

---

---

# 高增长与低就业：政府干预与就业弹性的经验研究

陆 铭 欧海军\*

---

**内容提要** 本文从地方政府干预角度解释了中国经济增长创造就业能力较低的现象。基于中国城市级数据,本文研究发现,外商直接投资能够显著提高单位 GDP 增长所带来的就业增长(就业弹性),但政府干预削弱了外资的就业创造能力。同时,具有生产性的省级政府基本建设支出与 GDP 的比值每上升 1 个百分点,城市就业弹性就下降 0.089。从趋势上来看,如果政府支出(特别是基本建设支出)与 GDP 的比值持续上升,那么,就业弹性就将持续下降。如果要提高经济增长的就业吸纳能力,就必须减少政府对招商引资和经济发展的干预。

**关键词** 就业弹性 政府干预 基本建设支出

---

## 一 引言

经过 30 多年的高速增长,中国经济出现了城市化水平滞后于工业化水平、经济增长过于依赖投资与出口、劳动收入占国民收入之比持续下降等结构失衡问题(陆铭等 2008)。与此同时,中国经济的资源错配造成了巨大的生产损失(Hsieh and Klenow 2009)。对经济增长的就业弹性(以下简称“就业弹性”)的研究有助于理解中国经济结构失衡和资源错配问题的成因。

---

\* 陆铭:复旦大学经济学院 浙江大学经济学院 通讯地址:上海市国权路 600 号复旦大学经济学院 200433 电子信箱:lm@fudan.edu.cn; 欧海军:复旦大学产业发展研究中心 电子信箱:ouyanghanchu@yahoo.com.cn。

作者感谢教育部哲学社会科学规划项目(10YJA790126)、自然科学基金重点项目(71133004)和上海市曙光学者跟踪项目的资助。本文也是“复旦大学当代中国经济与社会工作室”和上海市重点学科建设项目(B101)的成果。感谢封进、陈钊、中央财经大学研讨会和青年经济学家联谊会(YES)参与者的宝贵意见。

在市场经济中,企业所选择的生产技术是在一定的要素相对价格下最大化利润的结果。就业弹性反映了经济增长的就业吸纳能力,较高的就业弹性意味着一单位的经济增长能够带来更多的就业机会。给定其他条件,较高的就业弹性还意味着经济增长更多地依赖劳动力的增加,经济增长的成果也更多为劳动者所分享。在1994~2010年,中国的经济增长速度达到了年均9.9%,而与印度尼西亚、巴西等发展阶段类似的国家相比,中国的就业弹性明显偏低(见表1),因此,人们认为中国出现了“高增长低就业”的现象。<sup>①</sup>不仅如此,自上世纪90年代中期以来,中国的就业弹性出现了持续的显著下降趋势。1994年分税制改革前的16年(包括1994年)就业弹性与非农就业弹性的算术平均值分别为0.32与0.51,分税制改革后的15年就业弹性与非农就业弹性的算术平均值分别为0.11与0.26,分别下降了66%与49%。<sup>②</sup>如果这一趋势得不到扭转,那么,经济增长虽然能够创造税收和政绩,也能够带来较多的资本收益,但却较少地体现为就业和居民福利的增长,甚至加剧城市化水平滞后于工业化水平、经济增长过于依赖投资和出口以及劳动收入占国民收入之比持续下降等结构失衡问题。

与既有文献相比,本文特别强调地方政府行为对就业弹性的影响。在政绩考核体制和税收最大化的激励之下,地方政府偏好大规模投资,而大企业往往也是资本密集程度较高的企业。同时,当政府直接推动经济增长时,也倾向投资于更为资本偏向的项目和基础设施。基于城市级的数据,本文发现,地方政府干预的确通过两个机制降低了就业弹性:直接机制是地方政府财政支出中的基本建设支出具有资本密集倾向,间接机制是通过招商引资政策提高了引进企业的资本密集度。因此,只要地方政府官员持续面临着经济增长上的激烈竞争,或地方政府面临的财政压力不断增加,地方政府干预经济的动机就会一直存在,于是,地方政府支出与GDP的比值持续提高,就业弹性就会持续下降。这本质上就是一种过度的资本深化现象,也是中国经济存在资源错配的成因。本文在政策上的含义是:如果要提高经济增长的就业吸纳能力,必须减少政府对招商引资和经济发展的干预。

本文的结构安排如下:第二节总结有关中国就业弹性的特征事实与相关解释;第

① 较早指出这一现象的有 Rawski(2001)和李红松(2003)。

② 作者根据《中国统计年鉴2010》与《新中国六十年统计资料汇编》的数据计算得出。其中,实际GDP是根据1978年GDP与国内生产总值指数(1978=100)计算而来。由于从1996年开始,统计年鉴中的从业人员数据根据经济普查数据做了调整,1996年的《中国统计年鉴》中包括了调整后的1995年数据,为保持数据口径一致,在计算1996年从业人员增长率时,使用了调整后的1995年从业人员数据。在计算1996年之前的就业人员增长率使用的都是未经调整的数据,计算1996年之后的就业人员增长率使用的都是调整后的数据。感谢审稿人提出这一点修改意见。

第三节论述地方政府干预影响就业弹性的动机与机制;第四节是本文的模型和数据介绍;第五节是本文分析结果;第六节是简短的结论。

## 二 文献评述

通常来讲,一个经济体的就业弹性是由其要素相对价格决定的,而要素相对价格的变迁与经济发展阶段密不可分。在工业化早期,相对劳动来说,资本更加稀缺,资本价格相对更贵,因此市场经济中利润最大化的企业会选择更多地使用劳动,经济增长的就业弹性也相对较高。随着经济发展水平的不断提高,资本的稀缺程度逐渐得到缓解,而劳动力价格日渐提高,于是,利润最大化的企业会选择更多地使用资本的技术,就业弹性也会逐步降低。<sup>①</sup>在市场经济国家,就业弹性的变迁通常是伴随着经济发展的自然演进过程。

对就业弹性的跨国比较研究发现,在20世纪60年代到90年代,美国、加拿大与日本制造业的就业弹性分别为0.08、0.09与0.12,德国、法国、意大利与英国制造业的就业弹性分别为-0.09、-0.07、-0.16与-1.07,制造业就业弹性偏低的原因在于新技术革命的不断扩展,制造业企业更多地采用了节约劳动力的技术(Padalino and Vivarelli, 1997)。Mazumdar (2003)比较了1971~1992年东亚、经济合作组织(OECD)、拉美和撒哈拉以南非洲等地区的制造业就业弹性,结果发现:OECD国家与拉美地区的制造业就业弹性为负,东亚与撒哈拉以南非洲的制造业就业弹性为正。在OECD国家与拉美地区,制造业工人的实际工资随着经济增长不断上升,抑制了制造业就业的增长。在这些地区,经济增长的成果更多地表现为现有制造业工人实际工资的上升,而非雇用人数的增加,所以制造业就业弹性较低。在东亚与撒哈拉以南的非洲地区,劳动力供给充足,制造业工人的实际工资保持稳定,经济增长带来了企业雇用人数的增加,所以就业弹性相对较高。

同时,不同国家的经济结构也会影响其就业弹性,服务业创造就业能力较强,其发展会提高就业弹性。Pini(1995)、Padalino和Vivarelli(1997)比较了上世纪60年代到90年代OECD国家制造业增长的就业弹性与总体经济增长的就业弹性,<sup>②</sup>发现日本、德国与法国经济增长的就业弹性相对较低,分别为0.08、0.06与0.06,而美国与加拿

① 一个正式的分析参见陆铭(2007),第三章,第68~70页。

② 在计算弹性时,Padalino和Vivarelli(1997)还区分了经济增长的就业弹性与经济增长的总体工作时间弹性。

大的就业弹性相对较高,分别为 0.51 与 0.47。导致这种差异的原因在于美国与加拿大在这段时期经历了相对更快的人口增长,经济增长也更多地依靠服务业的发展,在经济增长速度相同的情况下,更多的新增人口进入劳动力市场会压低均衡实际工资,提高就业规模,从而就业弹性相对较高。与农业和工业相比,服务业的发展能够吸纳更多的就业,所以服务业比重高的经济体就业弹性也会相对较高。<sup>①</sup>

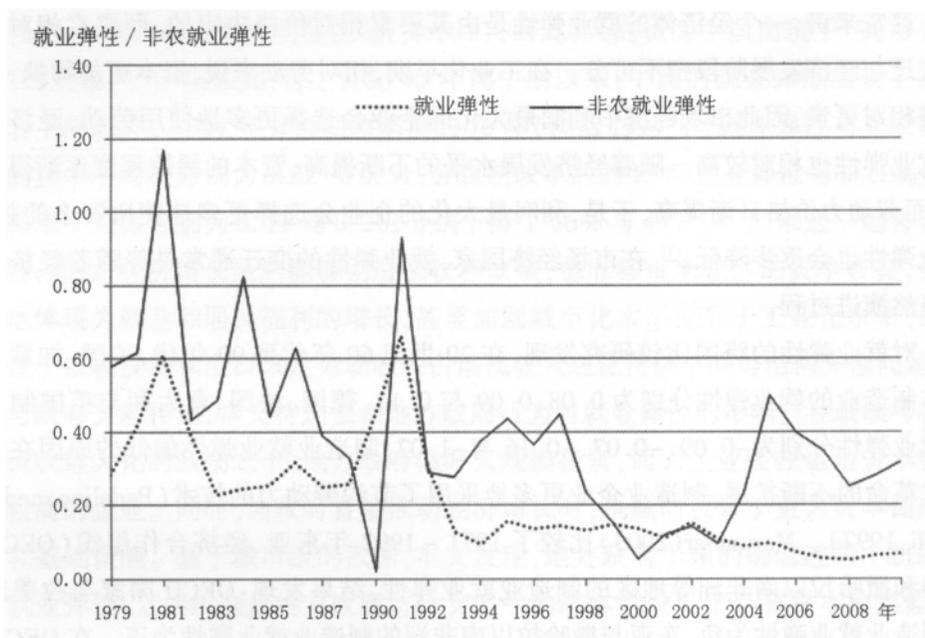


图 1 中国就业弹性变化趋势(1979 ~ 2009)<sup>②</sup>

数据来源《中国统计年鉴 2010》、《新中国六十年统计资料汇编》(中国统计出版社)和作者的计算。

在就业弹性的跨国比较中,无论是否包括农业,中国的就业弹性水平和下降速度都是不正常的。一系列研究发现,中国经济增长的就业弹性在 20 世纪 90 年代出现了显著下降(胡鞍钢,1997;张车伟和蔡昉,2002;蔡昉等,2004;常进雄,2005)。ESCAP (2006) 比较了印度、孟加拉国、印度尼西亚、马来西亚、泰国与中国在 20 世纪 80 年代

