

金融发展与就业促进：理论和实证

黄英伟 陈永伟*

内容提要 本文从理论和实证两个方面探讨了金融发展对就业的影响。在理论方面，本文构建了一个带有融资约束的搜索匹配模型。根据这个模型，金融发展可以通过放松企业家面临的融资约束，来增强其创造就业的能力。这不仅可以降低经济中的均衡失业率，而且可以缩短失业的持续性。此外，高就业创造成本会提高均衡失业率、延长失业的持续性，但金融发展可以抵消这些负面作用。在实证方面，本文利用 2001 - 2009 年的省级面板数据对以上理论发现进行了检验。使用差分广义矩估计方法，实证结果很好地支持了理论假设。

关键词 金融发展 融资约束 均衡失业率 失业的持续性

一 引言

金融发展和实体经济运行之间的关系一直是理论研究者和政策制定者关注的热点。有关金融和实体经济关系的探讨，至少可以追溯到 Schumpeter (1931) 的早期研究。在 McKinnon (1973)、Shaw (1973) 的金融深化理论提出后，对这一关系的研究开始被学术界重视。最近十多年来，关于金融和实体经济关系的探讨主要集中于金融发展在经济增长中所起的作用，代表文献是 King & Levine (1993) 和 Levine (1997)，而关于金融发展对就业市场所起的作用则没有引起足够的重视。同时，在传统的就业问题讨论中，金融发展所带来的影响也一直被忽视。截至上世纪末，金融发展的影响很少被研究就业的学者关注。在当时出版的探讨就业问题的文集中，基本都不涉及金融对劳动力市场的影响 (Snower & Guillermo, 1997)。这就使得金融发展和就业之间的关系在很长一段时间内成

* 黄英伟，中国社会科学院经济研究所，电子邮箱：yingwei Huang@163.com；陈永伟，清华大学社会科学学院，电子邮箱：chenyongwei1982@gmail.com。

为研究中的一个缺失环节。

事实上，充分就业和经济增长一样，同为宏观经济政策的重要目标。虽然两者存在着一定的一致性，但在很多情况下也存在着差异甚至冲突^①。如果仅把目光集中于经济增长，就不可能全面理解金融发展对于实体经济所起的作用。同时，从就业研究的角度看，如果忽略了金融发展的作用，也不能对就业的决定机制有透彻的认识^②。因此，从理论角度看，对金融发展和就业之间的关系进行研究是很有必要的。最近几年来，已有部分学者认识到了这项研究的重要性，并开始了一些探索（Acemoglu, 2001；Wasmer & Weil, 2004；Dromel et al., 2010；Kolakez & Lehmann, 2010），但从总体上看研究的力度仍显不足，而国内的研究则更为缺乏。

中国正处于改革开放的攻坚阶段，受国内外多方面因素的影响，就业形势将会面临严峻挑战。一方面，由于全球经济调整，外需大规模减少对中国的出口造成了重大的负面影响，由此带来了巨大的周期性失业压力；另一方面，伴随着经济结构调整和产业结构升级，结构性失业问题十分突出；同时，大规模城镇化所带来的农村劳动力向城市转移将造成巨大的就业压力（蔡昉, 2011；潘士远、林毅夫, 2006）。综合这几方面的因素，可以预见在未来的一段时期内，中国面对的就业形势不容乐观。在这种背景下，积极探索各类有助于促进就业的措施，是十分有现实意义的。金融扶持作为促进就业的可能措施之一，对其作用机制和效力进行全面研究，也就具有重要的现实意义。

本文从理论和实证两方面研究了金融发展对就业的影响。从理论上，我们发现由于融资约束的存在，企业家的就业创造行为会受到阻碍，这不仅会使得均衡失业率提高，而且会延长失业的持续性，使经济在遭受冲击后失业率长期居高不下。金融发展程度的提升可以有效缓解企业家面临的融资约束水平，从而使均衡失业率和失业持续性降低。同时，金融发展还可以有效抵消高就业创造成本带来的负面作用。从经验上，我们利用 2001 - 2009 年的省级面板数据，运用差分广义矩估计（GMM）对上述理论发

① 关于经济增长和充分就业不一致的一个例子是所谓的“无就业复苏”，即经济开始复苏，经济增长率回升，但失业率却仍然保持在高水平上。美国曾在 20 世纪 90 年代初和本世纪初两次出现了类似现象。其中在本世纪初的无就业复苏中，高失业率在复苏开始后保持了 29 个月之久。

② 目前最流行的就业分析模型（搜索匹配模型）的一个重要结论是，经济中的均衡失业率很大程度上取决于外生给定的就业创造速度。而在现实中，如果企业家面临融资约束，那么就业创造速度就不可能是外生给定的。金融发展可以通过影响企业家的融资约束程度影响其就业创造行为，进而影响均衡失业率。

现进行了实证检验, 检验结果较好地支持了理论假说。

除引言外, 本文分为四节。第二节是理论模型和假说, 第三节是指标构造说明和数据介绍, 第四节是实证检验, 最后是结论。

二 理论模型和可供检验的假说

在关于就业和失业的文献中, 经常会提到两个概念: 均衡失业率^①和失业的持续性 (Barro, 1988; Blanchard & Summers, 1986)。所谓均衡失业率, 是指当劳动力市场和商品市场的供求充分发挥作用、市场出清状况下的失业率水平。当然, 由于市场上随时都存在意外冲击, 现实的失业率水平通常会偏离均衡失业率, 这时就涉及了失业的持续性。如果劳动力市场的自我调节能力很好, 则失业的持续性会较短, 遭受冲击后失业率会很快回到均衡水平; 而如果劳动力市场的自我调节能力较差, 则失业的持续性会较长, 一个负面的冲击可能会使失业率长期居高不下。显然, 现实的失业率水平会同时受到均衡失业率和失业持续性的影响。

本节将运用扩展的搜索匹配模型, 探讨金融发展对均衡失业率和失业持续性的影响。在原始的搜索匹配模型 (Pissarides, 2000) 中, 经济中的均衡失业水平、空缺就业岗位以及工资率水平在很大程度上取决于经济中的就业创造, 而就业创造则是由企业家根据提供就业岗位的成本收益权衡做出的决定。在以上过程中隐含着假设, 即企业家不会受到融资约束的影响。因此, 只要新岗位有利可图, 企业家就会继续创造就业岗位。但事实上, 这一假设并不成立。企业家在创造就业岗位时需要大量资金, 因此很可能受到融资约束, 这会提高均衡失业率并且延长失业的持续性。而通过提升金融发展水平, 可以缓解企业家的融资约束, 因此可以降低均衡失业率并缩短失业的持续性, 进而使得现实中的失业率更低、劳动力市场的运行更为稳定。图 1 对上述影响机制进行了简要的概括, 下文将使用规范的模型对该机制进行详细阐述。

(一) 基准模型

先考虑一个没有融资约束的基准模型。假设经济中存在三类风险中性的人: 工人、企业家及银行家, 他们有相同的贴现因子 $\rho > 0$ 。其中, 企业家负责创造就业岗位, 工人进行工作搜索, 而银行家则为企业家提供资金。

