

【产业经济】

中国制造业就业动态研究

屈小博¹, 高凌云², 贾朋¹

- (1. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100028;
2. 中国社会科学院世界经济与政治研究所, 北京 100732)

[摘要] 以企业层面就业创造、损失和再配置为核心的就业动态是分析中国经济增长路径和宏观就业变化的一个微观基础。本文使用中国1998—2008年工业企业数据计量分析了中国制造业就业动态的特征及其背后的逻辑。研究发现:中国制造业就业再配置率为27.2%,新成立企业就业创造率为5.1%,消亡企业的就业损失率为2.3%,就业创造比就业损失有更快的市场反应,显示了就业动态的良性特征;制造业不同行业之间的就业再配置率为23.6%,就业动态70%以上属于行业内的就业再配置。通过双向固定效应模型并克服薄面板数据截面相依性的问题,本文强调了就业动态的影响机制,出口对就业创造的贡献最大,并且主要影响行业之间的就业动态;企业平均规模越小的行业,就业创造、损失及再配置的变动更大;劳动生产率虽然对短期的就业创造有负向影响,但长期看提高了产出,增加了新的就业岗位需求。就业动态的特征及影响因素显示经济增长及运行的变化对企业就业需求的影响得到了快速体现,劳动力市场机制的政策调整必须考虑企业异质性。

[关键词] 就业再配置; 就业动态性; 企业异质性; 中国制造业

[中图分类号]F424.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)02-0083-15

一、引言

中国经济增长过程中,伴随着对外经济开放规模的显著增长和国有企业市场化改革的快速推进,就业总量增长的背后存在着同时发生的就业创造(Job Creation)、就业损失(Job Destruction)与就业再配置(Job Reallocation)等更为频繁的就业动态。只观察失业率、就业增长等总量指标,不仅难以深刻反映中国劳动力市场的动态变化,而且很容易得出片面的结论。比如,中国城镇登记失业率从20世纪90年代末至今基本维持在4%左右,Rawski^[1]等国外学者曾根据就业总量指标,认为中国经济增长是“无就业增长的繁荣”。从需求角度来说,劳动力市场的动态机制是通过企业的就业再配置及其动态变化来实现的,即企业的就业损失、就业岗位的创造以及行业内部、行业之间的就业

[收稿日期] 2015-11-07

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“户籍制度改革的成本与收益”(批准号14BJY034);国家社会科学基金青年项目“非正规劳动力市场中最低工资的实施效果研究”(批准号13CYJ017);国家自然科学基金面上项目“企业动态视角下中国内需变动影响出口增长的机制及政策应对研究”(批准号71573271)。

[作者简介] 屈小博(1974—),男,陕西西安人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员;高凌云(1975—),男,江西九江人,中国社会科学院世界经济与政治研究所副研究员;贾朋(1985—),男,山东聊城人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员。通讯作者:屈小博,电子邮箱:quxb@cass.org.cn。

配置变动。就业动态性能够同时从静态与动态、存量与增量等不同角度全面地反映实际的就业需求变化^[2]。就业动态是所有企业就业岗位需求变化的结果,并且能反映就业在行业内部、行业之间的分布与变动趋势。因此,企业需求角度的就业动态,相比就业总量、就业增长以及失业率等总量指标,更能反映实际就业变化和劳动力市场的资源配置。

不仅如此,研究就业动态的原因还有更为深刻的意义。即便不同国家的就业再配置率相近,但就业动态机制是否也是一样的呢?比如,相比其他发展中国家,中国的就业再配置率与美国、欧洲等发达国家相差较小^[3,4],但中国有更为频繁的就业变动发生^①。频繁变动的背后,就业创造到底是由于产出增加产生了新就业岗位,还是结构调整引致就业岗位在不同行业之间的重新配置?就业损失到底是就业岗位消失,还是行业内不同绩效企业间的再配置?中国正处于快速的结构调整期,就业动态背后的原因对政策制定有重要的实践价值。

本文的研究主要涉及两类文献:第一类是国际贸易对就业再配置的影响。国际贸易扩大了技术进步对工资和就业再配置的效应^[5]。贸易主要是通过促进企业之间的竞争,减少市场扭曲,使得更有效率的企业扩大规模,从而影响企业的就业再配置^[6]。此外,贸易自由化还被发现主要影响一个产业在不同行业之间的劳动力资源配置^[7]。第二类是生产效率、规模等企业异质性与就业动态性的关系。企业异质性解释了技术变化为什么与行业内部的劳动力配置相关,因为生产效率的提高是以节约劳动力投入和减缓资本的边际规模报酬递减为驱动的^[8]。而识别技术进步所导致的生产效率的就业效应,需要判别其长期效应和短期效应。无论技术进步是偏向劳动节约型还是资本节约型,在短期,生产效率的提高都会使企业节约劳动力的投入,由此减少就业创造。但是,生产效率的提高会增加长期总产出,从而规模扩张引起就业需求增加^[9]。如果这种技术进步是劳动驱动型的,将增加劳动密集型的需求,如果是资本驱动型的,产生的劳动力需求将倾向于技能型的劳动者^[10]。此外,不同规模的企业对贸易和技术进步的反应也存在明显的差异^[11]。目前,上述研究所对应的经验证据主要是针对发达国家和部分拉美国家,针对中国的分析非常少。

国内涉及企业异质性的研究,尚未讨论其对就业配置的作用,而就业分析主要是针对失业率和劳动参与率等总量指标的讨论,不能反映总量背后的就业配置与动态^[12-15]。目前,只有一篇国内文献测算了中国制造业企业的就业创造与就业消失的规模及特征^[16]。本文的边际贡献主要是回答以下三个方面的问题:①中国的就业创造、就业损失和就业再配置反映了企业就业动态具有哪些特征,行业之间与行业内部的就业动态配置状况如何?②影响中国就业创造、就业损失和就业再配置等就业动态结果的主要因素是什么?③就业动态的特征及影响机制反映出中国经济增长与转型过程中劳动力配置变化具有哪些特征?

二、就业动态的分析框架与模型设定

1. 就业动态指标及其分解方法

本文采用 Davis and Haltiwanger^[4]测量企业层面就业动态异质性的计算方法。对于一个具体的企业,首先计算其就业增长率 $g_{it} = \frac{x_{it} - x_{i,t-1}}{x_{i,t-1}}$, $x_{et} = \frac{x_{i,t} + x_{i,t-1}}{2}$, 这里 x_{et} 是代表 i 企业从 $t-1$ 时期到 t 时期的平均就业数量;就业增长率取值范围为 $[-2, 2]$, 2 表示企业 i 在 t 时期是新成立的企业, -2 则表

① Baldwin et al.^[3]和 Davis and Haltiwanger^[4]计算的美国就业再配置率为 18.9%、瑞典是 23.5%、德国最低(16%),部分拉美发展中国家的就业再配置率为 26%—30%,就业净增长率为 -1.4%—0.3%,本文测量的中国就业再配置率是 27.2%,就业净增长率是 2.6%。

