

中国工业企业就业弹性估计

方明月 聂辉华 江艇 谭松涛*

摘要：本文使用 1999—2005 年中国全部国有及规模以上工业企业数据库，第一次采取动态面板方法（系统 GMM）估计了不同所有制企业的微观就业弹性。借鉴宏观就业弹性的概念，本文基于生产函数推导了微观就业弹性的测度方法。我们以销售额衡量产出水平，以职工人数衡量就业水平，并用工具变量集解决了内生性问题。我们发现，在短期就业弹性方面，港澳台和外资企业的就业弹性最高，私营和集体企业居中，国有和其他企业最低。在长期就业弹性方面，港澳台、外资和私营企业仍然高于国有和集体企业。本文的结论表明，从政策上鼓励对民营企业的投资，支持劳动密集型行业的发展，对于解决当前的就业难题具有十分重要的作用。

关键词：就业 弹性 所有制 工业企业

一、导论

中国是世界第一人口大国，因此如何安置七八亿人的就业成为一个严重的问题，而当前世界性的金融危机更是让中国的就业形势雪上加霜。以 2009 年为例，根据人力资源和社会保障部的估计，2009 年全国需要就业的人数高达 2400 万人，包括城镇新增劳动力 1300 万人（含高校毕业生 700 万人），下岗失业人员 800 万人以及其它待就业人员 300 多万人。即便国内生产总值（GDP）实现 8% 的增长目标，也只能解决 900 万人的就业。^① 为了刺激经济增长和缓解就业困境，国务院确定了在 2010 年之前总共安排 4 万亿元的庞大投资计划。我们关注的问题是，从解决就业的角度来看，4 万亿元应该重点投向哪类企业呢？同样一块钱的投入或产出，在不同类型的企业所能吸纳的就业人数是不同的。从政策制定的角度讲，在政府财力有限的情况下，那些能够吸纳更多就业人数的企业及其所在行业显然应该得到重点支持。为此，我们必须计算不同类型的企业对就业的吸纳程度，然后进行比较。这正是本文试图解决的问题。

在宏观上，衡量就业吸纳程度的主要指标是产出的就业弹性（output elasticity of employment），它表示经济增长每增加一个百分点所带来的就业增加的百分点。就业弹性已经成为经济学者研究经济增长和就业之间关系的主要分析工具。西方学者关心就业弹性的原因之一是，在工业国家从“福特主义时代”走向“后福特主义时代”的过程中，技术变迁可能弱化了增长和就业之间的正相关关系。根据经济发展的卡尔多定律，工业（或制造业）具有外部经济、范围经济和对非制造业的带动效应（Mamgain, 1999）。如果制造业的就业弹性很低，即便产出增长率很高，也可能使经济陷入一种“孤岛式的”发展模式或者“没有就业的增长”（Mazumdar, 2003）。例如，Pini（1995）、Padalino 和 Vivarelli（1997）比较了 1960 年代到 1990 年代之间 OECD 国家的总体经济就业弹性和制造业就业弹性。另一个原因是，就业的增长严重滞后于产出的增长成为 1960 年代以来发展经济学关注的重要问题

* 方明月，中国人民大学经济学院博士生，fmingyue0708(at)ruc.edu.cn；通信地址：100872，北京市中国人民大学品园 4—534。聂辉华，中国人民大学经济学院，niehh(at)ruc.edu.cn。江艇，香港科技大学经济学系。谭松涛，中国人民大学财政金融学院。作者感谢两位匿名审稿人以及李涛、刘元春、杨其静、杨瑞龙、叶茂亮和人大企业与组织研究中心研讨会参与者的修改建议。方明月感谢中国人民大学研究生科研项目（No.22396065）的资助，聂辉华感谢“全国优秀博士学位论文专项课题”（No.200903）的资助和哈佛大学经济系为其博士后研究提供的便利。

^① “人保部：系统性促进就业政策正起草”，《21 世纪经济报道》2008 年 12 月 24 日。

(Morawetz, 1974)。例如, Mazumdar (2003) 比较了 1971—1992 年间东亚、OECD、拉美和次撒哈拉非洲的制造业就业弹性。SAARC (2005) 比较了亚洲各国在 1980 年代到 2000 年前后之间的总体就业弹性和三大产业的就业弹性。Mazumdar 和 Sarkar (2009) 计算了 1980 年代到 2000 年前后印度制造业的就业弹性。国内学者曾利用就业弹性概念计算了总体经济或三大产业的就业弹性, 例如胡鞍钢(1997)、张车伟和蔡昉(2002)以及简新华和余江(2007)。

