

地方财政对本地居民偏好的 回应性研究^{*}

尹 恒 杨龙见

摘 要：地区经济结构有助于解释地方财政对本地居民偏好的回应程度，即财政回应性。建立一个动态一般均衡模型，以得到地方财政回应性与财政支出结构间的单调关系，从而使财政回应性可以测量。地方财政支出中的福利性支出占比，是财政回应性的有效代理变量。利用中国县级财政和规模以上工业企业等多个数据库的数据进行实证检验发现，民营经济份额越大、个人所得税占地方财政收入的比重越高、本地市场集中度越低，地方财政福利性支出的占比就越高。这表明，民营经济份额、地方财政收入结构和市场集中度所概括的地区经济结构因素，对地方财政的回应性确实存在显著影响。使市场在资源配置中起决定性作用，是解决中国地方财政回应性缺乏的有效途径。

关键词：地方财政 居民偏好 财政回应性

作者尹恒，北京师范大学经济与工商管理学院教授（北京 100875）；杨龙见，北京大学光华管理学院博士后（北京 100871）。

一、引 言

财政回应性系指，政府公共支出决策回应居民公共物品偏好和需求的程度。随着中国在 20 世纪末逐渐将财政体制改革的目标模式确立为公共财政体制，并逐渐形成建设服务型政府的共识，中央政府对民生问题的关注与日俱增。建立公共财政体制和服务型政府的核心在于增强财政的回应性，这对于直接面对居民公共物品需求的地方财政尤为重要。它不仅有助于提升政府的公信力，更关系到辖区和谐与稳定。

西方财政分权文献对财政回应性问题并没有投入较多关注。究其原因，由于财

* 感谢国家自然科学基金（71173019，71373026）、中央高校基本科研业务费专项资金（2012WZD13）、教育部新世纪优秀人才支持计划（NECT-11-0041）和哲学社会科学研究重大课题（11JZD015）的资助。感谢许敏波、李世刚和柳荻的有益建议。

政联邦制下地方政府更加了解本地居民的信息,学者们认为充分回应性理所当然,甚至在界定模型环境时也不需要作为假设明确列出。蒂布特(Tiebout)指出,“用脚投票”机制能够保证地方政府按照居民的意愿供给公共品,实现公共物品配置的帕累托最优。^①此后,从信息优势角度研究地方政府提供公共物品效率的文献大量涌现。^②奥茨(Oates)将其概括为“分权定理”:地方政府能够向各自的居民提供最有效的公共物品量,而中央政府却无法实现这一点。^③这些文献的共同逻辑是,地方政府更接近当地民众,拥有更多的信息优势,可以更有效地提供公共服务,以满足本地居民的需求。在这些经典财政分权理论中,财政的充分回应性是一个隐含的基本前提。钱颖一和温加斯特(Weingast)提出的促进经济增长的“市场保护型”机制,也隐含地设定了财政充分的回应性。^④

在中国财政回应性却是一个需要深入讨论的问题。中国式财政分权脱胎于传统计划经济体制,新中国成立初期,国家尽可能调动资源用于积累和扩大再生产。依靠这种“生产建设财政”,中国在“一穷二白”基础上迅速建立了现代工业体系。随着工业基础逐步确立,其对居民偏好回应性不足的缺陷也越来越明显。中央政府充分认识到这一点,提出了建设公共财政体制和服务型政府的目标,不过地方财政的转型明显滞后。乔宝云等人发现,地方政府更愿意进行生产投资,义务教育财政支出不足。^⑤平新乔和白洁发现,预算内支出结构和预算外支出结构存在差异,地方政府把更具选择空间的预算外支出主要花在基础设施建设方面。^⑥傅勇和张晏发现,省级政府支出结构存在“重建设、轻人力资本投资和公共服务”的倾向。^⑦尹恒和朱虹证实,在对上负责、以GDP为中心的政绩考核制度下,地方政府确实存在生产

① Charles M. Tiebout, "A Pure Theory of Local Expenditures," *The Journal of Political Economy*, vol. 64, no. 5, 1956, pp. 416-424.

② 参见 George J. Stigler, "Perfect Competition, Historically Contemplated," *The Journal of Political Economy*, vol. 65, no. 1, 1957, pp. 1-17; Richard A. Musgrave, *The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy*, New York: McGraw-Hill, 1959.

③ Wallace E. Oates, *Fiscal Federalism*, New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.

④ Yingyi Qian and Barry R. Weingast, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives," *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, no. 4, 1997, pp. 83-92.

⑤ 乔宝云、范剑勇、冯兴元:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》2005年第6期。

⑥ 平新乔、白洁:《中国财政分权与地方公共物品的供给》,《财贸经济》2006年第2期。

⑦ 傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》2007年第3期。

性支出偏好。^①这与中央政府对民生问题的关注形成了鲜明的对照,表明中央财政和地方财政的回应性确实存在明显差异。

地方财政的“越位”与“缺位”问题一直困扰着中国财政分权体制。^②其根源也正在于地方财政缺乏回应性,对本地居民公共品需求的敏感性不强。在地方财政民生支出“缺位”的情况下,中央政府求助于转移支付,尤其是将用途界定在教育、卫生和社会保障等项目的专项转移支付。中央财政的转移支付确实弥补了地方政府基本公共物品供给的不足。不过,这种财政重新集中化的倾向不利于改善财政分权体制的效率,根本出路还在于提升地方财政的回应性。然而不论从理论还是经验角度看,与完善中国式财政分权体制相比,财政回应性文献的发展明显不足。

本文尝试立足于中国式财政体制的基本特征,从地区经济结构中探寻能够解释地方财政回应性差异的因素,包括民营经济发展状况、税收结构和市场集中度等维度。为了测量财政回应性,本文提出契合中国地方政府决策环境的理论模型,得到地方财政回应性与财政支出结构间的单调关系,从而后者是前者的有效代理变量。随后综合中国县级财政和规模以上工业企业等多个数据库检验地区经济结构与财政回应性间可能的相关关系,发现十分稳健的结果:本地民营经济份额越大、个人所得税占地方财政收入的比重越高、市场集中度越低,地方财政回应性就越强。这表明,地区经济结构确实是影响地方财政回应性的因素。中共十八届三中全会所提出的“使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用”的政策设计,能够解决地方财政回应性缺乏问题。

本文第二部分提出财政回应性影响因素的假说;第三部分讨论财政回应性的测量;第四部分介绍经验分析思路和数据;第五部分报告检验结果;第六部分总结全文。

二、中国式财政分权体制下的财政回应性影响因素假说

如何解释中国地区间财政回应性的差异?经典财政分权理论并没有提供现成的答案。我们借鉴中国财政问题的研究成果和中国特定的社会经济环境,尝试从地区经济结构差异中探寻有助于理解地方财政回应性差异的因素,包括所有制结构、市场结构和财政收入结构。^③一般地,地区民营经济发展越充分,地方政府通过直接

