

创业与失业:难民效应 与企业家效应的实证检验

董志强 魏下海 张天华*

摘要: 本文利用广东省21个地区1991-2007年面板数据,对自雇创业率与失业率的关系进行实证检验。结果表明,失业率变化对自雇创业率变化影响不显著,而自雇创业率变化对随后的失业率变化有显著的负向影响。这一结果支持了创业可降低失业的企业家效应假说,并不支持高失业率会影响自雇创业率的难民效应假说。上述发现从经验证据上支持了我国当前实施的“以创业带动就业”的扩大就业发展战略的合理性,并蕴含着一定的政策含义。

关键词: 自雇创业 失业 难民效应 企业家效应

一、引言

国际学术界对创业与失业的关注,主要源于最近二十年经济发达国家特别是西欧国家把扶持创业作为促进增长和推进就业的重要手段。研究者们提出了两种理论假说:难民效应(refugee effect)假说和企业家效应(entrepreneurial effect)假说。前者认为创业受失业影响,创业者是劳动力市场排挤出来的难民,这类创业难以增加随后的就业或降低失业;后者认为创业由经济机会拉动,创业的目的主要是创造、发现和利用市场机会赚取利润,若经济中不存在过度创业^①,则此类“企业家”型创业将促进就业。已有的实证研究中,既有证据支持难民效应(Thurik 2003),也有证据支持企业家效应(Thurik, et al. 2008; Fritsch 2008),还有证据是模棱两可的,需视情况而定(Baptista, et al. 2006 2008; Gloppe and van Stel 2008)。各国经验研究的差异,可能与各国经济、社会、文化、发展阶段等特别国情有关,同时也表明针对我国的经验研究将具有国际比较的意义。

自2007年10月中共十七大报告提出“实施扩大就业的发展战略,促进以创业带动就业”以来,“以创业带动就业”工作受到广泛关注并得到扎实推进。而与此形成鲜明对比的是,国内对创业与就业或失业之间关系的实证研究相当缺乏。从经验上明晰创业与失业的关系将有助于评估“以创业带动就业”战略的合理性,以及得到某些政策上的启示。

本文试图从经验上检验创业与失业的关系。在实证研究设计上,我们主要借鉴了Thurik等(2008)的方法,他们用双方程向量自回归模型来识别难民效应和企业家效应,这也是创业与失业研究文献中常见的做法(如Thurik 2003; Baptista, et al. 2006; Verheul, et al. 2006; Golpe and van Stel 2008)。本文利用广东省21个地区1991-2007年的面板数据进行实证检验,研究结果表明,有显著的证据支持企业家效应假说,但并没

* 董志强,华南师范大学华南市场经济研究中心,邮政编码:510006,电子信箱:d_zq@163.com;魏下海,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006;张天华,厦门大学经济学院,邮政编码:361005。

作者感谢广东省人文社科重点研究基地重大项目“广东劳动力市场:微观机理与宏观绩效”(编号:06ZDXM790008)、广东省高校学科建设创新团队重大项目“正式制度、非正式制度与经济治理的机制研究”(编号:051500020100925)和教育部人文社会科学研究一般项目“人口年龄结构变化与劳动收入份额:理论、模型及实证研究”(编号:11YJC790202)的资助。特别感谢匿名审稿人的良好建议,但文中错失皆由作者自负。

^①Carree等(2002)发现经济中存在最优自雇创业水平,若创业超过最优自雇创业水平(即过度创业),反而可能对经济造成不利影响。

有显著的证据支持难民效应假说。这一结果潜在的政策含义是,为了实现以创业带动就业,公共政策的重点应当在于促进企业家创新型创业,而不是着重于将失业者转变为创业者(或自谋职业者)。同时也发现,经济发展水平更高的地区企业家效应会更明显,这意味着在经济更发达的地区实施刺激创业和“以创业带动就业”的政策将是更有效率的。

本文接下来的内容结构安排如下:第二部分回顾相关的经济理论并建立实证研究的框架;第三部分给出数据描述并建立用于实证检验的计量模型;第四部分报告实证结果并进行分析;最后是简单的总结。

二、理论回顾与实证研究框架

在理论上,关于创业与失业之间的关系主要存在两种假说:难民效应假说和企业家效应假说。^① 难民效应假说认为,创业行为主要受失业影响。具体而言,失业对创业的影响可分两种截然不同的效果。一种结果是失业会推动创业,这一观点可追溯至 Frank Knight 的相对收入理论,即劳动力个体总是在失业、受雇就业和自雇创业之间进行选择,由于失业水平高涨将会降低受雇就业的机会和工薪收益,加之政府在高失业率时期通常也会采取减税或提供补贴刺激自主就业或自谋职业,结果势必会有更多的劳动者为谋取生计选择自雇创业(Blanchflower and Meyer, 1994)。另一种结果是,失业会抑制创业,即高失业率时期创业水平反而比较低下。其原因在于,高失业率常常伴随着经济衰退,衰退期信贷紧缩导致难以获取创业开办资本(Johanson 2000; Hurst and Lusardi 2004),且创业风险更大而成功机会更小(Audretsch, 1995; Audretsch, et al. 2002),若非养家糊口之类迫不得已的原因,个人很少选择这样的时期创业。不论哪种效果,只要创业是作为失业所影响的结果出现,我们就称之为难民效应,我们且称前一种为失业推动的难民创业效应,后一种为纯粹难民效应。^② 但无论哪种难民效应,都很难促进随后的就业。因为高失业率压力下的创业者往往是劳动力市场上竞争的弱者,就如劳动力市场排挤出来的“难民”一样,他们大多只拥有较少的人力资本,也不具备开办和经营企业所需要的企业家才能,难以提出具有较高创新性的创业项目(Fiess, et al. 2010),也就难以对随后的就业产生促进作用,甚或还可能对随后的就业产生抑制作用。