然而, 遗憾的是几乎没有人估计过企业层面的就业弹性。对于政府投资决策来说, 经济增长和充分就业是两个主要目标, 但实现这两个目标的前提是投资在企业之间或行业之间的有效率分配。如果微观层面的投资效率被扭曲了, 那么宏观层面的增长和就业也会被扭曲。与西方工业国家以及其他发展中国家不同的是, 由于在行业准入、融资渠道、技术水平、管理机制、销售途径和其他政策环境上的差异, 中国的国有企业、私营企业或外资企业等不同所有制类型的企业在吸纳就业方面会存在明显差异。相应地, 由这些不同所有制的企业所构成的行业也会有不同的就业弹性。^① 给定政府的投资预算和短期的就业目标, 同样一笔钱应该投入到国有企业还是民营企业才能实现最大程度的就业呢? 当前十分紧迫的政策难题是, 4 万亿元投资如何才能最有效地解决每年几千万待就业人员的工作问题? 要解决这个具有中国特色的问题, 仅仅考虑宏观层面的就业弹性是不够的, 我们还必须比较微观层面的就业弹性, 为宏观政策找到微观基础。借鉴宏观就业弹性的概念, 本文推导出一种基于生产函数的微观就业弹性的测度方法。我们用企业的销售额表示企业的产出水平, 使用职工人数表示企业的就业水平, 根据弹性定义得到企业销售额的就业弹性。它表示销售额每增加一个百分比所带动的就业增加的百分比。我们还可以基于企业层面的数据去计算行业的就业弹性。要计算微观就业弹性, 我们还必须解决两个问题。第一个问题是, 我们需要企业层面的大样本, 因为使用行业层面的加总数据无法控制企业的异质性, 无法刻画不同所有制类型的企业在吸纳就业方面的内在差异, 从而导致估计的微观就业弹性是有偏的。第二个问题是, 我们需要解决内生性问题。一方面, 产出、工资和福利等影响就业的因素反过来也会受到就业的影响; 另一方面, 因为就业的调整存在时滞, 解释变量集中需要包含被解释变量的滞后项。因此, 使用普通最小二乘法无法得到销售额的就业弹性的无偏估计。现有文献在估计就业弹性时均未解决内生性问题, 因此只是刻画了产出和就业的相关关系, 而不是因果关系。要解决这两个问题, 我们必须使用动态面板数据。由于西方市场经济国家不存在所有制问题, 因此外国学者很少关注企业层面的就业弹性估计。唯一的例外是 Navaretti 等 (2003), 他们使用 1993—2000 年 11 个欧洲国家的 14900 个工业企业样本, 采取动态面板估计方法 (一阶差分 GMM) 比较了跨国公司和本地企业面临需求冲击时的产出就业弹性。

利用国家统计局 1999—2005 年全部国有及规模以上工业企业数据库, 我们构造了一个包含了大约 38 万家企业的动态面板数据集。首先, 我们采取系统广义矩估计 (system GMM) 方法估计了不同所有制企业的短期就业弹性, 发现港澳台和外资企业的就业弹性最高, 私营和集体企业居中, 国有和其他企业最低。我们对此提供了四种解释。其次, 我们基于 7 年的样本预测了长期就业弹性, 发现港澳台、外资和私营企业的就业弹性仍然高于国有和集体企业。本文的研究从一个独特的角度为宏观经济政策和产业政策提供了坚实的微观基础, 对理解中国的增长和就业之间关系提供了新的洞见, 并且对当前的财政政策和产业政策具有重要的启示。我们的研究表明, 从解决就业的角度看, 政府应该加大对民营企业或者劳动密集型行业的支持力度。

本文剩下的部分内容如下: 第二部分基于生产函数推导出微观就业弹性的理论模型和计量方程, 第三部分是变量定义和数据的描述性统计, 第四部分是我们的主要估计结果, 包括不同所有制企业的短期和长期就业弹性比较, 最后是结论和政策建议。

^① 政府对不同所有制企业的差别化政策有时是通过产业政策来实现的。例如, 规定某些行业必须由国有企业保持控制力。

二、计量方程

宏观经济学中的就业弹性是度量经济增长和就业之间关系的指标。经济增长通常以GDP的增长率来表示，而就业的增长通常以劳动投入L的增长率来表示。因此经济增长的就业弹性为 $e = \ln L / \ln \text{GDP}$ 。它表示的经济含义是，产出每增加一个百分比所带来的就业人数增加的百分比。借鉴宏观就业弹性这一概念，我们可以从企业的生产函数推导出微观就业弹性的理论模型。假设企业的生产函数为 $Q = K^\alpha L^\beta$ ，其中Q表示产出，K表示资本，L表示劳动，上标 α 和 β 分别表示资本和劳动的产出弹性。企业的生产成本为 $C = rK + wL$ ，其中r表示利率，w表示工资。成本最小化要求 $w/r = \beta K / \alpha L$ 。将该条件代入企业的生产函数，整理得到：

$$L = \left(\frac{\beta}{\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} Q^{\frac{1}{\alpha+\beta}} w^{-\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} r^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} \quad (1)$$

方程(1)即条件要素需求函数。对方程两边取对数，再变形得到计量方程：

$$\ln L = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Q + \lambda_2 \ln w + \lambda_3 \ln r + \varepsilon \quad (2)$$