① 尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011年第1期。

② 王永钦等人认为,这是中国经济分权式改革的三大代价之一,另外两个是城乡收入差距的扩大和地区市场分割。参见王永钦等:《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》2007年第1期。

③ 显然,影响地方财政回应性的因素是难以穷尽的。由于数据的限制,本文尝试先从经济结构的这些特征着手。随着数据资源日益丰富,相信越来越多的影响因素会被识别出来。

介入生产性投资活动来提高经济增长率的激励就越弱；市场垄断和利益集团的力量越强，其政策影响就越大，公共支出就会更加向其偏好的投资领域倾斜；地方政府越依赖直接税这种纳税人意识很强的收入形式，其支出决策也越可能更加回应居民的偏好。经济结构中这三个相互联系、相互影响的关键维度构成了财政支出决策激励—约束机制的主体。据此，本文尝试提出如下相关性假说。^①

假说一：地方民营经济份额与财政回应性正相关。

新中国成立以来很长一段时期，中国的财政收入是“取国有部门自家之财”，财政支出是“办国有部门自家之事”，政府对国有和非国有部门进行区别对待。^② 政府支出的目标是迅速建立现代工业体系、发展壮大国有经济、快速提升国家实力。在这种“生产建设财政”体制下，财政支出尽量投向生产建设。改善民生的公共服务因具有明显的非生产性，只能居于从属地位。财政尽可能避免用来“吃饭”，“勒紧腰带也要搞建设”。改革开放之后，财政收入逐渐多元化，税收收入成为财政收入的绝对主体，^③ 而来自非国有经济的财政收入也远远超过国有部门的贡献。财政收入已经是“取众人之财”。^④ 伴随着这种经济结构的变化，如前所述，中央财政逐步摒弃“生产建设财政”观念，建设公共财政体制和服务型政府成为基本政策目标。然而时至今日，地方政府官员仍抱怨本地的财政是“吃饭财政”。社会经济发展毕竟是一个连续的过程，这样的话地方财政回应性的滞后应该与民营经济发展滞后相关。民营经济份额高的地区，本地居民和官员对“服务型政府”的理解应该更深入，直接依靠财政生产性支出改善经济增长绩效的必要性也更小。^⑤ 因此，在中国特色的财政分权体制下民营经济发展程度上的多样性，能够为理解地方财政回应性差异提

① 严格地说，需要建立财政回应性影响机制的正式模型，以理清这些相关性背后的机制。地区经济结构是多维度的，单一模型不能揭示地区经济结构与财政回应性的整体面貌，这至少应包括民营经济比重、市场结构和财政收入结构影响本地区财政回应性的多个政治经济模型。由于篇幅的限制，我们这里先试图描绘经济结构与财政回应性的整体面貌。对理论完整性的追求，留待以后做进一步的研究。

② 高培勇：《公共财政：概念界说与演变脉络——兼论中国财政改革30年的基本轨迹》，《经济研究》2008年第12期。

③ 据财政部《2012年全国公共财政收入决算表》，2012年全国公共财政收入11.7万亿元，税收收入占比约86%。

④ 到2007年，国有经济单位对于税收收入的贡献，从1978年的86.8%下降到19.2%，加上集体经济的贡献也只有20.8%；多种所有制企业以及其他来源的份额占79.2%。转引自高培勇：《公共财政：概念界说与演变脉络——兼论中国财政改革30年的基本轨迹》，《经济研究》2008年第12期。

⑤ 地区所有制结构与财政回应性间的影响机制很可能不是单一的。例如民营经济发达的地区，政府可能面临更大的商业环境建设和基础设施投资压力，以提升本地企业的相对竞争优势，从而对民生回应减弱。多种机制综合作用的结果如何，是一个经验和实证问题。

供线索。^①

假说二：直接税占地方财政收入的份额与财政回应性正相关。

个人所得税这种直接税的规模很可能与地方民营经济的发展水平正相关。更重要的是，与增值税、消费税和营业税等间接税相比，直接税下广大居民真真切切地感受到税负的存在，他们的纳税人意识更强烈，从而更有激励关注和影响地方公共资金的配置。^② 中外财政史上的早期制度都倾向于寓税于价，从交易和商品流转环节取得收入，避免直接向个人所得征税，这其中的一个重要原因就是担心招致不满。直接税比重越高，地方官员在进行支出决策时受到的约束越强。因此，税收结构特征也可以是理解中国特色财政分权体制下地区间财政回应性差异的一个方向。

假说三：地区市场集中度与财政回应性负相关。

市场结构是地区经济结构的另一个重要维度。如果地区的市场集中度较高，地区经济较大地依赖于少数企业，地方政府与这些企业间可能形成密切的纽带。“龙头企业”经常能够得到地方政府各方面的照顾。如果行政性或资源性垄断能够同时为地方政府和“龙头企业”提供丰厚的收入，地方财政就带有某种“租金型财政”的性质，^③ 地方政府的回应性就会打折扣。如奥尔森（Olson）所说，较高的市场集中度在某种程度上更利于地区利益集团的形成，因为小规模集团通过向成员提供具有排他性的利益，能够有效地解决搭便车问题。这种利益集团会使得地方政府的行为具有某种内部性（Internality），即地方政府可能形成某些异于公众偏好的内在目标，进一步削弱地方财政对本地居民需求的敏感性。^④ 相反，根据多边议价模型，参与者人数足够大时，竞争将取代垄断，这有助于强化地方政府的公共服务职能。^⑤

① 应该指出的是，假说一只是描述了地方民营经济份额与财政回应性间可能的相关关系，并不涉及地方所有制结构及其调整问题。有关所有制结构调整和公有制改革与地方财政回应性的关系问题需要另外做深入研究。

② 王绍光、马骏：《走向“预算国家”：财政转型与国家建设》，《公共行政评论》2008 年第 1 期。

③ “自产国家”的财政收入主要来源于在国家所有制下的国有企业；“租金国家”依赖国家垄断的自然资源而获得租金收入；“税收国家”的财政收入主要来源于私人部门。参见 Daniel Tarschys, “Tributes, Tariffs, Taxes and Trade: The Changing Sources of Government Revenue,” *British Journal of Political Science*, vol. 18, no. 1, 1988, pp. 1-20.