示企业 i 在 t 时期已消失。

计算行业层面就业创造率($POS_{st} = \sum_{e \in E_s} \left(\frac{x_{et}}{X_{st}} \right) |g_{et}|, g_{et} > 0$)和就业损失率($NEG_{st} = \sum_{e \in E_s} \left(\frac{x_{et}}{X_{st}} \right) |g_{et}|, g_{et} < 0$),这里 E_{st} 代表在 t 时期 s 行业的一个企业集, e 代表具体的企业, X_{st} 的计算与 x_{et} 相同。就业创造和就业损失的测量依据的是企业就业增长率是正还是负。就业再配置 SUM_{st} 反映的是行业层面就业创造和就业损失变化的总和,即 $SUM_{st} = POS_{st} + NEG_{st}$,表示 t 时期 s 行业就业创造和就业损失数量的总和。而就业净变动 $NET_{st} = POS_{st} - NEG_{st}$,反映 t 时期就业创造和就业损失之差,如果就业创造大于就业损失,就业净变动为正,反之则为负。

行业之间与行业内部的就业配置结果是反映就业动态的重要组成部分。Davis and Haltiwanger^[4]对超额就业再配置率分解方法可以揭示就业动态的这种特征。超额就业再配置率 $EXCESS = \sum_{s=1}^S SUM_t^s - |NET_t^s|$,其取值范围为[0,2],值越大,表示就业损失被替换的水平越高。超额就业再配置率可分解为两部分,一部分是制造业行业之间的动态变化: $Between = \sum_{s=1}^S |NET_t^s| - |NET_t^s|$;另一部分是就业在制造业每一个行业内部的动态: $Within = \sum_{s=1}^S (SUM_t^s - |NET_t^s|)$,这里 SUM 和 NET 是 t 时期制造业 S 个细分行业的就业再配置和就业净变动。

2. 就业动态的经验模型设定

从宏观视角看,行业整体的就业变动可能比较稳定,但行业内有些企业就业增加,有些企业就业损失,不同企业的就业岗位动态调整也可能频繁发生。因此,以就业创造、就业损失、就业再配置反映的就业动态,可以解释为什么就业整体水平呈现平稳或较小变化但劳动力市场仍然在不断调整,动态视角需要分析这种动态机制背后的经济运行特征与企业的异质性特征。

影响就业动态的理论模型基本采用劳动力市场结构一般均衡模型^[17]①,即(1)式和(2)式,分别代表 j 行业在 t 时期劳动力需求和供给的结构方程模型。其中, L_{jt} 代表 j 行业在 t 时期的就业, D_{jt} 代表 j 行业劳动力需求的决定因素向量; T_{jt} 代表随时间和行业都变化的变量; W_{jt} 代表 j 行业在 t 时期的平均工资; ε_{jt} 和 μ_{jt} 是残差项,代表不可观测的劳动力需求因素和劳动力供给因素。(2)式中, H_{jt} 代表劳动力供给的决定因素向量:

$$\Delta \ln L_{jt} = \beta_1 \Delta D_{jt} + \beta_2 \Delta T_{jt} + \beta_3 \Delta \ln W_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$\Delta \ln L_{jt} = \alpha_1 \Delta \ln W_{jt} + \alpha_2 \Delta H_{jt} + \mu_{jt} \quad (2)$$

(1)式和(2)式是反映劳动力需求和供给的结构方程,由于劳动力需求和劳动力供给是同时发生的,工资和就业与其残差项具有相关性。解决这一问题,可以采用就业与工资方程的差分形式:

$$\Delta \ln L_{jt} = \beta_j + \beta_1 \Delta D_{jt} + \beta_2 \Delta T_{jt} + \beta_3 \Delta H_{jt} + v_{jt} \quad (3)$$

$$\Delta \ln W_{jt} = \alpha_j + \alpha_1 \Delta D_{jt} + \alpha_2 \Delta T_{jt} + \alpha_3 \Delta H_{jt} + v_{jt} \quad (4)$$

其中, v_{jt} 和 v_{jt} 分别代表(1)式和(2)式中劳动力需求和供给不可观测因素的残差项。Gaston

① 这个劳动力市场结构一般均衡模型分析框架已经成为研究贸易及技术进步对劳动力市场影响的标准模型,被研究者在文献中广泛采用(如 Gaston and Trefler^[18]、Beaulieu^[19])。

and Treffer^[18]对这一模型给出了一个工资与就业方程的更一般形式：

$$\Delta \ln L_{jt} = \beta_1 \Delta X_{jt} + \beta_2 \Delta Z_{jt} + \beta_3 \Delta T_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

$$\Delta \ln W_{jt} = \alpha_1 \Delta X_{jt} + \alpha_2 \Delta Z_{jt} + \alpha_3 \Delta T_{jt} + \mu_{jt} \quad (6)$$

其中, X_{jt} 代表对所有行业都有影响的时间变化因素, Z_{jt} 代表随时间变化的行业影响因素向量, 同时, 假设 ε_{jt} 和 μ_{jt} 服从独立正态分布。这样, X_{jt} 、 Z_{jt} 和 T_{jt} 就是影响劳动力供给与需求的决定因素。

上述分析框架反映的是跨行业就业动态的理论模型, 因变量 ΔL_{jt} 是就业动态变化的差分形式。若采用固定效应来代替一阶差分方式, (5)式变形为：

$$L_{jt} = \beta_0 + \beta_1 X_{jt} + \beta_2 Z_{jt} + \beta_3 T_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

本文基于(7)式的就业动态理论模型构建了经验分析影响就业动态机制的计量回归模型。因变量是就业动态的结果, 如就业创造率、就业损失率、就业再配置率以及超额就业再配置率, 就业动态影响机制的控制变量从实证分析框架上包括三个方面：

(1) 国际贸易对劳动力市场就业动态性的影响。理论上, 国际贸易对劳动力市场就业需求的影响区分进口与出口, 以及贸易与技术进步的关系。进口的增加会引起国内企业缩减规模及企业退出, 对就业创造产生负向效应。但进口和出口的无论是中间投入品还是最终产品, 对技能型和非技能型的就业需求以及总就业的影响都是有显著差异的。在就业需求的动态调整方面, 贸易主要解释行业之间的就业动态调整, 而技术进步主要解释行业内部的就业动态变化^[9]。

(2) 生产效率和投资代表的技术进步对劳动力市场的影响。理论上, 技术进步对就业需求动态的影响机制存在两种效应：一是增加生产效率的成本调节在短期内减少了劳动力需求, 增加了就业损失, 减少了就业岗位需求；二是增加效率在长期提高了产出总额, 创造了新的就业岗位需求。因此, 本文预期投资与劳动生产率对就业创造产生相似的影响, 因为无论企业是否投资劳动节约型的技术进步, 至少在短期内, 更高的投资率同更高的劳动生产率一样都是减少就业创造而增加就业损失。因此, 通过对出口、劳动生产率、投资等因素影响就业动态结果的分析, 可以观察贸易和技术进步对劳动力市场动态机制的不同影响, 揭示和解释中国制造业就业动态的配置方向。

(3) 行业层面随时间变化的影响因素。Nickell^[20]提出了一个理论分析框架, 用来解释劳动力市场的竞争程度对劳动力需求的影响, 赫芬达尔指数(HHI)^①能反映行业的集中程度, 本文预期赫芬达尔指数对就业创造有负向效应。已有研究表明企业平均规模对就业增长变动的幅度影响密切^[21]。本文控制制造业 4 位码行业的企业平均规模, 并预期企业平均规模将会对就业再配置有负向效应, 因为规模越大的企业越稳定。同时, 因为就业创造、就业损失及行业之间就业变动很可能导致某个行业内平均就业规模的变化, 由此对于可能产生的内生性问题, 本文在计量回归中引入滞后一期的就业创造和就业损失。因为新工作岗位的创造和劳动力再配置需要时间, 滞后于就业损失, 滞后一期的就业创造或就业损失对本期的就业再配置会产生一定的影响^[2]。