在方程(2)中，如果我们以企业的职工人数衡量L，那么就可以用人均工资衡量w。产出Q通常对应于企业的销售额，即工业企业的主营业务收入。利率r表示企业的资本使用成本。尽管一国范围内企业的名义利率都一样，但是由于不同企业获取资金的渠道不同，因此实际利率也不相同。^① 方程两边取对数后， λ_1 就表示微观意义上的产出就业弹性，即企业的销售额每增加一个百分比所引起的就业人数变动的百分比。根据方程(2)得到的弹性属于点弹性，比使用一定年份的就业量和产值计算得到的弧弹性更加稳定，而且有利于统计检验(蔡昉等，2004)。 ε 表示误差项。注意到，尽管我们借鉴了宏观就业弹性的概念，但是得到的微观就业弹性的理论基础是不相同的。实际上，这种计算方法与现有文献也是一致的，例如Navaretti等(2003)。^②

我们还需要考虑其他控制变量。一个不可忽视的因素是企业所处行业的属性，因为相对于劳动密集型企业，资本密集型企业会有更少的雇佣人数。此外，企业所处地区的经济发展水平或政策环境以及时间也会影响企业的劳动需求，因此我们还必须控制地区固定效应和时间固定效应。除了当期的因素会影响企业对劳动力的需求，历史的因素同样不可忽视。例如，一个企业在上一期雇佣人数较多，那么当期可能会减少雇佣，也可能由于时滞要到下一期才减少雇佣。而上一期的销售额、人均工资、真实利率以及行业特征也会通过当期的这些变量对当期的雇佣产生影响。另外，不仅产出增加会对就业增加产生影响，而且就业增加也会反过来影响产出增加，即存在一种双向因果关系。要综合考虑个体特征、时间因素、动态因素和内生性问题，估计产出拉动就业的因果效应，我们必须使用动态面板进行估计。一个典型的动态面板估计方程为：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^m \beta_j y_{i,t-j} + \gamma X_{it} + \eta_i + \gamma_t + u_{it} \quad (3)$$

其中， y_{it} 为具有动态效应的因变量， m 为最大滞后阶数，向量 X_{it} 为包含当期项和滞后项的其他解释变量， η_i 和 γ_t 分别为不可观测的个体固定效应和时间固定效应， u_{it} 为独立

^① 在稳健性检验中，当我们假定企业的利率一样时，主要的估计结果几乎没有变化。

^② Navaretti等(2003)使用了类似的方程，并且用营业收入衡量产出。

同分布的误差项。在本文的具体环境中， y_{it} 、 $y_{i,t-j}$ 分别表示每个企业的职工人数及其滞后项。 X_{it} 包括每个企业的当期销售额、人均工资、真实利率和行业特征，因为它们均受动态因素的影响，所以我们应该假定它们都是内生的。 X_{it} 还包括所有制、地区等外生的哑变量。 η_i 表示每个企业所拥有的资源、能力等无法观测的因素。 γ_t 表示在不同时点上影响整个经济中所有企业的宏观波动因素。

必须注意的是，由于因变量滞后项 $y_{i,t-j}$ 与个体固定效应 η_i 之间存在正相关关系，普通最小二乘法（OLS）估计将产生向上的偏误，基于普通面板的固定效应（FE）估计将产生向下的偏误。我们使用由Blundell和Bond（1998）以及Arellano和Bover（1995）引入的系统GMM估计方法。系统GMM的基本思想是，一方面使用一阶差分方法消除固定效应，并利用自变量的水平滞后项作为差分项的工具变量；另一方面为了弥补当因变量接近随机游走时，水平滞后项对未来信息传递的不足所引致的弱工具变量问题，又通过引入水平方程的矩条件约束来增加工具变量的数目。因此，合适的工具变量选择由如下差分方程和水平方程的矩条件所规定（以 y 为例）。

$$\begin{cases} E[y_{i,t-s}(v_{it} - v_{i,t-1})] = 0, s \geq 2, t = 3, \dots, T, \forall i \\ E[\Delta y_{i,t-s}(\eta_{it} + \gamma_t + v_{it})] = 0, s \geq 1, t = 3, \dots, T, \forall i \end{cases} \quad (4)$$

由于系统GMM有效利用了水平变化和差分变化的信息，因此提高了估计的有效性。本文的主要估计方法是由Roodman（2009）开发的基于STATA软件的两步系统GMM估计程序。在统计检验中使用序列相关和异方差稳健的标准差估计。我们将先后对不同所有制企业的短期和长期就业弹性进行估计。

三、数据描述

（1）数据来源

我们使用的数据是中国国家统计局1999—2005年全部国有及规模以上工业企业数据库，包括全部国有工业企业和销售额在500万元以上的非国有工业企业。该数据库包括了企业的所有制、销售额、职工人数、工资、福利等基本的财务指标。在做了必要的剔除之后，我们构建了一个七年的非平衡面板数据集，包括了大约37万家企业的100多万个观测值。该数据集是目前可获得的范围最广的工业（即制造业）企业样本，它涵盖了从“农副食品加工业”到“废弃资源和废旧材料回收加工业”的全部30个二位数行业。我们的样本所处的年份是从1999年到2005年，这一时期中国经济正好包括了一个完整的经济周期。根据《中国统计年鉴2007》，GDP的增长速度在2000年开始下滑，2002年跌至谷底，然后开始爬升，直到2005年又开始下行。在回归时，我们控制了时间哑变量。因此我们的样本具有较好的代表性，能够控制经济周期所带来的冲击。