④ Mancur Olson, *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 2009. 奥尔森也提到，二战大大削弱了德国和日本的特殊利益集团，这是后来“经济奇迹”的基础，参见曼库尔·奥尔森：《国家兴衰探源——经济增长、滞胀与社会僵化》，吕应中译，北京：商务印书馆，1993 年，第 82 页。

⑤ 杨小凯、黄有光、张玉纲：《专业化与经济组织》，北京：经济科学出版社，1999 年，第 3 章。

因此,市场结构也有助于解释地区间财政回应性的差异。

三、地方财政回应性的测量

如何测量财政回应性?这是检验财政回应性影响因素假说的前提,也是制约财政回应性研究发展的关键环节。下面结合中国式财政分权体制的特征,根据中国地方政府的决策环境严格定义财政回应性,并寻找其可观测的有效代理变量。

考虑某地区政府与本地居民决策的如下斯塔克伯格(Stackelberg)框架。设本地区代表性居民*i*的即期效用函数为 $u(c_i, g_2)$ 。 c_i 为私人物品消费; g_2 为福利性公共支出,即直接增进本地居民福利的公共物品,如教育、医疗等。另一部分公共支出 g_1 具有生产性,能够改善本地区的生产效率。代表性居民视给定政策变量 τ (税率)、 g_1 、 g_2 ,选择私人消费路径和资本积累路径,最大化其终身效用 $U_i = \int_{t=0}^{\infty} [u(c_i, g_2)] e^{-\rho t} dt$, ρ 为主观贴现率。给定代表性居民的选择,地方政府选择政策变量最大化其目标函数 $U_g = (1-p)G + pU_i$,其中 G 为地方政府关注的其他不同于本地居民偏好 U_i 的目标,如经济规模、经济增长率等。 $0 \leq p \leq 1$ 为地方政府目标函数中居民偏好的权重。若 $p=1$,地方政府的目标与代表性居民的偏好一致,地方政府充分回应本地居民偏好;若 $p=0$,地方政府完全不顾及本地居民的偏好。 p 越大,地方政府越重视本地居民的偏好。 p 正是本文定义的财政回应性。

然而 p 是不可观测的。如果我们能够找到一个可观测的变量,与 p 严格单调,它就是财政回应性的有效代理变量。下面运用具体的生产函数和效用函数形式,证明地区生产性(或福利性)公共支出比重正是这样的变量。

借鉴阿罗(Arrow)和库尔茨(Kurz)、^①巴罗(Barro)^②以及德瓦拉扬(Devarajan)等人^③的相关分析,设本地区总量生产函数为: $y = f(k, l, g_1) = Ak^\alpha g_1^{1-\alpha} l^{1-\alpha}$, $0 < \alpha < 1$ 。其中, k 为资本存量, l 为总人口(不变)。设每人供给1单位劳动量。设地方政府征收资本税,其税率 τ 由中央政府确定。^④地方政府可以决

① Kenneth J. Arrow and M. Kurz, *Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy*, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press, 1970.

② Robert J. Barro, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *The Journal of Political Economy*, vol. 98, no. 5, 1990, pp. 103-125.

③ Shantayanan Devarajan, Vinaya Swaroop and Heng-fu Zou, "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth," *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, no. 2-3, 1996, pp. 313-344.

④ 中央财政的政策工具还包括转移支付。为简化分析,本文抽象掉了中央政府的优化问题,从而暂不讨论中央政府通过均等化转移支付以平衡地区间财力差异及其对地方政府支出

定的是自有收入中用于生产性支出的比重 β (相应地, 福利性支出比重为 $1-\beta$)。这样 $g_1 = \beta \tau k$, $g_2 = (1-\beta) \tau k$ 。

市场完全竞争, 由资本和劳动边际的生产率, 得到资本和劳动的收益:

$$r = f_k - \tau = A\alpha (\beta \tau l)^{1-\alpha} - \tau \quad (1)$$

$$w = f_l = A (1-\alpha) (\beta \tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} k \quad (2)$$

代表性居民的即期收入为:

$$y_i = w + rk_i \quad (3)$$

k_i 为代表性居民的资本供给。设居民的相对风险厌恶系数是常数, 且效用函数是可加可分的。为简化运算, 进一步设定 (模型中的变量都是时间 t 的函数, 为简便, 下文都省略了时间角标 t): $u(c_i, g_2) = \ln c_i + \theta \ln g_2$, $0 < \theta < 1$ 表示代表性居民对福利性公共支出的偏好强度。对于代表性居民的决策而言, 政策变量 τ 、 g_1 、 g_2 是给定的, 他们选择私人消费路径和资本积累路径, 最大化其终身的福利水平:

$$\max_{c_i, k_i} U_i = \int_0^{\infty} [\ln c_i + \theta \ln g_2] e^{-\rho t} dt \quad (4)$$

$$\text{s. t.} \quad \dot{k}_i = w + rk_i - c_i \quad (5)$$

初始资本存量给定, 可以得到代表性居民平衡增长路径上的消费、资本增长率:

$$\frac{\dot{c}_i}{c_i} = \frac{\dot{k}_i}{k_i} = r - \rho \equiv \gamma(\tau, \beta) \quad (6)$$

这即地区经济增长率。 t 时刻代表性居民的资本积累和消费路径为:

$$k_i(t) = \frac{k(0)}{1} e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t} \quad (7)$$

$$c_i(t) = \left[A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1} \right] k(0) e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t} \quad (8)$$

考虑地方政府的行为。具体地, 设:

$$\max_{\beta} U_g = (1-p)Y + pU_i \quad (9)$$

$$\text{其中, } Y = \int_0^{\infty} \ln\left(\frac{y(0)}{1} e^{\gamma t}\right) e^{-\rho t} dt = \frac{1}{\rho} \ln \frac{y(0)}{1} + \frac{A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho}{\rho^2}, y(0)$$

为初始 GDP 水平。模型中在平衡增长路径上, 贴现人均产出 Y (代表经济规模) 和增长率是一一对应的。式 (9) 的一阶条件:

$$\left(\frac{1+p\theta}{\rho}\right) A\alpha(1-\alpha)(\tau l)^{1-\alpha} + \frac{pA(1-\alpha)^2 \tau^{1-\alpha} l^{1-\alpha}}{A(1-\alpha)\beta^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho} - \frac{p\theta\beta^\alpha}{1-\beta} = 0 \quad (10)$$

可以证明, 存在唯一的 $\beta^* \in [0, 1)$, 满足式 (10)。^① 这表明, 地方政府存在

结构的影响问题。

① 篇幅所限, 此处省略证明过程。具体见附录 1。

唯一的最优生产性公共支出比重。这是很直观的。生产性支出越高,经济增长率越快,式(9)右边第一项越大,第二项越小。一方面,生产函数相对于生产性公共支出而言规模收益递减,从而政府得自于Y的边际效用递减。另一方面,据式(4),当福利性支出很低时,居民的边际效用就会很大。这样若 $p>0$,即政府对本地居民的偏好存在一定的回应性,最优福利性公共支出不会为0,即不是生产支出越多越好。^①

据式(10),最优公共支出结构取决于其财政回应度 p ,即 $\beta^*(p)$ 。为了得到均衡时生产性支出比重与其财政回应性之间的关系,我们进行比较静态分析。对式(10)确定的隐函数求导,可以证明,^② $\frac{d\beta^*}{dp}<0$ 。财政回应度越高,均衡时生产性支出的比重就越低。这是因为,虽然式(9)中政府的其他目标(经济规模或经济增长率)并不一定与本地居民的福利冲突,但本地居民在规划私人消费路径和资本积累路径时已经对此作出了权衡。如果政府充分回应本地居民的偏好,式(10)在 $p=1$ 时得到的生产性支出比重 β^* 是最优的。政府对经济规模或经济增长率哪怕是细微的额外追求,也会导致公共支出结构偏离 β^* (生产性支出比重偏高),这会降低本地居民的贴现效用。

