

制造业企业对劳动力市场变化的反应：基于微观数据的观察

都 阳¹

（中国社会科学院人口与劳动经济研究所）

摘要

本文利用金融危机前后中国制造业企业调查数据，观察了企业对劳动力成本冲击和金融危机造成的需求冲击的反应。根据劳动力需求函数，估计结果表明制造业企业的劳动力需求产出弹性值较高，达到 0.75~0.78。对低技能工人的需求工资弹性为-0.40，对高技能工人需求工资弹性为-0.53。而且，不同类型工人之间的替代弹性为 0.26。经验分析表明，企业已经对要素价格信号的变化产生反应。在未来，如果能够保持劳动力市场灵活性、确保不同类型的企业有公平的竞争环境，要素市场的变化就有可能推动中国经济实现转型和升级。

Abstract

Taking advantage of firm survey data conducted during the period of global financial crisis, this paper observes the manufacturing firms' response to the shock on labor costs and demand. According to the estimated results on labor demand function, the firms have quite high value of output elasticity around 0.75 to 0.78. The own-wage demand elasticity is -0.40 for unskilled workers and -0.53 for skilled workers while the substitution elasticity between the two types of workers is 0.26. The empirical results indicate that the manufacturing firms are quite responsive to labor costs. In the future, if the policies aiming to maintaining flexible labor market and competitive market for all types of firms, the changes in production factor market will push the economic transformation and upgrading in China.

关键词

需求工资弹性 替代弹性 劳动力成本冲击 增长方式转变

Key Words

Own-Wage Elasticity, Substitution Elasticity, Shock on Labor Costs, Transformation of Economic Growth Pattern

一、引言

中国的制造业在经历了快速发展后，正面临着来自要素价格不断上涨所带来的挑战。劳动力市场的变化是推动这一变化的重要力量。2003 年开始于沿海经济发达地区的劳动力短

¹ 作者感谢国家自然科学基金（项目批准号 71173234），以及世界银行、加拿大国际发展中心、中国社会科学院对研究的资助。作者感谢与蔡昉、Albert Park 的讨论。

缺已经成为遍及全国并日益频繁的现象。与此同时，即便面临外部经济环境的恶化，普通工人的工资仍然以前所未有的速度上涨。农民工工资的快速上扬，使得城市劳动力市场上农民工和城市本地工人的工资开始趋同（Cai and Du, 2011）。对于制造业企业而言，工资的变化趋势不可避免地导致劳动力成本的上升。即便以单位劳动力成本（即工人的平均劳动报偿与平均产出之比）度量，制造业企业的劳动力成本在近年来也有明显的上涨，这一趋势已明显不同于很多发达国家的变化轨迹（都阳、曲玥，2012）。

劳动力成本的变化对于经济发展的含义是非常丰富而重要的。一个普遍的认识是，劳动力成本的上升将刺激企业以资本替代劳动，诱致企业实现技术变迁，并引致出对更高技能的劳动力的需求。在加总的层面观察，企业的这些变化的集成，就是产业乃至整个经济的升级过程。而经济增长方式的转变和产业结构的升级，正是中国政府多年来经济发展规划和产业政策中所引导和呼吁的。

不过，即使政府一直期望经济增长方式由要素积累型向生产率推动型的转变，在很多经济发展的条件不具备，以及要素市场信号形成的情况下，企业的技术变迁并不能自发产生。首先，生产要素市场必须对要素的稀缺性发出正确的信号。在劳动力市场上，普通工人的工资上涨，正是这种稀缺性的体现²。其次，企业在生产经营决策中，必须对要素市场价格信号的变化做出反应。换言之，只有企业微观治理结构是健康的、有效的，价格信号的变化，才有可能成为推动企业技术变迁的动力。本文的目的正是希望观察在劳动力市场的主要指标出现明显变化的情况下，中国的制造业企业是如何做出反应的。