1. 劳动力市场的匹配过程。假设经济中的工人总数规范化为 1。如果经济中有 u

^① 在早期的文献中, 均衡失业率常被称为自然失业率。

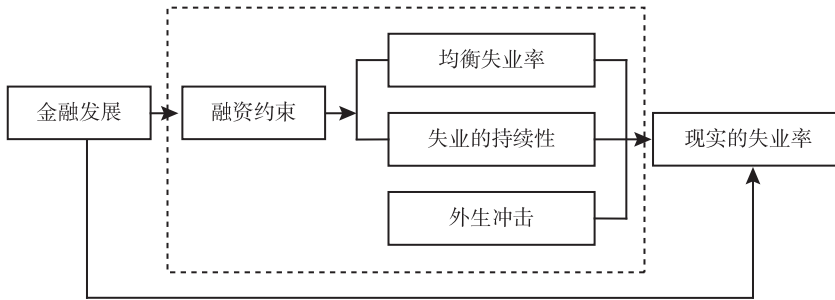


图1 金融发展对失业率的影响机制

个工人正处于失业状态并进行工作搜索，而此时市场上正好有 v 个空缺岗位，则可定义 $\theta = v/u$ 为市场的“紧性”。在一定假设下，每个岗位找到合适应聘工人的概率服从一个参数为 $q(\theta)$ 的泊松过程，而每个工人找到合适工作的概率则服从一个参数为 $\theta q(\theta)$ 的泊松过程。这里的 $q(\cdot)$ 为匹配技术函数，它是 θ 的减函数，且满足 $\lim_{\theta \rightarrow +\infty} q(\theta) = \lim_{\theta \rightarrow 0} \theta q(\theta) = 0$ ， $\lim_{\theta \rightarrow 0} q(\theta) = \lim_{\theta \rightarrow +\infty} \theta q(\theta) = +\infty$ ， $\partial(\theta q(\theta))/\partial\theta > 1$ 。已被雇用的工人以一个外生的速度 δ 失业。这样，失业率的动态方程可以写为：

$$\dot{u} = \delta(1 - u) - \theta q(\theta)u \tag{1}$$

在稳态时有 $\dot{u} = 0$ 。因此失业工人数量为：

$$u = \frac{\delta}{\delta + \theta q(\theta)} \tag{2}$$

式(2)被称为“贝弗里奇曲线”(简称BC曲线)，它刻画了经济中失业率和紧性之间的关系。由式(2)可以看出，均衡状态下经济中的失业水平是紧性的减函数。因此，在 (u, θ) 空间中，BC曲线是一条向右下方倾斜的曲线。

2. 企业家的就业创造行为。假设企业家本身并不拥有私人财产，但可以以利率 r 向银行家贷款用来创造就业岗位。每创造一个就业岗位，需支付固定成本 K 。如果创造出的岗位有工人工作，则企业家可得到收益 p ，并支付利息 rK 和一份固定的工资 w ^①。如果创造的岗位空缺，则他暂时不用归还利息（不过银行家有权从企业家获得这一岗位的所有权），但需要支付一笔维护岗位的固定开支 c 。如果对企业而言，运行岗位

① 在标准的搜索匹配模型中，工资水平是通过劳资双方的纳什谈判决定的，其结果是工资水平为紧性的线性增函数。本文出于简化考虑，不对工资的决定加以讨论，但这并不改变本文的主要结论。

和空缺岗位的值函数分别为 V_{E1} 和 V_{E0} ，可以得到两个相应的贝尔曼方程^①：

$$\begin{aligned} \rho V_{E1} &= p - w - rK - \delta V_{E1} + \dot{V}_{E1} \\ \rho V_{E0} &= -c + q(\theta)(V_{E1} - V_{E0}) + \dot{V}_{E0} \end{aligned} \quad (3)$$

如果没有融资约束的存在，则和原始的搜索匹配模型一样，企业家会根据经济中的失业状况选择创造的就业岗位数量，直至使得空缺的新岗位无利可图，即 $V_{E0} = \dot{V}_{E0} = 0$ 为止^②。同时，理性预期假设要求 $\dot{V}_{E1} = 0$ 。综合以上条件，当不存在融资约束时，经济中的每一点都将满足“就业创造曲线”（简称 JC 曲线）：

$$q(\theta)(p - w - rK) - c(\rho + \delta) = 0 \quad (4)$$

式（4）给出了市场中紧性的决定条件。由于 $q(\theta)p$ 表示企业家创建一个就业岗位后在当期可以获得的边际收益，而 $q(\theta)(w + rK) + c(\rho + \delta)$ 则表示创建一个岗位所带来的边际成本。因此式（4）表示，在不存在融资约束时，企业家将持续创造就业岗位，直到使创建一个新岗位带来的边际收益和边际成本相等为止。

3. 银行家行为。对于银行家而言，运行岗位和空缺岗位的值函数分别为 V_{B1} 和 V_{B0} ，同样也可以得到两个贝尔曼方程：

$$\begin{aligned} \rho V_{B1} &= rK - \delta V_{B1} + \dot{V}_{B1} \\ \rho V_{B0} &= q(\theta)(V_{B1} - V_{B0}) + \dot{V}_{B0} \end{aligned} \quad (5)$$

由于银行的竞争性，市场利率会调整到使得贷款给企业家创造空缺的新岗位是无利可图的，即 $\dot{V}_{B0} = 0$ ， $V_{B0} = K$ 。同时，如果银行家是理性预期的，就有 $\dot{V}_{B1} = 0$ 。在以上条件下，根据式（5）可得： $V_{B1} = K(1 + \rho/q(\theta))$ ， $rK = (\rho + \delta)K(1 + \rho/q(\theta))$ 。代入式（4），则 JC 曲线变为：

$$\theta = q^{-1} \frac{(\rho + \delta)(c + \rho K)}{p - w - (\rho + \delta)K} \quad (6)$$

① 在关于搜索匹配的文献中，贝尔曼方程也被称为资产方程，其基本思想是把一种状态视为一种资产，在决策者风险中性的前提下，无套利条件要求直接持有这种资产的净收益和将资产存入银行所获得的收益相等。以式（3）第一个方程为例，方程左侧表示将资产“运行岗位”存入银行所得的利息。而 $p - w - rK$ 、 δV_{E1} 及 \dot{V}_{E1} 分别表示持有资产可以带来的现金流、资产的折旧以及资产价值的变化，这样方程右侧就是持有资产“运行岗位”可以带来的净收益。显然，根据无套利条件，方程的左右两侧应该相等。关于资产方程思想的介绍，可以参见 Romer（2012）。

② 给定某一时点经济中的失业率，企业家对新就业岗位提供量的选择等价于对劳动力市场紧性 θ 的选择。而企业家的选择行为意味着参数 θ 是一个跳跃变量，它在每一点使 $V_{E0} = \dot{V}_{E0} = 0$ 成立。进一步讨论可参见 Pissarides（2000）。

由式(6)可知,在JC曲线上, θ 只和 p 、 w 、 K 、 c 相关,而和经济中的失业率 u 无直接关系。这说明在 (u, θ) 空间中,JC曲线是一条水平的直线。在没有融资约束的情况下,BC曲线式(2)、JC曲线式(6)共同决定了经济的均衡状态。当参数 ρ 、 δ 以及匹配函数的形式 $q(\cdot)$ 给定时,经济中的均衡紧性 θ^* 及均衡失业率 u^* 都由 p 、 w 、 K 、 c 决定。

图2对BC曲线、JC曲线及经济中的均衡状态进行了描绘。显然,当由于某些情况使得经济中就业创造成本 K 增加、维护空缺岗位的成本 c 增大、生产率 p 下降,或者工资 w 上升时,都将导致JC曲线下移,从而使均衡的紧性 θ^* 减小、均衡失业率 u^* 上升。