因此,可观测的公共支出结构是不可观测的财政回应性的严格单调函数。财政回应性越强,地方财政生产性支出的比重就越低,福利性支出的比重就越高。因此,地方财政福利性支出的比例正好可以用来测度财政回应性。

四、检验思路及数据描述

综上,可供检验的命题是:民营经济份额越高、直接税占比越大、地区市场集中度越低,地方财政的回应性就越强,福利性支出比重也就越高。

本文建立如下基本模型:

$$W_{it} = \theta \cdot RES_{it} + X_{it} \cdot \gamma + \vartheta_t + \xi_{it} \quad (11)$$

W为福利性支出比重,RES是本文检验县级政府回应程度的核心变量,包括民营经济份额、个人所得税比重、市场集中度等。X为其他控制变量。 ϑ 为时间效应,用于控制宏观政策变化(例如政府换届)等因素的影响。

为了处理遗漏不可观测异质性因素导致的内生性问题,本文建立如下固定效应

① 尹恒和朱虹的模型是本模型 $p=0$ 时的特例,即地方政府只追求经济增长率或经济规模,完全不考虑本地居民偏好 U_i 。此时生产性支出比重 β 越高,经济增长率越高,因此,政府偏好于生产性公共支出。参见尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011年第1期。

② 具体见附录1。

模型:

$$W_{it} = \theta \cdot RES_{it} + X_{it} \cdot \gamma + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中, μ_i 为不随时间变化的不可观测异质性因素。

地方财政预算中经常使用“基数 + 增长”的编制方法,这使得本期的支出结构受上期政府支出结构的影响。为了控制由此产生的内生性问题,本文还建立了如下动态面板数据模型:

$$W_{it} = \alpha \cdot W_{it-1} + \theta \cdot RES_{it} + X_{it} \cdot \gamma + \mu_i + \vartheta_t + \zeta_{it} \quad (13)$$

本文采用系统 GMM 对其进行估计。^① 值得注意的是,与大多数对财政支出进行经验研究的文献不同,本文因变量不是财政支出绝对额,而是比重,所有解释变量也都是表征社会经济结构的相对量。财政收支领域的绝对量回归容易出现显著的结果,但可能需要对内生性问题投入更多的关注。使用相对量回归,内生性问题会相对缓和一些。

本文所用数据来自多个数据库。财政数据来源于各年《全国地市县财政统计资料》(财政部国库司编,中国财政经济出版社),社会经济数据来源于各年《中国县(市)社会经济统计年鉴》(国家统计局农村社会经济调查司编,中国统计出版社),人口数据来源于各年的《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》(公安部治安管理局编,群众出版社),民营经济比重和市场集中度指标根据国家统计局各年“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”计算。^② 市辖区政府与农村县政府虽然行政级别相同,但在职能上差别很大,市辖区政府是以城市管理和服务为主,而农村县政府是以管理农村以及向农村居民提供公共服务为首要责任。因此本文的讨论仅限在农村县(包括县级市),不包括地级市以上的辖区。我们逐一查找县级行政区划历史变动情况,将它们分为三种情况进行处理。^③ 此外,考虑到行政体制差异和极端值,我们删除了直辖市、西藏自治区以及海南省共六个省市自治区的样本,删除了全国范围内的副地级县市。最终得到 2001—2006 年 9493 个有效样本。^④

① 参见 Richard Blundell and Stephen Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, vol. 87, no. 1, 1998, pp. 115-143.

② 具体数据匹配过程,见附录 2。

③ 第一种情况:名称变更或者行政隶属关系变化,但县级单位行政辖区无实质变化,我们把这样的县级单位视为同一地区。第二种情况:名称无变化,但县级单位行政辖区发生实质改变,我们将这种情形视为不同地区,原编码中止,设立新编码。第三种情况:名称变化,县级单位行政辖区也发生实质改变,我们也将原编码中止,设立新的编码。

④ 为了消除地区间价格水平差异造成的生活成本差异,本文借鉴 Brandt 和 Holz 的方法,构建地区间平减指数对样本期内名义变量进行平减。参见 Loren Brandt and Carsten A. Holz,

被解释变量 W 为福利性支出与总财政支出的比值,福利性支出包括教育支出、社会保障支出和医疗卫生支出。^① 在县域政府经济中,工业企业是主体,提供的财政收入、吸纳的就业量处于主导地位。本文用区域内规模以上工业企业中民营资本的比重,表示该地区的民营经济份额;^② 直接税为个人所得税,其比重是地区个人所得税除以本级财政收入;^③ 市场集中度用总收入、总产出以及总就业数量的赫芬达指数来衡量。

控制变量 X 为政府支出结构分析中常用的其他社会经济结构特征,^④ 包括经济发展水平和产业结构变量、社会变量、财政结构变量三类。经济发展水平和产业结构变量选取人均 GDP、第一产业比重和第二产业比重。社会变量选取中、小学生占总人口比重和每万人医院床位数。财政结构变量包括转移支付占总财政收入的比重和财政供养人口比例。表 1 给出了本文所用变量的统计描述。

表 1 主要变量统计描述

变量名	观测个数	均 值	标准差
福利性支出比重	9493	0.311	0.070
民营经济比重	9493	0.644	0.278
直接税比重	9493	0.045	0.032
收入集中度	9493	0.170	0.168
产出集中度	9493	0.196	0.177
就业集中度	9493	0.128	0.131
转移支付比重	9493	0.660	0.163
人均 GDP	9493	7264	11665
第一产业比重	9493	0.292	0.140

“Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications,” *Economic Development and Cultural Change*, vol.55, no.1, 2006, pp.43-86.

- ① 其中,县级政府财政预算中,医疗卫生支出只有 2003—2006 年数据,因此,2001 年和 2002 年的福利性支出项目中只包括教育支出与社会保障支出。
- ② 企业资本构成中,法人资本、个体资本、港澳台资本和外商资本的总和占总资本 50% 以上的,视为民营企业。所有民营企业的资本与该地区总资本的比率,即为本文衡量的地区民营资本份额。
- ③ 2002 年 1 月 1 日起实施所得税分享体制改革。除大型央企所得税归中央外,2002 年个人所得税收入由中央、地方各分享 50%,从 2003 年起这一比例变为 60%、40%。而在地方享有的范围内,各地区省与县的分成比例又有所差异,鉴于此,本文以县级政府享有的个人所得税占本级预算内收入的比重,衡量地区个人所得税比重。
- ④ 参考 Cameron A. Shelton, “The Size and Composition of Government Expenditure,” *Journal of Public Economics*, vol.91, no.11, 2007, pp.2230-2260;尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011 年第 1 期;并参见数据的可获得性,这些控制变量包括人均 GDP、转移支付比重、第一产业比重、第二产业比重、财政供养人口比重、小学生比重、中学生比重,以及万人病床数等。