与难民效应假说相反,企业家效应假说认为,创业可以由过去的经济成就和企业家(或企业家)所推动,并会促进随后的就业而降低随后的失业(Thurik, et al. 2008)。富有创新精神的企业家会努力发现、创造并捕捉市场机会,这些创新创业活动是现代经济增长的根本动力(Thurik 2009)。既然经济增长可以通过奥肯定律与失业相关联,那么认为创业和失业之间存在联系就是自然而然的。的确有一些研究表明,创业企业进入市场,会促进市场供给竞争,带来更高产出水平并间接增加就业(Picot, et al., 1998; Pfeiffer and Reize, 2000; Aghion, et al. 2004)。显然,基于企业家效应假说,创业活动应该具有顺周期性质,即经济高涨的时候创业会更多,且对就业应该有实质性的促进作用。

不过,近年来也有研究者指出,创业带动就业或减少失业的企业家效应,其产生是有条件的。一个经济中,存在着与其发展阶段、社会文化、制度安排等相适应的最优自雇创业水平(Carree, 2002; Thurik, et al., 2008)。创业率并非越高越好,过高的自雇创业率对经济发展是不利的(Carree 2002; Shane 2009),故而有时候鼓励更多人创业的政策可能是糟糕的政策(Shane 2009)。换言之,经济中完全有可能存在“过度创业效应”——过高的创业水平伤害了就业;或者说,创业的企业家效应之产生是有条件的,只有经济不存在过度创业的时候才可能产生带动就业的企业家效应。

我们可以从经济路径上理顺创业与失业的关系,使这些效应得以清晰呈现。具体地,假设创业对随后的失业存在线性影响,则两者的关系可表示为如下方程:

$$\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta E_{t-1} \quad (1)$$

其中 ΔU_t 是时期 t 的失业率变动; ΔE_{t-1} 是上一期($t-1$ 期)的创业率变动; α, β 为常系数。同理,假设失业对随后的创业存在线性影响,则两者的关系可表示为如下方程:

$$\Delta E_t = c + \lambda \Delta U_{t-1} \quad (2)$$

^① 汤灿晴、董志强和李永杰(2011b)曾系统地回顾了国内外关于创业与就业和失业关系的理论和经验研究文献。

^② 较早的研究文献大多关注失业对创业的推动,并定义此为难民效应。但近年来一些研究注意到失业对创业的抑制,这同样是一种难民效应。为了与前一种失业推动型难民效应区分,笔者称之为纯粹难民效应。

创业和失业关系中的各种理论效应 将可以从 β 和 λ 的不同取值得到反映。表 1 对此进行了总结。

表 1

β 和 λ 不同取值的经济意义

系数取值	对应的情形及经济解释	经济效应
① $\beta > 0$	创业增加失业(自雇创业超过经济最优水平而伤害就业)	过度创业效应
② $\beta < 0$	创业减低失业(自雇创业低于经济最优水平而带动就业)	企业家效应
③ $\beta = 0$	创业不影响失业(自雇创业处于最优水平对经济波动影响甚微)	无效应
④ $\lambda > 0$	失业推动创业(失业导致开办成本、创业机会成本等降低,刺激更多人自谋职业自雇创业)	失业推动型难民效应
⑤ $\lambda < 0$	失业抑制创业(衰退时期机会少、风险大而不宜创业,人们更多退出创业市场,只剩下少数难民被生计所迫坚持自谋出路)	纯粹难民效应
⑥ $\lambda = 0$	失业对创业没有影响	无效应

式(1)和(2)也是随后实证研究的基本框架。就中国和广东而言,表 1 中系数 β 和 λ 应是哪种情形成立?这主要是一个需要实证研究来回答的问题。但我们预期,系数 β 将显著为负,而 λ 有可能不太显著(即不能拒绝 $\lambda = 0$)。持此预期的理由如下:首先,我国的个体和私营经济自改革开放之后才逐步获得发展,实际自雇创业率应该是低于而不是高于最优水平(否则就不需要大力发展私营个体经济了),广东省也是如此^①。因此应谈不上存在过度创业的问题;其次,个体和私营经济在我国三十年改革和发展过程中产生了积极的作用,是经济活力的重要源泉,这是一个公认的事实,故有理由认为我国的创业应该主要是由市场机会和创业精神推动,而不是由失业所推动。上述两点意味着,我国创业的企业家效应将较为显著而难民效应可能不太明显。从已有文献来看,虽然相关研究很少,但的确存在支持上述看法的证据。比如,Mohapatra 等(2007)基于中国农村微观调查数据的研究表明,农民的自雇创业更多地代表着主动发展,而不是对贫困生活的被迫应对;清华大学中国创业研究中心的《全球创业观察中国报告(2007)——创业转型与就业效应》(高建 2008)则通过调查数据表明,我国近年的创业主要是由市场机会引发,虽然更早时期的创业主要由生存动机推动,但机会型创业也不少,而且机会型创业的直接就业效应是生存型直接就业效应的大约 3 倍,这意味着创业带动就业的企业家效应可能会更为突出。由此我们预期,我国(广东省)创业存在降低失业的企业家效应,但失业对创业的影响(即难民效应)可能不明显。如果这一预期被证实是成立的,则研究结果将与 Thurik 等(2008)对 OECD 国家的研究结果类似。