<sup>①</sup> Islam 和 Nazara(2000) 估计了 20 世纪 70 年代到 90 年代印度尼西亚的总体经济就业弹性与分部门就业弹性,同样发现,服务业部门与对外贸易部门的就业弹性显著高于农业部门与工业部门的就业弹性。

<sup>②</sup> 以当年的(二三产业)从业人员数减去上一年的(二三产业)从业人员数,以这个差额除以两个年份(二三产业)从业人员数的算术平均值,得到当年(二三产业)从业人员的增长率,再以类似的方法得到(非农)GDP 的增长率,然后以(二三产业)从业人员的增长率除以(非农)GDP 的增长率,就得到这一年的(非农)就业弹性。

(2006) 比较了印度、孟加拉国、印度尼西亚、马来西亚、泰国与中国在 20 世纪 80 年代与 90 年代的就业弹性,发现中国与泰国的就业弹性在 90 年代出现了大幅度下滑。如图 1 所示,与上世纪 80 年代相比,中国经济的就业弹性在 90 年代出现了显著下降。与就业弹性国际比较研究和对单个国家就业弹性研究中的结果相比,中国的就业弹性不仅远低于同期的发展中国家,如印度尼西亚和马来西亚(见表 1),而且低于一些就业弹性逐渐降低的发达国家(简新华和余江,2007)。

表 1 就业弹性的国际比较

国家	越南	印度	印度尼西亚	中国	巴西	马来西亚	墨西哥
就业弹性 <sup>a</sup>	0.15	0.17	0.17	0.10	0.58	0.33	0.42
非农就业弹性	0.68	n. a.	0.35	0.31	0.41	0.45	0.70
人均 GDP(美元)	500	600	900	1400	4000	4500	6200

数据来源:中国数据来自《新中国六十年统计资料汇编》,其余国家数据来自世界银行世界发展指标数据库。

说明:<sup>a</sup>弹性是以 2000 年与 2007 年数据计算的弧弹性。实际 GDP 的数据根据 1978 年 GDP 与国内生产总值指数(1978 = 100) 计算而来。其中,巴西非农就业的数据为 2000 年与 2006 年的数据。计算就业弹性的就业数据包括农业就业,GDP 数据包括农业部门创造的 GDP。计算非农就业弹性的就业数据不包括农业就业,GDP 数据也不包括农业 GDP。计算方法是:以 2007 年的(非农)就业减去 2000 年的(非农)就业,以这个差额除以 2007 年与 2000 年(非农)就业的平均值,得到(非农)就业增长率,以同样方法得到(非农)GDP 的增长率,以(非农)就业增长率除以(非农)GDP 增长率,就得到(非农)就业弹性。因为没有找到印度非农就业数据,所以印度的非农就业弹性没有计算。为与弹性数据匹配,人均 GDP 数据为 2000 年与 2007 年两年数据的算术平均值。各国的 GDP 数据都以不变美元(2000 = 100) 计价。

针对上世纪 90 年代以来中国经济就业弹性的持续下降的趋势,一些研究从体制转型角度给出了解释。陆铭和陈钊(1998)指出,在上世纪 90 年代,由于许多非正规就业和农民工进城就业没有被统计到从业人员中去,再加上有很多就业创造用于国有企业逐步消化先前闲置的劳动力,而并不体现为从业人员的增加,因此,就业弹性很难对上世纪 90 年代经济增长的就业吸纳能力的变化趋势做出准确刻画。简新华和余

江(2007)重新估计了中国1980~2004年剔除国有企业冗员影响后的就业弹性,<sup>①</sup>结果显示1995年后中国经济增长对就业的拉动能力并没有下降。Cai和Wang(2010)结合官方公布的统计数据与微观调查数据反驳了中国经济是“无就业增长的经济增长”的假说,其主要的证据是,在上世纪90年代中后期国有企业职工大规模下岗后,非正规就业逐渐成为一种主要的就业渠道,而多数研究在计算就业弹性时,在对就业的衡量中都没有包括非正规就业。但是,这些解释带来的困惑是,2000年左右劳动力市场转型已经结束,就业的统计也日益规范并且覆盖了常住人口,同时,非正规就业的规模在2003年以后基本保持稳定(Cai and Wang 2010),而就业弹性却仍然在下降,而且依然低于同期的其他发展中国家,如印度与墨西哥,这就需要在统计之外寻找原因。

张车伟和蔡昉(2002)认为,经济增长的就业吸纳能力在三次产业之间存在明显差异,而现阶段的产业结构变迁不利于对劳动力的吸纳,所以就业弹性出现了下滑。但他们并没有解释这种产业结构变迁是经济发展的自然结果,还是其他因素所致。Feenstra与Hong(2007)指出,单位出口带来就业增长的下降主要是技术进步与资本积累的结果,但就业弹性的下降与技术进步(资本积累)只是同一事情的不同表现,都是企业技术选择的结果,这本身便是需要解释的。蔡昉等(2004)认为,自亚洲金融危机以来,中央政府的积极财政政策所引导的重点投资领域,都是就业密集程度低的行业。地方政府在追求GDP增长的动机驱使下,往往压低土地与资本价格,使劳动力的相对价格上升,从而导致资本替代劳动,但他们的研究没有给出严格的经验证据。丁守海(2009)认为,由于存在劳动管制法案与要素间的技术联系,企业在调整劳动要素投入时面临着诸多限制,因此企业劳动投入的调整通常都滞后于经济的周期性波动。所以,如果只考虑产出变化对就业的即期影响,会低估就业弹性。在考虑到产出变化对就业的滞后影响后,就业弹性就会出现明显上升。他用中国的数据验证了这一假说。<sup>②</sup>不过需要指出的是,这类估计只是给出了中国就业弹性相对较低的原因,并不能解释中国就业弹性自上世纪90年代以来的持续下降,也没有给出中国就业弹性大

① 调整方法是  $\beta' = \frac{1-k}{1-d}\beta$ , 其中  $\beta$  是未经调整的就业弹性,  $\beta'$  是调整后的就业弹性,  $k$  是就业弹性计算时期冗员变化量占就业变化量的比重,  $d$  是期初冗员数量在就业量占有的比重。通过估计  $k$  与  $d$  来调整就业弹性。

② 估计长期就业弹性的模型为  $\ln E_t = \alpha + \alpha_1 \ln Q_t + \alpha_2 \ln E_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{it} + u_t$ , 其中,  $E_t$  与  $E_{t-1}$  分别为当期与滞后一期的就业,  $Q_t$  为当期产出,  $\alpha_1$  为短期就业弹性,  $1 - \alpha_2$  为就业调整速度,  $\alpha_1 / (1 - \alpha_2)$  就是长期就业弹性。

大低于同期其他发展中国家就业弹性的合理解释。

综上所述,众多对中国就业弹性持续下降的解释要么不能够让人完全信服,要么只是就业弹性下降的另外一种表现而已,所以需要为中国就业弹性下降寻找更为根本的解释。企业的生存与发展离不开一定的制度环境约束,市场中的企业需要对制度环境的变化做出反应,所以,要解释中国经济发展中就业弹性的下降,就必须细致地探讨企业所面对的制度环境在上世纪90年代发生的深刻变化。中国是一个政府干预经济程度较高的经济体,改革开放以后,直到20世纪90年代中期,以政府支出/GDP比值度量的政府干预度是逐渐下降的,但1994年之后,分税制改革加剧了政府规模的膨胀(袁飞等2008;范子英和张军2010;吴木銮和林谧2010;王文剑2010),加强了政府对经济的干预。从这一认识出发,本文从政府干预的角度来解释就业弹性。如果政府干预会降低就业弹性,那么持续下降的就业弹性就可以从持续加强的政府干预中得到解释。与既有的文献相比,本文以经验证据说明了政府干预与就业弹性的关系。

### 三 为什么政府干预会降低就业弹性:背景与机制

与世界上的其他国家相比,中国是一个高度分权的经济体,地方政府在很大程度上拥有当地经济发展的政策制定权,并从当地经济增长中获得税收(王永钦等2007;陆铭等2008;Xu,2010)。1980年,地方政府收入在全国财政收入中所占的比重为54.3%,地方政府支出在全国财政支出中所占比重为45.7%。而在2009年,这两个比重分别为20%和80%。<sup>①</sup> 地方政府的行为深刻地影响着当地经济发展,其中,地方政府行为对就业弹性的影响被经济学研究所忽略。

#### (一) 地方政府发展资本密集型产业的动机

理论上,地方政府至少有两个重要动机去影响产业结构,从而影响就业弹性。

首先,经济增长竞争上的压力促使地方政府倾向于引进投资规模巨大的企业,优先推动资本密集型产业发展。虽然这些企业的引进与产业的发展能够带来快速的经济增长,但其对就业的吸纳能力却相对有限。在政治锦标赛中,上级政府对于下级政府官员的政绩考核是基于经济增长率(Li and Zhou 2005),因此地方政府展开了激烈的经济增长竞争(张军和周黎安2008)。在三次产业中,产业链较长,并能够带来快速经济增长的主要是第二产业,尤其是其中的制造业。从1978到2009年,三次产业

<sup>①</sup> 数据来自《中国统计年鉴2010》,中国统计出版社。

创造的 GDP 分别增长了 4.018 倍、28.494 倍与 25.16 倍,其中工业增长了 29.064 倍。<sup>①</sup>最近的一些研究发现,在经济增长竞争压力下,地方政府的干预导致了地方上市国企过度投资。<sup>②</sup>通常来说,国有企业的资本劳动比高于集体企业、私营企业等非国有企业(张军 2002),所以由地方政府干预导致的地方上市国企过度投资会降低当地经济增长对就业的吸纳能力。在市场化进程缓慢的地区或者 GDP 增长业绩表现较差地区,政府干预动机更强烈,从而地方上市国企过度投资问题更严重(唐雪松等, 2010)。对于地方政府资本密集型的投资行为,一种理解是,地方政府在追求经济增长的过程中,强烈地表现出追赶动机。为了不在地区间分工中处于落后的地位,欠发达地区有动机采取策略性的行为,发展自己缺乏比较优势的产业,以缩小本地与较发达地区的技术差距(陆铭等 2004)。另一种对于政府投资行为的解释是,随着经济的发展,发展中国家的企业很容易对下一个有前景的行业产生共识,投资上容易出现“潮涌现象”(林毅夫 2007;林毅夫等 2010)。自上世纪 90 年代中后期以来,相对于其他部门,中国经济中的重工业部门变得更为有利可图。在经济增长竞争的压力下,地方政府加大了对重工业部门的扶持。自 2003 年以来,与沿海地区相比,中西部地区经历了更快的工业增长速度,<sup>③</sup>企业平均规模与资本劳动比都出现了更快的上升势头,而且这种趋势在 2008 年金融危机期间表现得更加明显。但是这种工业加速发展的局面并不符合中西部地区的资源禀赋,而是政府政策的结果(蔡昉等 2009)。根据本文所计算的数据,中西部的就业弹性也低于东部。