续表 1

变量名	观测个数	均 值	标准差
第二产业比重	9493	0.388	0.154
小学生人口比重	9493	0.092	0.033
中学生人口比重	9493	0.065	0.024
万人床位数	9493	19.397	23.639
财政供养人口比重	9493	0.032	0.022

福利性支出是财政回应性的代理变量，也是本文分析的核心。为观察其分布和变化趋势，我们给出了其核密度图（见图 1）。据图 1，2001—2006 年，各年波峰对应的水平大概在 0.3 左右。在样本考察期内，核密度曲线先向左、后向右偏移，且移动的幅度较大，表明县级政府间的福利性支出存在明显的差异。

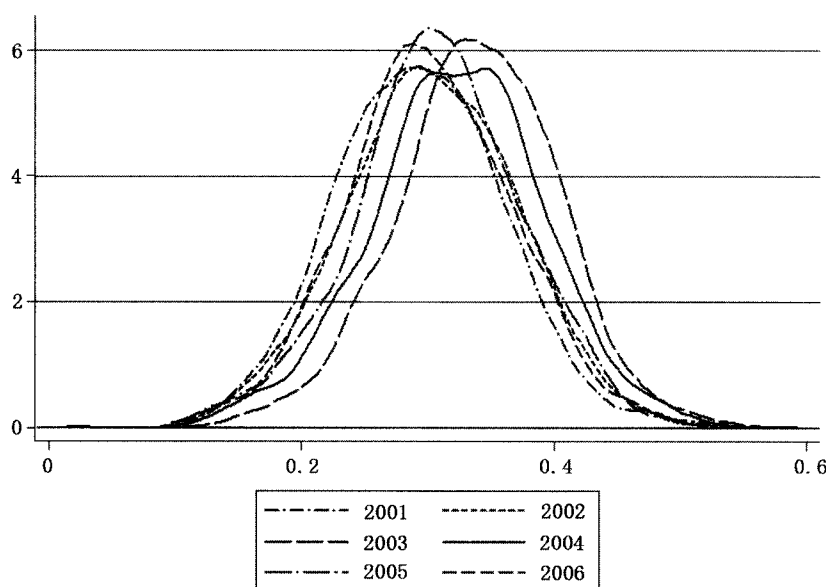


图 1 县级财政福利性支出比重的核密度

为了更清楚地描述福利性支出比重在年度和区域间的变化，我们进一步给出了福利性支出比重的时间趋势图（见图 2）。据图 2，2001—2005 年，东部的福利性支出比重大于中、西部地区。但三者之间的差距有逐渐缩小的态势，西部地区的福利性支出比重在 2005 年超过了中部，并在 2006 年超过了东部。这与中央政府主导的公共服务均等化密切相关。^① 中央财政在此期间以各类专项资金的形式，加大了对

① 例如，中共十六届五中全会首次提出，“按照公共服务均等化原则，加大对欠发达地区的支持力度，加快革命老区、民族地区、边疆地区和贫困地区经济社会发展”；并审议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十一个五年规划的建议》，提出构建惠及全民的基本公共服务体系。

中、西部地区教育、养老和医疗的支持力度,转移支付是中、西部地区民生改善的一个重要原因。从图2还可以观察到福利性支出在年度之间的变化比较明显,如在2003年政府换届时达到最高值。这提醒我们在经验分析中加入年度虚拟变量,用于控制政策等不可观测因素的影响。

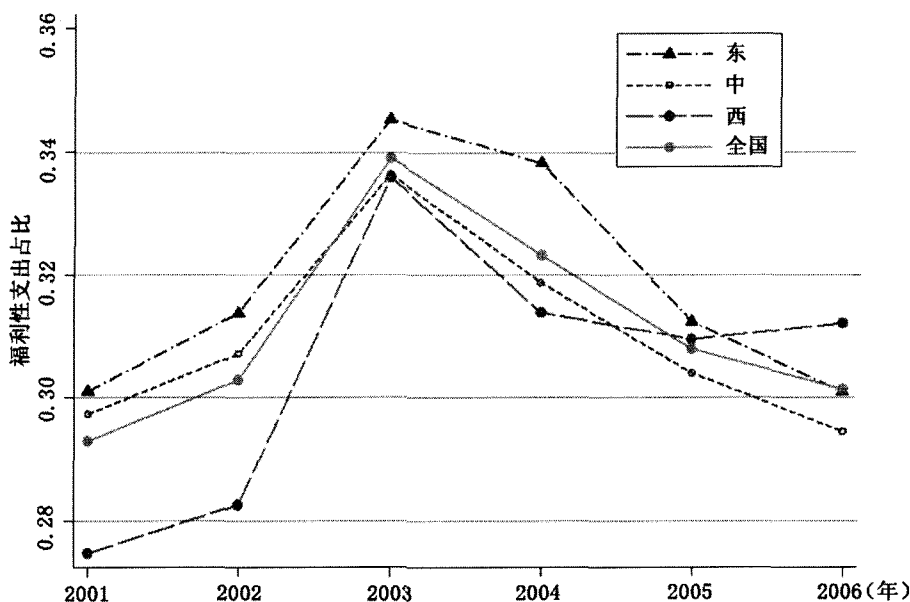


图2 县级财政福利性支出比重的时间趋势

五、检验结果

表2给出了固定效应方法的估计结果。^① 因变量为财政回应性即福利性支出比重。在所有的回归方程中,本文所关注的影响财政回应性的核心变量,在统计和经济上都是显著的,与预期完全一致。回归(1)表明地方经济中民营经济份额越大,财政回应性越强。回归(2)表明直接税比重越大,财政回应性越强。回归(3)~(5)分别代表用收入、产出和就业测量的市场集中度对政府福利性支出的影响,一致地显示地区市场集中度越高,财政回应性越差。控制变量的符号基本与预期和相关文献的结果相同。来自上级的转移支付多数以专项形式下拨,体现了上级政府关注民生支出的意愿,改善了基层的福利性公共物品。^② 财政供养人口比例越大,意味着行政成本和财政负担越重,对福利性支出的挤出程度越高。中、小学生比重越高,地

① OLS的回归结果同样支持我们的结论,为节省空间,这里只报告了固定效应模型的回归结果。

② 范子英、张军:《粘纸效应:对地方政府规模膨胀的一种解释》,《中国工业经济》2010年第12期。

方教育支出责任越大,从而其对福利性支出比重的影响为正。而且这一比重还可能代表本地居民的受教育水平,^①受教育者的参与意识越强,教育水平高的居民越能识别出官员的不作为。^②第二产业比重越大,福利性支出比重越低。这比较直观,制造业是地方政府招商引资和财政竞争的主要领域,它与财政生产支出成本明显正相关。与之相对应,第一产业比重与福利性支出比重正相关。这还可能是由于第一产业比重高的地区农村人口比重大、人口更分散,提供教育、医疗等基本公共服务的责任和成本更高。经济发展水平(以人均 GDP 代表)没有呈现出显著的影响。