三、数据和计量模型

(一) 数据选取及说明

“创业”在不同历史时期有不同的含义,Murphy 等(2006)曾专门梳理了人类社会各个历史时期中创业的内涵。本文沿袭诸多文献(Thurik, et al. 2008; Baptista, et al. 2006; Faria, et al. 2010; Verheul, et al., 2006)的做法,视之为自我雇佣,并用自我雇佣的人数比率来衡量自雇创业水平。具体的,我们以广东省各地区个体劳动者占劳动力的比率作为自雇创业水平的衡量指标。^② 本文的面板数据集包括了广东省 21 个地级市 1991–2007 年间的失业率和自雇创业率。失业率以城镇登记失业率 U 衡量。^③ 全部数据源自 1992–2008 年的《中国城市统计年鉴》与《广东省统计年鉴》。

由于我们关注自雇创业和失业的关系,故表 2 列出了 21 个地区中 1998–2000 年和 2000–2002 年自雇创业率变化较大的地区(包括增长最多的五个地区和下降最多的五个地区)。其中增长最多的地区集中在 1999 年,下降最多的地区则主要(但不全部)在 2001 年。从表 2 的样本来看,自雇创业率增加的五个地区只有三个地区随后的失业率下降了,而自雇创业率下降的五个地区也有三个地区随后的失业率下降了(但降

^①事实上,即便不少经济发达国家,自雇创业率相对于最优水平也是偏低的(Thurik, et al. 2008)。

^②很显然,这一指标忽略了行业的差异和行业的重要性,对所有的创业活动(无论高科技还是低技术)也都一视同仁,但也正好有助于避开长时间跨度中遭遇的行业生命周期问题。这也是研究者们主张用地区数据而不主张用行业数据来研究创业与失业关系的一个重要理由(Fritsch and Noseleit 2008)。另外,这一指标也不同于新企业的开办,它实际上衡量的是净创业率(即在给定时间内创业的企业数目减去倒闭的企业数目)。这一衡量方法有其自身的好处:它虽然不是对创业的直接衡量,却能有效地刻画创业行为(Storey, 1991);同时数据易于获取,且可进行跨地区与跨时期比较。

^③一般来说,采取调查失业率会更好,但缺乏调查失业率的情况下,采用登记失业率是文献中常用的替代性做法。只要登记失业率与调查失业率存在相关关系,这一替代性做法就是可行的。

幅相对更小),失业率变化和自雇创业率的变化大致有一个负向关系。不过,更准确的结论需要更精心的计量分析,这是本文接下来的工作。

表 2 1998-2000 年与 2000-2002 年间自雇创业率变化较大的地区

地区	时间(年)	$E_t - E_{t-2}$	$U_{t+2} - U_t$
揭阳	1999	0.47	0
惠州	1999	0.50	-1.2
深圳	1999	0.55	0.3
阳江	1999	0.59	-1.9
河源	1999	0.82	-0.3
河源	2001	-0.80	0.13
阳江	2001	-0.55	-0.15
肇庆	2003	-0.46	2.13
揭阳	2001	-0.44	-0.17
湛江	2001	-0.41	-0.19

注: E_t 和 U_t 分别代表时期 t 的自雇创业比率和失业率。

(二) 计量模型

失业可以影响创业,创业也可以影响失业,故考察创业和失业彼此影响关系的一种可行的方法是建立 VAR 模型。我们参照 Thurik (2003)、Baptista 等(2006)、Verheul 等(2006)、Golpe 和 van Stel(2008) 以及 Thurik 等 (2008) 的做法,设定如下 VAR 模型:

$$U_{it} - U_{i,t-L} = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j (E_{i,t-jL} - E_{i,t-(j+1)L}) + \sum_{j=1}^J \gamma_j (U_{i,t-jL} - U_{i,t-(j+1)L}) + \sum_{t=1}^T \rho_j D_t + \varepsilon_{1it} \quad (3)$$

$$E_{it} - E_{i,t-L} = c + \sum_{j=1}^J \lambda_j (U_{i,t-jL} - U_{i,t-(j+1)L}) + \sum_{j=1}^J \mu_j (E_{i,t-jL} - E_{i,t-(j+1)L}) + \sum_{t=1}^T \nu_j D_t + \varepsilon_{2it} \quad (4)$$

显然,上述两个方程是式(1)和式(2)的扩展。其中 i 为地区标记; L 表示以年为单位的时间跨度(随后将令 $L=2$ 年); J 表示滞后期,这里表示为多重滞后期是因为我们还不知道最合适滞后期是多少; D_t 表示时间变量,加入时间变量是为了校正样本期的经济周期所带来的效应。式(3)和式(4)可进行 Granger 因果检验,在讨论实证结果时我们将报告 Granger 因果检验统计量。

我们将用加权最小二乘法来估计式(3)和式(4),以地区的人口为权数。考虑到广东地区创业企业成长周期较短,自我雇佣和失业率以两年为一个周期改变,即令 $L=2$ 。^①为了进一步确定失业与创业关系的滞后期,我们将分别检验包含不同滞后期自变量的模型。既然企业总是需要有几年成长时间,失业率对创业的影响也不是即现即逝,而是逐步出现并长期影响,那么包含适当长度的滞后期似乎也更为合理。当然,滞后期也不是越长越好,滞后期越长则样本受到的限制就越大。我们不打算对式(3)和式(4)中的滞后变量强制设定某个滞后期,而是用似然比检验来确定最好的滞后结构:从一个滞后期开始,依次加入更多的滞后期,直到 LR 检验拒绝为止,由这一过程决定式(3)和式(4)中 j 的值。在实证检验中,我们也刻意避免使用重叠期的值,因为这可能引起系数估计的标准误下偏。即,给定已选择 $L=2$ 年,我们只使用 2007 年,2005 年,2003 年, ..., 1991 年的数据。