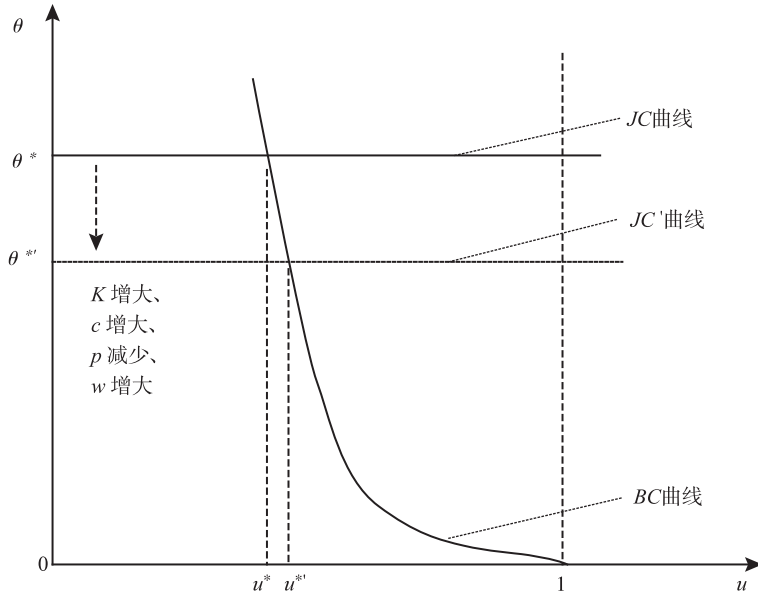


图2 无融资约束的劳动力市场均衡

(二) 含有融资约束的模型

在上面的模型中,企业家会一直创造就业岗位,直至无利可图为止。但在实际中,企业家创造就业岗位的数量会受到其融资能力的影响。为刻画这一特征,本文根据 Bernanke & Gertler (1989)、Kiyotaki & Moore (1997)、Aghion et al. (2005)、Midrigan & Xu (2010) 等文献的设定,假设企业家在进行融资时,必须使用抵押品,且融资总额不能超过抵押品价值的一个倍数。和以上文献设定不同的是,本文假设企业家在进行融资时使用的抵押品为其拥有的岗位价值,而不是文献中通常假设的实物

资本^①。

理性预期使得 $V_{E1} = V_{B1} = 0$ ，因此根据式 (3) 和式 (5) 可得：

$$V_{E1} + V_{B1} = \frac{p - w}{\rho + \delta} \quad (7)$$

这代表了一个运作中的岗位对于企业家和银行家的总价值。同时，由前文可知，一个空缺的岗位对于企业家和银行家的总价值为 K 。综合以上两点，可得企业家进行融资时面临的约束条件为：

$$K(v + 1 - u) \leq \mu(1 - u)(V_{E1} + V_{B1}) \quad (8)$$

其中， μ 是用来度量金融发展程度的参数。一般来说，当金融发展程度越高时， μ 就越大，表示企业家可以用更小价值的抵押品获得更多的贷款^②。这时，企业家面临融资约束的可能就越小。

如果融资约束式 (8) 不是紧的，那么经济中的均衡仍然由式 (2) 和式 (4) 决定。而如果融资约束是紧的，那么在以上三式中，受到影响的只有就业创造方程式 (4)。此时，有：

$$\theta = \left(\frac{\mu}{K} \frac{p - w}{\rho + \delta} - 1 \right) \frac{1 - u}{u} \quad (9)$$

式 (9) 在面临融资约束的每一个时间点均成立。从而，总体来看，JC 曲线可以表示为：

$$\theta = \min \left\{ q^{-1} \frac{(\rho + \delta)(c + \rho K)}{p - w - (\rho + \delta)K}; \left(\frac{\mu}{K} \frac{p - w}{\rho + \delta} - 1 \right) \frac{1 - u}{u} \right\} \quad (10)$$

在 (u, θ) 空间中，它是一条拐折的曲线，由一段直线和一段下凸的弧线连接而

① 这样的假定一方面是出于简化的需要，另一方面是我们认为进行这样的设定更符合现实情况。在现实中，如果一个企业拥有大量运行中的岗位，则足以向银行传达其经营良好的信息，因此银行在进行贷款时会给予比较宽松的政策；而如果该企业拥有的岗位大多处于停工状态，则银行会认为其经营前景欠佳，因此比较难给予其宽松的信贷。

② 根据公司金融的文献，引起融资约束的主要原因是信息不对称：如果金融机构不能对企业的项目有很好的了解，那么就可能出于回避风险的考虑，对一些好项目惜贷。为了处理信息不对称，金融机构可以选择自己花费成本来对项目进行调查，或是要求企业在贷款时提供抵押。一般来说，金融发展程度越高，金融机构进行项目调查的成本就越小，要求企业在贷款时提供的抵押也越少。因此，可以利用金融机构调查的成本或企业通过 1 单位抵押可以获得的贷款量（也就是本文中的 μ ）来刻画金融发展水平。Aghion et al. (2005)、Midrigan & Xu (2010) 等文献对两种刻画金融发展的方法的等价性进行了讨论。Midrigan & Xu (2010) 还利用后一种刻画方式，使用宏观经济数据对该参数进行了校准。本文出于建模简化的考虑，选用了 μ 对金融发展进行刻画。

成。这样，经济中的均衡 (u^*, θ^*) 由方程 (2) 和 (10) 决定，在 (u, θ) 空间中它表现为由 BC 曲线和 JC 曲线的交点决定。

可以严格证明， $d\theta^*/d\mu \geq 0$ ， $du^*/d\mu \leq 0$ ， $d\theta^*/dK < 0$ ， $du^*/dK > 0$ 。即如果考虑融资约束，则金融发展程度的提升有助于增加企业家的就业创造，从而提升均衡状态下劳动力市场的紧性，并降低均衡失业率；而就业创造成本的提高会降低均衡状态下劳动力市场的紧性，并提高均衡失业率。

限于篇幅，这里仅给出直观的图示。如图 3(a)，当 μ 增大时，JC 曲线的弧线段将向上移动。这样，如果经济中的初始均衡是由 JC 曲线的弧线段和 BC 曲线相交决定的，那么新的均衡点将比初始的均衡点向左上方移动，从而使得 u^* 减小， θ^* 增大。而如果初始的均衡由 JC 曲线的直线段和 BC 曲线相交决定，那么 μ 的增大将不改变经济中的均衡。综上所述，就有 $d\theta^*/d\mu \geq 0$ ， $du^*/d\mu \leq 0$ 。类似地，如图 3(b)，当 K 增大时，整条 JC 曲线将向下移动，这时经济中新的均衡点将出现在原始均衡的右下方，这就意味着 $d\theta^*/dK < 0$ ， $du^*/dK > 0$ 。

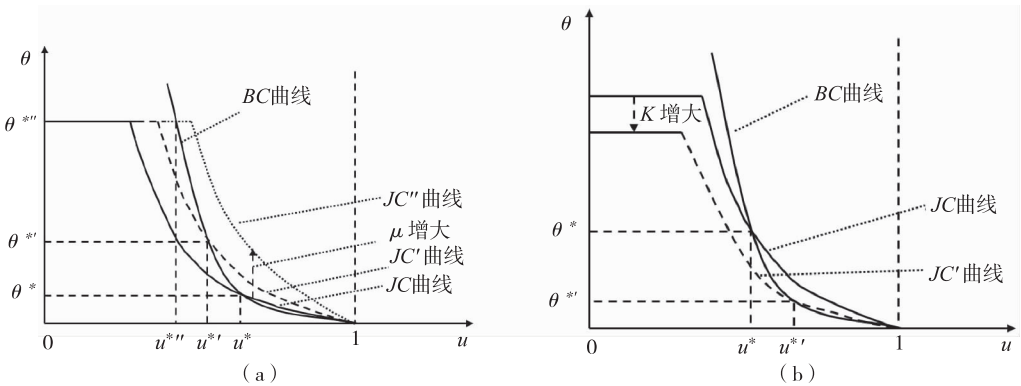


图3 存在融资约束的劳动力市场均衡

(三) 金融发展对失业持续性的影响

前一小节已经探讨了金融发展对于均衡失业率的影响，接下来继续分析金融发展对失业持续性的作用。假设经济遭到了外生冲击，使得现实的失业率比稳态失业率高出 Δu 。由于在经济中的每一点，就业创造曲线式 (9) 总是成立的，经济中失业率和紧性的变化将遵循式 (1) 和式 (9)。这样，在均衡的失业率水平 u^* 附近对式 (1) 进行泰勒展开，即可得：

$$\dot{u} = \left\{ -(\delta + \theta q(\theta)) - u \frac{\partial \theta q(\theta)}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \theta}{\partial u} \Big|_{JC} \right\}_{u=u^*} \Delta u \quad (11)$$