表 2 基于固定效应模型的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
民营经济份额	0.005** (0.002)				
直接税比重		0.087*** (0.024)			
收入集中度			-0.034*** (0.004)		
产出集中度				-0.025*** (0.004)	
就业集中度					-0.031*** (0.005)
转移支付比重	0.036*** (0.006)	0.033*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.039*** (0.006)
人均 GDP	-6.89e-08 (5.30e-08)	-7.58e-08 (5.29e-08)	-8.03e-08 (5.27e-08)	-7.16e-08 (5.28e-08)	-7.84e-08 (5.28e-08)
第一产业比重	0.016*** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.016*** (0.006)	0.015*** (0.006)	0.017*** (0.006)
第二产业比重	-0.030*** (0.005)	-0.030*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.030*** (0.005)
小学生比重	0.059** (0.024)	0.057** (0.024)	0.070*** (0.024)	0.062*** (0.024)	0.064*** (0.024)
中学生比重	0.165*** (0.028)	0.163*** (0.028)	0.155*** (0.028)	0.160*** (0.028)	0.160*** (0.028)
病床位数	-9.29e-05*** (2.23e-05)	-9.36e-05*** (2.23e-05)	-9.27e-05*** (2.23e-05)	-9.33e-05*** (2.23e-05)	-9.22e-05*** (2.23e-05)
财政供养人口比重	-0.277*** (0.028)	-0.277*** (0.028)	-0.272*** (0.028)	-0.275*** (0.028)	-0.273*** (0.028)

① Bruce W. Hamilton, "The Flypaper Effect and Other Anomalies," *Journal of Public Economics*, vol.22, no.3, 1983, pp.347-361.

② Kevin Milligan, Enrico Moretti and Philip Oreopoulos, "Does Education Improve Citizenship? Evidence from the United States and the United Kingdom," *Journal of Public Economics*, vol.88, no.9, 2004, pp.1667-1695.

续表 2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
常数项	0.297*** (0.007)	0.292*** (0.007)	0.300*** (0.007)	0.301*** (0.007)	0.299*** (0.007)
是否控制时间	是	是	是	是	是
观测值	9493	9493	9493	9493	9493

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号内为对应回归系数的标准误差。下同。

在敏感性分析中，我们把民营经济份额、直接税比重和收入集中度三个变量，逐步纳入同一方程中。据表 3，本文所关注的影响财政回应性的核心变量，在统计上依然显著。

表 3 调整核心变量组合（固定效应模型）

	(1)	(2)	(3)	(4)
民营经济份额	0.004* (0.002)		0.005** (0.002)	0.004* (0.002)
直接税比重		0.077*** (0.024)	0.086*** (0.024)	0.077*** (0.024)
收入集中度	-0.034*** (0.004)	-0.033*** (0.004)		-0.033*** (0.004)
是否控制时间	是	是	是	是
观测值	9493	9493	9493	9493

注：为了节省空间，略去了其他控制变量，这些控制变量与表 2 相同。下同。

上述经验模型仍然可能存在因“基数+增长”的预算实践而产生的内生性问题。表 4 报告了运用系统 GMM 方法估计动态面板模型（13）的结果，自相关和过度识别约束的检验获得通过。据表 4，福利性支出比重的滞后项显著为正，且系数比较稳定，表明地方政府的支出结构具有较强的持续性。本文所关注的核心变量，在统计上仍然都很显著，且符号与预期一致。

表 4 基于动态面板数据模型的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
福利性支出比重的滞后项	0.553*** (0.036)	0.477*** (0.032)	0.535*** (0.029)	0.488*** (0.035)	0.485*** (0.036)
民营经济份额	0.097* (0.055)				
直接税比重		0.132* (0.072)			
收入集中度			-0.085*** (0.026)		
产出集中度				-0.118** (0.049)	
就业集中度					-0.134* (0.071)

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否控制时间	是	是	是	是	是
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.772	0.800	0.139	0.243	0.300
Hansen Test	0.147	0.439	0.145	0.274	0.130
观测值	7482	7482	7482	7482	7482

逐步回归分析可以观察核心变量影响的稳定性。基于此,我们运用极值边界分析方法,考察核心变量估计值的变动范围,进一步验证结论的稳健性。^①具体地,在基准回归模型中,我们选择与福利性支出比重直接相关的变量,包括人均 GDP、转移支付比重、财政供养人口比例和时间虚拟变量。潜在的重要解释变量包括第一、二产业比重,中、小学人数比例和万人病床位数。我们从五个变量中每次选择三个变量,加入到基准方程中,观察核心变量的估计值是否稳定。据表 5,通过对比核心变量估计值的最大值、最小值和基准值,说明结果是稳健的。这进一步支持关于经济结构影响地方政府回应性的假说。

表 5 极值边界分析(固定效应模型)

	$\hat{\beta}$		t 值	R ²	控制变量		
民营经济份额	最大值	0.006	2.31	0.514	第一产业比重	第二产业比重	万人病床位数
	基准值	0.004	1.97	0.509			
	最小值	0.004	1.99	0.514	第一产业比重	万人病床位数	小学人口比例
直接税比重	最大值	0.095	3.99	0.514	第一产业比重	第二产业比重	万人病床位数
	基准值	0.082	3.45	0.510			
	最小值	0.074	3.12	0.515	万人病床位数	小学人口比例	中学人口比例
收入集中度	最大值	-0.033	-8.73	0.521	第二产业比重	万人病床位数	中学人口比例
	基准值	-0.035	-9.20	0.514			
	最小值	-0.036	-9.30	0.518	第一产业比重	万人病床位数	小学人口比例
产出集中度	最大值	-0.025	-7.08	0.519	第二产业比重	万人病床位数	中学人口比例
	基准值	-0.027	-7.66	0.512			
	最小值	-0.027	-7.56	0.517	万人病床位数	小学人口比例	中学人口比例
就业集中度	最大值	-0.029	-5.81	0.516	万人病床位数	小学人口比例	中学人口比例
	基准值	-0.030	-5.86	0.511			
	最小值	-0.032	-6.30	0.517	第一产业比重	第二产业比重	小学人口比例

① 参见 Ross Levine and David Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *The American Economic Review*, vol. 82, no. 4, 1992, pp. 942-963.