基于上述的理论模型和分析框架, 影响中国制造业就业动态的计量回归模型设定如下：

$$\begin{aligned} JobDynamic_{jt} = & \alpha_j + \beta export_share_{jt} + \gamma labor_productivity_{jt} + \phi average_size_{jt} + \varphi invest_ratio_{jt} \\ & + \eta Herf_index_{jt} + \kappa Lag_Jobcreation_{jt} + \lambda Lag_Jobdestruction_{jt} + \theta D_t + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (8)$$

① 其计算公式为： $HHI = \sum_{j=1}^N (X_j/X)^2$, X 代表总规模, X_j 代表 j 企业的规模, N 代表该行业内部的企业数量。此处, 需要注意的是, 虽然本文使用的中国工业企业数据库并不是全样本数据库, 没有包含规模以下制造业企业, 但是, 规模以下企业所占比重非常小(平方以后会更小), 并不会影响测度结果。

其中,被解释变量为就业动态 $JobDynamic_{jt}$,包括就业再配置 Job_SUM_{jt} 、就业创造 $Job_Creation_{jt}$ 、就业损失 $Job_Destruction_{jt}$ 、超额就业再配置 Job_EXCESS_{jt} 四个指标。控制变量中,贸易用出口份额^①($export_share_{jt}$)来表示,即制造业每个4位码细分行业总出口额占销售总额的比率。投资份额($invest_ratio_{jt}$)和劳动生产效率($labor_productivity_{jt}$)都可作为技术进步的代理变量^②,投资份额用投资占销售总额的比例计算。劳动生产率用人均工业总产值来计算^③。 $Herf_index_{jt}$ 表示反映行业集中度的赫芬达尔指数。 $Lag_Jobcreation_{jt}$ 和 $Lag_Jobdestruction_{jt}$ 分别表示滞后一期的就业创造率和滞后一期的就业损失率。 D_t 表示用时间虚拟变量来体现对所有4位码行业都会产生影响的随时间变化的回归因子,用以控制宏观经济运行变化的影响。

三、数据说明与就业动态的特征

本文使用规模以上工业企业数据(Annual Survey of Industrial Enterprises,简称ASIE),ASIE数据科学合理的连接是实证分析结果可靠的关键环节,也是本文所做的研究贡献之一。除了进行类似聂辉华等^[22]、Brandt et al.^[23,24]的基础性处理之外,本文还做了更为细致的工作:①为了保证连接的准确性,对连接涉及的所有字符型变量均进行了清理,仅保留了变量中的字母(小写字母转换为大写字母)、数字和汉字(将全角字符转换为半角字符)。②根据《全国组织机构代码编制规则》(GB11714-1997),ASIE库中的九位企业法人代码,前八位是本体代码,第九位是校验码;如果存在本体代码与校验码不对应的企业,那么,后续不同年份企业的匹配就会出现混乱,本文剔除了本体代码与校验码不一致的企业。③1998—2002年调查执行的是《国民经济行业分类与代码》(GB/T 4754-1994),2003—2008年调查执行的是《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2002),这里按照上文产业分类标准,将同一企业所属产业的变动进行了一致化处理。在上述处理基础上,为了构建企业层面的面板数据,本文对全部国有和规模以上非国有工业企业数据进行了连接,选取的时间范围为1998—2008年。其中,2008年原始数据中共有企业327853家,这一数字与2009年《中国统计年鉴》中报告的数字(426113家)有较大差别,本文使用2008年第二次全国经济普查规模以上企业数据替换。

将ASIE数据连接的具体方法:①匹配连续两年数据。本文先用法人代码进行匹配,对于未能使用法人代码匹配成功的企业,综合使用法人单位名称、法人代表、企业创立(营业)时间、所在行政区域、所属行业、联系电话、主要产品等变量进行匹配。②匹配连续三年数据。采用与第一步类似的方法,使用第一步生成的数据匹配连续三年数据。如果第一年中的某企业未能与第二年的企业匹配,但可以与第三年中的某企业匹配,而第三年中的该企业已经与第二年的某企业进行了匹配,则可以认为两个企业为同一企业。③将第二步创建的数据合并生成11年面板数据。匹配的具体情况如表1所示,测算和模型估计的样本年份是1998—2008年。

本文首先对1998—2008年所有样本企业就业增长率的分布进行了刻画。从图1可以看出,中国制造业就业增长率大多集中在以0为中心的区间,略显示出不对称。就业增长率在(-0.1,0.1)区间内的企业,经历了较小就业变化,占制造业规模以上企业总体的40%左右,每年新进入的企业占制造业企业就业动态变化的5%左右,而超过1/2的持续存在的企业就业增长比较明显。1998—

① 因为相对于进口来说,在中国制造业国际贸易中,出口占了主要部分。另外,规模以上工业企业数据库中并没有进口的相应统计信息。

② 劳动生产率指标最好是用人均工业增加值来计算,但是工业企业数据库中“工业增加值”统计在有些年份是缺失的,根据聂辉华等^[22]、高凌云等^[23]的处理方法,本文采用人均工业总产值来反映劳动生产率。

2008 年是中国经济增长最快的时期,样本企业整体的就业增长动态表明了经济快速增长使得企业就业需求不断增加,宏观经济运行的变化对企业雇佣劳动力行为的影响得到了体现。

表 1 中国工业企业数据库匹配情况

| 年份 | 原始样本 (个) | 清理样本 (个) | 删除样本 (个) | 匹配数量 (个) | 匹配比例 (%) | 连续三年数 据补充后匹 配数量(个) | 连续三年数 据补充后匹 配比例(%) |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------------------|--------------------------|
| 1998 | 165118 | 165118 | 0 | — | — | — | — |
| 1999 | 162033 | 162030 | 3 | 137300 | 83.15 | 139842 | 84.69 |
| 2000 | 162885 | 162884 | 1 | 137023 | 84.57 | 138308 | 85.36 |
| 2001 | 171256 | 171252 | 4 | 131356 | 80.64 | 135338 | 83.09 |
| 2002 | 181557 | 181556 | 1 | 149044 | 87.03 | 149910 | 87.54 |
| 2003 | 196222 | 196219 | 3 | 154985 | 85.36 | 156397 | 86.14 |
| 2004 | 279092 | 279031 | 61 | 152339 | 77.64 | 159741 | 81.41 |
| 2005 | 271835 | 271832 | 3 | 233968 | 83.85 | 235208 | 84.29 |
| 2006 | 301961 | 301958 | 3 | 248389 | 91.38 | 249040 | 91.62 |
| 2007 | 336768 | 336766 | 2 | 275823 | 91.34 | 276433 | 91.55 |
| 2008 | 411407 | 411407 | 0 | 291346 | 86.51 | 296645 | 88.09 |