显然, \dot{u} 的大小主要取决于 $P(\mu, K; p, w, c) = \left\{ -(\delta + \theta q(\theta)) - u \frac{\partial \theta q(\theta)}{\partial \theta} \cdot \frac{\partial \theta}{\partial u} \Big|_{JC} \right\}_{u=u^*}$ 。给定参数 p, w, c , 则 P 可以表示为 μ 和 K 的函数 $P(\mu, K)$ 。

根据式 (10) 及 $\partial u^* / \partial \mu \leq 0$, 易证 $\partial P(\mu, K) / \partial \mu \leq 0$ 。即经济中金融发展水平提高不仅能降低均衡失业率, 而且能让经济在遭受冲击后向稳态恢复的速度加快; 而如果经济中的金融发展水平较低, 则不仅均衡失业率水平会较高, 而且在遭受冲击后, 失业率向稳态的恢复也是缓慢的, 甚至一个短期的冲击也可能使得高失业率的状况持久徘徊。同时, 由式 (10) 也可知: $\partial P(\mu, K) / \partial K \geq 0$, 这就说明如果经济中的就业创造成本较低, 则经济比较容易从冲击带来的高失业率中恢复; 反之, 如果经济中的就业创造成本很高, 则经济比较难以从冲击带来的高失业率中恢复。进一步地, 我们可以证明: $\partial^2 P(\mu, K) / \partial \mu \partial K \leq 0$, 即就业创造成本所造成的高失业持续性可以通过提高金融发展水平来进行抵消。

(四) 可供检验的假说

综合前三小节中的理论论述, 可以得到以下几个可供检验的假说。

假说 1: 金融发展水平较高的地区会有较低的失业率。

根据前文的论证, 在金融发展水平较高的地区, 不仅其均衡失业率水平会较低, 而且在遭受冲击后的失业持续性也较短。综合这两点, 可以预期金融发展水平较高的地区将会对应较低的失业率水平。

假说 2: 金融发展水平较高的地区失业率水平受其前期水平的影响较小。

在现有文献中, 常用失业率同其滞后项的相关性来刻画失业的持续性 (Barro, 1988)。如果失业的持续性很长, 则从数据上看, 失业率和其滞后项的相关性会很高。而根据前文的论述, 在金融发展水平较高的地区失业的持续性较短, 因此可以预期在这些地区失业率受前期失业率水平的影响较小。

假说 3: 就业创造成本较高地区的失业率水平会较高, 且失业率受其前期水平的影响较大。金融发展水平的提升在一定程度上可以抵消以上两种作用。

如前所述, 如果某地区的就业创造成本很高, 则该地区会有较高的均衡失业率以及较长的失业持续性。因此, 可以预期现实中高就业创造成本地区所能观察到的失业率水平也较高。由于在就业创造成本较高的地区, 其失业持续性也会较长, 因此应该可以观测到这些地区的失业率受其前期水平的影响会更大。根据理论模型, 金融发展

可以部分抵消高就业创造成本带来的负面作用，因此通过数据我们也期望能看到对应的现象。

三 指标构造和数据介绍

为对前一节中所提出的理论假说进行检验，我们从《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》等官方正式出版物收集并整理了全国 30 个省（市、自治区）^① 2001 - 2009 年的数据，并据此构造了一些指标，从而形成了面板数据。

（一）金融发展指标

在本文的经验检验中，需要使用刻画金融发展程度的指标。金融发展是一个外延很广的概念，它包括银行信贷体系的发展、股票市场的发展等多个方面，因此不同文献中所提及的金融发展的含义都不尽相同。考虑到本文的研究目的，此处提及的金融发展主要指银行信贷体系的发展^②。

在早期的文献中，通常使用地区贷款余额和地区生产总值（GDP）的比值来刻画地区金融发展状况（King & Levine, 1993；卢峰、姚洋，2004；Liang, 2005），但在后续的研究中发现上述指标可能存在着一些不足之处。正如张军和金煜（2005）所指出的，由于中国的政策性贷款负担和不良信贷比例较高，因此使用地区贷款余额占地区 GDP 比重可能会对金融发展程度予以高估；而使用私人部门贷款比重则可能遭遇数据不可得、统计口径不一致等问题。针对这些问题，他们建议采用“非国有部门贷款与地区 GDP 的比值”作为地区金融发展程度的度量指标。由于非国有部门贷款的数据不可得，他们假设了“分配给国有部门的贷款额同当地国有企业的产值比重正相关”，利用回归求得了国有部门贷款和非国有部门贷款数据，然后在此基础上构造了金融发展指标。

从研究目标看，由于本文探讨的是就业问题，而非国有部门目前已经成为了就业

① 由于西藏的数据缺失过于严重，因此在本文的研究中没有使用。

② 本文的这种处理有两方面的原因：第一，尽管近年来中国的股票市场已经有了很快的发展，但相对于银行信贷市场，其总体规模依然较小，因此银行信贷市场的发展相对于股票市场的发展而言，更能体现金融发展的全貌；第二，本文考察的是金融发展和就业之间的关系，目前大量的中小型企业是吸收就业的主力军，这些企业的主要融资途径是银行信贷而非股票市场。从这个意义上看，使用银行信贷市场的发展状况来刻画地区金融发展程度与本文的研究目的更为契合。

创造的主力^①，因此“非国有部门贷款与地区 GDP 的比值”是一个相对较好的指标。但我们认为，张军和金煜（2005）对此指标的构造方法是有待改进的。在他们的指标构建过程中，一个最重要的假设是“分配给国有部门的贷款额同当地国有企业的产值比重正相关”，而这一点是有待商榷的。原因如下：第一，由于现实中国有企业的资金使用效率低于非国有企业，因此两者的产值比例很难反映其资金使用比例。第二，使用企业产值比例时，可能遭遇度量误差问题。在中国的现行统计制度下，只要求限额以上企业每年都汇报其生产经营状况，而对其他企业则只在普查年份进行统计。这意味着统计年鉴上反映的产值比例存在严重的度量误差。第三，从经验上看，至少在本文使用的数据时间段内，张军和金煜（2005）指出的关系可能是值得商榷的^②。

基于以上几方面的原因，本文采用另一个假设，认为“分配给非国有部门的贷款额比重等于当地非国有经济在固定资产投资中所占的比重”。我们进行上述假设的原因在于，进行固定资产投资是企事业单位贷款的主要目的，因此非国有部门在固定资产投资中所占的比例应该同其在信贷中所占的比例类似。在此假设下，可以根据历年《中国统计年鉴》计算出：

$$\begin{aligned} & \text{分配给非国有部门的贷款} \\ &= \text{当地贷款余额总量} \times \left(\frac{\text{固定资产投资总量} - \text{国有经济的固定资产投资}}{\text{固定资产投资总量}} \right) \quad (12) \end{aligned}$$

然后可以构造出金融发展指标 $FD = \text{分配给非国有部门的贷款} / \text{GDP}$ 。

在构造出金融发展指标 FD 后，可以对其和失业率的关系进行考察。图 4（a）使用 2001 - 2009 年的混合截面数据对上述关系进行了描述。显然， FD 和失业率之间存在着十分显著的负相关，这从直观上对上节中的假说 1 进行了验证。

（二）就业创造成本指标

本文还需要寻找能对地区就业创造成本进行刻画的指标。在现实中，企业家在创造就业岗位时需要负担的成本是多方面的，既包括对固定资本的实物投资，也包括由于不健全的制度和法律带来的交易成本。而大批学者已经指出，在现实中，尤其是在

① 根据国家统计局（2012），2010 年全国城镇就业人口为 3.47 亿，而在非国有企业就业的人口为 2.82 亿，占总就业的 81%；而从增量看，2010 年新增城镇就业为 1365 万，而其中的 1269 万是由非国有企业创造的，大约占增量的 93%。

② 事实上，我们采用同张军和金煜（2005）完全相同的方法，用地区贷款总量对当地国有企业产值比重进行回归，得到的系数是负的。这表示他们关于“分配给国有部门的贷款额同当地国有企业的产值比重正相关”的假设至少在本文数据所覆盖的时间段内是不成立的。