六、总结性评论

与西方财政联邦制不同,在中国式财政分权体制下中央财政和地方财政的回应性存在明显差异。对本地居民偏好的回应性不足导致地方财政的“越位”与“缺位”,中央财政试图通过转移支付、特别是专项转移支付加以弥补。然而,这在某种意义上却走向了财政分权的反面。正如经典财政分权理论所指出的,由于存在基本的信息问题,财政集中制度缺乏效率。改善地方财政的回应性,纠正地方财政的“越位”与“缺位”问题,成为完善中国财政分权体制的关键。

由于经典财政文献提供的线索有限,本文立足于中国特色的财政分权体制,试图在地方财政回应性的测量和影响因素方面作出初步探讨。本文从民营经济发展状况、税收结构和市场集中度等地区经济结构特征着手,寻找财政回应性影响因素的经验证据。地方政府决策模型表明,虽然从本地居民角度看福利性公共支出的比重并非越高越好,存在唯一的最优公共支出结构,但通过比较静态分析发现这一最优支出结构正好能够揭示出地方财政的回应度,从而构成其理想的代理变量。综合中国县级财政和规模以上工业企业等多个数据库的经验分析,得到十分稳健的结果:本地民营经济份额越大、个人所得税占地方财政收入的比重越高、市场集中度越低,地方财政回应性越强。这表明,市场化有助于提升地方财政的回应性。从这个角度看,中共十八届三中全会所提出的“使市场在资源配置中起决定性作用和更好发挥政府作用”的政策设计,确实抓住了解决地方财政回应性不足问题的关键。处理好政府和市场的关系,强化本地居民对地方财政的约束,使地方政府回归“取众人之财,为众人办事”的公共服务职能,能够充分发挥中国式财政分权体制的效率。

需要指出的是,本文虽然根据大样本数据挖掘了地区经济结构与财政回应性相关性的经验事实,然而其影响机制仍然有待深入研究。本文将注意力放在揭示地区经济结构与财政回应性关系的整体面貌,对其影响机理只是进行了简单描述。本文也没有考察其他可能的影响因素和机制。财政回应性机制研究可能是一个较新的研究领域,具有较强的中国特色。随着地方财政回应性理论的完善,经验分析中纠缠在一起的各种影响渠道将会逐步厘清。

附录 1:

初始资本存量给定,可以得到代表性居民平衡增长路径上的消费、资本的增长率为:

$$\frac{\dot{c}_i}{c_i} = \frac{\dot{k}_i}{k_i} = r - \rho \equiv \gamma(\tau, \beta)$$

此时 t 时刻代表性居民的资本积累路径为:

$$k_i(t) = \frac{k(0)}{1} e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t}$$

综合约束条件和最优性条件得：

$$\begin{aligned} c_i &= w + rk_i - \gamma k_i = w + \rho k_i = A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} k_i + \rho k_i \\ &= [A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \rho] k_i \end{aligned}$$

代入资本积累路径，t 时刻代表性居民的消费为：

$$c_i(t) = [A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1}] k(0) e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t}$$

地方政府的行为：

$$\max_{\beta} U_g = (1-p)Y + pU_i$$

$$\text{其中, } Y = \int_0^{\infty} \ln\left(\frac{y(0)}{1} e^{\gamma t}\right) e^{-\rho t} dt = \frac{1}{\rho} \ln \frac{y(0)}{1} + \frac{A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho}{\rho^2}, y(0)$$

为初始 GDP 水平。

$$\begin{aligned} U_i &= \int_0^{\infty} (\ln c_i + \theta \ln g_2) e^{-\rho t} dt \\ &= \int_0^{\infty} \left[\ln \left(A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1} \right) k(0) e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t} \right. \\ &\quad \left. + \theta (\ln(1-\beta) \tau k(0) e^{(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)t}) \right] e^{-\rho t} dt \\ &= \left[\ln \left(A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1} \right) k(0) \right] \int_0^{\infty} e^{-\rho t} dt \\ &\quad + [A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho] \int_0^{\infty} t e^{-\rho t} dt + \theta \ln(1-\beta) \tau k(0) \int_0^{\infty} e^{-\rho t} dt \\ &\quad + \theta [A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho] \int_0^{\infty} t e^{-\rho t} dt \\ &= \frac{\ln \left(A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1} \right) + \ln k(0)}{\rho} + \frac{(1+\theta)(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)}{\rho^2} \\ &\quad + \frac{\theta \ln(1-\beta) \tau k(0)}{\rho} \end{aligned}$$

代入 Y 和 U_i 得：

$$\begin{aligned} U_g &= (1-p) \left[\frac{1}{\rho} \ln \frac{y(0)}{1} + \frac{A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho}{\rho^2} \right] \\ &\quad \left[\frac{\ln \left(A(1-\alpha)(\beta\tau)^{1-\alpha} l^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1} \right) + \ln k(0)}{\rho} \right. \\ &\quad \left. + \frac{(1+\theta)(A\alpha(\beta\tau l)^{1-\alpha} - \tau - \rho)}{\rho^2} + \frac{\theta \ln(1-\beta) \tau k(0)}{\rho} \right] \end{aligned}$$

从而地方政府的最优 β 满足：

$$\begin{aligned}
 & (1-p) \frac{A\alpha (1-\alpha) \beta^{-\alpha} (\tau l)^{1-\alpha}}{\rho^2} + p \left\{ \frac{1}{\rho} \frac{A (1-\alpha)^2 (\beta l)^{-\alpha} \tau^{1-\alpha}}{A (1-\alpha) \beta^{1-\alpha} (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1}} \right. \\
 & \left. + \frac{(1+\theta) A\alpha (1-\alpha) \beta^{-\alpha} (\tau l)^{1-\alpha}}{\rho^2} - \frac{\theta}{\rho} \frac{1}{1-\beta} \right\} = 0 \\
 \Rightarrow & \left(\frac{1+p\theta}{\rho} \right) A\alpha (1-\alpha) \beta^{-\alpha} (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{pA (1-\alpha)^2 (\beta l)^{-\alpha} \tau^{1-\alpha}}{A (1-\alpha) \beta^{1-\alpha} (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{\rho}{1}} - \frac{p\theta}{1-\beta} = 0 \\
 \Rightarrow & \left(\frac{1+p\theta}{\rho} \right) A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{pA (1-\alpha)^2 \tau^{1-\alpha} l^{1-\alpha}}{A (1-\alpha) \beta^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho} - \frac{p\theta\beta^\alpha}{1-\beta} = 0
 \end{aligned}$$

令:

$$F(\beta, p) = \frac{p\theta\beta^\alpha}{1-\beta} - \frac{pA (1-\alpha)^2 \tau^{1-\alpha} l^{1-\alpha}}{A (1-\alpha) \beta^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho} - \left(\frac{1+p\theta}{\rho} \right) A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha}$$

因为 $0 \leq \beta \leq 1$, 所以, $\frac{\partial F(\beta, p)}{\partial \beta} = \frac{p\theta\alpha\beta^{\alpha-1} + p(1-\alpha)\theta\beta^\alpha}{(1-\beta)^2} + \frac{pA^2 (1-\alpha)^4 \tau^{2(1-\alpha)} \beta^{-\alpha} l^{3-2\alpha}}{[A (1-\alpha) \beta^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho]^2} > 0$, 即 $F(\beta, p)$ 在 $\beta \in [0, 1)$ 上连续, 且是关于 β 的增函数。又因为 $\lim_{\beta \rightarrow 1^-} F(\beta, p) = +\infty$, $F(0, p) < 0$, 由介值定理可以推知, 在 $\beta \in [0, 1)$ 上必然存在一点 β^* 使得 $F(\beta, p) = 0$ 。即式 (10) 存在均衡解 β^* 。