四、实证结果

(一) 平稳性检验

回归分析之前,用 Dickey-Fuller 方法检验因变量的平稳性,未发现存在单位根的证据。具体地,对扩展的 D-F 回归 $\Delta_2 y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-2} + \lambda_1 \Delta_2 y_{t-2} + \cdots + \lambda_{t-1} \Delta_2 y_{t-2(p-1)} + \xi_t$ 中的 η 做 t 检验。其中 y_t 是失业率或者自雇创业率的两年变化量, t 是时间趋势, p 是自回归(AR)阶数。对于每个因变量我们使用 9 个估计式:一阶、二阶或三阶 AR 过程,分别对应没有常数项和趋势项(即 $\alpha=\beta=0$),有常数项但没有趋势项($\beta=0$)和既有常数项又有趋势项的假定。估计结果见表 3。

^①给定数据结构,最小的滞后期是两年。

表3

变量平稳性检验

变量	Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(1) c	Lag(2) c	Lag(3) c	Lag(1) ct	Lag(2) ct	Lag(3) ct
$U_{t-1} - U_{t-2}$	-1.345 *** (-11.8)	-1.066 *** (-6.6)	-1.039 *** (-11.16)	-1.611 *** (-14.63)	-1.752 *** (-8.81)	-1.340 *** (-7.40)	-1.610 *** (-16.1)	-1.895 *** (-13.6)	-1.594 *** (-9.37)
$E_{t-1} - E_{t-2}$	-1.817 *** (-12.35)	-1.941 *** (-7.83)	-2.205 *** (-10.18)	-1.889 *** (-12.81)	-2.146 *** (-8.45)	-2.173 *** (-6.60)	-1.988 *** (-13.60)	-2.653 *** (-11.00)	-2.171 *** (-6.53)

注: 此表为变量 y_{t-2} 系数估计表, 括号内为 t 值。Lag(*) 表示滞后* 阶无常数项、趋势项, Lag(*) c 表示滞后* 阶有常数项、无趋势项, Lag(*) ct 表示滞后* 阶有常数项、趋势项。

表3 显示, 失业率差分序列 9 个估计式中系数 ρ 的 t 值从 -6.6 到 -14.63 不等。自我雇佣率差分序列 9 个估计式中系数 ρ 的 t 值从 -6.53 到 -13.60 不等。这些值的绝对值都低于临界值, 拒绝了存在单位根的原假设。

(二) 估计结果及分析

表4 是式(3) 和式(4) 的 VAR 模型之估计结果。估计工作从自变量的一阶滞后(模型 1A) 开始。样本数据取自 1991 - 2007 年, 由于滞后时间跨度 $L=2$ 年, 使用一阶滞后意味着估计从 1993 年的数据开始, 每一年都有 21 个地区的观测值, 模型 1A 就得到了 147 个观测值。从式(3) 的检验结果中可看出, 自雇创业率的变化对随后的失业率变化有负的影响, 这符合前面的理论预期。但格兰杰因果检验却显示, 一阶滞后的情形中, 自雇创业并非导致失业率下降的 Granger 因(p 值不显著)。从式(4) 估计结果可以看出, 在模型 1A 中, 失业率也不是自雇创业率变化的 Granger 因。

表4

向量自回归模型回归结果

		模型 1A (1 阶滞后)	模型 1B (1 阶滞后)	模型 2A (2 阶滞后)	模型 2B (2 阶滞后)	模型 3A (3 阶滞后)	模型 3B (3 阶滞后)	模型 4 (4 阶滞后)
式(3) 被解释变量: $U_t - U_{t-2}$								
$E_{t-2} - E_{t-4}$	β_1	-0.209 (-0.54)	-0.253 (-0.71)	-0.536 (-1.38)	-0.662 ** (-2.00)	-0.913 *** (-2.66)	-0.893 *** (-3.21)	-0.907 *** (-3.09)
$E_{t-4} - E_{t-6}$	β_2			-0.294 (-0.75)	-0.479 (-1.44)	-1.014 ** (-2.49)	-0.802 ** (-2.38)	-0.824 ** (-2.00)
$E_{t-6} - E_{t-8}$	β_3				-0.696 * (-1.92)	-0.554 * (-1.86)	-0.576 (-1.18)	
$E_{t-8} - E_{t-10}$	β_4					0.07 (0.12)		
$U_{t-2} - U_{t-4}$	γ_1	-0.384 *** (-5.59)	-0.283 *** (-3.97)	-0.417 *** (-5.69)	-0.530 *** (-7.23)	-0.606 *** (-7.65)	-0.384 *** (-4.46)	-0.404 *** (-4.50)
$U_{t-4} - U_{t-6}$	γ_2			-0.277 *** (-4.34)	-0.217 *** (-3.70)	-0.305 *** (-4.39)	-0.235 *** (-2.98)	-0.276 *** (-3.05)
$U_{t-6} - U_{t-8}$	γ_3				-0.126 ** (-2.03)	-0.120 ** (-2.16)	-0.160 ** (-2.30)	
$U_{t-8} - U_{t-10}$	γ_4					-0.054 (-0.98)		
常数项	α	1.024 *** (5.20)	-0.154 (-1.16)	-0.177 (-1.42)	1.404 *** (7.99)	1.602 *** (8.59)	-0.217 ** (-2.19)	-0.147 (-0.92)
Granger 检验 p		0.5914	0.4822	0.1698	0.0488	0.0092	0.002	0.0028
Adj. R - Sq.		0.434	0.459	0.528	0.66	0.678	0.39	0.382
式(4) 被解释变量: $E_t - E_{t-2}$								
$U_{t-2} - U_{t-4}$	λ_1	-0.015 (-1.18)	-0.016 (-1.02)	-0.021 (-1.30)	-0.026 (-1.28)	-0.033 (-1.43)	-0.038 (-1.62)	-0.044 * (-1.87)
$U_{t-4} - U_{t-6}$	λ_2			-0.005 (-0.34)	-0.005 (-0.28)	-0.012 (-0.60)	-0.024 (-1.12)	-0.032 (-1.34)
$U_{t-6} - U_{t-8}$	λ_3				-0.008 (-0.44)	-0.005 (-0.32)	-0.012 (-0.63)	
$U_{t-8} - U_{t-10}$	λ_4					-0.007 (-0.50)		
$E_{t-2} - E_{t-4}$	μ_1	-0.500 *** (-7.05)	-0.507 *** (-6.64)	-0.658 *** (-7.77)	-0.656 *** (-7.01)	-0.715 *** (-7.25)	-0.701 *** (-9.33)	-0.749 *** (-9.69)
$E_{t-4} - E_{t-6}$	μ_2			-0.302 *** (-3.55)	-0.302 *** (-3.22)	-0.429 *** (-3.67)	-0.435 *** (-4.79)	-0.566 *** (-5.20)
$E_{t-6} - E_{t-8}$	μ_3				-0.185 * (-1.78)	-0.207 ** (-2.57)	-0.424 *** (-3.28)	