资料来源：作者根据 1998—2008 年中国工业企业数据计算得到。

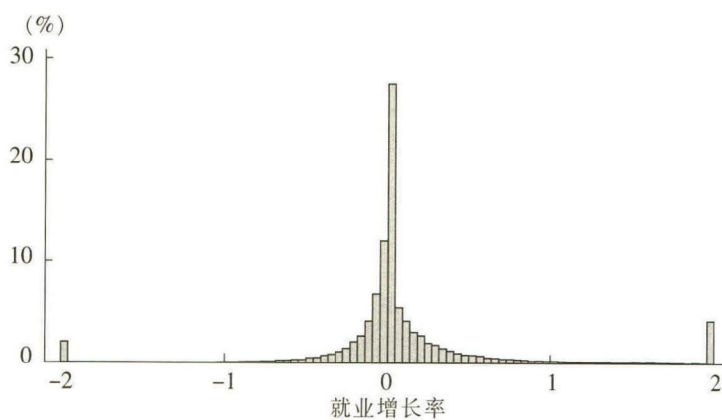


图 1 就业增长率分布直方图

资料来源：作者根据 1998—2008 年中国工业企业数据绘制。

根据表 2 的结果,可以观察到中国制造业就业动态变化有以下三个特征性事实:

(1) 就业净增长率较小的背后实际上都经历了大量的就业创造和就业损失同时发生。若只观察劳动力市场的总量指标,可能忽视就业净增长背后的就业调整与动态变化。1999—2008 年中国制造业持续存在的企业就业再配置率为 19.7%,全部企业的就业再配置率为 27.2%,制造业全部企业的就业净增长率年均均为 2.6%,持续存在的企业就业净增长率为 0.3%。发达国家中,德国的就业再配置率为 16.0%,瑞典最高(23.5%),澳大利亚的就业再配置率在 19.0%左右^[24]。而部分发展中国家,如哥伦比亚、智利、摩洛哥的就业再配置率的变动区间为 26.2%—30.0%。这三个国家也经历较大规模的就业创造和就业损失,但就业净增长率很小,为-1.4%—0.3%^[25]。虽然考察的这些国家的时期有差异,但是反映了发展中国家由于经济结构和专业化的调整,就业再配置的变动更为剧烈。因此,中国的这一结果与现有文献对其他国家就业动态的研究发现基本一致。

(2)中国就业净增长反映了经济运行的变化以及就业创造与就业损失的平衡。从表2的结果可以看出,1999—2001年中国制造业就业净增长率为负值,经历了就业负增长。从2002年开始,中国制造业就经历了就业扩大的阶段。20世纪90年代后期的国有企业改革和市场化使大量国有企业职工“下岗”,随后2001年中国加入世贸组织,国际市场的开放为制造业尤其是私营制造业企业带来了机遇,由此引致就业的增加,并且就业岗位创造的数量明显超过了就业损失。因此,同其他转型国家一样,中国制造业在转型初期也经历了一个大规模的就业缩减时期,然而,中国的就业创造和损失的速度更为同步和平衡,在较短时间内实现了就业净增长的转变,与经济发展周期变化相一致。同时,本文结果也有力地支持了中国经济转型过程中就业不断增长的事实^[5],佐证了由于对中国劳动统计数据认识的偏差而质疑中国无就业增长的观点是不正确的。

(3)就业创造和就业损失过程中新成立企业的重要性。中国制造业每年新进入市场的企业对总的就业增长贡献非常大,新成立企业年均就业创造率占每年就业创造的5.1%,显著高于每年消亡企业年均就业损失的2.3%,而1998—2008年间持续存在的企业中,就业创造率年均均为10.3%,就业损失率9.4%。可见,中国制造业经历的就业大规模扩大的主要贡献来源于新成立企业的就业创造。这反映了中国经“二元经济”转型过程中,利用制造业国际分工机会,基于比较优势扩大对外开放,出口增加使得制造业部门不断扩大,从而创造了大量的就业岗位需求,企业雇佣劳动力的行为体现了宏观经济的变化,表现在劳动力市场,就是劳动力再配置的调整。

表2 1999—2008年就业创造率、就业损失率与就业再配置率

| 时间 | 就业净增长率 | | 就业再配置率 | | 就业创造率 | | 就业损失率 | |
|------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 持续 | 全部 | 持续 | 全部 | 持续 | 进入 | 持续 | 退出 |
| 1999 | -0.0442 | -0.0486 | 0.2091 | 0.2909 | 0.0824 | 0.0388 | 0.1267 | 0.0431 |
| 2000 | -0.0281 | -0.0304 | 0.1953 | 0.2697 | 0.0836 | 0.0360 | 0.1117 | 0.0383 |
| 2001 | -0.0286 | -0.0174 | 0.1841 | 0.2684 | 0.0777 | 0.0478 | 0.1063 | 0.0366 |
| 2002 | -0.0033 | 0.0097 | 0.1918 | 0.2576 | 0.0943 | 0.0394 | 0.0976 | 0.0264 |
| 2003 | 0.0106 | 0.0310 | 0.1925 | 0.2716 | 0.1016 | 0.0497 | 0.0910 | 0.0294 |
| 2004 | -0.0058 | 0.0521 | 0.2083 | 0.3253 | 0.1013 | 0.0874 | 0.1070 | 0.0295 |
| 2005 | 0.0550 | 0.0734 | 0.2175 | 0.2798 | 0.1362 | 0.0404 | 0.0813 | 0.0219 |
| 2006 | 0.0264 | 0.0583 | 0.1826 | 0.2409 | 0.1045 | 0.0451 | 0.0781 | 0.0132 |
| 2007 | 0.0262 | 0.0605 | 0.1850 | 0.2438 | 0.1056 | 0.0465 | 0.0794 | 0.0123 |
| 2008 | 0.0239 | 0.0657 | 0.2128 | 0.2795 | 0.1183 | 0.0543 | 0.0944 | 0.0122 |
| 平均值 | 0.0032 | 0.0264 | 0.1970 | 0.2720 | 0.1031 | 0.0514 | 0.0944 | 0.0232 |

资料来源:作者根据1998—2008年中国工业企业数据计算得到。

总体的就业再配置主要来自超额就业再配置(见表2和表3),这一比例超过了80%,而超额就业再配置率反映的是超出就业净增长率之外的就业再配置率,每年平均24%的超额就业再配置率,占就业再配置本身的86%左右。这表明,中国制造业就业再配置主要源于经济改革和结构不断调整引起的劳动力需求结构不断调整,而不仅仅是简单的就业岗位创造和消失。因为超额就业再配置率反映除了就业净增长率之外发生的就业再配置情况,也是衡量一个经济体或产业的就业岗位调整能力大小的重要指标^[6]。同时,即使一个部门在两个不同时期的就业水平相同,也并不意味着没有就业创造和就业消失的发生,很可能该部门只是就业总量维持不变,但具体的就业岗位发生了很大的