对 $F(\beta^*, p)$ 进行全微分得:

$$\begin{aligned}
 & \left[\frac{\theta}{\rho} A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{A (1-\alpha)^2 \tau^{1-\alpha} l^{1-\alpha}}{A (1-\alpha) (\beta^*)^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho} - \frac{\theta (\beta^*)^\alpha}{1-\beta^*} \right] dp \\
 = & \left[\frac{pA^2 (1-\alpha)^4 \tau^{2(1-\alpha)} l^{3-2\alpha} (\beta^*)^{-\alpha}}{(A (1-\alpha) (\beta^*)^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho)^2} + \frac{p\theta\alpha (\beta^*)^{\alpha-1} + (1-\alpha) p\theta (\beta^*)^\alpha}{(1-\beta^*)^2} \right] d\beta^* \\
 \Rightarrow \frac{d\beta^*}{dp} = & \frac{\frac{\theta}{\rho} A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} + \frac{A (1-\alpha)^2 \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha}}{A (1-\alpha) (\beta^*)^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho} - \frac{\theta (\beta^*)^\alpha}{1-\beta^*}}{\frac{pA^2 (1-\alpha)^4 \tau^{2(1-\alpha)} l^{3-2\alpha} (\beta^*)^{-\alpha}}{(A (1-\alpha) (\beta^*)^{1-\alpha} \tau^{1-\alpha} l^{2-\alpha} + \rho)^2} + \frac{p\theta\alpha (\beta^*)^{\alpha-1} + (1-\alpha) p\theta (\beta^*)^\alpha}{(1-\beta^*)^2}} \\
 \equiv & \frac{H}{B}
 \end{aligned}$$

由于:

$$\begin{aligned}
 H &= \frac{\theta}{\rho} A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} - \left(\frac{1}{p\rho} + \frac{\theta}{\rho} \right) A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} \\
 &= -\frac{1}{p\rho} A\alpha (1-\alpha) (\tau l)^{1-\alpha} < 0
 \end{aligned}$$

所以, $\frac{d\beta^*}{dp} < 0$ 。

附录 2:

本文的核心数据主要是“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”(企业数据)以及《全国地市县财政统计资料》(财政数据)两大数据库的合并。

首先对企业数据进行跨年匹配,形成面板数据。我们扩展了博瑞特(Brandt)等人的处理方法,^①分三步对企业数据进行处理,以提高匹配效率。

第一步,利用企业代码在任意两个年份间进行最大限度的精确匹配。在每年删除很少的企业代码重复样本后,企业共用代码的可能性很小了。但为了进一步控制可能的共用代码错误,尽量保证代码相同的企业不论是纵向(时间)还是横向(截面)确实是同一企业,我们还要求代码相同的企业在企业名称、法人代表姓名、地址、电话号码、邮政编码、行业代码、开业年份等 7 项信息中至少一项完全相同。

第二步,对剩余的样本利用企业代码之外的信息在任意两个年份间匹配。根据企业代码之外的其他信息跨年识别企业,并据此在这两个年份的企业法人代码间建立对应关系。关键是识别信息的选取。我们可以利用的企业代码之外的基本识别信息,包括企业名称、法人代表姓名、企业所在省市县 6 位代码、企业地址、邮编、固定电话号码、行业代码、主要产品名称、开业年份等。然而在样本期间这些基本信息都可能发生变化。例如,企业可能改变名称,法人代表可能更换,固定电话号码可能改变等。而且,企业在填报这些基本信息时,表现出一定的随意性,如企业名称有时填“XX 公司”、有时填“XX 有限责任公司”;企业有些年份填写从省市开始的详细地址,而有时只填写“XX 镇(街)XX 号”。单独使用某项基本信息,识别效果很差。为此我们对基本信息进行合并、重组,运用检测程序,找到识别结果比较好的信息组合。我们最终用于匹配的识别信息组合有 25 个:企业名称 + 省市县 6 位代码的前 4 位(即同一省、地(市));企业名称 + 开业年份的后两位数字(企业一般填写 4 位,如 1980,也有只填后两位的,如 80);企业名称 + 邮编;企业名称 + 行业代码;企业名称 + 法人姓名;企业名称的后 9 个字符 + 开业年份 + 企业地址;企业名称的后 9 个字符 + 法人姓名 + 省市县 6 位代码的前 4 位;企业名称的后 9 个字符 + 省市县 6 位代码的前 4 位 + 固定电话号码;企业名称的倒数第 14—9 个字符 + 开业年份;企业名称的倒数第 12—5 个字符 + 法人姓名 + 省市县 6 位代码的前 4 位;企业名称的倒数第 12—5 个字符 + 固定电话号码;企业名称的倒数第 13—9 个字符 + 行业代码 + 邮编;企业名称的倒数第 12—5 个字符 + 行业代码 + 邮政编码;企业名称前 8 个字符 + 开业年份 + 邮编;企业名称前 8 个字符 + 法人姓名;企业名称前 8 个字符 + 固定电话号码;企业名称前 13 个字

① Loren Brandt, Johannes V. Biesebroeck and Yifan Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing,” *Journal of Development Economic*, vol.97, no.2, 2012, pp.339-351.

符+行业代码+邮编;法人姓名+固定电话号码;法人姓名+行业代码+开业年份+省市县6位代码;法人姓名+邮编+开业年份;法人姓名+邮编+行业代码+省市县6位代码;固定电话号码+行业代码+省市县6位代码+开业年份;固定电话号码+行业代码+邮编+开业年份;企业地址+行业代码+开业年份+省市县6位代码;企业代码的前6位+法人姓名+行业代码。经过以上信息组合识别后,我们对两个年份间未匹配上的样本,进行了程序检测和手工检测,发现根据已有信息,基本上不能进行有效匹配。

第三步,构建面板,同时检验、修正利用企业代码之外的信息时可能发生的错配。利用上述方法构建的两年间直接匹配信息,可以构建任意时段内的不平衡面板数据。构建面板可以进一步增加匹配效果,这是因为它在两两直接匹配的基础上,进一步提供了间接匹配的信息。而且,构建面板过程还具有另外一个重要的作用,即纠正错配。这种错配源于在第二阶段两两直接匹配过程中,运用非企业代码匹配。虽然在第二阶段,我们将错配的可能性降低到了最小,然而由于样本量巨大、企业个体情形复杂,错配还是有可能发生的。这样,我们就把所有直接和间接匹配的信息都整合到了整个研究区间内的非平衡面板中,而且尽最大可能减少了错配。

识别出跨年的同一企业后,给企业赋予所属县的6位数行政区划代码,并以此与国家统计局行政区划代码进行匹配。对于企业库中没有匹配上的样本,以企业名称中的区县关键词为依据,再次赋予企业的6位数区划代码。例如,若企业名称中有“夹江”两个字,视为该企业属于夹江县,区划代码作相应调整。然后,以县为单位,在企业层面计算出诸如民营经济比重、各市场集中度指标等,再以县为单元对企业数据进行加总,最后根据统计局行政区划代码与财政数据进行合并。其他数据库的合并直接以6位数的国家统计局行政区划代码进行。

〔责任编辑:梁 华 责任编审:许建康〕