（2）指标设计

根据计量方程（2）和（3），我们使用的变量包括职工人数、销售额、人均工资和真实利率，以及涉及行业性质、地区和所有制等因素的变量。工业企业数据库提供了职工人数和销售额，我们可以直接使用。我们用企业的工资总额和福利费总额除以职工人数来计算人均工资，用财务费用占负债的比率来推测企业的真实利率，用总资产除以职工人数（即人均资

产)来衡量企业的资本密集度。通常来说,企业的人均资产越高,所属行业的进入壁垒也越高,就越有可能属于资本密集型行业。^① 根据工业统计口径,企业的所有制类型包括国有、集体、私营、港澳台、外商、联营、股份有限、股份合作以及其他企业等九种,为了简便,我们将后面四种成分不是很明显的类型合称为“其他企业”。这样,我们一共划分了六种企业所有制类型。我们的滞后项包括滞后一阶和滞后二阶的职工人数对数,滞后一阶的销售额对数、人均工资对数、真实利率和人均资产对数。之所以考虑了滞后二阶的职工人数对数,是因为调整雇佣比调整销售额和工资更缓慢。^②

(3) 描述性统计

表1提供了六种所有制企业的关键变量的描述性统计,从中我们得到一些有趣发现。平均而言,国有企业的职工人数在六类企业中是最多的,但是销售额并不是最高的。计算一下人均销售额,我们会发现外企遥遥领先,比国企的两倍还高,港澳台和其他企业较高,私营企业又顺次高于国企和集体企业。这说明国企的规模虽然大,但效率却并不高。再看表示雇佣成本的人均工资,其排序与人均销售额类似,这说明激励机制基本上发挥了作用。通俗地说,越是能赚钱的公司,在长期中越是能够支付更高的劳动报酬。假设不同所有制企业之间存在竞争,如果一个企业的销售额增加得很慢,那么它将难以持续增加职工人数,这正是动态面板分析优于横截面分析的关键原因。我们用财务费用占债务的比值衡量的真实利率与直觉非常一致。国有企业不仅规模大,而且有政府背景,因此融资成本最低,而规模较小的集体企业和私营企业则有很高的融资成本。从比例上看,尽管自1999年后国有资产进行了战略性重组,但国有企业的相对份额仍然超过10%,并且从销售额上看其绝对份额也非常高。私营企业基本上“三分天下有其一”,因此本文关于通过大力促进民营企业来解决就业难题的结论具有非常可行的政策含义。

表1: 不同所有制企业的描述性统计

企业类型	职工人数 均值(个)	销售额 均值(千元)	人均工资均值 (千元)	真实利率 (%)	比例 (%)
国有企业	636	120380.6	10.9	4.6	12.8
集体企业	228	37513.0	9.5	12.9	13.7
私营企业	151	32348.0	11.6	12.0	31.8
港澳台企业	331	80402.9	15.0	7.2	10.7
外资企业	322	130557.9	20.2	7.2	9.2
其他企业	354	94622.7	12.9	6.7	21.8
观测值个数	1009524	1009524	1009524	1009524	1009524

注: 其他企业包括联营企业、股份有限公司、股份合作公司以及其余企业。

四、主要结果

(1) 不同企业的短期就业弹性

我们首先比较国有、集体、私营、港澳台、外资和其他企业的当期产出增加所导致的当期就业增加,即短期就业弹性。为保持工具变量选择的一致性,我们采用单方程回归。出于估计可行性的考虑,以及避免引入过多的解释变量,我们假定除销售额及其滞后项之外的其它解释变量的系数在不同所有制企业之间是相同的。为此,我们构造了一个包含了所有制和

^① 朱恒鹏(2006)、聂辉华等(2008)也采取了类似的做法。一些经验研究使用人均固定资产来表示资本密集度,但使用这一指标不会改变本文的主要结果。

^② Arellano和Bond(1991)在他们的经典论文中也做了这种设定。

销售额交叉项的计量方程：

$$y_{it}^k = \alpha_1 y_{i,t-1}^k + \alpha_2 y_{i,t-2}^k + \sum_{k=1}^6 D^k (\beta_1^k s_{it}^k + \beta_2^k s_{i,t-1}^k) + \gamma_1 X_{it}^k + \gamma_2 X_{i,t-1}^k + \eta_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (5)$$