调整,而这与贸易、技术进步等企业绩效的因素相关。

不同行业之间及行业内部的就业再配置可以解释为什么就业整体水平呈现平稳或较小变化但劳动力市场仍然在不断调整和变动。动态分解发现超额就业再配置更多是由组内就业再配置构成(见表3),1999—2008年制造业行业之间的就业再配置占18.3%—31.3%。这意味着,70%左右的超额就业再配置率是制造业各个行业内实现的,表明就业再配置的变动和调整仍然主要以行业内部为主。而中国年均23.6%的组间超额就业再配置率也高于美国、加拿大等发达国家的组间再配置率^①。这是因为中国转型时期的劳动力就业结构和企业技术程度处于不断发育过程中,导致制造业不同行业之间企业的就业岗位动态变化以及新岗位的创造和旧岗位的损失等高于发达国家。从另一个角度看,当经济转型和产业结构调整进入比较稳定的阶段时,高于发达国家的组间就业再配置率将会逐渐缩小,超额就业再配置更多由组内就业动态变化和就业再配置构成。而这正是企业异质性理论解释的技术变化为什么与行业内部的就业变动紧密相关,技术进步主要解释行业内的就业动态。

表3 4位码行业:行业内部和行业之间就业再配置的动态分解

| 年份 | 超额就业再配置 | 组间 | 组内 | 组间占比(%) |
|------|---------|--------|--------|---------|
| 1999 | 0.2339 | 0.0569 | 0.1770 | 24.3266 |
| 2000 | 0.2367 | 0.0553 | 0.1814 | 23.3629 |
| 2001 | 0.2650 | 0.0641 | 0.2009 | 24.1887 |
| 2002 | 0.2559 | 0.0787 | 0.1772 | 30.7542 |
| 2003 | 0.2598 | 0.0812 | 0.1786 | 31.2548 |
| 2004 | 0.2957 | 0.0549 | 0.2408 | 18.5661 |
| 2005 | 0.2133 | 0.0431 | 0.1702 | 20.2063 |
| 2006 | 0.1920 | 0.0352 | 0.1568 | 18.3333 |
| 2007 | 0.1795 | 0.0345 | 0.1450 | 19.2201 |
| 2008 | 0.2640 | 0.0691 | 0.1949 | 26.1742 |
| 平均值 | 0.2395 | 0.0573 | 0.1823 | 23.6419 |

资料来源:作者根据1998—2008年中国工业企业数据计算得到。

四、实证分析

按照上文的逻辑,本文使用4位码行业数据来考察中国制造业就业动态的影响因素。由于研究的时间跨度为1998—2008年,而4位码行业的截面数为487,属于短面板(或称薄面板)。对这一类面板数据的估计,需要首先考虑是否可以使用混合回归(或称总体平均估计量),其基本假设是不存在个体效应,即 $H_0: \text{all } \mu_i = 0$ 。但是,由于本文后续所有固定效应估计都严格拒绝了这一原假设,即允许每个个体拥有自己的截距项,同时又因为本文使用的是所有4位码制造业行业层面的数据,因此本文主要采用双向固定效应模型估计(Two-way Fixed Effect Model,简称LSDV)。另外,在具体估计时,对影响就业动态的解释变量采取逐步回归的方法,以检验主要解释变量的稳健性。

进一步地,考虑到本文估计所需面板数据的特征(即时期较短,同时截面数远远大于时期跨度),计量方程中的扰动项可能会存在截面相依的问题。而在存在截面相依的情况下,尽管LSDV估计仍然是一致的,但是需要对LSDV估计的标准误差进行校正。因此,后续估计中,如果存在截面相依的情况,本文采用LSDV的替代方法,即面板修正的标准差估计(Panel Corrected Standard Error,简称PCSE),以克服截面相依对估计结果的影响。

因此,本文对就业动态的四种情况——就业创造、就业损失、就业再配置及超额就业再配置的

估计都做了截面相依性检验。①估计就业再配置时, Pesaran 检验的 p 值为 0.4322; 估计就业创造时, Pesaran 检验的 p 值为 0.5675, 故通过“无截面相依”检验, LSDV 估计是可信的。②在估计就业损失的影响因素时, Pesaran 检验的 p 值为 0.0000; 在估计超额就业再配置时, Pesaran 检验的 p 值为 0.0775, 故拒绝“无截面相依”的原假设, 存在截面相依, 采用面板修正的标准差估计(PCSE)方法。

表 4 是就业再配置估计结果, 可以看出, 出口对中国制造业就业动态影响程度最大。出口份额的回归系数显著为正, 说明出口的增长对就业再配置有显著正向效应, 并且影响程度高于其他因素。这一结果与中国制造业外向型发展战略的经历一致。同时, 结合表 5 就业创造的估计结果, 出口份额的回归系数也显著为正, 且影响程度均高于其他控制变量。这表明出口增长使得企业就业创造显著增加。相反地, 一个令人关注的结果是, 出口增加对制造业就业损失有显著负向影响(见表 6)。这与中国制造业在样本年份内(1998—2008 年)出口贸易快速增长和对外开放持续扩大有关, 尤其是 2001 年加入世贸组织后, 关税降低、对外开放持续扩大以及外商直接投资促进了外向型制造业大规模快速扩张, 由此引致就业创造的显著增加。这一过程中, 出口规模的不断扩大, 一方面会增加国内市场的竞争, 另一方面导致就业岗位创造大于就业岗位损失(见表 2 中就业再配置结果)。从劳动力市场的视角看, 这正是城市劳动力市场规制放松、农村转移劳动力在中国沿海地区外向型制造业就业规模不断增加的时期。因此, 出口贸易对制造业就业变动的显著影响, 显示出经济运行与结构调整的变动对企业雇佣劳动力行为的影响得到了快速体现。

劳动生产率作为技术进步的代理变量, 对就业创造产生了显著的负向影响(见表 5), 但影响程

表 4 4 位码行业: 就业再配置的 LSDV 估计结果

| 解释变量 | LSDV_1 | LSDV_2 | LSDV_3 | LSDV_4 | LSDV_5 |
|---------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| <i>export_share</i> | 0.1416** (2.2613) | 0.1593** (2.3180) | 0.1807** (2.1614) | 0.1827** (2.3936) | 0.2390*** (2.8913) |
| <i>labor_productivity</i> | | 0.0010 (0.0437) | 0.0009 (0.1239) | 0.0009 (0.1021) | 0.0010 (0.2302) |
| <i>average_size</i> | | | -0.0342* (-1.8671) | -0.0364*** (-2.7056) | -0.0338* (-1.9841) |
| <i>invest_ratio</i> | | | 0.0673 (0.8414) | 0.0628 (0.8404) | 0.0439 (0.8745) |
| <i>Herf_index</i> | | | | 0.0013 (0.0237) | 0.0042 (0.0514) |
| <i>Lag_Jobcreation</i> | | | | | 0.0152 (0.1791) |
| <i>Lag_Jobdestruction</i> | | | | | 0.2487*** (2.9370) |
| 时间虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.1708*** (8.9351) | 0.2764*** (10.3123) | 0.1346*** (3.8468) | 0.2709*** (7.7628) | 0.2623*** (8.8324) |
| 观察值数 | 4483 | 4483 | 4483 | 4483 | 4483 |
| R-squared | 0.0305 | 0.0418 | 0.1326 | 0.1244 | 0.1535 |
| Chew test | 3.5738 | 3.717 | 3.3908 | 3.3724 | 3.7502 |
| Heterosched: Prob>chi2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

注: 括号内为 t 统计值; ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源: 作者根据 1998—2008 年中国工业企业数据估计得到。