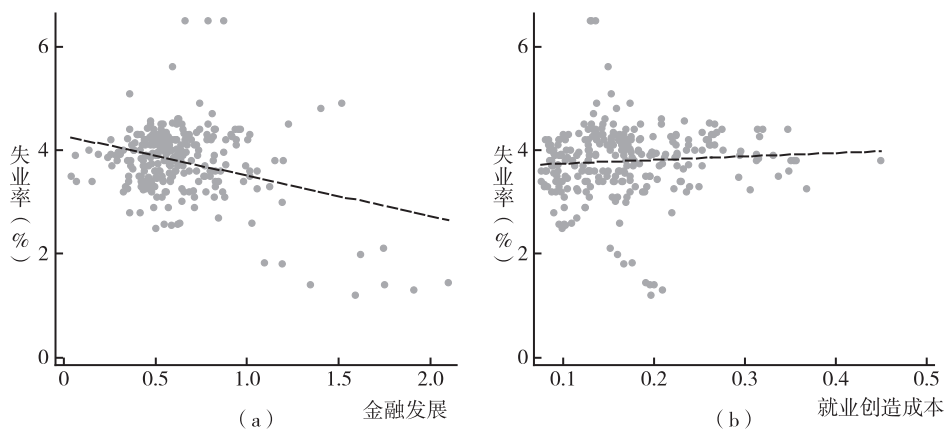


图4 金融发展、就业创造成本和失业率的关系

众多的发展中国家，后一种成本可能是更重要的（De Soto, 2000）^①。根据这一思路，Fonseca et al. (2001) 在研究中曾用两个维度来衡量就业创造成本：第一是创建一个新企业需要经过的审批数量，第二个是通过所有审批需要的时间（按周计算）。

遗憾的是，由于在国内很难获得关于各地审批流程的信息，因此我们无法直接使用类似的指标，但这一思路确实有助于我们寻找相应的代理变量。从目前中国经济的现实来看，非国有企业已经成为了中国就业创造的主力军。而对于非国有企业而言，创造新就业岗位时面临的交易成本是和所在地政府对经济的干预程度密切相关的。如果一个地区政府对于经济的干预力度很大，则非国有企业在创建或扩建时需要经历的行政审批程序就相对复杂，因此面临的交易成本也就越高。考虑到这点，本文使用文献中常被用来刻画政府干预力度的变量“政府财政支出占GDP比重”（*EXP*）来作为地区就业创造成本的代理变量。根据之前的理论假说，*EXP*和失业率之间存在着正相关关系。

图4(b)利用2001-2009年的混合截面数据描绘了*EXP*和失业率的关系。和预期一致，两者之间确实存在着一定的正相关性，这在一定程度上说明了用*EXP*作为就业创造成本的代理变量是有效的。

（三）其他变量

除了上述两个已经提及的变量外，本文的实证研究部分还将使用刻画地区劳动力

^① De Soto (2000) 以秘鲁为例，说明了由于制度和法律不健全所造成的交易成本对创业过程所起的阻碍作用。例如，他指出，一位秘鲁的创业者为建立一个零售市场来让零售者有固定的售卖地点，需要花费13年的奔波才能克服种种限制，由此可见当地就业创造成本之高。

市场运行状况及经济发展水平的变量,包括当地经济活动人口的增长速度、工会的参与率^①、每万人劳动力拥有职业介绍所的数量^②、第三产业产值在GDP中所占的比例(Claque, 1935)^③、劳动力中高中以上学历者所占比例(Nickell & Bell, 1996)^④、公路密度(Fujita & Thisse, 2002)^⑤以及GDP缺口^⑥等。关于本文所使用变量的定义及描述统计,表1中进行了详细的介绍。

表1 变量的描述统计

变量名	定义	均值	标准差
UR	城镇登记失业率(%)	3.792	0.689
FD	金融发展水平(构造见本节介绍)	0.588	0.268
EXP	财政支出占GDP比重(作为就业创造成本的代理变量)	0.169	0.067
LG	当地经济活动人口的增加速度(%)	4.193	5.821
UD	工会的参与率=参与工会人数/就业总人数(%)	28.785	15.053
EA	每万人劳动力拥有职业介绍所的数量	56.141	53.324
THIRD	第三产业产值在GDP中所占的比例	0.392	0.068
HIGH	劳动力中高中以上学历者所占比例	0.219	0.106
ROAD	公路密度=本省等级公路总里程数(公里)除以省面积(平方公里)	0.568	0.389
GAP	GDP缺口(定义为实际GDP与GDP趋势之差的对数值)	-0.059	0.071

资料来源:根据整理数据计算得到。

- ① 工会可以提高参加者的谈判能力,因此工会参与率越高失业率可能会越低。
- ② 根据搜索匹配理论,求职者和用人单位之间的匹配速度会影响均衡失业率水平。更多的职业介绍所有助于更好消除劳动力供求双方的信息不对称,提升双方的匹配速度,因此可能降低失业率水平。
- ③ 产业经济学家发现,一个地区产业结构的变动会对当地的就业水平产生重大影响。相对于第二产业,第三产业可以吸收更多的劳动力,因此我们预计第三产业产值比例较高的地区,其失业率水平也会较低。
- ④ 人力资本理论认为,劳动力失业可能和其人力资本状况密切相关。一般来说受教育程度越高的人失业的可能越小。我们使用这个变量来刻画劳动力的人力资本状况对失业率的影响。
- ⑤ 根据Fujita & Thisse(2002)的发现,当一个地区的交通更为发达时,当地的失业率会较低。考虑到这一因素,我们利用公路密度来作为交通发达程度的代理变量。
- ⑥ 失业具有很强的逆周期性。考虑到这一点,需要在回归中加入反映周期状况的GDP波动项对数值作为控制。在宏观经济学文献中,一般采用滤波将GDP的趋势项和波动项进行区分,但由于本文使用的数据时间宽度较小,因此用滤波得到的结果很不可靠。考虑到这一点,本文采用了一种简单的替代方案:计算出2001-2009年GDP的平均增长率,然后按照这一增长率计算出历年的预测GDP水平,并将其视为GDP的趋势项。这样,GDP的波动就可以用实际GDP值减去这一趋势值得到。

四 对理论假说的计量检验

(一) 检验策略

1. 对假说1的检验策略。为对假说1进行检验，我们需要估计如下模型：

$$UR_{it} = \alpha FD_{it} + \beta UR_{it-1} + X_{it}\gamma + \xi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中， UR_{it} 表示地区*i*在第*t*年的城镇登记失业率， UR_{it-1} 是城镇登记失业率的滞后项。 FD_{it} 是用来刻画金融发展水平的指标。如前所述，本文使用非国有企业贷款总额占GDP的比例衡量金融发展水平。 X_{it} 是前文中提及的影响失业率水平的其他因素。 ξ_i 和 η_t 分别用来刻画地区效应和时间效应。 ε_{it} 是服从独立同分布的误差项，它和 FD_{it} 、 UR_{it-1} 及 X_{it} 都不相关。 α 、 β 、 γ 是待估的参数。根据假说1，更高的金融发展水平意味着更低的失业率水平，因此预期式(13)中的系数 α 是负的。

需要指出的是，正如大量文献所指出的，失业具有持续性。为了控制这一效应，必须在回归模型中加入失业率的滞后项 UR_{it-1} 。但该项的加入后会引入动态面板偏误：由于 UR_{it-1} 显然会和地区效应 ξ_i 相关，因此如果直接用最小二乘法(OLS)对式(13)进行估计，会造成估计结果的偏误。通过差分可以消去地区效应 ξ_i ，从而改为估计：

$$\Delta UR_{it} = \alpha \Delta FD_{it} + \beta \Delta UR_{it-1} + \Delta X_{it}\gamma + \Delta \eta_t + \Delta \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中， $\Delta UR_{it} = UR_{it} - UR_{it-1}$ ，其余的差分式定义类似。这看似消除了内生性隐患，但事实上 ΔUR_{it-1} 依然和 $\Delta \varepsilon_{it}$ 相关，这就使得估计结果的偏误依然难以消除。