此外，当企业对劳动力市场的价格信号做出反应后，企业的决策对不同类型的劳动者可能会有不同的影响。例如，如果对高技能工人和低技能工人的需求，有着不同的产出或价格弹性，那么同样的价格变化，可能会对这两种不同类型的工人产生不同的影响。当不同类型的工人之间具有较强的替代性，那么，对于企业而言，可能在技术更新时更容易用高技能的工人对低技能工人进行替代；对于不同的类型的劳动者而言，则会由于这种替代，产生迥然不同的福利结果。发达国家业已出现的技术偏向型技术变迁（Skill Biased Technological Change），就已经揭示了这样的结果（Acemoglu, 2002）。

针对发达国家的研究（Bresson et al., 1992）表明，当企业面临需求或劳动力成本的冲击时，对不同技术水平工人的就业调整方式并不一致。要了解技术变化是偏向于受教育程度高的工人还是受教育程度低的工人，我们需要了解不同类型的工人的需求弹性是否存在差异。但针对工人分类需求弹性的估算，大多以行业或地区的加总数据为基础（Ciccone and Peri, 2005）。在这种情况下，就很难控制企业特征。而后者正是影响企业技术变迁的重要因素。

本文的结构如下：第二部分简单介绍本文的数据；第三部分对劳动力市场形势的变化以及企业的反应进行统计描述；第四部分介绍模型设定；第五部分介绍主要经验结果；最后是结论。

二、数据

我们的使用的数据来自于对 1644 个制造业企业的调查。该调查由中国人民银行于 2009 年秋组织实施。作者设计了调查表中有关就业的部分。该调查在 8 个省 25 个城市开展，包括 4 个沿海省份（山东、江苏、浙江和广东），东北的一个省（吉林），一个中部省份（湖北）和两个西部省份（陕西和四川）。

该调查的抽样框包括所有与金融机构有信贷关系的企业。毋庸置疑，使用该抽样框有可能对规模很小的企业抽样不足。在我们的样本中，平均每个企业雇佣约 499 个生产工人。调

² 这也意味着与其他要素，如资本，有关的政策不能扭曲其价格。然而，在很大程度上，投资引导的增长模式是与资本价格扭曲相关联的。

查收集了企业在以下四个时间点的信息：2007 年底，2008 年 6 月底，2008 年底以及 2009 年 6 月底。在其中的第二个时间点，金融危机行将爆发；第三个时间点则处于金融危机的高峰期；在第四个时间点，中国已经摆脱了金融危机的冲击，中国的劳动力市场和就业形势已经基本恢复到危机以前的水平（Giles 等，2012）。

本文的主要兴趣是考察制造业企业在经历需求冲击和劳动力成本冲击时生产工人和技能工人的就业变化。但由于调查问卷没有对工人技能进行详细度量信息，因此，我们也难以根据具体的技能指标，区分工人的类型。为此，本文遵循对制造业企业员工一般的分类方法（Hamermesh，1993），即将雇员分为生产工人和管理工人，并根据这一分类讨论两种类型工人就业的是否存在不同的变化模式。调查除了收集每一类型工人的就业状况，还收集了工资及其他收入信息，这使我们得以估计不同类型工人的需求函数。对于生产工人，调查还收集了他们在每个时间点的工作时间，从而使我们可以在就业以为用另外的指标度量企业的劳动投入，并观察在冲击发生时就业与劳动时间的变化是否存在差异。

三、变化的劳动力市场与企业反应

众所周知，中国劳动力市场在近年来出现了明显的变化。由于人口转变和经济快速发展的共同作用，中国的劳动力市场已经逐步摆脱了二元经济的特征。伴随着这一变化，虽然从农业向非农部门的劳动力转移仍然在持续，但其增长率在近年来呈衰减的态势。与此同时，农民工的月收入水平则呈快速增加的趋势。如图 1 所示，以 2001 年为基期，农民工的就业指数和实际工资指数呈现出不同的形状。随着时间的推移，就业曲线是凹型的，而工资曲线则是凸型的。由于推动这一变化的两类因素都具有相对长期性和稳定性，我们预期未来一段时期，这两条曲线仍然将按既定轨迹演进。