其次,地方政府税收最大化的动机会引起发展资本密集型产业的偏向。在分税制改革之后,中央政府将财权上收,而中央与地方政府事权的划分模式却基本保持稳定,地方财政支出与当地 GDP 的比值从上世纪 90 年代中期以后持续上升,其主要收入来源是地方政府的税收收入,而地方财政收入与当地 GDP 的比值却基本保持稳定(见图 2)。另外,地方财政支出占全国总财政支出的比重在分税制改革前后保持稳定,但地方政府财政收入占全国总财政收入的比重在分税制改革后出现了剧烈下降(周飞舟 2006;陈诗一和张军 2008),所以地方政府在为其财政支出融资方面面临巨大压力。实际上,省级政府财政预算内收入与支出的相关性从上世纪 70 年代的 0.172

① 所用数据来自《中国统计年鉴 2010》中的国内生产总值指数(1978=100),中国统计出版社。

② 用上期的企业特征,如资产负债率、规模和股票回报率等,来解释当期的企业新增投资水平,模型的残差为正则是过度投资,过度投资取 1,反之为投资不足,过度投资取 0。然后用市场化指数与经济增长的相对绩效(如果公司所在地在第  $t$  年的 GDP 增长率相对于前一年增长率的变化值与全国平均变化值相比较的差值为正,则取 1,否则取 0)来解释过度投资(程仲鸣等 2008;唐雪松等 2010)。

③ 具体是指工业增加值年均增长率。

上升到 80 年代的 0.752 在 90 年代后半期上升到 0.998 (Jin et al. 2005)。这说明, 随着改革的进行, 地方政府需要为本级政府的支出融资, 而且融资的主要来源是本级政府的财政收入。

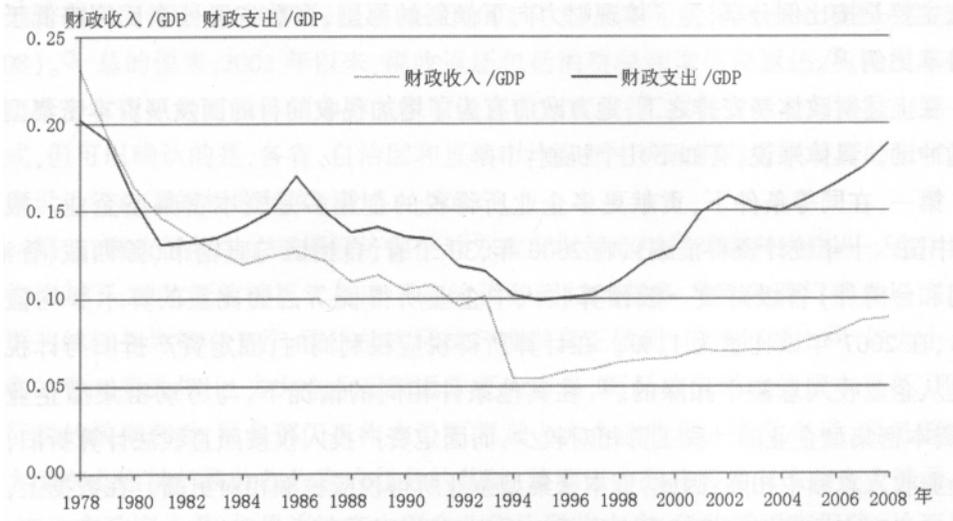


图 2 地方政府的财政压力

说明: 财政收入与财政支出分别为省级政府当年一般预算收入与一般预算支出, 所有数据都是以当年价格计算。计算方法如下: 对中国除西藏、香港、澳门与台湾外 30 个省(自治区、直辖市) 计算 1978 到 2008 年的财政收入 / GDP 与财政支出 / GDP, 然后在每一年, 分别计算所有省(自治区、直辖市) 财政收入 / GDP 与财政支出 / GDP 的算术平均值。对一般预算收入与一般预算支出的描述见本文的数据部分。

数据来源《新中国六十年统计资料汇编》, 中国统计出版社。

分税制改革以来, 地方政府预算内收入的主要来源是划分给地方政府的那部分增值税、对劳务与第三产业征收的营业税、对企业利润征收的企业所得税以及上级政府的税收返还。其中, 中央与省级政府分享增值税的比例分别是 75% 和 25%。自分税制改革到 2002 年, 企业所得税按照企业产权隶属关系划分, 即中央企业所得税作为中央财政固定收入, 地方企业所得税作为地方政府固定收入。从 2002 年 1 月 1 日起共享办法变为中央与地方按比例分享企业所得税, 中央保证各地区 2001 年地方实际所得税收入基数, 实行增量分成, 当年中央与地方各分享 50%, 2003 年及其以后年份中央分享 60%, 地方分享 40%。另外, 铁路运输、国家邮政、四大国有商业银行与三家政策性银行缴纳的企业所得税在分税制改革以来一直作为中央财政固定收入( 谢

旭人 2008)。分税制改革以来,各地也陆续比照中央对地方的分税制财政管理体制框架,对省以下财政体制适时进行了调整。在省以下财政体制中,增值税的分享办法没有固定模式,但是全国大部分省区采取的办法是省与市县共享增值税,而且分享的办法主要是按比例分享,为了体现财力向下倾斜的原则,多数省级分享比例略低于市县分享比例。<sup>①</sup>

在上述财政体制安排之下,地方政府有为了增加税收的目的而发展资本密集型产业的冲动。具体来说,有如下几个机制:

第一,在同等条件下,贡献更多企业所得税的企业多是资本密集型企业。根据《新中国六十年统计资料汇编》,在 2000 年,30 个省、自治区与直辖市(除西藏、香港、澳门和台湾外)省级财政一般预算收入中企业所得税所占的比重的算术平均值为 13%,在 2007 年该比重为 11%。在计算所得税应税利润时,固定资产折旧与计税工资是从企业收入总额中扣除的。<sup>②</sup>在其他条件相同的情况下,与劳动密集型企业相比,资本密集型企业的计税工资相对较少,而固定资产投资仅按照直线法计算折旧,并在企业收入总额中扣除,因此,资本密集型企业所得税应税额相对更高。在数据上,我们没有找到直接证据来证明资本密集型企业所得税额更高,但根据 Bayoumi 等(2011)对包括中国在内的多个国家上市公司数据的研究,大企业有更高的企业储蓄(投资)-资产比率和利润-资产比率,中国的上市公司也并不例外。一般来说,规模大的企业资本密集度更高,以企业固定资产与企业从业人员的比值作为企业资本密集度的衡量,以企业当年注册资本作为衡量企业规模的指标,在 2007 年,企业注册资本与企业资本密集度的相关系数为 0.47。<sup>③</sup>因此,当政府欢迎大企业来增加企业所得税税基时,实际上就形成了对于资本密集型企业的偏爱。

第二,为了获得上级政府更多的所得税税收返还,地方政府仍然需要发展资本密集型产业,同样是因为资本密集型的产业所得税税基更大。分税制改革之后,地方政府预算内财政收支差额主要来源于上级政府的转移支付,其中以税收返还、财力性转

<sup>①</sup> 主要分享方法有按比例分享、按隶属关系划分与按比例和隶属关系交叉划分,有关分享方法的具体信息参见谢旭人(2008)。

<sup>②</sup> 根据《中华人民共和国企业所得税法实施条例(草案)》的规定:固定资产按照直线法计算的折旧,准予扣除。企业发生的合理的工资薪金支出,准予扣除。工资薪金是指企业每一纳税年度支付给本企业任职或者受雇的员工的所有现金形式或者非现金形式的劳动报酬,包括基本工资、奖金、津贴、年终加薪、加班工资以及与企业任职或者受雇有关的其他支出。

<sup>③</sup> 所用数据来源为国家统计局的“中国工业企业数据库”,度量固定资产的指标为固定资产原价合计。感谢刘晓峰为我们提供的研究支持。

移支付与专项转移支付为主。<sup>①</sup> 在分税制改革初期,中央与省级政府的税收返还办法是:以1993年为基期年,按分税后地方净上划中央的收入数额作为中央对地方的税收返还的基数,基数部分全部返还。在2002年实施企业所得税分享改革时,为了保证地方政府既得利益,中央保证各地区2001年地方实际所得税收入基数(谢旭人,2008)。<sup>②</sup> 总的说来,2002年以来,税收返还包括消费税和增值税返还、所得税基数返还。至于省以下的财政体制中有关税收返还的制度安排,在各省区之间并没有统一的模式,但可以确认的是,各省、自治区和直辖市均参照中央与省级政府的税收返还制度设计省以下的相应制度(谢旭人,2008)。

第三,税收征收中的规模经济促使地方政府在招商引资时偏向大企业。在中国的税收体制下,税收征收被视为政府下达给税务部门的任务,<sup>③</sup>税务部门都是以完成政府下达的任务为核心工作,税法的实际执行难以真正做到“应征即征”。<sup>④</sup> 与去小企业征税的费时费力相比,去大企业征税通常更为容易,而且单位税收的成本更低,所以,从征税的效率来看,税务部门工作人员更愿意去大企业收税。通常来说,税务部门会将大型企业缴纳的税收作为完成任务的基础,甚至以分派的形式向这些企业摊派。因此,在地方政府来看,如果当地有大型企业作为税收大户,税收就更有保障,从而更有积极性来将大企业作为招商引资的对象。<sup>⑤</sup> 也就是说,为了获得更多的税收收入,地方政府有激励去引进规模大的企业,这些企业的资本密集度相对更高,所以这会带来就业弹性的下降。

## (二) 地方政府偏向发展资本密集型产业的机制

上文已经说明,由于在经济增长上的激烈竞争与日益加大的财政压力,地方政府会倾向于增加对经济发展的干预程度,这种干预会降低当地经济增长的就业吸纳能力。政府干预降低就业弹性主要通过直接和间接两个机制来实现。

<sup>①</sup> 财力性转移支付的主要目标是增强财力薄弱地区地方政府的财力,促进基本公共服务均等化。专项转移支付是中央对地方政府承担中央委托事务、中央地方共同事务以及符合中央政策导向事务进行的补助,主要用于公共支出(谢旭人,2008)。

<sup>②</sup> 从1994年起,税收返还与消费税和增值税(75%部分)的增长率挂钩,每年递增返还。最初确定的递增率是按当年全国增值税与消费税的平均增长率的1:0.3系数确定,在1994年8月改为按照各地区分别缴入中央金库的消费税与增值税(75%部分)增长率的1:0.3系数确定。

<sup>③</sup> 在国税部门,是中央政府经过税务总局下达任务,在地税部门,是当地政府下达任务。

<sup>④</sup> 我们在调研中发现过这样的情况:在税务机关完成当年的税收任务后,即使企业想交税,税务局也不愿意收。一旦当年所征收的税款过高,会抬高税收任务的基数,这会增加来年完成任务的难度,毕竟对基层地税局考核的关键是税收增长率,而不是税收总量。