为了克服动态面板偏误，本文选用Arellano & Bond(1991)提出的差分GMM作为估计策略^①。即在差分式(14)中，用解释变量的高阶滞后项 $\{FD_{i1}, FD_{i2}, \dots, FD_{it-1}; X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{it-1}; UR_{i1}, UR_{i2}, \dots, UR_{it-2}\}$ 作为 ΔUR_{it-1} 的工具变量，得到一组矩条件，再利用GMM进行估计。从理论上讲，如果 ε_{it} 不存在自相关^②，那么差分GMM可以获得一致的估计结果。为和差分GMM的结果进行比对，本文还将同时报告固定效应(简称FE)模型的结果^③。

-
- ① 从理论上讲，使用Blundell & Bond(1998)提出的系统GMM估计可以增加估计中使用的矩条件，从而提高估计精度。但由于使用了过多的工具变量，因此弱工具变量问题也会变得更为严重。作者在估计中尝试了系统GMM估计，发现存在弱工具变量问题，因此依然采用差分GMM。
- ② 在应用中，可以用 ε_{it} 的差分项的自相关性来对这一假设进行检验。如果 ε_{it} 不存在自相关，那么其一阶差分项将存在自相关，而二阶差分项则不存在自相关。
- ③ 从理论上讲，如果动态面板偏误存在，那么使用固定效应模型进行估计得到的 UR_{it-1} 的系数会存在向下的误差。因此如果差分GMM估计确实消除了动态面板偏误，那么可以预期由此得到的 UR_{it-1} 的系数会比使用固定效应模型得到的系数更大。

2. 对假说 2 的检验策略。为对假说 2 进行检验, 我们将估计如下模型:

$$UR_{it} = \alpha FD_{it} + \beta UR_{it-1} + \vartheta \widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1} + X_{it}\gamma + \xi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

这里 \widetilde{FD}_{it} 和 \widetilde{UR}_{it-1} 则分别代表 FD_{it} 和 UR_{it-1} 同其样本均值之差, 其余变量的含义完全和式(13)相同。需要说明的是, 本文中并没有直接把交互项 $FD_{it} \cdot UR_{it-1}$ 放入回归, 用其回归系数来刻画金融发展程度对于失业持续性的影响。原因在于, 在这种设定下, $FD_{it} \cdot UR_{it-1}$ 和 FD_{it} 、 UR_{it-1} 会产生比较严重的共线性问题, 而改用离差的交互项放入回归后, 以上问题可以在一定程度上得到缓解 (Dromel et al., 2010)。如果假说 2 是正确的, 那么可以预期估计系数 ϑ 将是负的。

同模型(13)一样, 在对式(15)进行估计时, 也会遭遇动态面板偏误, 因此我们仍将使用差分 GMM 进行估计, 并同时报告固定效应模型的结果。

3. 对假说 3 的检验策略。为检验假说 3, 我们需要估计如下模型:

$$UR_{it} = \alpha FD_{it} + \beta UR_{it-1} + \phi EXP_{it} + \varphi \widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1} + \theta \widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{EXP}_{it} + \vartheta \widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1} + \chi \widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1} + X_{it}\gamma + \xi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

这里 \widetilde{EXP}_{it} 代表 EXP_{it} 同其样本均值的差, 其余变量的含义完全和式(15)相同。同模型(15)一样, 为了避免可能出现的共线性问题, 这里使用变量离差的交互项而非原始变量的交互项作为解释变量。

如果假说 3 是成立的, 那么系数 ϕ 和 φ 应该为正, 即高就业创造成本会导致地区失业率上升, 且会延长失业的持续性; 而系数 θ 和 χ 应为负, 即金融发展有助于抵消上述两种负面效应。

和对前两个模型的估计一样, 为了避免动态面板偏误, 本文使用差分 GMM 对式(16)进行估计, 并同时报告固定效应模型的结果。

(二) 检验结果及相关讨论

表 2 给出了模型(13)、(15)、(16)的估计结果。从总体上看, 在三个模型的估计中, 对差分 GMM 估计结果的检验表明, 其误差项的一阶差分存在自相关, 而二阶差分则不存在自相关, 说明 ε_{it} 不存在自相关的关键假设是满足的, 这保证了差分 GMM 方法的适用性。从 Sargan 检验的结果看, 模型(13)和(15)的 Sargan 检验值都在 10% 的水平下不显著, 模型(16)的 Sargan 检验值也在 5% 的水平下不显著, 这表明了使用差分 GMM 进行估计所遭受的弱工具变量问题并不严重。此外, 从直观上看, 由差分 GMM 得到的 UR_{it-1} 的估计值也高于用固定效应模型得到的估计值, 这在一定程度上说

明了使用差分 GMM 可以比较有效地消除动态面板偏误。基于以上几点，下面的讨论将主要基于差分 GMM 的估计结果进行。

表 2 经验估计结果

	被解释变量: UR_{it}					
	模型(13)		模型(15)		模型(16)	
	FE 模型	差分 GMM	FE 模型	差分 GMM	FE 模型	差分 GMM
FD_{it}	-0.621 *** (0.150)	-0.476 *** (0.154)	-0.675 *** (0.176)	-0.374 * (0.192)	-0.743 *** (0.176)	-0.467 ** (0.204)
UR_{it-1}	0.344 *** (0.050)	0.591 *** (0.060)	0.333 *** (0.054)	0.626 *** (0.072)	0.357 ** (0.153)	1.957 *** (0.320)
EXP_{it}	—	—	—	—	2.013 (3.733)	4.117 ** (2.591)
$\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$	—	—	-0.064 (0.108)	-0.218 * (0.118)	-0.147 (0.111)	-0.032 (0.125)
$\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{EXP}_{it}$	—	—	—	—	-4.693 * (2.527)	-0.187 (3.097)
$\widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$	—	—	—	—	0.557 (0.965)	1.184 (1.019)
$\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$	—	—	—	—	-6.862 *** (1.889)	-10.263 *** (2.047)
LG_{it}	-0.005 * (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.005 * (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
UD_{it}	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
EA_{it}	-0.001 * (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 * (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 * (0.000)	-0.000 (0.000)
$THIRD_{it}$	1.567 ** (0.673)	1.934 ** (0.806)	1.620 ** (0.68)	2.152 *** (0.564)	1.133 (0.690)	2.539 *** (0.923)
$HIGH_{it}$	-0.706 (0.542)	-0.904 (0.555)	-0.695 (0.543)	-0.976 * (0.509)	-0.982 * (0.538)	-1.059 * (0.592)
$ROAD_{it}$	-0.207 ** (0.091)	-0.362 *** (0.111)	-0.203 ** (0.091)	-0.382 *** (0.113)	-0.160 * (0.095)	-0.105 (0.141)
GAP_{it}	-0.784 ** (0.309)	-0.526 (0.339)	-0.771 ** (0.310)	-0.497 (0.346)	-0.978 *** (0.322)	-0.408 (0.401)
常数项	2.588 *** (0.358)	1.516 *** (0.394)	2.635 *** (0.367)	1.290 *** (0.446)	2.795 *** (0.691)	-3.873 *** (1.331)
SC(1)	—	0.000	—	0.008	—	0.019
SC(2)	—	0.109	—	0.113	—	0.176
Sargan	—	0.103	—	0.112	—	0.098
观测数	240	240	240	240	240	240

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。括号内是标准误。SC(1)、SC(2) 分别表示对误差项差分的一阶自相关和二阶自相关检验的 p 值，Sargan 代表 Sargan 检验的 p 值。

资料来源：根据整理数据计算得到。

从模型(13)的估计结果看, FD_{it} 的估计系数在1%的水平下显著为负, 这从统计意义上对假说1进行了验证。即随着金融发展程度的提升, 地区失业率会下降。从数值上看, FD_{it} 的估计系数为-0.476, 这表明保持其他条件不变, 当 FD_{it} 相差一个样本标准差(0.268)时, 失业率 UR_{it} 会相差0.128%, 约相当于 UR_{it} 标准差的1/5。从这个意义上看, 地区间金融发展程度的差异大体可以解释1/5的地区失业率差异。因此从经济意义上看, 金融发展在促进就业、降低失业率中所起的作用也是相当显著的。