方程(5)中， s_{it}^k 表示第*i*个企业在*t*期的销售额对数，它的所有制类型是*k*。 D^k 是一个哑变量，假如企业所有制类型属于*k*，它就等于1，否则就等于0。方程(5)是方程(3)的具体形式。在这种模型设定下，每种所有制企业的销售额对数的系数 β 反映了六种所有制企业的就业弹性差异。注意到，在我们的模型设定中，职工人数、销售额、人均工资、真实利率和人均资产都被假定为内生的，它们的工具变量是其自身的滞后项。当使用GMM对动态面板进行估计时，工具变量的选择有时比较敏感。我们从最近的滞后项开始，尝试了所有理论上满足矩条件的滞后项的组合^①，然后保留所有通过了AR(2)检验和Hansen检验并且关键解释变量(销售额对数)的系数均显著的结果，最后以包含了最近滞后项的回归作为主要结果。这样的处理方式，一方面保证了我们对工具变量的挑选不是任意的，另一方面保证了工具变量的最大有效性，因为最近的滞后项与当期项相关度最高。又考虑到弱工具变量问题在水平方程中比在差分方程中更严重，在其他条件都满足的前提下，我们偏好于低阶的滞后项作为水平方程的工具变量。最终，我们选择了上述内生变量的水平滞后五阶到六阶作为差分方程的GMM工具变量，差分滞后二阶作为水平方程的GMM工具变量。我们的主要回归结果见表2。

表2：不同所有制企业的GMM、OLS和FE回归

自变量	因变量：职工人数对数 ($y_{i,t}$)			
	模型1 (GMM)	模型2 (GMM)	模型3 (OLS)	模型4 (FE)
$y_{i,t-1}$	0.803*** (0.000)	0.491*** (0.000)	0.832*** (0.000)	0.196*** (0.000)
$y_{i,t-2}$	0.111 (0.293)	0.510*** (0.002)	0.080*** (0.000)	0.049*** (0.490)
s_{it}^{sta}	0.349*** (0.000)	0.640** (0.030)	0.261*** (0.000)	0.265*** (0.000)
$s_{i,t-1}^{sta}$	-0.198** (0.023)	-0.436* (0.074)	-0.183*** (0.000)	0.038*** (0.000)
$s_{i,t}^{col}$	0.387*** (0.000)	0.603** (0.010)	0.256*** (0.000)	0.261*** (0.000)
$s_{i,t-1}^{col}$	-0.238** (0.019)	-0.523** (0.015)	-0.183*** (0.000)	0.036*** (0.000)
$s_{i,t}^{pri}$	0.407*** (0.000)	0.719*** (0.004)	0.258*** (0.000)	0.262*** (0.000)
$s_{i,t-1}^{pri}$	-0.264** (0.042)	-0.544** (0.022)	-0.180*** (0.000)	0.037*** (0.000)
$s_{i,t}^{hk}$	0.536** (0.012)	1.435*** (0.002)	0.262*** (0.000)	0.267*** (0.000)

^① 差分方程的工具变量最多可取滞后二至六阶，水平方程的工具变量最多可取滞后一至五阶。

$S_{i,t-1}^{hk}$	-0.437*** (0.009)	-1.346*** (0.007)	-0.184*** (0.000)	0.037*** (0.000)
$S_{i,t}^{fri}$	0.526** (0.026)	1.288*** (0.002)	0.263*** (0.000)	0.268*** (0.000)
$S_{i,t-1}^{fri}$	-0.386 (0.140)	-1.161*** (0.007)	-0.185*** (0.000)	0.037*** (0.000)
$S_{i,t}^{oth}$	0.337*** (0.001)	0.656** (0.017)	0.259*** (0.000)	0.263*** (0.000)
$S_{i,t-1}^{oth}$	-0.256*** (0.004)	-0.653** (0.013)	-0.182*** (0.000)	0.037*** (0.000)
w_{it}	0.002 (0.992)	控制	-0.112*** (0.000)	-0.126*** (0.000)
$w_{i,t-1}$	0.074 (0.661)	控制	0.103*** (0.000)	0.006*** (0.001)
r_{it}	-0.081* (0.075)	未控制	-0.002 (0.225)	-0.002 (0.263)
$r_{i,t-1}$	-0.073 (0.223)	未控制	0.001 (0.233)	-0.001 (0.244)
k_{it}	-0.765*** (0.001)	控制	-0.479*** (0.010)	-0.493*** (0.000)
$k_{i,t-1}$	0.728*** (0.000)	控制	0.432*** (0.000)	0.112*** (0.000)
AR (2)	0.650	0.472	R ² =0.945	R ² =0.560
Hansen	0.296	0.393		
观测值	350851	350851	350851	350851

注：各模型均已控制个体和时间固定效应。小括号内为系数对应的 p 值。***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著水平。AR (2) 表示二阶序列相关的 Arrelano-Bond 检验的 p 值，该检验的原假设为误差项的一阶差分不存在序列相关。Hansen 表示工具变量有效性的 Hansen 检验的 p 值，该检验的原假设为所选取的工具变量满足矩条件。

模型 1 是我们的主要结果。我们的回归方程包括了滞后一阶和二阶的因变量职工人数对数 $y_{i,t-1}$ 和 $y_{i,t-2}$ 、所有制和销售额对数的交叉项 $s_{i,t}^k$ 及其滞后项 $s_{i,t-1}^k$ ，其中上标 sta 表示国企，col 表示集体企业，pri 表示私企，hk 表示港澳台企业，fri 表示外资企业，oth 表示其他企业，控制变量包括人均工资对数 $w_{i,t}$ 、真实利率 $r_{i,t}$ 、人均资产对数 $k_{i,t}$ 以及它们的一阶滞后项。^①