<sup>⑤</sup> 以“招商引资优惠政策”为关键词在百度搜索,在前100个搜索结果中,明确规定优惠政策与企业投资规模挂钩的就占到86%,搜索时间为2011年3月18日下午4点。

第一 在地方政府的财政支出中,生产性的基本建设支出会显著降低就业弹性。在地方政府的财政支出中,主要组成部分为基本建设支出、农业支出、文教科卫支出、公检法支出、行政费用支出与其他支出。为了获得较快的经济增长,地方政府的财政支出结构中存在“重基本建设、轻人力资本投资和公共服务”的扭曲倾向(傅勇和张晏 2007;傅勇 2010),而相对于人力资本投资与公共服务支出,基本建设支出往往投向资本密集型的行业(包括基础设施建设)。<sup>①</sup> 在经济增长竞争的压力下,为了在招商引资中取得优势,地方政府也有激励投资到资本密集的基础设施建设领域(Chen and Yao 2011)。地方政府热衷于投资于基础设施,部分地还因为基础设施投资创造了寻租和腐败的机会(范子英 2011)。所以,财政支出结构的扭曲会降低经济增长的就业吸纳能力。

第二 地方政府干预可以通过影响企业投资与运行时的技术类型选择去影响就业弹性。地方政府在追求 GDP 增长的动机驱使下,往往压低土地与资本价格,使劳动力的相对价格上升,从而导致资本替代劳动(蔡昉等 2004)。一个重要表现就是地方政府之间在招商引资上的激烈竞争,各地都以引进投资规模巨大的企业(主要是资本密集型企业)为主要目标。

相对于国有资本以及带有地方政府背景的银行贷款,私有部门的投资在利润最大化的驱使下,会更加倾向于去匹配当地的资源禀赋(即要素的相对价格)。由于私有部门更加按照市场经济规律来经营,因此,它们会倾向于投资到中国具有比较优势的劳动密集型的行业与企业。但是在政府干预比较严重的地方,即使不直接进行生产性的投资,地方政府也可以通过影响招商引资的资本密集度来降低就业弹性。地方政府的招商引资通常会制定重点产业目录,而地方政府又倾向于将资本和技术密集型企业作为优先考虑的招商引资对象。在招商引资中,各地政府(或者当地的经济开发区)开出的优惠政策通常可以分为三类:第一类是以提供基础设施、配套服务为主的开发服务政策(罗云辉 2009)。<sup>②</sup> 第二类是各种税收优惠,并且对投资规模巨大的企

<sup>①</sup> 根据 1999 年颁布实施的《财政基本建设支出预算管理办法》:“财政基本建设预算支出范围包括:(一)农业、水利、林业、铁路、交通、通讯、电力、市政设施建设投资支出;(二)国防、教育、科学、文化、卫生、政法等社会公益设施建设投资支出;(三)经法定程序确定的其他建设投资支出。”

<sup>②</sup> 比如四川省人大在 1995 年颁布实施了《台湾同胞投资保护法(实施办法)》,为在成都投资的台商营造了一个良好的法治环境。多数开发区都设立政务大厅,对投资项目的审批等相关手续实行一条龙服务,如成都市在 2000 年对台商投资企业负担实行登记监督制度,并在企业设置企业负担监督员,对台商投资审批实行“一站式”服务。江苏连云港经济技术开发区对符合产业导向的重大项目,可享受“一事一议”的特殊扶持政策,而且区内设有“一站式行政服务中心”,可确保项目审批事项全部在区内办结。

业的税收优惠力度更大。<sup>①</sup> 第三类便是地价优惠,同样,对投资规模大的企业的优惠力度更大。<sup>②</sup> 税收和地价优惠不仅直接降低了资本品的相对价格,有利于资本密集型企业的发展,同时,受到地方政府欢迎的大企业往往本身就具有更高的资本密集程度。在招商引资的过程中,对大企业的偏爱实际上还起到了挤出相对劳动密集型的小企业的作用。虽然大企业的引进能够增加当地的财政收入,但会降低经济增长的就业弹性。

#### 四 数据与模型

本文的经验研究所使用的数据主要来源于1995~2008年的《中国城市统计年鉴》(国家统计局城市社会调查总队主编,中国统计出版社出版),该数据中包括了除西藏、香港、澳门与台湾外的中国30个省、自治区与直辖市的286个地级及其以上城市样本。其中,我们用到的主要变量有:地区生产总值(GDP)、第二产业GDP、第三产业GDP、年末单位从业人员、地方财政预算内收入、地方财政预算内支出、外商实际投资、非农人口、总人口、是否属于中部与是否属于西部的哑变量。<sup>③</sup> 除了是否属于中部与是否属于西部外,其余指标都是市辖区数据。<sup>④</sup> 使用市辖区数据的主要原因是:第一,本文分析部分所用的就业弹性不考虑农业,而城市二、三产就业主要集中在市辖区;第二,地级市所管辖县(市)的数量不等,且不时发生变动,而市辖区相对稳定;第三,在1993年与1994年的《中国城市统计年鉴》中,仅有市辖区的财政数据,没有全市的财政数据。在构造政府干预的度量指标时,本文还使用了2010年由中国统计出版社出版的《新中国六十年统计资料汇编》中的省级财政数据,包括除西藏、香港、澳门

① 例如,山西忻州经济开发区对于上缴税收开发区留成部分超过100万元的企业,开发区管委会将留成部分的10%~30%用于扶持企业进行技术开发、改造和管理升级。河南郑州出口加工区规定从进驻开发区的项目建设之日起两年内完成固定资产投资1亿元以上或实际利用外资1000万美元以上的生产性项目,投产后,按该项目征地费用同等额度,县政府对企业每年缴纳增值税和企业所得税留县部分予以返还。1年内完成固定资产投资6000万元以上或注册利用外资500万美元以上的生产性项目,以同等方式减半返还。外商新增100万美元以上用于扩大固定资产规模的投资,新增所得税留县部分两年内全部返还,后3年减半返还。

② 例如,海南洋浦经济开发区规定对投资在30亿元人民币以上的龙头项目、具有国际先进水平的高新技术项目的生产装置用地地价给予50%的补贴;对投资在10亿~30亿元人民币的龙头项目、具有国内先进水平的高新技术项目的生产装置用地和开发区基础设施项目用地地价给予30%的补贴;对投资在3亿~10亿元人民币的龙头项目的生产装置用地地价给予10%的补贴。

③ 属于中部的省区有黑龙江、安徽、湖南、河南、山西、吉林、湖北和江西。属于西部的省区有内蒙古、云南、甘肃、新疆、四川、陕西、宁夏、贵州、广西和重庆。

④ 市辖区包括城区和郊区,全市包括市辖区、下辖的县和县级市。

与台湾外的 30 个省、自治区与直辖市的省级财政一般预算收入、一般预算支出<sup>①</sup>与地区国内生产总值数据。此外,本文从《中国财政年鉴》中获得 1994~2007 年省级政府一般预算支出中的基本建设支出数据。

虽然本文所使用的数据能够构成城市级的面板数据,但我们所需要检验的是政府干预对于 2000 年之后一段时期内的就业弹性的影响,因此模型退化成了一个截面模型。之所以采取截面模型,是基于以下三个原因:第一,本文主要基于 20 世纪八九十年代的制度变革,包括地方官员政绩考核机制与分税制改革,来考察地方政府行为对就业弹性的影响。在上世纪 90 年代中期以后政府行为主要与分税制改革有关(陈抗等 2002;张晏和龚六堂 2005;傅勇 2010),而分税制对政府行为的影响主要不是表现在同一个地区的不同年份之间,而是在同样的数据期在不同的地区之间有不同,因此,要识别制度的长期影响,最佳的模型设定形式就是截面模型。第二,以年为时间单位的面板数据模型识别的是解释变量对被解释变量的短期影响,基于本文的理论分析,政府干预一旦扭曲了经济的结构,其对就业弹性产生的主要还不是当期的影响,而是对未来一个时期中的影响。丁守海(2009)也证实了就业弹性对一个因素的反应是有滞后性的。相比之下,用截面模型能够更好地研究一段时间内的就业弹性的影响因素。第三,如果使用面板数据模型,本文的就业弹性必须一年一年地计算,而在一年的时间周期里 GDP 的波动可能很大,而就业的调整却没有那么快,这就使得就业弹性对 GDP 的变化过于敏感,从而不能真实地反映经济增长吸纳就业的能力。<sup>②</sup>出于以上考虑,本文采取如下的截面模型设定形式来识别地方政府干预对于就业弹性的影响:

$$elasticity_i = \alpha_0 + \beta_1 gov_i + \beta_2 \cdot fdi_i + \beta_3 gov_i \cdot fdi_i + \sum_{j=4}^n \beta_j X_{ij} + u_i \quad (1)$$

在(1)式中,下标  $i$  表示第  $i$  个城市,<sup>③</sup>下标  $j$  表示第  $j$  个解释变量,  $\alpha_0$  与  $u_i$  分别是截距项与随机扰动项,  $gov_i$  为政府干预,  $fdi_i$  为外资/GDP 比值,  $gov_i \cdot fdi_i$  为政府干预与开放的交互项,用以估计外商投资创造就业的能力是否受到政府干预的影响。  $X_{ij}$  是控

① 一般预算收入是指是通过一定的形式和程序,由各级财政部门组织并纳入预算管理的各项收入,也就是会计制度改革以前所称的“预算收入”,一般预算支出是指各级财政部门对集中的一般预算收入有计划地分配和使用而安排的支出。