续表 4

向量自回归模型回归结果

		模型 1A (1 阶滞后)	模型 1B (1 阶滞后)	模型 2A (2 阶滞后)	模型 2B (2 阶滞后)	模型 3A (3 阶滞后)	模型 3B (3 阶滞后)	模型 4 (4 阶滞后)
$E_{t-8} - E_{t-10}$	μ_4							-0.314 ** (-2.14)
常数项	<i>c</i>	-0.013 (-0.36)	0.009 (0.32)	0.003 (0.12)	0.043 (0.88)	0.072 (1.35)	-0.033 (-1.24)	0.022 (0.53)
Granger 检验 <i>p</i>		0.2387	0.309	0.1964	0.205	0.1566	0.1086	0.0653
Adj. R - Sq.		0.526	0.531	0.57	0.567	0.573	0.59	0.604
<i>N</i>		147	126	126	105	105	84	84

注: 括号内为 *t* 值。所有估计均为加权向量自回归(VAR), 以地区人口为权数。年份虚拟变量未报告以节省篇幅。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

然而, 模型 1A 的滞后结构约束性太强, 只有短短两年时间(前面我们曾指出创业和失业彼此可能存在长期的滞后影响), 这可能造成估计结果的偏误。为了检验这一点, 我们估计了包含 *t* - 2 和 *t* - 4 期失业率变化或自雇创业率变化的二阶滞后期(这意味着将有 4 年的滞后期)模型。二阶滞后意味着失去样本中一个年度的数据, 因此模型的估计将基于 126 个观察值(模型 2A)。由于要用似然比检验来判断更长的滞后期是否会提高模型的拟合优度, 有必要使用同样的 126 个观察值的样本再次估计一阶滞后模型(模型 1B)。模型 2A 和模型 1B 之间对比检验得到的似然比统计量是 19.3, 而 5% 显著性水平的临界值是 5.99(两个约束)。这意味着使用二阶滞后的模型要好于使用一阶滞后的模型。而模型 3A 和模型 2B 之间的似然比检验显示, 三阶滞后模型优于二阶滞后模型; 但模型 4 与模型 3B 之间的似然比检验拒绝了四阶滞后模型优于三阶滞后模型的假设。因此, 我们认为三阶滞后模型为最优模型。模型 2B、模型 3A、模型 3B 和模型 4 的结果都显示, 自雇创业率是失业率下降的 Granger 因(*p* 值显著), 但失业却不是自雇创业变化的 Granger 因(*p* 值不显著)。

分析具有最优滞后结构的模型 3A 和模型 3B, 可以发现, 正如我们所预期的, 自雇创业率的变化对失业率变化有反向的影响, 即自雇创业水平提升将降低失业率。这种影响有 6 年的滞后期。失业率变化对自雇创业率的变化之影响, 其系数虽然为负, 但却是不显著的。这样的结果支持了企业家效应假说, 而不支持难民效应假说。

由于创业和失业会相互影响, 故考察其脉冲响应方程可更深入地洞察两者的互动关系。脉冲响应方程可在考虑估计模型所反映的互动关系之基础上, 捕获并计算外生冲击对每个自变量在时间路径上的影响。表 5 中给出了模型 3A 中对自雇创业率的单位冲击的脉冲响应方程(对失业的影响)和对失业的单位冲击的脉冲响应方程(对自雇创业率的影响)。通过方程(3)估计结果可以看出, 滞后的第二期的直接影响是最大的。表 5 则表明, 自雇创业率增加 1% 会使 4 年后的失业率下降 2.3%, 创业对失业的累积效应为 -0.93%, 即总的来说创业还是降低了失业。