因变量职工人数的滞后一阶的系数在 1%的水平上显著为正，这说明动态因素确实发挥了作用。我们关注的重点是所有制和销售额对数的交叉项的系数。模型 1 的回归结果表明，在其他条件相同的情况下，港澳台企业的就业弹性最高 (0.536)，外资企业次之 (0.526)，私营企业 (0.407) 和集体企业 (0.387) 紧跟其后，国有企业倒数第二 (0.349)，其他企业最低

^① 我们还构造了企业所在地区的哑变量以试图控制不同地区的经济发展水平和政策环境对企业就业弹性的影响，但是因为地区哑变量几乎不随时间变化，它们的效应将被个体固定效应所吸收。在实际估计中，尽管它们的存在不影响矩条件的有效性，但仍可能使参数估计产生偏误，见 Roodman (2009)。我们加入地区哑变量后，结果没有变化。

(0.337)。这意味着,当期销售额每增加1%,港澳台企业能够拉动0.536%的当期就业增量,而国有企业只能拉动0.349%的当期就业增量,前者是后者的1.5倍。因此,仅从增加短期就业数量来讲,政府应该大力支持港澳台、外资、私营企业等各类民营企业的发展,在经济处于低迷阶段时尤其如此。此外,本文关于港澳台和外资企业就业弹性高的发现与现有FDI正溢出效应的结论相互补充,从一个角度证明了中国继续吸引外商投资的必要性和重要性。

一个有趣的问题是,为什么港澳台、外资和私营企业三类民营企业的短期就业弹性比国有企业更高?我们认为有四个原因。第一,民营企业的生产效率更高,表1的描述性统计已经证实了这一点。在动态条件下,生产效率越高,竞争力越强,企业规模扩张就越快,从而吸纳的就业人数就越多。第二,这与企业所采用的技术和所处的行业有关。当资本和劳动可以替代时,如果企业倾向于用资本替代劳动,则吸纳的就业量会较少,反之则较多,前者在表现形态上属于资本密集型行业,而后者属于劳动密集型行业。事实上,表示资本密集度的人均资产对数的系数显著为负,证明在其他条件相同时,资本密集度越高,企业的就业弹性越低。民营企业也可能处于市场反应比较灵敏的行业,其销售额的增加能够在短期内较快地反映到雇佣人数的增加上。以电子产品的代工企业为例。如果市场订单比较多,生产技术比较简单,企业马上就可以大批增加雇员,因此企业的短期就业弹性会比较高。相反,对于一家生产多晶硅的企业而言,即便市场需求比较旺盛,企业从扩大投资到实现生产也需要几年时间,因此短期就业弹性会比较低。我们将在估计行业就业弹性之后继续分析这个问题。第三,从资源配置角度来看,由于外资和港澳台企业可以在全球范围内配置资源,能够有效地转移局部市场的风险,因此对市场环境和政策环境的雇佣反应更为迅速。^①一旦中国市场劳动力成本提高,外企马上就会减少雇佣,反之则立即增加雇佣,因此短期就业弹性更高。第四,国企的劳动合同时间相对更长,而民营企业的更短,因此后者调整的弹性更大。反过来,我们也可以认为在经济衰退时期国企的裁员力度更弱,即国企在一定程度上确实充当了“就业稳定器”。

如前所述,人们也许认为面临相同名义利率的企业在实际利率方面的差别可能不重要,重要的是雇佣成本。为了检验模型1的稳健性,我们在模型(2)中忽略了真实利率,控制了工资总额、福利费总额和人均资产,结果表明港澳台、外资和私营企业仍然在就业弹性方面居于前三位,而国有和集体企业仍然居于末端。作为对比,我们还报告了OLS和固定效应(FE)的回归结果,见模型3和模型4两列。港澳台或外资企业的就业弹性仍然最高,国有和集体企业仍然较低。重要的是,根据计量经济学理论预测,GMM估计的因变量滞后一阶的系数应该小于OLS的相应结果,大于FE的相应结果。事实上,该系数在模型1中的值(0.803)正好处于对应的模型3(0.832)和模型4(0.196)之间。此外,我们将水平方程的GMM工具变量改成内生变量差分的滞后五阶,结果基本上没有变化。这再次表明,我们的基本结果是可信的。

(2) 不同企业的长期就业弹性

到目前为止,我们估计的是短期就业弹性,即平均而言当期销售额每增加一个百分比所导致的就业增加的百分比。但是有些行业的企业由于技术原因或市场原因,当期增加的销售额所产生的就业吸纳效应可能会持续若干年,因此仅仅比较短期就业弹性是不全面的。给定存在动态因果关系和时滞效应,我们关心的另一个问题是,平均而言每期销售额增加一个百分比所导致的未来累计就业增加百分比是多少?这就是长期就业弹性。如果说短期就业弹性为短期宏观经济政策提供了理论依据,那么长期就业弹性则着眼于宏观经济政策的长期性和稳定性。对于资本密集型行业的企业而言,长期就业弹性可能比短期就业弹性更能反映企业对就业的吸纳程度。