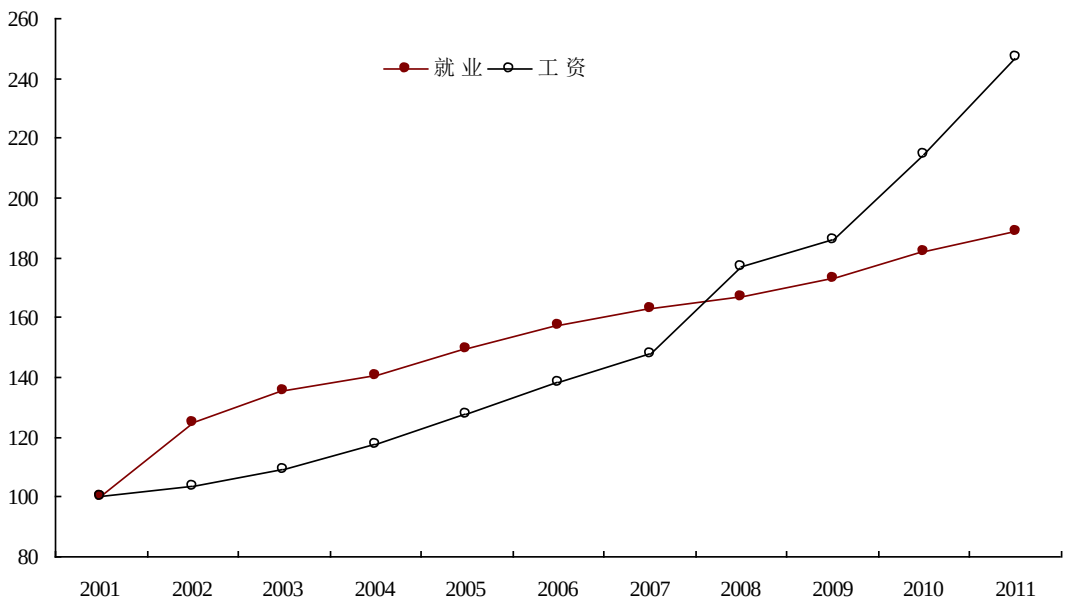


图 1 农民工就业与实际工资指数：2001-2011（2001=100）

资料来源：都阳、曲玥（2012）。

低技能工人的工资上涨是劳动力稀缺性的反映，这种变化对劳动密集型部门形成了劳动力成本冲击。与发达国家相比，中国制造业部门的单位劳动力成本自 2004 年以来经历了更

为快速的上升。2004 年至 2009 年中国制造业的单位劳动力成本上升了约 1/6，而同期美国的增长率 4.1%，德国增长了 14.1%，韩国增长了 4.8%，日本则下降了 3.7%（都阳、曲玥，2012）。尽管从绝对水平看，中国制造业部门仍然具有单位劳动力成本方面的优势，但劳动力成本的快速上升无疑会削弱这一优势，并对制造业部门的企业形成成本冲击。

劳动力市场变化趋势在我们的样本企业中也得到了体现。在我们调查时，中国的劳动力市场已经从危机中恢复。在整个经济危机过程中，工资上涨的趋势并未中断。图 2 展示了样本企业每一个时间点上高技能工人和低技能工人月收入变化情况。2007 年时经济危机尚未爆发，低技能工人和高技能工人的月收入分别为 1358 元和 1842 元，到 2009 年则分别上涨到 1462 元和 2005 元。这一趋势和同期一些发达国家实际工资下降的趋势有所不同。