表 5 自雇创业率和失业率的单位变化的脉冲响应方程

滞后期	自雇创业率的单位变化对失业的影响		失业的单位变化对自雇创业的影响	
	直接效应	累积效应	直接效应	累积效应
0	0	0	0.3927	0.3927
2	0.0041	0.0041	0.1391	0.5318
4	-0.0232	-0.0191	0.0859	0.6177
6	0.0124	-0.0067	0.0036	0.6213
8	-0.0013	-0.008	0.0021	0.6234
10	-0.0037	-0.0117	0.0197	0.6431
12	0.0024	-0.0093	-0.0021	0.641

注: 该脉冲响应方程基于世界银行金融研究部学者 Inessa Love 提供的 pvar 程序。

近年来有不少文献涉及到创业对就业和失业产生影响的时间效应。Thurik(2008)对 OECD 国家的研究表明, 创业水平提升先导致失业增加, 然后则导致失业下降, 并且影响逐渐衰退。更多的研究则是发现这样一个经验事实: 创业企业的出现对地区就业的影响将持续大约 8~10 年, 在创业早期主要产生就业带动效应, 在创业中期主要产生就业破坏效应, 在创业晚期又产生就业带动效应(Fritsch, 2008; Baptista, et al., 2008; Fritsch and Noseleit 2008; Araujo - Carod, et al. 2008; Carree and Thurik 2008)。对这一经验发现, 汤

灿晴、董志强和李永杰(2011a)提供了一个理论模型予以解释,他们认为创业带来了不同程度的技术创新和市场创新,而技术创新的不同组合和不同创新扩散速度就可以产生不同的影响地区就业的时间路径。从表5自雇创业率单位变化对失业的直接效应来看,基于广东省的情况,创业对地区就业或失业的影响有一定的波动影响过程,最初导致失业略微增加,随后大幅降低失业,然后又对就业产生破坏(导致失业增加),之后是继续促进就业(失业下降)影响越来越小。但是,如果我们把1~5年定义为创业初期,把6~8年定义为创业中期,把8~10年定义为创业晚期,那么广东省自雇创业率和大量文献发现的经验事实及其理论解释仍比较吻合。

表5右侧两栏显示了失业率的变化将对后期的自雇创业有推动作用(这与不考虑两者互动时单向的回归结果有差异,表4中单向的回归结果中失业对就业影响是负面且不显著的)。这可能表明在失业与创业的互动中,失业率升高会刺激自雇创业;另外也可注意到难民效应比企业家效应在数值上看来要大得多,这从表5右侧的难民效应与左侧企业家效应对比中可发现。不过,表4的检验却表明,失业对创业的影响在统计上是不显著的,且失业也不是创业的Granger因。

(三) 对系数异质性的检验

式(3)和式(4)中的系数 α 、 β 、 c 、 λ 可能会反映不同地区具有不同的企业家效应和难民效应,故进一步检验模型的地区效应(即地区间系数的异质性)是很有意义的。对于常数项 α 和 c ,我们使用似然比率(LR)检验包含地区虚拟变量的模型是否会提高拟合度。对于系数 β 和 λ ,我们将相应的自雇创业率和失业率变量与人均GDP相乘,并将所得的乘积项纳入模型中,检验企业家效应和难民效应是否显著地随着一个地区的发展水平变化而变化,结果是否定的。^①

在解释失业率变化的式(3)中,我们发现了解释变量地区间 α 的异质性:似然比统计量为34.08,而10%显著性水平的临界值为31.41。检验结果支持创业的就业效应在地区间存在差异这一结论,即企业家效应可能因地区不同而有所差异。更有趣的是,当模型3A中加入 GDP_{t-6} 后^②,变量显著($p=0.007$),且似然比率($p=0.0039$)也支持纳入这一变量。这意味着人均GDP对失业率的变化有重要的影响(-0.1806),更高的地区经济发展水平将有助于降低地区的失业率,人均GDP提高1万元则失业率可下降0.1806个百分点。

在解释自我雇佣变化的式(4)中,我们没有发现系数 c 随地区变化的证据:加入地区虚拟变量并没有提高模型的拟合优度。似然比率统计量等于21.41,5%显著性水平的临界值为31.41。对地区虚拟变量系数的进一步检查发现,深圳和珠海具有最大的地区虚拟变量系数,这两个地区自雇创业率一直保持着较高的增长水平。当模型加入地区虚拟变量时,可决系数 R^2 等于0.557(相对于表4中的0.573)。其失业率的系数和 t 值与表4中模型3A的系数和 t 值接近:一阶滞后变量系数是-0.0265($t=-1.09$),二阶滞后变量是-0.013($t=-0.60$),三阶滞后变量系数是-0.02($t=-0.37$)。由此我们认为,即便考虑了地区虚拟变量之后,难民效应也是不显著的。

五、结论和政策含义

目前,我国已经大力推动和实施“以创业带动就业”的就业发展战略。相对于政策和实践的积极推进,我国关于创业的就业(失业)效应的理论和实证研究却相对缺乏。本文从创业和失业关系的角度切入,基于广东省21个地区1991~2008年的面板数据对创业与失业的关系进行了研究,为相关的政策实践提供了支持性的经验证据。

我们发现,广东省21个地区的自雇创业显著地降低了随后的失业,因此可确认创业具有带动就业的效应。创业对失业的影响具有长期的滞后效应,时滞大约为6年,而且创业对失业的影响在不同滞后时期存在波动,并随时间流逝而逐渐消失,但创业对失业的跨时累积效应仍是降低失业(或者说会带动就业)。理论上,失业对随后的创业可能会产生影响,但我们的研究中并未发现失业率影响自雇创业率的显著证据。因而本文的经验证据支持了创业的企业家效应假说,却并不支持难民效应假说。