失业率滞后项 UR_{it-1} 的回归系数表示失业率外生增长一个单位对后一年失业率的直接影响程度。在模型(13)的估计结果中, 这一项的系数为0.591, 说明外生冲击带来的失业率中有近六成会传递到下一年。这就说明了各类冲击不仅会对当期的失业率造成影响, 还会导致失业的持续性。

从模型(15)的估计结果看, 在回归中加入了交互项 $\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$ 后, FD_{it} 的估计系数较模型(13)所得的结果在绝对值上有较大下降, 但是它依然在10%的水平下显著为负。此时, 这个系数刻画的是 FD_{it} 对 UR_{it} 的主效应, 它显著为负进一步对假说1进行了验证。 UR_{it-1} 的回归系数刻画了前期失业率水平对当期失业率影响的主效应, 它是显著为正的, 并在数值上略高于模型(13)的估计结果。这说明从总体上看, 前期的高失业率会导致当期的失业率偏高。也就是说, 失业的持续性问题确实是存在的。

考察交互项 $\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$ 的系数, 它是在10%的水平下显著为负的, 这表示随着 FD_{it} 的提升, UR_{it-1} 对于 UR_{it} 所起的作用会减小。这就从直观上对假说2进行了验证, 即金融发展水平的提升有助于降低失业的持续性。从数值上看, $\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$ 的系数为-0.218, 这表明如果 FD_{it} 提升一个样本标准差(0.268), 一个单位 UR_{it-1} 的外生提高传递到 UR_{it} 的作用会减少0.06个单位。这大体等于 UR_{it-1} 对 UR_{it} 的主效应(即该回归中 UR_{it-1} 的系数)的10%, 因此其经济意义也是十分显著的。

从模型(16)的估计结果看, EXP_{it} 的系数为正, 这说明了在政府对地方干预程度较高的地区, 其失业率水平也偏高。如前文所述, 政府对于地方经济的过多干预, 会增加企业尤其是非国有企业在创造就业岗位时的交易成本。因此该回归结果在一定程度上对假说3的第一方面进行了验证, 即高就业创造成本会导致失业率水平的偏高。

交互项 $\widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$ 的系数刻画了政府干预程度对失业持续性的作用。按照假说3的论述, 这一估计系数应该是为正的。在我们的回归中, 该项系数为1.184, 但在统计上并不显著。造成这种情况的主要原因可能是该交互项同 $\widetilde{FD}_{it} \cdot \widetilde{EXP}_{it} \cdot \widetilde{UR}_{it-1}$ 之间存

在着较为严重的共线性，从而给估计结果带来了一定的影响。事实上，如果在模型中去除 $\widetilde{FD}_i \cdot \widetilde{EXP}_i \cdot \widetilde{UR}_{i-1}$ 项，重新用差分 GMM 进行估计，可得 $\widetilde{EXP}_i \cdot \widetilde{UR}_{i-1}$ 的系数为 1.206，且在 10% 的显著性水平下显著。这一结论是符合假说 3 的论断的。

交互项 $\widetilde{FD}_i \cdot \widetilde{EXP}_i$ 反映了金融发展在抵消由于政府干预所起的负面影响时所起的作用。如果假说 3 成立，那么这一项应该是负的。但回归结果显示，虽然该项的系数为 -0.187，但却缺乏统计显著性，这可能也是共线性带来的问题。为了排除这一问题，我们依然去除 $\widetilde{FD}_i \cdot \widetilde{EXP}_i \cdot \widetilde{UR}_{i-1}$ 项，重新用差分 GMM 估计模型 (16)，所得到的 $\widetilde{FD}_i \cdot \widetilde{EXP}_i$ 的估计系数为 -1.729，并且在 10% 的显著性下显著。这也就为假说 3 提供了佐证。

最后，交互项 $\widetilde{FD}_i \cdot \widetilde{EXP}_i \cdot \widetilde{UR}_{i-1}$ 的系数代表了金融发展在抵消政府干预对延长失业持续性的消极影响时所起的作用。尽管和之前两个交互项一样，这一项的估计系数也可能遭受共线性的干扰。不过从估计结果看，该项的估计系数很大（-10.263），且在统计上十分显著，因此我们有理由相信即便遭受干扰，估计的定性结果也不会发生根本改变。这就说明，金融发展程度的提高可以部分抵消政府干预带来的高就业创造成本对延长失业持续性所起的作用，这也是符合假说 3 的论述的。

综合以上几点，假说 3 的判断得到了很好的验证。除了上述关于三个假说的检验结果，回归得到的其他控制变量的系数也比较值得注意。如前所述，在回归中我们添加了与劳动力市场运行及地区发展状况相关的变量来作为控制变量。从几个模型的回归结果看， $HIGH_i$ 和 $ROAD_i$ 这两个变量的估计系数是十分稳健为负的，这表明高人力资本和良好的交通条件可以促进充分就业、降低失业率，这和现有的研究结果是一致的。在几个回归中， $THIRD_i$ 的系数是显著为正的，这说明当其他条件一致时，如果一个地区拥有较高的第三产业比例，则其失业率也会较高，这似乎是和直觉相悖的。我们猜想，这可能是由于登记失业率这个指标的缺陷造成的^①。此外， LG_i 、 UD_i 、 EA_i 、 GAP_i 等变量在几个回归中基本都是不显著的。因此本文无法对上述变量在就业决定过程中所起的作用进行判断。

① 在中国目前的统计体系中，只考虑登记失业，这就导致了相当数量的失业人群没有被统计，而这部分人多数是从事第三产业的。但是在对第三产业的产值进行统计的时候，这部分人创造的产值仍然被统计。

五 总结和 policy 讨论

本文就金融发展对劳动力市场的作用进行了理论和经验两方面的探讨。从理论上,本文证明了金融发展水平的提高不仅有助于降低均衡状态的失业率水平,而且有助于缩短失业的持续性。而更高的就业创造成本不仅会提高均衡失业率水平,也会延长失业的持续性,造成失业率居高不下的局面。不过随着金融发展程度的提高,高就业创造成本造成的负面作用可以部分被抵消。利用2001-2009年的省级面板数据,本文对以上理论假说进行了检验,三个假说基本都得到了验证。我们认为,这些发现有助于填补相关文献的空白,有助于人们加深对金融发展和实体经济运行间关系的理解。

同时,本文的发现对于制定相关的就业政策也有一定的参考意义。过去的就业促进政策主要是由政府主导的,从手段上看或是集中于劳动力市场本身,试图通过就业培训、就业引导等方式降低劳动力市场的摩擦,或是通过财政和货币政策来刺激经济增长,用增长带动就业。但在新的形势下,这两类传统的就业促进政策都面临着失效的危险。一方面,由于经济环境瞬息万变,政府对于市场需求的把握往往存在滞后,因此其提供的就业培训、就业引导未必有很强的针对性,其效力也会大打折扣(尹于世,2012)。另一方面,随着中国产业结构的升级,资本密集型产业逐渐增多,增长的就业弹性已经大为减小。根据潘士远和林毅夫(2006)估计,2001年之前,中国经济增长对就业的弹性约为0.13左右,而到了2003年,该弹性已经下降到了0.1。蔡昉等(2004)对该弹性的估计略高,为0.2左右,但这个数值相对于发展中国家0.3~0.4的平均水平,还是低得多。可见通过增长拉动就业的难度已经越来越大。