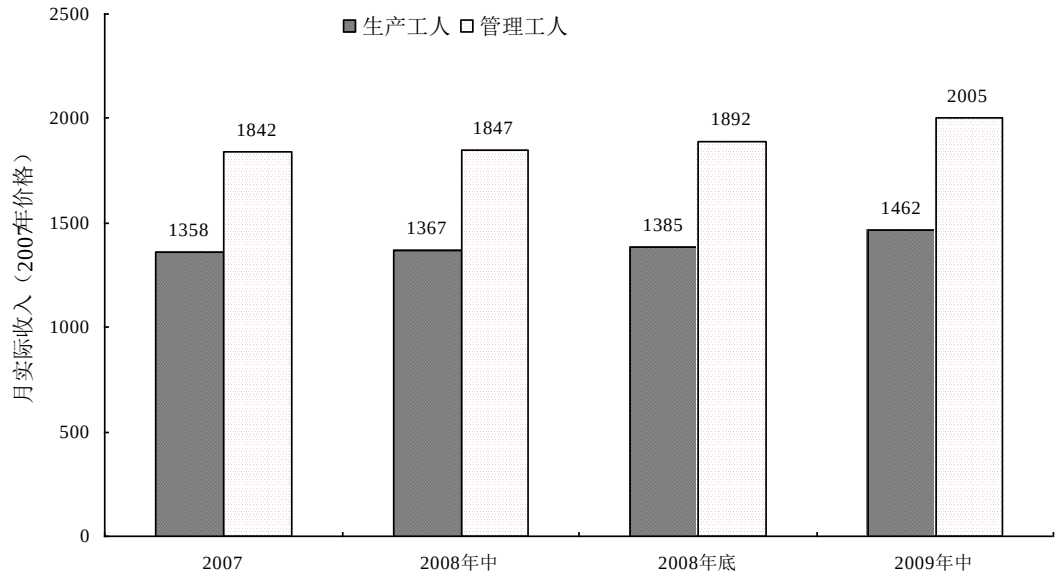


图 2 样本企业不同类型工人工资的变化

资料来源：作者根据企业调查数据计算。

由于劳动力成本的持续上涨以及负面的需求冲击，一些描述性的统计显示，企业开始通过调整劳动投入来应对这些变化。本文使用的企业调查资料询问了每个时间点生产工人和管理人员的就业数量，以及生产工人的工作时间变化。图 3 是以 2007 年为基期，生产工人就业和总工作时间的变化情况。该图显示，相对于就业而言，企业可以更为灵活、迅速地调整工作时间。2008 年年中，生产工人就业水平约为 2007 年的 99.3%，平均工作时间为 98.3%。当面临金融危机冲击后，生产工人的工作时间下降到 2007 年水平的 95.2%，而到 2009 年仍然保持在 95.6% 的水平。这意味着，企业对于劳动投入的调整实际上在金融危机刚刚发生时，就已经完成了。相比较而言，就业水平则经历了持续下降的过程，2008 年中下降到 97.8%，2009 年中下降到 96.5%。从某种意义上说，劳动投入时间和就业调整的差异，可以由劳动力市场规制的严格性来解释。利用相同的资料，我们的研究表明，中国劳动力市场规制的严格性增强已在一定程度上影响了就业（Park 等，2012）。