基于难民效应和企业家效应的公共政策建议是不同的:立足于难民效应的政策强调积极帮助失业者,制

^①我们估计了包含人均GDP与因变量一阶滞后的乘积项和二阶滞后的乘积项的模型,也估计了只包含人均GDP变量的模型,结果表明,所有这些模型在统计上都次于仅加入人均GDP三阶滞后的模型。

^②创业影响就业有6年的滞后期,故此考虑加入 GDP_{t-6} 。

定鼓励失业者创业和自谋职业的政策,以降低失业率;立足于企业家效应的政策强调鼓励和支持具有高度创新甚至高度风险的创业项目,通过创新型创业产生经济增长,从而促进就业和缓解失业。本文得到的支持企业家效应的经验证据有其相应的政策含义。另外,既然创业对失业的影响存在漫长的滞后时期,我们就不宜用一个相对较短的时段来评价创业的就业带动效应,这可能对目前创建创业型城市的评估验收政策有一定的政策启示。

我们还有一个重要发现是,创业的企业家效应随地区发展水平而有所差异,而且地区的经济发展水平(以人均GDP衡量)对随后的失业率也有显著的影响,经济发展水平更高的地区失业率将更低。这与国外一些实证研究是吻合的(van Stel et al. 2005)。这可能意味着,经济发达地区所实行的刺激创业以及推动创业带动就业的政策应该是更有效率的。

最后有必要指出本文存在的一个局限:我们的研究完全基于宏观数据进行,微观个体的异质性被隐没于宏观水平的失业率与创业率的统计指标中,故我们发现的也仅仅是宏观的经济现象,并不能追踪到影响失业者创业的微观因素,也难以探寻创业影响失业和就业的微观机制。已有一些基于微观数据的研究可与本文结论相呼应,比如Mohapatra等(2007)基于调查数据发现中国农村的自我雇佣是积极的创业而不是消极的谋生。但进一步进行微观层面的研究显然是必要的。毕竟,个体异质性(如教育、工作经历等)不管在解释成功创业还是企业家效应中都扮演着重要角色;也确有微观研究显示,创业者的受教育水平对企业增长率有重要影响(van Stel et al. 2005)。

参考文献:

1. 高建. 2008.《全球创业观察中国报告(2007)——创业转型与就业效应》.清华大学出版社。
2. 汤灿晴、董志强、李永杰. 2011a.《创业何时带动就业:一个理论考察》,《中国劳动经济学》第4期。
3. 汤灿晴、董志强、李永杰. 2011b.《国外创业与就业关系研究现状探析与未来展望》,《外国经济与管理》第9期。
4. Aghion P., R. W. Blundell, R. Griffith, P. Howitt, and S. Prantl. 2004. "Entry and Productivity Growth: Evidence from Micro – Level Panel Data." *Journal of the European Economic Association* 2(3) : 265 – 276.
5. Araujo – Carod J. – M. ,D. Liviano – Solis ,and M. Martin – Bofarull. 2008. "New Business Formation and Employment Growth: Some Evidence for the Spanish Manufacturing Industry." *Small Business Economics* 30(1) : 73 – 84.
6. Audretsch D. B. 1995. *Innovation and Industry Evolution*. Cambridge MA: MIT Press.
7. Audretsch D. B. ,M. A. Carree ,A. J. van Stel ,and A. R. Thurik. 2002. "Impeded Industrial Restructuring: The Growth Penalty." *Kyklos* 55(1) : 81 – 97.
8. Baptista R. ,A. van Stel ,and A. R. Thurik. 2006. "Entrepreneurship ,Industrial Restructuring and Unemployment in Portugal." In *Entrepreneurship ,Growth and Innovation: The Dynamics of Firms and Industries* ,ed. Enrico Santarelli ,343 – 360. New York: Springer US.
9. Baptista R. ,V. Escária and P. Madruga. 2008. "Entrepreneurship ,Regional Development and Job Creation: The Case of Portugal." *Small Business Economics* 30(1) : 49 – 58.
10. Blanchflower D. G. and B. Meyer. 1994. "A Longitudinal Analysis of Young Entrepreneurs in Australia and the United States." *Small Business Economics* 6 (1) : 1 – 20.
11. Carree , Martin , 2002. "Does Unemployment Affect the Number of Establishments? A Regional Analysis for U. S. States." *Regional Studies* 36(4) : 389 – 398.
12. Carree M. and A. R. Thurik. 2008. "The Lag Structure of the Impact of Business Ownership on Economic Performance in OECD Countries." *Small Business Economics* 30(1) : 101 – 110.
13. Faria J. J. Cuestas and E. Mourelle. 2010. "Entrepreneurship and Unemployment: A Nonlinear Bidirectional Causality?" *Economic Modelling* 27(2) : 1282 – 1291.
14. Fiess N. M. ,M. Fugazza ,and W. F. Maloney. 2010. "Informal Self – employment and Macroeconomic Fluctuations." *Journal of Development Economics* 91(2) : 211 – 226.
15. Fritsch M. 2008. "How Does New Business Formation Affect Regional Development?" *Small Business Economics* 30(1) : 1 – 14.
16. Fritsch M. and F. Noseleit. 2008. "Start – ups ,New Business Employment ,and the Effects on Incumbents: Who Contributes the Larger Share?" Jena Economic Research Papers No. 2008 – 068 September.
17. Golpe A. ,and A. van Stel. 2008. "Self – Employment and Unemployment in Spanish Regions in the Period 1979 – 2001." In *Measuring Entrepreneurship: Building a Statistic System* ,ed. Emilio Gongregado ,191 – 204. New York: Springer US.
18. Hurst E. and A. Lusardi. 2004. "Liquidity Constraints ,Household Wealth and Entrepreneurship." *Journal of Political Economy* , 112 (2) : 319 – 347.
19. Johanson E. 2000. "Self – employment and Liquidity Constraints: Evidence from Finland." *Scandinavian Journal of Economics* , 102(1) : 123 – 134.
20. Mohapatra S. ,S. Rozelle ,and R. Goodthe. 2007. "The Rise of Self – Employment in Rural China: Development or Distress." *World Development* 35(1) : 163 – 181.
21. Mupphy P. J. ,J. Liao ,and H. P. Welsch. 2006. "A Conceptual History of Entrepreneurial Thought." *Journal of Management History* 12(1) : 12 – 35.
22. Pfeiffer F. and F. Reize. 2000. "Business Start – ups by the Unemployed—an Econometric Analysis based on Firm Data." *Labour Economics* 7(5) : 629 – 663.