度非常小且对就业损失的影响也不显著(见表6)。正如分析框架所述,劳动生产率的提高减小了短期的就业创造,但长期看提高了总产出,创造了新的就业岗位需求。并且技术进步的另一个代理变量投资份额的回归系数在全部结果中几乎都不显著(表4—表7)。可能的原因有两点:①1998—2008年中国制造业劳动生产率的提高要高于劳动成本的增加^[20],制造业技术进步是劳动节约型技术。同时,随着制造业产业规模不断扩大、投资不断增加,需要更多技能型工人^①,从而产生对技能型劳动力的需求增加,非技能劳动力的就业岗位数量减少。②中国在这一时期的经济转型与结构调整过程中,制造业就业不断增长的背后,事实上也有劳动力从国有部门向私有部门的配置效率贡献,导致劳动生产率持续提高。遗憾的是,ASIE数据实际上是中国制造业企业的一个“截尾”数据库,不能反映集中在私人部门的大量中小型制造业企业,因而无法剥离和估计这种效应的影响。

企业平均就业规模是解释就业动态变化的一个重要影响因素。估计结果显示:企业就业规模在就业再配置、就业创造的估计结果(见表4和表5)分别为-0.0338—-0.0364和-0.0357—-0.0403,在

表5 4位码行业:就业创造的LSDV估计结果

| 解释变量 | LSDV_1 | LSDV_2 | LSDV_3 | LSDV_4 | LSDV_5 |
|---------------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>export_share</i> | 0.1353** (2.1034) | 0.1449** (2.1056) | 0.1568* (1.9283) | 0.1671** (2.1931) | 0.1948*** (2.6904) |
| <i>labor_productivity</i> | | -0.0009** (-2.2781) | -0.0009*** (-2.4761) | -0.0010*** (-2.7511) | -0.0010*** (-2.9538) |
| <i>average_size</i> | | | -0.0392*** (-2.3108) | -0.0357** (-2.2714) | -0.0403*** (-2.7750) |
| <i>invest_ratio</i> | | | 0.0561 (0.7117) | 0.0625 (0.8543) | 0.0439 (0.8802) |
| <i>Herf_index</i> | | | | 0.06714 (0.7625) | 0.0617 (0.8528) |
| <i>Lag_Jobdestruction</i> | | | | | 0.4561*** (3.9406) |
| 时间虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.1713*** (8.9418) | 0.2757*** (10.3115) | 0.1354*** (3.8526) | 0.2705*** (7.7549) | 0.2616*** (8.8307) |
| 观察值数 | 4485 | 4485 | 4485 | 4485 | 4485 |
| R-squared | 0.0307 | 0.0287 | 0.0679 | 0.0815 | 0.0326 |
| Chew test | 2.4241 | 2.5416 | 2.5528 | 2.5317 | 2.7671 |
| Heterosched: Prob>chi2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

注:括号内为t统计值;***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源:作者根据1998—2008年中国工业企业数据估计得到。

① 根据Goldberg and Pavcnik^[27],技能份额的变化也能观察到两方面的就业效应:一方面技术进步如果是资本密集型的,企业将会雇佣更多的技能型工人,劳动生产效率也越高;另一方面技能偏向性技术进步会促使技能型劳动者在不同绩效企业间的重新配置,而企业也会针对技术进步方向调整就业岗位需求,从而对就业动态产生作用。由于中国工业企业ASIE数据库,除了普查年份之外,其他年份都没有企业从业人员的受教育程度及技能分布的信息,无法观察企业技能份额的变化对就业变动的影响。

表 6 4 位碼行業：就業損失的 PCSE 估計結果

| 解釋變量 | PCSE_1 | PCSE_2 | PCSE_3 | PCSE_4 | PCSE_5 |
|---------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>export_share</i> | -0.0400*** (-3.7336) | -0.0405*** (-3.8839) | -0.0328*** (-2.9717) | -0.0311*** (-2.8620) | -0.0481*** (-4.1266) |
| <i>labor_productivity</i> | | -0.0000 (-0.9429) | 0.0000 (0.9142) | -0.0000 (-0.0362) | -0.0000 (-0.6886) |
| <i>average_size</i> | | | -0.0203*** (-4.0959) | -0.0222*** (-4.5173) | -0.0095*** (-2.8712) |
| <i>invest_ratio</i> | | | 0.0392 * (1.9048) | 0.0222 (0.9514) | 0.0252 (1.1672) |
| <i>Herf_index</i> | | | | 0.1181*** (2.6837) | 0.0705 (1.4445) |
| <i>Lag_Jobcreation</i> | | | | | 0.1685*** (3.8469) |
| 時間虛擬變量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常數項 | 0.1823*** (83.9975) | 0.1826*** (92.4203) | 0.2932*** (10.6296) | 0.2983*** (11.0256) | 0.1916*** (9.0895) |
| 觀察值數 | 4075 | 4075 | 4075 | 4075 | 4075 |
| R-squared | 0.0873 | 0.0875 | 0.1073 | 0.1179 | 0.1104 |

注：括號內為 t 統計值；***、**、* 分別表示 1%、5% 和 10% 的顯著性水平。

資料來源：作者根據 1998—2008 年中國工業企業數據估計得到。

表 7 4 位碼行業：超額就業再配置的 PCSE 估計結果

| 解釋變量 | PCSE_1 | PCSE_2 | PCSE_3 | PCSE_4 | PCSE_5 |
|---------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>export_share</i> | 0.0060 (0.3942) | 0.0049 (0.3388) | 0.0076 (0.5193) | 0.0038 (0.2498) | -0.0082 (-0.4777) |
| <i>labor_productivity</i> | | -0.0000 (-1.2926) | 0.0000 (0.0027) | 0.0000 (1.1632) | 0.0000 (0.6761) |
| <i>average_size</i> | | | -0.0294*** (-9.6657) | -0.0252*** (-6.9173) | -0.0195*** (-5.4971) |
| <i>invest_ratio</i> | | | -0.0721*** (-2.6058) | -0.0332 (-1.3886) | -0.0226 (-0.9252) |
| <i>Herf_index</i> | | | | -0.2696*** (-9.9076) | -0.2660*** (-8.6051) |
| <i>Lag_Jobcreation</i> | | | | | 0.1109** (2.5748) |
| <i>Lag_Jobdestruction</i> | | | | | 0.1109** (2.5748) |
| 時間虛擬變量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常數項 | 0.1951*** (63.5400) | 0.1960*** (74.3354) | 0.3664*** (24.1211) | 0.3546*** (19.7689) | 0.3018*** (16.7532) |
| 觀察值數 | 4075 | 4075 | 4075 | 4075 | 4075 |
| R-squared | 0.0560 | 0.0576 | 0.1242 | 0.1953 | 0.2038 |

注：括號內為 t 統計值；***、**、* 分別表示 1%、5% 和 10% 的顯著性水平。

資料來源：作者根據 1998—2008 年中國工業企業數據估計得到。

就业损失和超额就业再配置的估计结果分别为 -0.0095 — -0.0222 和 -0.0195 — -0.0294 ^①(见表6和表7),并且估计系数都是显著的。这与分析框架中假设企业规模的影响为负向是一致的,因为规模越大的企业越稳定。这表明,企业平均规模越大的行业不仅就业创造的增加相对更少,并且就业损失相对也小。因此,企业的平均就业规模与就业再配置、就业创造呈现显著地负相关,Dong and Xu^[28]、马弘等^[9]的研究结论也表明企业平均规模越小,就业净增长率越高,从而就业再配置的变动也更为频繁。同时,本文也发现企业平均规模与出口贸易对就业创造有相反的效应,这一点有助于更深入地理解贸易自由化对劳动力市场的影响。