② 事实上,在本文的研究过程中,我们也尝试过年度面板数据模型(包括 3~5 年移动平均的面板数据模型),未得到任何有意义的结果。

③ 本文所指城市均为地级及其以上城市。

制变量  $\beta_1 \sim \beta_j$  是待估系数。<sup>①</sup>

被解释变量 *elasticity<sub>i</sub>* 是第 *i* 个城市在 2000 ~ 2007 年的就业弹性, 计算方法是以市辖区年末单位从业人员<sup>②</sup>在 2000 ~ 2007 年的增长额, 除以 2000 年与 2007 年年末单位从业人员的平均数, 得到年末单位从业人员的增长率, 以相同的方法得到消胀<sup>③</sup>后二三产业 GDP 的增长率, 再以年末单位从业人员增长率除以消胀后二三产业 GDP 增长率, 便得到就业弹性。这样计算的弹性实际上是弧弹性, 而不是点弹性。如果使用点弹性, 则在计算弹性前首先需要根据起始点的数据计算就业和 GDP 的增长率, 这样, 就会过于受到初始点数据质量的影响, 而弧弹性的计算是根据期间就业和 GDP 的均值来计算就业和 GDP 的增长率的, 从而最大限度地减少了数据期间相关数据的度量误差和短期波动的影响。<sup>④</sup> 使用二三产业 GDP 是因为: 第一, 在年末单位从业人员的统计中不包括农业中的就业人员; 第二, 在发展中国家的农业就业中存在隐性失业人员, 如果使用全部就业人员与 GDP 数据计算就业弹性会低估经济增长的就业创造能力。之所以选择 2000 ~ 2007 年这个时期计算平均就业弹性, 主要是基于以下三个原因: 第一, 在《中国城市统计年鉴》中, 从业人员的统计口径在 2000 年发生了改变, 2000 年之前年鉴中统计的是全部从业人员,<sup>⑤</sup>自 2000 年开始转变为年末单位从业人员。第二, 由于企业存在隐性失业, 2000 年以前的从业人员统计会高估实际的就业人数, 而 2000 年前后, 劳动力市场的改革和企业富余职工的分流基本结束, 从业人员的统计更加接近实际就业的数量。第三, 中国经济在 2008 年遭遇了全球金融危机的影响, 劳动力市场也受到严重的冲击, GDP 增长率也出现了异常的波动, 所以在计算就业弹性时没有包括 2008 年与 2009 年的数据。

<sup>①</sup> 在模型形式上, 也有文献以就业的对数作为被解释变量, 以 GDP 的对数作为核心解释变量, 再加入一些控制变量做回归  $\ln(GDP)$  的系数也就是需要估计的就业弹性 (Islam and Nazara 2000)。我们没有采取用 GDP 对数解释就业对数的形式, 是因为以下两点原因: 第一, 如果直接用当期 GDP 解释当期就业, 还是不能处理 GDP 对就业的吸纳能力有滞后性的问题; 第二, 不同的就业弹性本身度量的就是在不同生产方式下经济增长吸纳就业的能力, 相比之下, 就业/GDP 的双对数模型更适合于用来估算一个经济体的就业弹性, 其假设是在控制了其他变量之后, 不同的观察点处在同一个生产函数之下。事实上, 即使使用双对数模型, 我们仍然证实, 政府支出占 GDP 比重更高的地方, 其经济增长对就业吸纳能力较低。

<sup>②</sup> 指在国家机关、政党机关、社会团体以及企业、事业单位中工作并取得劳动报酬的全部人员。

<sup>③</sup> 以各省城市居民消费物价指数 (1978 = 100) 进行消胀。之所以不用 GDP 平减指数, 是因为在省一级没有分产业的 GDP 平减指数。

<sup>④</sup> 在本文的研究过程中, 我们也尝试过使用点弹性作为被解释变量, 未得到任何有统计显著性的结果。由于使用点弹性和弧弹性的模型在其他方面都是一样的, 因此, 使用点弹性的模型未得到有统计显著性的结果的主要原因就是初始年份数据的度量误差和短期波动太大。

<sup>⑤</sup> 是指从事一定社会劳动并取得劳动报酬或经营收入的全部劳动力, 包括职工、再就业的离退休人员、私营业主、个体户主、私营企业和个体从业人员、农村从业人员、其他从业人员。

本文将年末单位从业人员的增长率与二三产业 GDP 增长率的比值作为就业弹性的度量,由于年末单位从业人员的统计中不包括非正规就业,尤其是考虑到非正规就业在上世纪 90 年代后期出现了快速增长的趋势(蔡昉和王美艳 2004; Cai 和 Wang, 2010),这样的度量可能低估了实际的就业弹性。由于在 2000 年之后,我们只能用单位从业人员数据来计算就业弹性,那么,这对于就业弹性的低估是不是严重的问题?我们认为,如果非正规就业占总就业的比重与非正规就业创造的 GDP 占总 GDP 的比重保持稳定,则用单位从业人员数据计算的就业弹性也能够较准确地度量实际的就业弹性。以  $E_1$  代表正规就业,  $E_2$  代表非正规就业,设  $E_2 = aE_1$ ,如果假设  $a$  保持不变,则总就业的增长率为  $[(E_2 + E_1)_{t+1} - (E_2 + E_1)_t] / (E_2 + E_1)_t$ ,将  $E_2 = aE_1$  代入得总就业的增长率为  $(E_{1(t+1)} - E_{1t}) / E_{1t}$ ,即为正规就业的增长率。同理,如果非正规就业创造的 GDP 占总 GDP 的比重保持稳定,则总 GDP 的增长率等于正规就业创造的 GDP 的增长率,所以非正规就业的存在不会影响到对实际就业弹性的计算。

那么,实际数据中 2000 年后非正规就业的比重变化是否明显?由于国有企业职工的“下岗分流”在 2002 年左右基本结束(Naughton, 2007),非正规就业的规模在 2003 年以后基本保持稳定(Cai and Wang 2010)。如图 3 所示,城镇非正规就业人员在城镇就业中的比重 1 在 2002 年达到峰值 48%,之后开始逐年下降,在 2009 年下降到 43%,如果在非正规就业中排除个体单位就业,非正规就业比重 2 在 2002 年达到峰值 39%,在 2009 年下降到 29%,所以城镇就业的主体仍旧是正规就业。在 2002 年之前,非正规就业快速增加,就业结构剧烈调整,而在 2003 年之后,非正规就业规模趋于稳定。在我们的数据期,2000 年非正规就业占总就业的比重和 2007 年的这一比重相差无几,因此,非正规就业对于根据单位从业人员计算的就业弹性的影响是一个重要但并不严重的问题。

理论上,地方政府通过干预生产性的基本建设财政支出与选择外商直接投资类型去影响就业弹性,就业弹性也会反过来影响政府干预。当一个地方就业弹性相对较高时,地方经济发展就更多地偏向于劳动密集型行业,那么,在经济增长竞争与获得更多财政收入方面,地方政府就面临更多的压力,从而,地方政府更加有动力去干预经济。因此,地方政府干预程度提高会降低就业弹性,而就业弹性高会导致更高的地方政府干预,地方政府干预与就业弹性的双向因果关系的方向相反,这会低估政府干预对就业弹性的影响。为了处理就业弹性与政府干预的双向因果关系,以期有效识别政府干预影响就业弹性的直接机制与间接机制,本文将用滞后的政府干预来解释当期的就业弹性。按照所使用数据的来源,对政府干预的衡量可以分为两组:一组使用城市一级数

世界经济\* 2011年第12期 • 18 •

据计算,分别是地方财政预算内收入与当地 GDP 的比值、地方财政预算内支出与当地 GDP 的比值;另外一组使用省级数据计算,分别是地方财政一般预算收入与当地 GDP 的比值、地方财政一般预算支出与当地 GDP 的比值以及地方财政基本建设支出与当地 GDP 的比值。

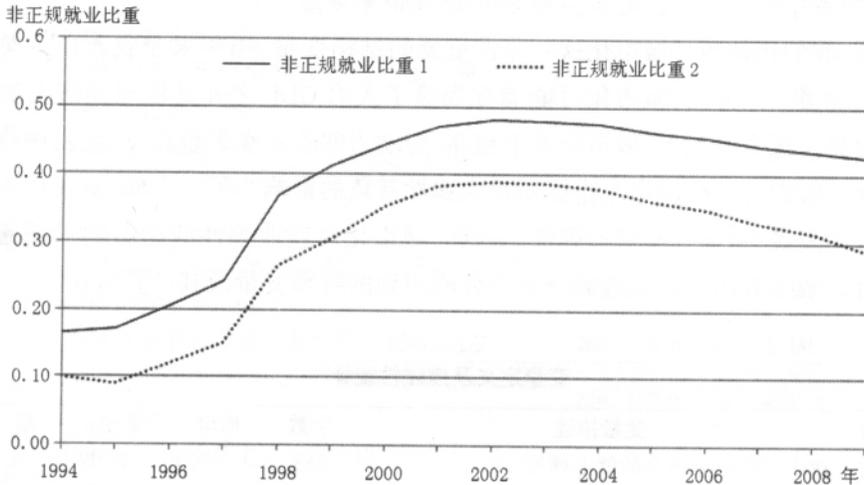


图 3 中国非正规就业的比重(1994 ~ 2009 年)

数据来源: 2010 年《中国统计年鉴》, 中国统计出版社。

说明: 非正规就业比重 1 中的非正规就业定义为除在国有单位、集体单位、股份合作单位、联营单位、有限责任公司、股份有限公司、私营企业、港澳台商投资单位、外商投资单位就业外的城镇就业, 非正规就业比重 2 中的非正规就业进一步扣除了个体单位的就业。

除了政府干预, 本文还控制了人均 GDP、人均 GDP 的二次项、外商投资、外商投资与政府干预的交互项、城市化水平与地区哑变量。其中, 控制人均 GDP 与其二次项是因为随着经济发展水平的提高就业弹性将发生变化, 而且这种变化并不一定是线性的。在经济发展的早期, 工业部门的扩张主要是劳动密集型产业的发展, 所以就业弹性会随着人均 GDP 的上升而逐步提高。随着人均 GDP 的进一步上升, 劳动相对于资本越来越贵, 从而就业弹性将下降, 但是, 当人均 GDP 继续升高时, 服务业的比重将上升, 经济发展的吸纳就业能力也将提高, 就业弹性又会上升, 因此, 随着人均 GDP 的不

断提高,就业弹性将经历先上升再下降,而后再上升的过程。<sup>①</sup>

政府干预对就业弹性的影响和城市异质性有关,外商投资程度高的城市,吸引外资多,而外资将在市场机制作用下根据中国经济的比较优势而倾向于进入劳动密集型行业,其就业弹性也会更高。然而,政府干预强的城市,由于政府更加倾向于发展资本密集型产业,更愿意吸引相对资本密集的外商直接投资。为了检验政府干预是否会显著降低外商投资对就业弹性的影响,我们控制了政府干预与外商投资的交互项。其中,外商投资用外商实际投资与当地 GDP 的比值来度量。

最后,我们还控制了城市化这一非常重要的结构变量,用年末非农人口占总人口的比重来度量。一方面,城市化可能捕捉到除了人均 GDP 之外其他与经济发展水平相关的信息。通常情况下,城市化水平越高,劳动力的收入水平越高,产业发展将出现资本深化的倾向,因此,城市化指标对就业弹性有负的影响。另一方面,城市化也会促进服务业的发展,从而提高就业弹性。因此,城市化对就业弹性的净影响只能通过模型来估计。表 2 列出了本文经验分析部分所用到的解释变量及其计算方法。