^① 这一点已被很多现有研究所证实,例如Markusen(2002)。

假设当期销售额对数 s_{it}^k 、滞后一期销售额对数 $s_{i,t-1}^k$ 、滞后一期职工人数对数 $y_{i,t-1}$ 和滞后两期职工人数对数 $y_{i,t-2}$ 的系数分别为 b_1 、 b_2 、 b_3 和 b_4 ，那么当期（短期）就业弹性为 $\theta_1 = b_1$ ，到第二期的累计就业弹性为 $\theta_2 = \theta_1 b_3 + b_2$ ，到第三期的累计就业弹性为 $\theta_3 = \theta_2 b_3 + \theta_1 b_4$ 。以此类推，我们可以算出当期销售额每增加一个百分比所带动的未来各期累计就业增加百分比为 $\sum_{i=1}^{\infty} \theta_i$ 。

为了反映不同所有制企业的就业持续性的可能差异，我们放松假定，采用分组回归，即对每一类所有制企业单独进行回归。回归方程的解释变量或控制变量仍然与方程（5）一样，不过此时所有解释变量的系数在各组之间可以是不同的。我们仍然根据 AR（2）检验和 Hansen 检验，以及最近滞后期原则来选取使关键解释变量 s_{it}^k 、 $s_{i,t-1}^k$ 、 $y_{i,t-1}$ 和 $y_{i,t-2}$ 的系数尽量显著的最佳工具变量组合。分组回归的基本方程为如下，其中向量 X 包括了销售额对数和其他控制变量。

$$y_{it} = \alpha_1 y_{i,t-1} + \alpha_2 y_{i,t-2} + \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 X_{i,t-1} + \eta_i + \gamma_t + u_{it} \quad (6)$$

关键变量的系数回归结果见表 3。根据长期就业弹性公式，我们得到六种所有制企业的长期就业弹性排序为：私营企业（0.999）>外资企业（0.906）>港澳台企业（0.886）>集体企业（0.871）>其他企业（0.773）>国有企业（0.766）。与短期就业弹性的排序相比，港澳台、外资、私营企业仍然位居前三名，而国有和集体企业的相对位置仍然靠后。这说明无论是从短期来看还是从长期来看，港澳台、外资和私营企业对接纳就业的程度都超过了国有和集体企业，也从另一个角度说明了前面的短期就业弹性估计是非常稳健的。从理论上讲，长期就业弹性和短期就业弹性相比，并没有施加更多的假设，因此两者结果接近是符合理论预期的。我们在回归时也考虑了更多有效的工具变量组合，然后考察每一类企业长期就业弹性的变化区间，发现结果与目前的排序没有大的差别。

表 3：不同所有制企业的分组 GMM 回归

所有制类型	$y_{i,t-1}$	$y_{i,t-2}$	s_{it}^k	$s_{i,t-1}^k$	长期就业弹性
国有企业	0.569	0.162	0.570	-0.364	0.766
集体企业	0.824	0.077	0.275	-0.189	0.871
私营企业	0.512	0.415	0.317	-0.244	0.999
港澳台企业	0.580	0.115	0.477	-0.207	0.886
外资企业	0.523	0.177	0.418	-0.146	0.906
其他企业	0.984	-0.078	0.182	-0.109	0.773

（3）进一步的解释

由于产业政策和发展背景的差异，港澳台企业与国有企业在就业弹性方面的差异有可能受到行业差异的影响。简单的统计分析表明，港澳台企业所属的三个主要行业依次为纺织服装、鞋、帽制造业（占全部同类企业数量的11%）、纺织业（10%）和通信设备、计算机及其他电子设备制造业（7%），这些都属于劳动密集型行业；而国企所属的三个主要行业依次

为废弃资源和废旧材料回收加工业(21%)、农副食品加工业(9%)和非金属矿物制品业(8%)。为了从另一个角度来理解不同类型的企业的就业弹性差异,我们用模型(2)的方法计算了不同行业的短期就业弹性。^①结果表明,港澳台企业所处的三个主要行业都是就业弹性非常高的行业,它们的短期就业弹性分别为0.315、0.306和0.196;而国有企业所处的三个主要行业则属于就业弹性非常低的行业,它们的短期就业弹性分别为0.221、0.097和0.127。这说明我们在企业层面和行业层面的就业弹性结果是相互补充的。从就业促进政策的角度来说,支持民营企业的发展,就是支持高就业弹性行业的发展。这也意味着,微观层次的企业发展政策应该和中观层次的产业政策相互配套,才能让宏观经济目标有效地实现。

