | | 65 | |
| Hausman 检验 值 | 402.835*** | | 77.526*** | | 6942.491*** | | 96.045*** | |

4. 结论

文章建立的基本模型显示除人口增长率 (dlnPop) 而外, 其它回归变量都非常显著。政府支出 (GovCon) 改善收入差距的作用非常显著, 收入差距和人均收入之间呈现明显的倒 U 形特征, 这是因为人均收入低的国家起点低, 寻租收益也很低, 人们将会专业化于生产活动, 结果是经济增长和平均收入达到一个高水平均衡, 此时全社会的收入分配会较平均; 人均收入高的国家的税收一般较为庞大, 政府调控能力增强, 在不影响生产积极性的前提下, 达到经济增长和平均收入的一个均衡, 此时的收入分配也比较平均; 但是, 中等收入的国家处于一种调整增长阶段, 各项法规制度等不完善而导致漏洞颇多, 寻租空间大, 并且政府自制力较弱, 此时的收入分配就会比高侵占成本国家和低侵占成本国家更加不平等。并且, 贸易开放程度 (Trade) 的增强、其它产业 (J_P_Val) 的发展和国内物价水平 (lnIPD_Nc) 的上升都存在加剧收入差距的倾向, 发展制造业 (D_Val) 有缩小收入差距的作用。

文章根据侵占成本高低, 通过廉政指数 (CPI) 的时间序列均值把数据分为三组。样本分组使得数据的分布体现明显的规律: 低侵占成本有扩大收入差距的倾向, 这个假设在扩展模型和分组回归中得到了证实。扩展模型的回归结果显示, 侵占成本通过改变政府支出 (GovCon) 的边际影响, 从而低侵占成本的情况下政府支出的政策效果将会被削弱。采用滞后一年的政府支出 (IGovCon) 重新估计扩展模型和分组回归, 仍然得到类似的结论。

虽然扩展模型、基本模型的回归结果都与文献基本吻合, 但回归结果在子样本之间存在差异。其一, 高侵占成本的人均收入和收入差距体现显著的正 U 形关系, 而另外两组则呈现典型的倒 U 形特征。其二, 侵占成本的三组别在人口增长率 (dlnPop)、家庭消费 (HseCon)、经济开放程度 (Trade) 和农林牧渔业增加值 (A_B_Val) 的回归表现上也存在差异。

分组数据回归结果的某些特征值得关注。例如, 在低侵占成本组中, 无论是固定效应模型还是随机效应模型, lnIPD_Nc 的回归参数都是显著的正值, 说明国内物价水平的上升有很强的扩大收入差距的倾向。Hausman 检验显示, 该组别支持固定效应模型; 其中, 政府支出 (GovCon) 和家庭消费 (HseCon) 的回归参数分别取正值 (不显著) 和负值 (在 5% 水平下显著), 这两个符号刚好和另外两个组别相反。如果我们相信政府支出和家庭消费之间存在替代关系, 也就是提高政府支出的比重等同于降低家庭消费的比重, 那么两者对收入差距的叠加效应会相当可观。不幸的是, 国内物价水平上升、政府支出比重上升和家庭消费比重下降, 恰好是中国过去二十年的国情。文章的结论能够解释, 为什么在过去二十年中国的收入差距一直在持续扩大。

References

- [1] Tornell, Aaron and Andrés Velasco, The Tragedy of the Commons and Economic Growth: Why Does Capital Flow from Poor to Rich Countries?[J], *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6): 1208-1231.
- [2] Tornell, Aaron and Philip R. Lane, The Voracity Effect[J], *The American Economic Review*, 1999, 89(1): 22-46.

- [3] Long, Ngo Van and Gerhard Sorger, Insecure Property Rights and Growth: The Role of Appropriation Costs, Wealth Effects, and Heterogeneity[J], *Economic Theory*, 2006, 28(3): 513-529.
- [4] Zhang, Xuan and Yang, Canming, Corruption and Income Disparity Between Urban and Rural Areas: Evidence from 120 Cities in China[J], *The Journal of Finance & Trade Economics*, 2015(1): 77-89.
- [5] Sun, Qunli, Economic Growth, Corruption, and Income Inequality[J], *The Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, 2016(5): 25-31.
- [6] Keith Blackburn and Gonzalo F. Forgues-Puccio, Distribution and development in a model of Misgovernance[J], *European Economic Review*, 2007(51):1534–1563.
- [7] Gustafsson, Bjorn and Mats Johansson, “In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary over Time in Different Countries?”[J], *The American Sociological Review*, 1999, 64(4): 585-605.
- [8] Li, Hongyi, Danyang Xie and Heng-Fu Zou, Dynamics of Income Distribution[J], *The Canadian Journal of Economics*, 2000, 33(4): 937-961.
- [9] Yu, Ju, Dynamic Impacts of Government Expenditure on Urban and Rural Income Disparity[J], *The Journal of Statistics and Strategy*, 2015(5): 143-146.
- [10] Wang, Xiaolu and Fan, Gang, Income Inequality in China and Its Influential Factors[J], *Economic Research Journal*, 2005(10): 26-34.