表 2 变量定义及描述性统计

变量类型	变量描述	个数	均值	最小值	最大值
就业弹性	2000~2007 年城市的就业弹性	253	-0.0020	-0.98	0.82
	2000~2007 年城市地方财政预算内收入/GDP	283	0.0600	0.01	0.2
政府税收 干预	的算术平均值				
	1994~1999 年城市地方财政预算内收入/GDP	260	0.0585	0.01	0.29
	的算术平均值				
	1994 年城市地方财政预算内收入/GDP	253	0.0592	0.02	0.33
政府支出 干预	2000~2007 年城市地方财政预算内支出/GDP	286	0.1063	0.03	0.27
	的算术平均值				
	1994~1999 年城市地方财政预算内支出/GDP	263	0.0795	0.02	0.32
	的算术平均值				
	1994 年城市地方财政预算内支出/GDP	232	0.0733	0.01	0.21

<sup>①</sup> 因为中国的经济中服务业发展滞后,所以在做回归时我们仅控制了人均 GDP 与其二次项。实际上,即使控制人均 GDP 的三次项,本文的经验检验结果也是稳健的。

续表 2

变量类型	变量描述	个数	均值	最小值	最大值
省级 税收干预	2000~2007年省级地方财政一般预算收入/ GDP的算术平均值	284	0.0680	0.05	0.14
	1994~1999年省级地方财政一般预算收入/ GDP的算术平均值	284	0.0562	0.04	0.10
	1994年省级地方财政一般预算收入/GDP	286	0.0503	0.00	0.09
	2000~2007年省级地方财政一般预算支出/ GDP的算术平均值	284	0.1360	0.08	0.32
省级支出 干预	1994~1999年省级地方财政一般预算支出/ GDP的算术平均值	284	0.095	0.05	0.19
	1994年省级地方财政一般预算支出/GDP	278	0.0904	0.05	0.18
	2000~2007年省级地方财政基本建设支出/ GDP的算术平均值	284	0.0144	0.00	0.07
省级基建 支出干预	1994~1999年省级地方财政基本建设支出/ GDP的算术平均值	284	0.0081	0.00	0.03
	1994年省级地方财政基本建设支出/GDP	286	0.0058	0.00	0.03
	2000~2007年城市二三产GDP/非农人口的算 术平均值	286	100 065.90	2466.36	73 731.60
人均GDP (元/人)	1994~1999年城市二三产GDP/非农人口的算 术平均值	265	5707.77	1365.23	40 848.67
	1994年城市二三产GDP/非农人口	217	5490.59	1080.27	31606.19
外商投资	2000~2007年城市外商实际投资/GDP的算术 平均值	286	0.0846	0.0000	0.8469
	1994~1999年城市外商实际投资/GDP的算术 平均值	256	0.1581	0.0012	1.8560
	1994年城市外商实际投资/GDP	233	0.1736	0.0038	1.8786
城市化	2000~2007年城市年末非农人口/总人口的算 术平均值	296	0.5857	0.1343	0.9645
	1994~1999年城市年末非农人口/总人口的算 术平均值	265	0.5679	0.0964	0.9667
	1994年城市年末非农人口/总人口	262	0.5571	0.0843	0.9625
中部	是否属于中部,属于中部取1,否则取0	286	0.3532	0	1
西部	是否属于西部,属于西部取1,否则取0	286	0.2937	0	1

说明: 本文将1994~1999年的解释变量称为滞后的解释变量,将1994年的解释变量称为滞后两期的解释变量。

表2也给出了本文所有变量的描述性统计。需要说明的是,在做描述性统计与回归分析时,我们将数据中就业弹性绝对值大于1的样本作为奇异点删除。<sup>①</sup>不论是用于市级数据计算的指标还是用省级数据计算的指标,所有衡量政府干预的指标都随着时间呈现出上升趋势。中部与西部哑变量的均值显示,有35.32%的地级及其以上城市处于中部,29.37%的地级及其以上城市处于西部。

从就业弹性与政府干预的散点图(见图4、5)我们可以看出,两者之间存在明显的负相关关系,政府干预越高的地方,就业弹性相对越低。

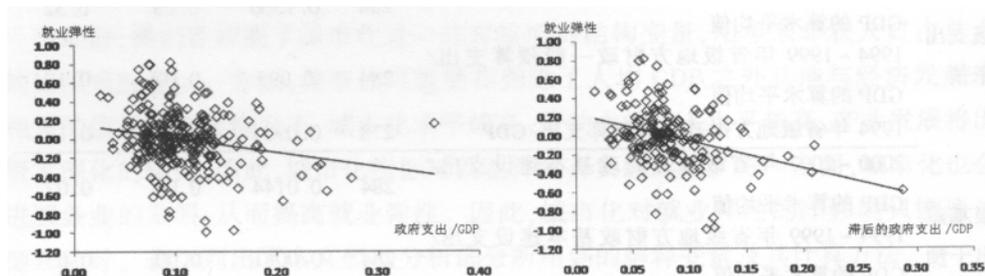


图4 就业弹性与政府支出/GDP 比值关系 图5 就业弹性与滞后的政府支出/GDP 比值关系

## 五 检验结果

### (一) 基础回归

为了识别政府干预对就业弹性的影响,本文首先尝试用政府税收/GDP 比值去解释就业弹性,结果见表3中的模型(1)~(4)。模型(1)中我们仅仅控制了人均GDP及其二次项。在模型(1)的基础上,为了识别政府干预影响就业弹性的间接机制,在模型(2)中加入了外商投资及其与政府税收/GDP 比值的交互项。为了尽量减少遗漏变量偏误,在模型(3)中控制了城市化水平。在模型(4)中我们还控制了代表中部和西部的地区哑变量,以此去识别就业弹性在地区之间是否存在显著差异。由于中国的一些发展政策(如“西部大开发”和“中部崛起”)是在地区层面实施的,因此中部和西部的哑变量能够捕捉这些政策的差异。除此之外,一些地形和气候的差异也能够部分地在中部和西部的哑变量上得到反映。在这一组回归中,政府干预对就业弹性的影响

<sup>①</sup> 就业弹性绝对值大于1表示就业增长率的绝对值大于GDP增长率,这种情况出现的可能性极小。因此,作为奇异点处理,这样的奇异点为7个,分别是黑龙江牡丹江、黑龙江绥化、安徽宣城、广东湛江、广东揭阳、江西吉安与江西抚州。即使保留这些奇异点做回归,本文的结果依然稳健。

系数都不显著。在模型(2)与(4)中,外商投资的系数显著为正,在开放程度更高的城市,就业弹性更高,这说明相对于国内资本,外商直接投资更加倾向于发挥中国经济的比较优势,投资于劳动密集型企业。从模型(2)到模型(4),政府税收/GDP比值与外商投资的交互项的系数显著为负,这表明政府干预通过影响外商直接投资的类型去影响就业弹性。在模型(4)中,结合外商投资及其与政府税收/GDP比值的交互项的系数,可以得到外商投资影响就业弹性的净效应为零时政府干预的临界值为0.0821,所以对于那些政府税收/GDP比值大于0.0821的城市,外商投资影响就业弹性的净效应为负,在税收/GDP比值程度小于0.0821的城市,即使考虑了政府干预的影响,外商投资仍然促进经济增长对就业的吸纳能力。在我们的样本城市中,有14%的城市税收/GDP比值高于0.0821,从而外商投资有降低就业弹性的作用。

人均GDP对就业弹性的影响呈现倒U型曲线特征,转折点出现在人均GDP 5万元左右的水平,中国绝大多数城市都位于转折点的左边,<sup>①</sup>也就是说,经济发展的确伴随着就业弹性的上升,而且这一趋势是逐渐减缓的。理论上,随着城市的出现与工业部门(在早期,主要是轻工业)的成长,城市中单位GDP带来的就业吸纳数量会上升。随着城市经济的进一步发展,尤其是经济发展成熟以后,单位GDP带来的就业吸纳数量会趋于下降。城市化显著降低城市就业弹性,在其他条件一定的情况下,城市化水平每上升1个百分点,就业弹性大约下降0.00325。<sup>②</sup>在中国,当城市化水平提高时,农村剩余劳动力相应减少,农村劳动生产率提高。因此,城市化有降低城乡收入差距的作用(陆铭和陈钊 2004;陆铭等 2005)。在此过程中,农民工进入制造业和服务业的保留工资相应提高,劳动相对资本变得更贵,就业弹性相应下降。相对于东部城市,中部与西部城市的就业弹性没有显著差异。

地方财政收入中的主要组成部分是税收。虽然地方政府可以采取各种办法去增加税收,但税收收入还是受到税法等法律法规的限制。由于地方的经济活动还有一部分由中央向地方的财政转移来支持,因此,政府的财政支出才真正地代表地方政府的规模,财政支出与GDP的比值能够更好地度量政府干预,也是研究经济增长的文献中对于政府干预程度的度量(Barro 2000;陆铭等 2005)。用财政支出与GDP的比值衡量的政府干预来解释就业弹性的回归结果见表3中的模型(5)~(8)。同税收与GDP

<sup>①</sup> 根据计算,处于倒U型曲线转折点右边的城市为深圳与东莞,这两个城市的人口统计中没有包括大量非户籍的常住人口,所以计算出来的人均GDP相当高。

<sup>②</sup> 在本文中,用比率表示的解释变量(政府干预、对外开放、城市化)均用小数表示,因此,其变动1表示变动100个百分点。相应地,如果这些变量变动1个百分点,就业弹性的变化为解释变量的系数除以100。

的比值一样,支出/GDP比值的系数符号仍然不显著。一个可能的原因是政府干预与就业弹性之间存在严重的双向因果关系,就业弹性高的地方,政府更会有激励通过加大政府干预来发展资本密集型的产业。另外一个可能的原因是地方财政支出中包括了农业支出、行政费用支出、公检法支出与教育支出等非生产性支出,而这些支出可能能够增加经济增长的就业吸纳能力。在地市级城市数据中我们不能区分这些支出类型,用全部财政支出与GDP的比值衡量政府干预不能够有效识别支出/GDP比值影响就业弹性的直接机制。模型的其他变量的系数符号与显著性均没有明显变化。