五、结论

就业问题是当前中国的头等难题。在政府启动巨额投资计划以便刺激经济和缓解就业困境之际,理解不同类型的企业的就业吸纳程度显然具有重要的政策意义。本文利用1999—2005年全部国有和规模以上工业企业数据库,使用动态面板估计方法(系统GMM)从微观角度计算了产出的就业弹性,比较了国有、私营和外资等不同类型的企业的就业弹性。我们发现,港澳台和外资企业的短期就业弹性最高,私营和集体企业居中,国有和其他企业最低。下一步,我们希望对不同所有制企业的行为直接模型化,这将有利于更深入地理解不同所有制企业在微观就业弹性方面的影响机制。我们也希望探讨财政政策与非国有企业结合的现实渠道,从而为非国有企业实现政策目标探索可行的方式。

本文的研究表明,从解决就业的目标出发,政府在启动庞大的投资计划时,应该更多地支持民营企业和劳动密集型行业的发展,因为在同等条件下它们能够吸纳更多的就业。尤其是在政府投资能力有限时,从政策上重点支持高就业弹性的企业就好比是“好钢用在刀刃上”。虽然国有企业可以更直接地实现政府的财政政策目标,但是实现的短期效果和长期效果都未必就好。在启动内需的整体计划中,政府应该通过透明、公正的采购和招标方式,给予民营企业公平的发展机会,防止“国退民进”成为解决中国就业难题的障碍。

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》,《经济研究》,第9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):《基于冗员的中国经济弹性估计》,《经济研究》,第6期
- 聂辉华、谭松涛、王宇锋(2008):《创新、企业规模和市场竞争—基于中国企业层面面板数据的分析》,《世界经济》,第7期
- 张车伟、蔡昉(2002):《就业弹性的变化趋势研究》,《中国工业经济》,第5期
- 朱恒鹏(2006):《企业规模、市场力量与民营企业创新行为》,《世界经济》,第12期。
- Arellano, Manuel and Bond, Stephen. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp. 277-297
- Arellano, M. and Bover, O. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), pp. 29-51
- Averch, Harvey, and Johnson, Leland L. “Behavior of the Firm under Regulatory Constraint”, *American Economic Review*, 1962, 52(5), pp. 1052-1069
- Blundell, R. and Bond, S. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87 (1), pp. 115-143

^① 考虑到行业内企业的真实利率可能没有差别,因此我们采取了模型(2)而不是模型(1)。限于篇幅,我们在正式论文中省略了主要结果。

- Mamgain, Vaishali. "Are the Kaldor-Verdoorn Laws Applicable in the Newly Industrializing Countries?" *Review of Development Economics*, 1999, 3(3), pp. 295-309
- Markusen, J. R. *Multinational Firms and the Theory of International Trade*, Cambridge, MA: The MIT Press, 2002
- Mazumdar, Dipak. "Trends in employment and employment elasticity in manufacturing, 1971-92: an international comparison", *Cambridge Journal of Economics*, 2003, 27, pp. 563-82.
- Mazumdar, Dipak, and Sarkar, Sandip. "Employment Elasticity in the Organized Manufacturing Sector in India", in *Labor and Development*, edited by Ravi Kanbur and Jan Svener, Routledge, 2009
- Morawetz, David. "Employment implications of industrialization in developing countries: A survey", *Economic Journal*, 1974, 84(335), pp. 491-542
- Navaretti, Giorgio, Checchi, Daniele, and Turrini, Alessandro. "Adjusting Labor Demand: Multinational versus National Firms: A Cross-European Analysis", *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(2-3), pp. 708-719
- Padalino, Samanta, and Vivarelli, Marco. "The Employment Intensity of Economic Growth in the G-7 Countries", *International Labour Review*, 1997, 136(2), pp. 191-213
- Pini, Paolo. "Economic growth, technological change and employment: Empirical evidence for a cumulative growth model with external causation for nine OECD countries, 1960-90", *Structural Change and Economic Dynamics*, 1995, 6, pp. 185-213
- Roodman, David. "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata", *Stata Journal*, 2009, 9(1), pp. 86-136
- SAARC. "Regional Poverty Profile 2005", 2005, working paper

An Estimate of Employment Elasticity on Manufacturing Enterprises in China

Fang Mingyue^a, Nie Huihua^a, Jiang Ting^b, Tan Songtao^c

(a. School of Economics, Renmin University of China; b. Hong Kong University of Science and Technology; c. School of Finance, RUC)

Abstract: Applying dynamic panel data analysis (system GMM) to 1999-2005 China large and medium-size manufacturing enterprises data, this paper estimates for the first time output elasticity of employment for different ownership types on the micro level. We borrow the concept of output elasticity of employment from macro literature, measure output and employment by sales volume and number of workers of an enterprise based on microeconomic theory, and solve potential endogeneity problem by instrumenting covariates with appropriate lags. We find that, in the short run, employment elasticity of Hong Kong, Macau and Taiwan-funded and foreign-funded enterprises is the highest, followed by private and collective enterprises, with state-owned and other enterprises being the lowest. In terms of long-run employment elasticity, Hong Kong, Macao and Taiwan-funded, foreign-funded and private enterprises are still higher than state-owned and collective enterprises. Our results suggest that, in order to create more employment, public policy-making should be oriented at encouraging more investment in private enterprises and supporting the development of labor-intensive industries.

Keywords: employment elasticity, ownership, manufacturing enterprises

JEL Classification: L600, L530, J210