反映市场结构的行业控制变量赫芬达尔指数在表4—表6的估计结果中基本不显著,可能跟ASIE数据本身有关,因为ASIE数据中不能反映私人部门集中的大量中小型制造业企业,赫芬达尔指数反映的行业垄断情况及特征有限。赫芬达尔指数对超额就业再配置有显著负向影响(见表7),表明行业集中度越高,越不利于行业内就业动态调整,减弱了劳动生产率对行业内就业再配置的作用。表5、表6的结果(见表中最后一栏)也显示出滞后一期的就业创造或损失对当期的企业雇佣、企业解聘有较大影响,比较两者的系数大小,表5中滞后一期的就业损失对当期就业创造的影响为 0.4561 ,大于表6中滞后一期就业创造对当期就业损失的影响(0.1685),因此,就业创造比就业损失有更快的市场反应,同时也显示出经济增长和运行的变动对企业雇佣劳动力行为的影响得到了快速体现。这一结果可以解释为中国劳动力市场上的正向信号,因为有些损失的就业岗位在本期就可能被新的就业岗位所代替。滞后一期的就业创造与就业损失的显著性揭示了行业内的异质性因素解释了大部分就业成本的调节,这一证据与Davis and Haltiwanger^[4]对实际经济周期波动的分析一致。

此外,本文发现出口份额变量在超额就业再配置的回归中不显著(见表7),这一结果支持贸易主要解释行业之间的就业变动,国际贸易扩张主要解释行业之间的就业动态调整^[9]。根据表3的结果,中国制造业超额就业再配置的主要贡献者为组内效应,1998—2008年其比重平均超过70%,超额就业再配置主要来自于行业内的就业变动。就业创造的估计结果也支持出口企业创造了新的就业岗位数量,中国经济增长与转型这一时期正经历专业化集中于生产要素相对丰富的部门,即劳动密集型外向型制造业。另一方面,劳动生产率对超额就业再配置的影响也不显著(见表7),表明中国制造业行业内的就业动态主要是行业规模不断扩张所致。劳动生产率作为技术进步的代理变量对行业内就业动态的解释力有限。然而,行业控制变量赫芬达尔指数对超额就业再配置的负向影响以及较低的R-squared,说明企业异质性^[9]是解释就业动态变化的关键因素^②。因此,从跨行业角度看,劳动生产率对于解释行业内就业再配置水平及其变动结果非常有用。

综上,基于需求角度研究企业的就业动态,不仅是判断劳动力市场配置变化及结果的基础,而且有助于观察和研究企业如何反应经济运行和调整的变化。①出口增长对中国制造业就业创造和行业之间就业变动的最大影响,对就业增长、总体就业再配置的贡献也高于其他因素。对制造业就

① 模型中的控制变量对就业动态影响的边际程度大小其实可以通过计算得出,例如,如果想得到企业平均规模变化对就业创造的弹性,可以用企业平均规模的估计系数乘以样本中企业平均规模的均值并除以就业创造的均值。因为本文主要揭示就业动态变化的原因及其决定因素。因此,对每个控制变量的弹性大小不做更深入的探讨。

② 需要指出的是,ASIE数据缺乏企业从业人员的性别构成、受教育程度、技能信息等,企业成立时间信息不统一、缺少进口指标的统计等,使得本文在经验研究中无法控制企业技能份额、企业成长周期以及企业进口份额等其他一些企业异质性因素的影响。

业创造的贡献为 0.1353—0.1948,这意味着,制造业每年新创造的就业岗位中有近 1/5 是由出口增长引起的。②中国制造业技术进步引致的劳动生产率提高虽然对短期的就业创造有负向效应,但在长期提高了总产出、创造了新的就业岗位需求。劳动生产率对就业再配置、超额就业再配置影响不显著,对行业内就业动态机制解释有限,行业内就业动态更多是规模扩张的结果。③企业平均就业规模不仅与就业再配置、就业创造呈现显著的负向关系,而且与就业损失、超额就业再配置负相关,表明开放条件下,规模大的企业竞争力较强,企业更稳定,就业动态调整也相对稳定。总之,企业异质性是就业动态结果与机制的关键因素,除了经验研究中已经控制的出口份额、劳动生产效率、企业规模、投资等变量外,反映企业异质性的其他指标,如企业从业人员的平均受教育程度、技能分布状况、进口份额以及企业成长周期等因素也可能对其产生影响。但就业创造比就业损失有更快的市场反应,既是企业雇佣劳动力行为对经济运行的快速体现,也是现实中就业总量持续不断增长的真实反映。

五、结论与讨论

中国经济高速增长的背后,企业就业动态及影响因素,既是理解增长路径的一个重要视角,也是劳动力市场动态机制的重要研究课题。本文的研究结果发现,制造业就业增长背后大量存在的就业创造(新成立企业为 5.1%、持续存在企业为 10.1%)与就业损失(消亡企业为 2.3%、持续存在企业为 9.4%)均高于发达国家和发展中国家的水平,不仅反映了经济增长与转型过程中企业就业需求的动态,而且就业增长背后频繁发生的就业创造、就业损失以及行业层面的就业动态配置,对从需求角度理解和研究劳动力市场动态机制有重要的理论意义。本文研究显示了中国制造业就业动态的良性特征,即就业创造比就业损失有更快的市场反应,以出口增长、劳动生产率的提高促进了就业规模的不断扩大。这种良性的就业动态会提高劳动生产效率进而促进经济增长,因而是反映中国增长路径的一个体现。中国制造业就业动态的影响机制主要通过出口贸易、劳动生产效率、企业规模等关键因素来体现,并且经济增长、转型与结构调整等经济运行变动对企业雇佣劳动力行为的影响得到了快速反应,体现在劳动力市场就是劳动力的动态配置。现实中,1998—2008 年是中国经济增长最快的时期,这一时期对外开放持续扩大,利用比较优势承接制造业国际分工,出口贸易不断增加,促使行业规模不断扩大和行业之间的就业再配置增加。而劳动生产效率与投资反映的技术进步,促使中国制造业行业内部的就业动态调整,引致市场份额按劳动生产效率由低向高的再配置,体现在经济运行中就是结构的调整与产业的升级。

本文针对中国制造业就业动态的经验研究有重要政策启示。①实证结果验证了企业异质性是中国制造业行业内部、不同行业之间就业动态变化的主要影响因素。因此,有关促进就业的劳动力市场政策应考虑企业类型差异,提高政策的瞄准机制,才能使企业的就业需求得到更有效的市场反应。②贸易主要影响行业之间的就业动态,技术进步通过劳动生产率提高行业生产效率来促进行业内部优胜劣汰,从而促使行业内就业流动性增加。从调结构促升级的角度来说,继续促进国际贸易扩大尤其是出口的增长、提高劳动生产效率依然是产业政策制定的长期依据和调整方向。③制造业企业平均就业规模越小,对就业创造、就业损失、就业再配置的影响也越高。因此,重视经济转型、结构调整过程中,中小企业对劳动力资源的动态配置作用,针对中小企业发展问题的政策支持依然非常必要。④中国制造业就业动态主要来自行业内部的就业再配置与调整,行业之间就业流动和调整的比例较低,这既有不同行业之间缺乏技术替代性阻碍劳动力跨行业的就业流动,也有技能培训制度和现行户籍制度阻碍劳动力跨地区自由流动的影响。如果能对劳动力流动和技能培训继续深化