表3 基础回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	解释变量为政府税收/GDP 比值				解释变量为政府支出/GDP 比值			
人均 GDP/10 <sup>5</sup>	3.40 *** (0.530)	3.22 *** (0.535)	3.09 *** (0.522)	2.99 *** (0.541)	3.20 *** (0.561)	2.87 *** (0.581)	2.82 *** (0.565)	2.70 *** (0.587)
人均 GDP	-3.44 *** (0.912)	-3.21 *** (0.908)	-3.04 *** (0.885)	-2.91 *** (0.901)	-3.17 *** (0.941)	-2.80 *** (0.949)	-2.74 *** (0.924)	-2.59 *** (0.943)
税收(支出)	-1.056 (0.768)	0.0915 (0.953)	1.184 (0.969)	1.039 (0.979)	-0.0973 (0.433)	0.648 (0.522)	0.580 (0.508)	0.544 (0.511)
对外开放		1.380 *** (0.501)	1.659 *** (0.493)	1.557 *** (0.500)		1.214 *** (0.409)	1.266 *** (0.399)	1.170 *** (0.407)
税收(支出)干 预×对外开放		-16.56 ** (6.701)	-19.47 *** (6.561)	-19.00 *** (6.581)		-9.380 *** (3.339)	-8.916 *** (3.253)	-8.692 *** (3.277)
城市化			-0.306 *** (0.0793)	-0.325 *** (0.0811)			-0.289 *** (0.0756)	-0.310 *** (0.0780)
中部				-0.0281 (0.0443)				-0.0303 (0.0436)
西部				-0.0614 (0.0500)				-0.0583 (0.0497)
常数项	-0.229 *** (0.0593)	-0.307 *** (0.0682)	-0.186 ** (0.0734)	-0.125 (0.0927)	-0.269 *** (0.0759)	-0.340 *** (0.0803)	-0.162 * (0.0909)	-0.103 (0.105)
观察值	250	250	250	250	253	253	253	253
R <sup>2</sup>	0.218	0.243	0.286	0.291	0.211	0.238	0.281	0.285

说明: 括号中的数值为标准差。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平上显著。下表同。

## (二) 用滞后的政府干预去解释就业

为了缓解政府干预与就业弹性之间存在的双向因果关系引起的估计偏误,我们采  
世界经济\* 2011年第12期 • 24 •

取了滞后解释变量的做法,即用 1994~1999 年的财政收入/GDP 比值的算术平均值作为政府干预的度量去解释就业弹性,其余的控制变量都用 1994~1999 年该变量的算术平均值,回归结果见表 4 中的模型(9)~(12)。使用同样的方法,本文也使用滞后的财政支出与 GDP 的比值的政府干预去解释就业弹性,回归结果见表 4 中的模型(13)~(16)。在模型(9)与模型(10)中,滞后的税收/GDP 比值的系数显著为负,在模型(11)到模型(12)中,滞后的税收/GDP 比值的系数不显著,但 t 检验值大于 1。在模型(13)中,政府干预显著地降低就业弹性,在模型(14)~(16)中,滞后的财政支出/GDP 比值仍然不显著,但与基础回归相比,政府干预的系数由正变负。上述结果说明,当使用了滞后的政府干预指标后,政府干预与就业弹性的双向因果关系得到了一定程度的缓解。政府支出/GDP 比值的系数仍旧不显著,这可能仍然是因为我们使

表 4 用滞后的政府干预去解释就业弹性

解释变量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	解释变量为政府税收/GDP 比值				解释变量为政府支出/GDP 比值			
人均 GDP/10 <sup>5</sup>	5.46*** (0.931)	5.26*** (1.02)	5.27*** (1.01)	5.04*** (1.08)	4.98*** (9.90)	5.06*** (1.11)	5.11*** (1.09)	4.59*** (1.18)
人均 GDP 二次项/10 <sup>10</sup>	-8.40*** (2.83)	-7.46** (3.00)	-7.53** (2.98)	-6.99** (3.11)	-7.39** (2.95)	-7.36** (3.18)	-7.56** (3.14)	-6.31* (3.30)
税收(支出)干预	-2.518*** (0.672)	-1.640** (0.788)	-1.099 (0.834)	-1.078 (0.837)	-1.163** (0.514)	-0.589 (0.629)	-0.280 (0.633)	-0.350 (0.636)
对外开放		0.466** (0.230)	0.511** (0.230)	0.491** (0.235)		0.231 (0.212)	0.294 (0.210)	0.269 (0.212)
税收(支出)干预×对外开放		-6.440** (2.789)	-6.951** (2.787)	-6.881** (2.804)		-3.002 (2.036)	-3.486* (2.020)	-3.528* (2.021)
城市化			-0.153* (0.0811)	-0.168** (0.0833)			-0.204*** (0.0781)	-0.222*** (0.0799)
中部				-0.0126 (0.0462)				-0.0374 (0.0463)
西部				-0.0423 (0.0519)				-0.0689 (0.0526)
常数项	-0.125** (0.0611)	-0.176*** (0.0663)	-0.121* (0.0721)	-0.0864 (0.0894)	-0.158** (0.0707)	-0.205*** (0.0773)	-0.116 (0.0835)	-0.0422 (0.102)
观察值	245	239	239	239	248	242	242	242
R <sup>2</sup>	0.257	0.275	0.286	0.289	0.229	0.238	0.260	0.265

用的地方财政支出中包括了农业支出、行政费用支出、公检法支出与教育支出等非生产性支出,而这些支出相对于基本建设支出来说能够增加经济增长的就业吸纳能力。在地市级城市数据中我们不能区分这些支出类型,用全部财政支出与GDP的比值衡量政府干预不能够有效识别政府干预影响就业弹性的直接机制。在模型(10)~(12)中,滞后的外商投资的系数显著为正,说明外商投资能够显著的提高就业弹性。滞后的外商投资与政府干预(税收/GDP比值与支出/GDP比值)的交互项的系数显著为负,政府干预显著降低了外资创造就业的能力。至此我们可以确认,政府干预影响就业弹性的间接机制存在。另外,城市化、人均GDP及其二次项、中部与西部的系数符号与显著性都没有明显变化。

### (三) 加入省级政府干预去解释就业弹性<sup>①</sup>

在用市级数据计算的政府干预去解释就业弹性的基础上,本文加入基于省级数据计算的政府干预去解释就业弹性。这样做主要有两个目的。第一,进一步减少政府干预的系数可能存在遗漏变量偏误的问题,因为更大地域范围的政府干预与城市一级的相应指标是相关的。分税制改革主要是在中央政府与地方政府划分税收收入与支出方面的权利和义务,加入省级政府干预变量,可以捕捉到一些在模型中没能控制的变量对就业弹性的影响,以此减轻遗漏变量对模型估计偏误的影响。<sup>②</sup>第二,在省级财政数据中有财政支出的明细数据,因此用省级数据可以更加有效地识别政府干预影响就业弹性的直接机制,即生产性财政支出对就业弹性的影响。本文同时用当期的省市数据计算的政府干预去解释就业弹性,因为省级数据计算的政府干预与外商投资的交互项与市级数据计算的政府干预与外商投资的交互项之间存在严重的共线性问题,所以本文只控制了市级数据计算的政府干预与外商投资的交互项。回归结果见表5中的模型(17)~(20),其中,模型(17)与(18)是在当期政府干预(税收/GDP比值与支出/GDP比值)的基础上加入省级政府干预(相应的税收/GDP比值与支出/GDP比值),模型(19)与(20)是在滞后的政府干预(税收/GDP比值与支出/GDP比值)的基础上加入省级政府干预(税收/GDP比值与支出/GDP比值)。市级政府干预的系数符号与显著性没有发生明显变化,除模型(17)外,省级政府干预的系数符号显著为负,说明省级政府干预经济的行为也会显著降低城市的就业弹性。在模型(19)中,滞后

<sup>①</sup> 本文也使用省级数据计算的政府干预代替地市级数据计算的政府干预去解释就业弹性,其结果在同时用省级数据与市级数据计算的政府干预去解释就业弹性时没有发生实质性变化,限于篇幅,本文只报告同时放省市数据计算的政府干预去解释就业弹性的回归结果。

<sup>②</sup> 另一个令人担心的问题是市一级的变量也会遗漏,因此我们在表5的基础上加入1994年初始年份的政府干预指标,结果依然稳健。

的省级政府税收/GDP 比值每上升 1 个百分点,城市就业弹性下降 0.049。外商投资及其与政府干预的交互项的系数符号与显著性没有发生明显变化,政府干预影响就业弹性的间接机制仍然存在。另外,人均 GDP 及其二次项、城市化、中部和西部的系数符号与显著性也没有发生明显变化。

表 5 加入省级政府干预去解释就业弹性

解释变量	(17) 解释变量为当期政府干预	(18)	(19) 解释变量为滞后政府干预	(20)	(21) 解释变量为基建支出与 GDP 的比值	(22)
人均 GDP/10 <sup>5</sup>	2.98 *** (0.544)	2.62 *** (0.577)	4.53 *** (1.07)	4.29 *** (1.17)	2.76 *** (0.579)	4.44 *** (1.17)
人均 GDP 二次项/ 10 <sup>10</sup>	-2.88 *** (0.909)	-2.45 *** (0.927)	-5.09 (3.11)	-5.02 (3.29)	-2.64 *** (0.929)	-5.51* (3.30)
税收(支出) 干预	0.861 (0.993)	0.514 (0.504)	-1.129 (0.823)	-0.165 (0.635)	0.573 (0.506)	-0.242 (0.637)
省级税收((基建) 支出) 干预	-0.578 (1.535)	-1.846 *** (0.595)	-4.858 *** (1.622)	-2.167 ** (0.859)	-8.944 *** (3.094)	-6.943* (3.574)
对外开放	1.504 *** (0.506)	1.063 *** (0.401)	0.500 ** (0.231)	0.263 (0.209)	1.142 *** (0.401)	0.297 (0.211)
税收(支出) 干预 × 对外开放	-18.00 *** (6.768)	-7.632 ** (3.235)	-6.194 ** (2.761)	-3.292 (1.998)	-7.993 ** (3.236)	-3.288 (2.010)
城市化	-0.317 *** (0.0817)	-0.237 *** (0.0800)	-0.122 (0.0831)	-0.185 ** (0.0802)	-0.250 *** (0.0793)	-0.216 *** (0.0794)
中部	-0.0343 (0.0469)	0.0267 (0.0466)	-0.00830 (0.0454)	-0.00480 (0.0476)	-0.0106 (0.0435)	-0.0133 (0.0477)
西部	-0.0660 (0.0503)	0.0873 (0.0688)	-0.0114 (0.0527)	0.0227 (0.0652)	0.103 (0.0756)	-0.0173 (0.0605)
常数项	-0.0783 (0.145)	0.0447 (0.113)	0.160 (0.119)	0.0932 (0.114)	-0.0805 (0.104)	-0.0271 (0.102)
观察值	249	252	238	241	252	241
R <sup>2</sup>	0.293	0.314	0.318	0.287	0.310	0.279

为了进一步识别政府干预影响就业弹性的直接机制,即生产性财政支出对就业弹性的影响,本文使用了省级基本建设支出与 GDP 的比值衡量的政府干预去解释就业弹性,回归结果见表 6 中模型(21)~(22)。其中,模型(21)是在当期的城市级支出/GDP 比值基础上加入省级基建支出/GDP 比值,模型(22)是在滞后的城市级支出/GDP 比值基础上加入滞后的省级基建支出/GDP 比值。在模型(21)与(22)中,省级

基建支出/GDP 比值能够显著降低就业弹性,而且其系数绝对值远远高于在其他回归中政府干预影响就业弹性的系数的绝对值。根据模型(21)的结果,省级政府基本建设支出与 GDP 的比值每增加 1 个百分点,就业弹性就下降 0.089。