相比于以上几类政府主导的就业促进政策,一种更为可取的方法是通过扶持企业家来促进就业。和政府相比,分散于经济中的企业家能够更为有效地搜集产品市场和劳动力市场信息。在奥地利学派 Hayek (1945)、Kirzner (1984) 等人的著作中,对这一点十分强调。从现实来看,非国有企业正在成为就业创造的主力,因此对非国有企业的企业家进行扶持是十分有助于增加就业的。从目前的形势看,融资约束已经成为了非国有企业尤其是民营企业在发展过程中的主要障碍。北京大学国家发展研究院和阿里巴巴集团(2011a, 2011b)调查发现,在受访的浙江企业中,有97%面临融资约束;而珠三角企业中,有53%的企业只能完全使用自有资金运行。这在很大程度上限制了它们的就业创造能力。考察非国有企业融资困难的原因,主要还是受制于金融发展状况。现阶段,中国的金融体系还很不健全,这导致了商业银行贷款事实上成为广

大非国有企业融资的唯一可能渠道。但由于这些企业的规模较小、缺乏抵押资金，因此银行往往会出于规避经营风险的考虑，拒绝为它们提供贷款。

针对以上问题，加快金融发展将是扶持非国有企业发展、创造就业机会的重要渠道。具体来说，最重要的是应当做到以下两点：一方面应当适当放宽金融业的准入条件，引导民间资金进入金融领域。从国际经验看，世界各国对于金融机构设立的准入限制都比较小，一般只要资金和管理符合条件，就可以自由准入。而中国出于金融安全的考虑，对进入金融业设置了较高的门槛（上海证券报，2012），这使得民间资本无法被市场利用。如果适当放宽准入条件，成立一部分专门为非国有企业尤其是小型非国有企业服务的金融机构，则会有助于扶持非国有企业成长、创造就业。另一方面，考虑到一般商业银行出于自身利润最大化考虑，为规避风险而不愿为非国有企业贷款的问题，应当积极探索开发性金融的作用。开发性金融是介于政策性金融和商业金融之间的一种金融形式。相对于政策性金融，开发性金融更重视对项目质量的评估，因此其贷款效率也更高；而相对于商业金融，开发性金融则可以更好权衡经济效应和社会效应，为国家的政策目标服务。由于通过扶持非国有企业创造就业、缓解就业压力是政府的重要目标之一，因此可以考虑将原本用于刺激就业的部分财政支出经过开发性金融机构发放，通过财政政策金融化提升资金的使用效率（陈元，2011），实现更多的就业创造。

参考文献：

- 北京大学国家发展研究院、阿里巴巴集团（2011a），《浙江省小企业经营与融资状况困境调研报告》，<http://www.nsd.edu.cn/cn/userfiles/Other/2011-10/2011101111380341883345.pdf>，最后访问日期：2014年10月15日。
- 北京大学国家发展研究院、阿里巴巴集团（2011b），《珠三角小企业经营与融资现状调研报告》，<http://www.nsd.edu.cn/cn/userfiles/Other/2011-10/2011101111324541565205.pdf>，最后访问日期：2014年10月15日。
- 蔡昉（2011），《我国就业形势的新特点》，《人民日报》4月13日，第7版。
- 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，第18-25页。
- 陈元（2011），《发挥开发性金融促进社会建设的优势》，《人民日报》5月31日，第7版。
- 国家统计局（2012），《中国统计年鉴》（2011），北京：中国统计出版社。

- 卢峰、姚洋 (2004), 《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》, 《中国社会科学》第1期, 第42-55页。
- 潘士远、林毅夫 (2006), 《中国的就业问题及其对策》, 《经济学家》第1期, 第12-18页。
- 上海证券报 (2012), 《央行官员: 应考虑放宽金融业准入》, 《上海证券报》4月19日, 第A2版。
- 尹于世 (2012), 《职业培训不强, “招工求职难” 难解》, 《新华每日电讯》4月9日, 第3版。
- 张军、金煜 (2005), 《中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001》, 《经济研究》第11期, 第34-45页。
- Acemoglu, Daron (2001). Credit Market Imperfections and Persistent Unemployment. *European Economic Review*, 45(4-6), 665-679.
- Aghion, Philippe, Peter Howitt & David Mayer-Foulkes (2005). The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173-222.
- Arellano, Manuel & Stephen Bond (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Barro, Robert (1988). The Persistence of Unemployment. *American Economic Review*, 78(2), 32-37.
- Bernanke, Ben & Mark Gertler (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, 79(1), 14-31.
- Blanchard, Olivier & Lawrence Summers (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. In Stanley Fischer (ed.), *NBER Macroeconomics Annual, Volume 1*. Cambridge, Mass.: MIT Press, pp. 15-90.
- Blundell, Richard & Stephen Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Clague, Ewan (1935). The Problem of Unemployment and the Changing Structure of Industry. *Journal of the American Statistical Association*, 30(189), 209-214.
- De Soto, Hernando (2000). *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. New York: Basic Books.
- Dromel, Nicolas, Elie Kolakez & Etienne Lehmann (2010). Credit Constraints and the

- Persistence of Unemployment. *Labor Economics*, 17(5), 823 – 834.
- Fonseca, Raquel, Paloma Lopez-Garcia & Christopher Pissarides (2001). Entrepreneurship, Start-up Costs and Employment. *European Economic Review*, 45(4 – 6), 692 – 705.
- Fujita, Masahisa & Jacques-François Thisse (2002). *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hayek, Friedrich (1945). The Use of Knowledge in Society. *American Economic Review*, 35(4), 519 – 530.
- King, Robert & Ross Levine (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717 – 737.
- Kirzner, Israel (1984). Economic Planning and the Knowledge Problem. *Cato Journal*, 4(2), 407 – 425.
- Kiyotaki, Nobuhiro & John Moore (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2), 211 – 248.
- Kolakez, Elie & Etienne Lehmann (2010). Job Creation in the Matching Model: Entrepreneurship Decisions and Credit Constraints. Accessed October 1, http://congres.afse.fr/docs/2010/228042kl_afse.pdf.
- Levine, Ross (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688 – 726.
- Liang, Zhicheng (2005). Financial Development, Growth and Regional Disparity in Post Reform China. Paper presented at the UNU-WIDER Project Meeting on “Inequality and Poverty in China”, Helsinki, Finland, August.
- McKinnon, Ronald (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D. C. : Brookings Institution.
- Midrigan, Virgiliu & Daniel Xu (2010). Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data. *NBER Working Paper*, No. 15647.
- Nickell, Stephen & Brian Bell (1996). Changes in the Distribution of Wages and Unemployment in OECD Countries. *American Economic Review*, 86(2), 302 – 308.
- Pissarides, Christopher (2000). *Equilibrium Unemployment Theory, 2nd Edition*. Cambridge, Mass. : MIT Press.
- Romer, David (2012). *Advanced Macroeconomics, 4th Edition*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Schumpeter, Joseph (1931). *The Theories of Economic Development: An Inquiry into Profits*,

Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle. New York: Routledge.

Shaw, Edward (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.

Snowder, Dennis & Guillermo de la Dehesa (1997). *Unemployment Policy: Government Options for the Labor Market*. Cambridge: Cambridge University Press.

Wasmer, Etienne & Philippe Weil (2004). The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections. *American Economic Review*, 94(4), 944 – 963.

Financial Development and Employment Promotion: Theory and Evidence

Huang Yingwei¹ & Chen Yongwei²

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;

School of Social Sciences, Tsinghua University²)

Abstract: In this paper, we analyze the effect of financial development on employment both theoretically and empirically. From the theoretical perspective, a searching-matching model with financial constraint is developed. Based on this model, we find that financial development can relax the financial constraints faced by entrepreneurs, and enhance their abilities of job creation. This not only can decrease the equilibrium unemployment rate in the economy, but also can shorten the unemployment persistence. In addition, higher job creation cost may increase equilibrium unemployment rate and unemployment persistence, but financial development can offset these negative effects. From the empirical perspective, we use province-level panel data from 2001 to 2009 to test the theoretical conclusions above. Through difference-GMM estimations, we find the empirical results tally with the theoretical findings very well.

Keywords: financial development, financial constraint, equilibrium unemployment rate, unemployment persistence

JEL Classification: G18, J64, E24

(责任编辑: 西 贝)