改革,就可以利用劳动力市场总体平衡的有利时机促进结构调整和经济转型。同时,提高劳动力市场的灵活性,以高效的劳动力市场动态机制促进就业流动,包括建立有效的劳动力市场监测体系,发布不同行业、不同类型和特征企业的就业岗位变化信息,尤其是发布就业损失的相关信息及就业岗位变化的构成,及时反映劳动力市场上就业岗位的动态,以此增强企业就业岗位需求与劳动力市场的动态匹配,就可能加速劳动力和就业岗位需求之间的再配置,优化就业结构和提高就业质量,从而提高劳动生产效率、促进经济持续增长。

当然,受中国工业企业微观数据指标本身所限,本文的研究与讨论尚存在不足之处。比如,在实证分析中没有涉及劳动力市场制度及调节过程有关的讨论,还有环境政策效应、产业政策的调整也会影响具体行业之间及行业内部的就业动态调整。另外,中国正处于快速的结构调整时期,制造业产业转型升级过程中,生产性服务业就业需求快速增加,制造业向服务业的就业再配置与就业流动将是观察就业动态的一个重要内容,也是中国能否顺利跨越中等收入阶段实现经济持续增长的研究课题,对于制造业与服务业之间的就业动态机制,将是本文下一步的研究方向。

[参考文献]

- [1] Rawski, T. G. What Is Happening to China's GDP Statistics[J]. *China Economic Review*, 2001,12(4):347-354.
- [2] Davis, J. S., and J. Haltiwanger. Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications[R]. *NBER Macroeconomics Annual*, 1990.
- [3] Baldwin, J., T. Dunne, and J. Haltiwanger. A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1998,(3):347-356.
- [4] Davis, S. J., and J. Haltiwanger. Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1992,80(3):819-863.
- [5] Acemoglu, D. Technical Change, Inequality, and the Labor Market [J]. *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(1):7-72.
- [6] Egger, H., and U. Kreickemeie. Firm Heterogeneity and the Labor Market Effects of Trade Liberalization[J]. *International Economic Review*, 2009,50(1):187-216.
- [7] Bernard, A., B. Jensen, J. R. Stephen, and K. S. Peter. The Empirics of Firm Heterogeneity and International Trade[J]. *The Annual Review of Economics*, 2012,(4):283-313.
- [8] Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695-1725.
- [9] Dale, T. M., and A. P. Christopher. Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment[A]. Taylor, J. B., and M. Woodford. *Handbook of Macroeconomics*[C]. Elsevier B.V., 1999.
- [10] Mouelhi, R. B. A. Impact of Trade Liberalization on Firm's Labour Demand by Skill: The Case of Tunisian Manufacturing[J]. *Labour Economics*, 2007,14(3):539-563.
- [11] Stiglitz, S., W., Zweimueller. Job Creation and Job Destruction in a Regulated Labour Market: The Case of Austria[J]. *Empirica*, 2003,30(2):127-148.
- [12] 高凌云,屈小博,贾朋. 中国工业企业规模与生产率的异质性[J]. *世界经济*, 2014,(6):113-137.
- [13] 崔凡,邓兴华. 异质性企业贸易理论发展综述[J]. *世界经济*, 2014,(6):138-160.
- [14] 蔡昉. 中国就业统计的一致性:事实和政策涵义[J]. *中国人口科学*, 2004,(3):2-10.
- [15] 蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化[J]. *经济研究*, 2009,(7): 4-14.
- [16] 马弘,乔雪,徐嫒. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. *经济研究*, 2013,(12):68-80.
- [17] Revenga, A. L. Exporting Jobs? The Impact of Import Competition on Employment and Wages in U.S. Manufacturing [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1992,107(1):255-84.
- [18] Gaston, N., and D. Trefler. The Labour Market Consequences of the Canada-U.S. Free Trade Agreement[J].

- Canadian Journal of Economics, 1997,30(1):18-41.
- [19]Beaulieu, E. The Canada-U.S. Free Trade Agreement and Labor Market Adjustment in Canada [J]. Canadian Journal of Economics, 2000,33(2):540-563.
- [20]Nickell, S. Product Markets and Labour Markets[J]. Labour Economics, 1999,6(1):1-20.
- [21]Haltiwanger, J. C., S. Jarmin, and J. Miranda. Who Creates Jobs? Small versus Large versus Young [J]. The Review of Economics and Statistics, 2013,95(2):347-361.
- [22]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [23]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Yifan Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):339-351.
- [24]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Yifan Zhang. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-Level Data[J]. China Economic Review, 2014,(30):339-352.
- [25]Roberts, M. J. Employment Flows and Producer Turnover [A]. Roberts, M. J., and J. R. Tybout. Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure [C]. Oxford University Press, 1996.
- [26]都阳,曲玥. 劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势[J]. 中国工业经济, 2009,(5):25-35.
- [27]Goldberg, P., and Pavcnik, N. Trade, Inequality, and Poverty: What Do We Know? Evidence from Recent Trade Liberalization Episodes in Developing Countries[R]. NBER Working Paper, 2004.
- [28]Dong, X., and L. C. Xu. Labor Restructuring in China: Toward a Functioning Labor Market [J]. Journal of Comparative Economics, 2009,37(2):287-305.

Research on Job Dynamics in China's Manufacturing Industry

QU Xiao-bo¹, GAO Ling-yun², JIA Peng¹

(1. Institute of Population and Labor Economics CASS, Beijing 100028, China;

2. Institute of World Economics and Politics CASS, Beijing 100732, China)

Abstract: With enterprises' job creation, destruction and reallocation at its core, job dynamics is a micro-basis of analyzing China's economic growth and macro-employment change. This paper, using China industrial enterprises database from 1998 to 2008, estimates the features and the logic behind the dynamic change of employment in China's manufacturing industry. Conclusions are as follows. Firstly, from 1998 to 2008, average job reallocation rate, job creation of new establishing firm and job destruction of disappearing firm are 27.2%, 5.1% and 2.3% respectively. Market reaction of job creation is faster than job destruction, which implies a benign characteristic of job dynamics. Job reallocation across sector within industry accounts for 23.6%, above 70 percent are intra-sector job reallocation within industry. Secondly, through using two-way fixed effect model and overcoming cross section dependents, this paper estimates factors of job dynamics. Export contributes most to job creation and mainly affect inter-sector job reallocation. The smaller the size of the enterprise, the higher its change of job creation, job destruction and job reallocation. Moreover, though labor productivity has negative impact to job creation in a short term, it increases output and new job demand in the long term. Therefore, features and factors of job dynamic in China industry show industry enterprises' job demand make rapid reaction to economic growth and adjustment. Policy adjustment on labor market dynamic mechanism should take enterprise heterogeneity into consideration.

Key Words: job reallocation; job dynamics; firm heterogeneity; China's manufacturing industry

JEL Classification: F10 F12 F14

[责任编辑:章毅]