(四) 稳健性检验

由于本文中所研究的政府干预对于就业弹性的影响主要是因为 1994 年实行的分税制改革,因此,为了检验上述回归结果的稳健性,本文以 1994 年数据计算的城市级政府干预来解释就业弹性,回归结果见表 6。其中,模型(23)与(24)分别用 1994 年的政府税收/GDP 之比与政府支出/GDP 之比来解释就业弹性,模型(25)与(26)是在模

表 6 稳健性检验

解释变量	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
	1994 年税收	1994 年支出	1994 年税收	1994 年支出	1994 年支出
人均 GDP/10 <sup>5</sup>	6.31 *** (1.46)	5.01 * (2.59)	6.09 *** (1.45)	4.30 (2.64)	4.45 * (2.56)
人均 GDP 二次项/10 <sup>10</sup>	-1.01 * (0.569)	-5.98 (13.4)	-8.99 (5.64)	-2.32 (14.0)	-2.58 (13.3)
税收(支出) 干预	0.815 (0.719)	1.026 (0.843)	0.842 (0.710)	1.302 (0.857)	1.090 (0.832)
外商投资	0.694 *** (0.180)	1.389 *** (0.316)	0.642 *** (0.179)	1.404 *** (0.316)	1.434 *** (0.312)
税收(支出) 干预 × 外商投资	-9.047 *** (1.936)	-13.54 *** (2.748)	-8.197 *** (1.947)	-13.64 *** (2.745)	-13.55 *** (2.711)
省级税收(支出) 干预			-3.145 ** (1.362)	-2.056 * (1.086)	
省级基建支出干预					-8.490 ** (3.697)
城市化	-0.200 ** (0.0909)	-0.358 *** (0.0875)	-0.195 ** (0.0898)	-0.341 *** (0.0883)	-0.340 *** (0.0866)
中部	0.00353 (0.0484)	0.0413 (0.0487)	0.0208 (0.0484)	0.0705 (0.0510)	0.0285 (0.0484)
西部	0.00320 (0.0577)	0.0376 (0.0569)	0.0587 (0.0618)	0.112 (0.0699)	0.0808 (0.0592)
常数项	-0.233 ** (0.104)	-0.153 (0.151)	-0.0954 (0.119)	-0.0109 (0.170)	-0.125 (0.150)
观察值	184	166	184	164	166
R <sup>2</sup>	0.352	0.368	0.371	0.373	0.389

型(23)和(24)的基础上分别加入1994年的省级税收/GDP之比与省级支出/GDP之比来解释就业弹性。模型(27)是在模型(24)的基础上分别加入1994年的省级基建支出与GDP之比来识别政府干预影响就业弹性的直接机制。通过回归结果我们可以看出,上文提到的政府干预影响就业弹性的两种机制仍然显著的存在。

除此之外,我们还做了其他一些稳健性检验。从本文所使用的数据情况来看,2000~2007年,有不少城市的单位从业人员数量是下降的,从而造成就业弹性为负这种情况较多地出现在较早的年份。同时,在地区分布方面,就业弹性为负的样本更多地分布在中、西部地区。虽然我们在前文中已经提出,即使本文的就业弹性是低估的,也不会对分析产生实质性的影响,但我们仍然做了三组稳健性检验:首先,我们将被解释变量的就业弹性换成了2001~2007年的就业弹性;其次,我们剔除掉就业弹性偏低的西部城市样本,而仅保留东部和中部样本;再次,我们将就业弹性最低的5%的样本剔除掉。在这些稳健性检验中,政府干预以及政府干预与外商直接投资的交互项的系数符号没有变化,略发生变化的仅是这些变量的显著性有所下降。<sup>①</sup>

## 六 结论

中国经济增长的就业弹性在上世纪90年代中期以来出现了较明显的下降,而且与其他发展中国家相比,中国的就业弹性也明显更低。针对这一现象,本文指出,如果是在一般的市场经济国家,生产过程中的资本密集度主要取决于要素的相对价格。而在中国,政府干预却使经济增长中的资本密集度与现阶段的资源禀赋相偏离。本文的经验研究发现,外商直接投资能够显著提高当地的就业弹性,但是,政府干预将削弱外资的就业创造能力。同时,具有生产性的省级政府基本建设支出与GDP的比值每上升1个百分点,城市就业弹性下降0.089。从趋势上来看,1994年的分税制改革加剧了政府规模的膨胀,加强了政府对经济的干预。地方政府干预程度的持续上升可以为就业弹性的持续下降提供合理的解释。

本文的研究说明,对于政府推动经济增长和基础设施建设的发展方式,需要从其可能产生的负面影响出发,予以谨慎的再审视。而本文的政策含义是,如果要提高经济增长的就业吸纳能力,必须减少政府对招商引资和经济发展的干预。

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文没有报告这些稳健性检验的结果,如果读者需要,作者将提供。

### 参考文献:

蔡昉、都阳、高文书(2004):《就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业》,《经济研究》第9期。

蔡昉、王美艳(2004):《非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长》,《经济动态》第2期。

蔡昉、王美艳、曲玥(2009):《中国工业重新配置与劳动力流动趋势》,《中国工业经济》第8期。

常进雄(2005):《对中国经济增长过程中GDP就业弹性问题的初步研究》,《中国人口科学》增刊。

陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬(2002):《财政集权与地方政府行为变化:从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第2卷第1期。

陈诗一、张军(2008):《中国地方政府财政支出效率研究:1978-2005》,《中国社会科学》第4期。

程仲鸣、夏新平、余明桂(2008):《政府干预、金字塔结构与地方国有上市公司投资》,《管理世界》第9期。

丁守海(2009):《中国就业弹性究竟有多大?——兼论金融危机对就业的滞后冲击》,《管理世界》第5期。

范子英(2011):《转移支付、基础设施投资与腐败》,华中科技大学工作论文。

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

傅勇、张晏(2007):《中国式分权和财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

傅勇(2010):《财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给》,《经济研究》第8期。

胡鞍钢(1997):《中国就业状况分析》,《管理世界》第3期。

简新华、余江(2007):《基于冗员的中国就业弹性估计》,《经济研究》第6期。

李红松(2003):《我国经济增长与就业弹性问题研究》,《财经研究》第4期。

林毅夫(2007):《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新建构》,《经济研究》第1期。

林毅夫、巫和懋、邢亦青(2010):《潮涌现象与产能过剩的形成机制》,《经济研究》第10期。

陆铭(2007):《劳动与人力资源经济学——经济体制和公共政策》,上海人民出版社。

陆铭、陈钊(1998):《上海市就业吸纳能力的计量分析》,《上海经济研究》第4期。

——(2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期。

陆铭、陈钊、严翼(2004):《收益递增、发展战略与区域经济的分割》,《经济研究》第1期。

陆铭、陈钊、万广华(2005):《因患寡,而患不均:中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》,《经济研究》第12期。

陆铭、张晏、王永钦、陈钊、章元、罗长远(2008):《中国的大国经济发展道路》,中国大百科全书出版社。

罗云辉(2009):《地区间招商引资优惠政策竞争与先发优势——基于声誉模型的解释》,《经济科学》第5期。

唐雪松、周晓苏、马如静(2010):《政府干预、GDP增长与地方国企过度投资》,《金融研究》第8期。

谢旭人(2008):《中国财政改革三十年》,中国财政经济出版社。

袁飞、陶然、徐志刚(2008):《财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀》,《经济研究》第5期。

王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭(2007):《中国的大国发展道路:论分权式改革的得失》,《经济研究》第1期。

王文剑(2010):《中国的财政分权与地方政府规模及其结构——基于经验的假说与解释》,《世界经济文汇》第5期。

吴木奎、林谧(2010):《政府规模扩张:成因及启示》,《公共管理学报》第4期。

张车伟、蔡昉(2002):《就业形势的变化趋势研究》,《中国工业经济》第5期。

张军(2002):《所有制、厂商规模与中国工业企业利润率的决定:解释及其政策含义》,《产业经济评论》第1期  
世界经济\* 2011年第12期 • 30 •

卷第 1 期。

张军、周黎安(2008):《为增长而竞争:中国增长的政治经济学》,上海人民出版社。

张晏、龚六堂(2005):《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第5卷第1期。

周飞舟(2006):《分税制十年:制度及其影响》,《中国社会科学》第6期。

Barro, Robert J. “Inequality and Growth in a Panel of Countries.” *Journal of Economic Growth*, 2000 March, 5(1), pp. 87 – 120.

Bayoumi, Tamim; Tong, Hui and Wei, Shang-Jin. “The Chinese Corporate Savings Puzzle: A Firm – Level Cross – Country Perspective.” *NBER Working Paper* 2011, No. 16432.

Cai, F. and Wang, M. Y. “Growth and Structural Changes in Employment in Transition China.” *Journal of Comparative Economics*, 2010, 38, pp. 71 – 81.

Chen, B. K. and Yao, Y. “The Cursed Virtue: Government Infrastructural Investment and Household Consumption in Chinese Provinces.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2011, forthcoming.

ESCAP. *Economic and Social Survey of Asia and the Pacific: 2006*. Published by United Nations, 2006.

Feenstra, R. C. and Hong, C. “China’s Exports and Employment.” *NBER Working Paper* 2007, No. 13552.

Hsieh, C. T. and Klenow, P. J. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp. 1403 – 1448.

Islam, I. and Nazara, S. “Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy.” ILO working paper 2000, No. 9221122778.

Jin, H.; Qian, Y. and Weignast, B. “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism Chinese Style.” *Journal of Public Economics*, 2005, 89, pp. 1719 – 1742.

Li, H. B. and Zhou, L. A. “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China.” *Journal of Public Economics*, 2005, 89, pp. 1743 – 1762.

Mazumdar, D. “Trends in Employment and the Employment Elasticity in Manufacturing 1971 – 92: An International Comparison.” *Cambridge Journal of Economics*, 2003, 27, pp. 563 – 582.

Naughton, B. *The Chinese Economy: Transitions and Growth*. Published by MIT Press, 2007.

Padalino, S. and Virarelli, M. “The Employment Intensity of Economic Growth in G – 7 Countries.” *International Labour Review*, 1997, 136(2), pp. 191 – 213.

Pini, P. “Economic Growth, Technological Change and Employment Empirical Evidence for a Cumulative Growth Model with External Causation for Nine OECD Countries 1960 – 1990.” *Structural Change and Economic Dynamics* 1995 6, pp. 185 – 213.

Rawski, T. G. “What’s Happening to China’s GDP Statistics?” *China Economic Review*, 2001 December, Vol. 12, No. 4, pp. 298 – 302.

Xu, C. G. “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development.” *The Journal of Economic Literature*, 2010, HongKong University working paper.

(截稿:2011年9月 责任编辑:宋志刚)