(下转第96页)

11. Emons W. 2001. "Credence Goods Monopolists." *International Journal of Industrial Organization* ,19(3 – 4) :375 – 389.
12. Hellerstein J. 1998. "The Importance of the Physician in the Generic versus Trade Name Decision." *Rand Journal of Economics* , 29(1) :108 – 136.
13. Iizuka T. 2007. "Experts' Agency Problems: Evidence from the Prescription Drug Market in Japan." *Rand Journal of Economics* , 38(3) :844 – 862.
14. Lundin D. 2000. "Moral Hazard in Physician Prescription Behavior." *Journal of Health Economics* ,19(5) :632 – 662.
15. Stern S. and Trajtenberg M. 1998. "Empirical Implications of Physician Authority in Pharmaceutical Decision Making." NBER Working Paper 6851.

Physician Inducement in China's Medical Market: Regulation , Market Structure or Asymmetric Information?

Liu Xiaolu

(School of Economics ,Renmin University of China)

Abstract: This Paper explains Physician Inducement in China's medical market with a signaling game under price ceilings ,and discusses effects of regulation ,market structure and asymmetric information on the allocation of medical resources. The analysis shows that ,in a market without regulations ,the doctor is willing to behave honestly with the commitment of price setting. Price ceilings will ruin the mechanism of price commitment and weaken hospital's capability of obtaining monopolistic profit through pricing. Therefore ,a comprehensive price control system will lead to both overtreatment caused by doctor's misleading diagnosis and that derived from doctor's attempting of transferring consumer surplus with quantity decisions. Due to hospital's market power ,price ceilings in China's medical market have not improved consumers' welfare but led to more dead – weight loss.

Key Words: Price Ceiling; Market Structure; Asymmetric Information; Physician Inducement

JEL Classification: L25 J51

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 87 页)

23. Picot G. ,M. Manser and Zhengxi Lin. 1998. "The Role of Self – employment in Job Creation in Canada and the United States." CERF Secretariat September.
24. Shane S. 2009. "Why Encouraging More People to Become Entrepreneurs is Bad Public Policy." *Small Business Economics* , 33(2) :141 – 149.
25. Storey ,David J. 1991. "The Birth of New Firms: Does Unemployment Matter? A Review of the Evidence." *Small Business Economics* , 3(3) :167 – 178.
26. Thurik A. R. 2009. "Entrepreneurship ,Economic Growth and Policy." In *Entrepreneurship ,Growth and Public Policy* ed. Z. J. Acs ,D. B. Audretsch and R. Strom 219 – 249. Cambridge UK: Cambridge University Press.
27. Thurik A. R. 2003. "Entrepreneurship and Unemployment in the UK." *Scottish Journal of Political Economy* 50(3) :264 – 290.
28. Thurik A. R. ,M. A. Carree ,A. van Stel ,and D. B. Audretsch. 2008. "Does Self – employment Reduce Unemployment?" *Journal of Business Venturing* ,23(6) :673 – 686.
29. van Stel A. ,M. Carree ,and A. R. Thurik. 2005. "The Effect of Entrepreneurial Activity on National Economic Growth." *Small Business Economics* 24(3) :311 – 321.
30. Verheul J. ,A. Van Stel ,R. Thurik ,and D. Urbano. 2006. "The Relationship Between Business Ownership and Unemployment in Spain: A Matter of Quantity or Quality?" *Estudios de Economia Aplicada* 24(2) :105 – 127.

Business Start – ups and Unemployment: An Empirical Investigation on Refugee Effect vs. Entrepreneur Effect

Dong Zhiqiang¹ ,Wei Xiahai¹ and Zhang Tianhua²

(1: School of Economics and Management ,South China Normal University;
2: School of Economics ,Xiamen University)

Abstract: This paper employs a panel data set ,which covers 21 areas of Guangdong Province from year 1991 to year 2007 ,to investigate the relationship between business start – ups and unemployment rate empirically. The results show that ,the effect of unemployment on business start – ups is not significant ,however ,business start – ups has significant negative effect on unemployment rate. The outcomes support entrepreneur effect well ,which predict that start – ups reduce the unemployment; but do not support refugee effect ,which predict that the unemployment pushes business start – ups. Our findings mean that the strategy "promoting employment by encouraging business start – ups" in current China is reasonable as well implicates some policy implications.

Key Words: Bussiness Start – ups; Unemployment; Refugee Effect; Entrepreneur Effect

JEL Classification: J23 J64 L26

(责任编辑: 彭爽)