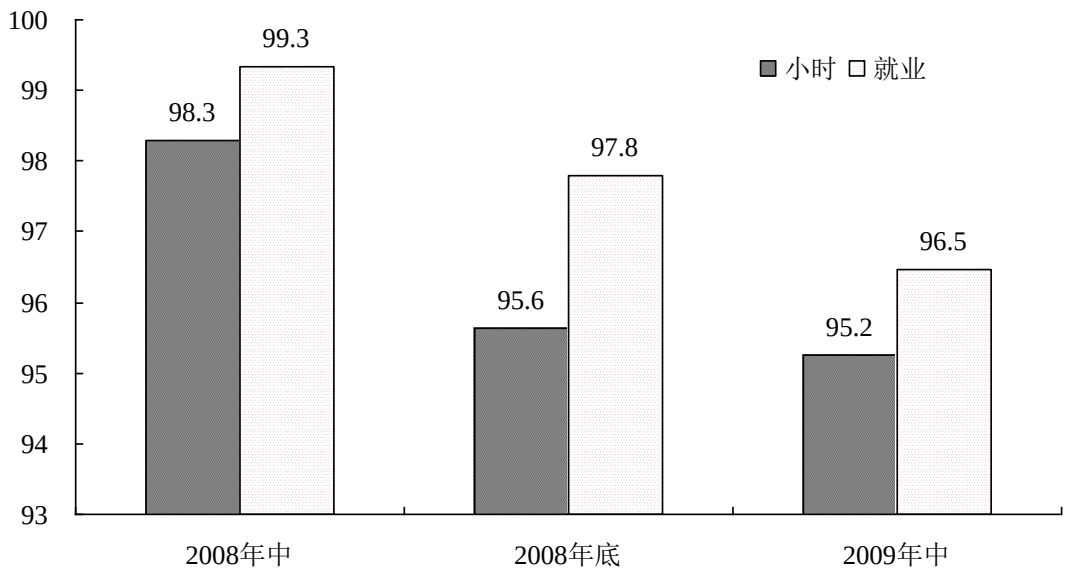


图 3 工作时间和就业指数（2007 年=100）

资料来源：作者根据企业调查数据计算。

实际上，观察不同类型的企业在面临劳动力市场调整和需求冲击时是否存在不同的反应也是非常有意义的。例如，中小企业和大企业在面临上述环境变化时的行为就有所差异。如表 1 所示，随着时间的推移，原本规模较小的企业其就业水平在增加，而随着规模的上升，就业增加的幅度开始减少，规模最大的一组企业，甚至出现就业的净减少。

表 1 不同初始就业规模企业的就业对数的变化

2007 年的规模分组	高技能	低技能
最小的 1/4 组	0.039 (0.197)	0.053 (0.230)
1/4~2/4 组	0.035 (0.152)	0.031 (0.160)
2/4~3/4 组	0.029 (0.171)	0.006 (0.181)
最大的 1/4 组	-0.003 (0.183)	-0.028 (0.185)

注：括号中的数据为标准差。

资料来源：作者根据企业调查数据计算。

四、理论与经验模型

估计企业的劳动力需求函数，其理论基础是假定每个企业的生产函数可以表达为一定的技术条件下，企业的增加值与投入的生产要素（如不同类型的工人、资本等）的技术关系。当企业对产品市场和要素市场的价格信号产生敏感的反应时，企业会选择资本和劳动的投入组合，以最低的生产成本达到其预计的产出水平 Q^* 。因此，对不同类型的劳动力需求是工资、资本价格、计划产出以及生产技术的函数。对于特定的企业而言，我们难以观察并度量具体的生产技术。不过我们可以用一系列可观测的企业特征变量，来近似替代生产技术。

本文使用典型的劳动力需求方程以得到我们感兴趣的估计结果。高技能工人和低技能的工人被当作是两种不同类型的劳动投入，因此，我们分别估计这两类工人的劳动需求方程。我们用以下方程式来描述具体的估计模型。

$$\ln L_{it}^j = \alpha_0 + \alpha_1^j \ln Q_i^* + \alpha_2^j \ln w_{i,t-1}^j + \beta_1^{j,k} \text{sect}_{it}^k + \beta_2^{j,l} \text{own}_{it}^l + \beta_3^j \text{age}_{it} + \beta_4^j \text{ept}_{i,t-1} + D_p + D_t + \varepsilon_{it}^j \quad (1)$$

等式左边的变量 $\ln L_i^j$ 是企业 i 类型 j 的工人的就业 ($j=1$ 代表生产工人, 2 代表管理人员)。等式右边的变量包括 $\ln Q_i^*$, 企业计划的增加值的对数, $\ln w_{i,t-1}^j$ 滞后一期的工人工资的对数, 以及一系列反映企业特征的变量。这些企业特征变量实际上用以替代每个企业的生产技术。 sect_{it}^k 是一组代表企业所属制造业门类的虚拟变量, own_{it}^l 是一组反映企业所有制的变量, 控制企业所有制对生产技术的影响以及不同的所有制结构对企业融资和资金使用的影响。 age_{it} 企业成立以来的时间。根据以前的研究, 企业存活的时间既影响生产效率, 也影响企业的技术选择 (Jovanovic, 1982; Liu and Tybout, 1996)。 D_p 是企业所在地理位置的虚拟变量, 它们不仅控制与区位有关的技术因素, 也控制当地劳动力市场的特征对劳动供给可能产生的影响。 $\text{ept}_{i,t-1}$ 是企业在前一期是否出口产品, 因为相对于满足内需的企业而言, 出口企业不仅在生产技术上可能存在差异, 对于需求的预期可能也有明显的不同, 这必然影响到他们对劳动力的需求。 D_t 是代表不同时点的变量, 用以控制与时间相关, 但对所有企业都相同的冲击, 例如, 金融危机对需求的冲击或调控政策对资金使用成本的影响等。 ε_{it}^j 是误差项。

如前所述, 不同类型工人之间的替代性也具有重要的政策含义。为了观察替代效应, 我们对 (1) 式稍加改动, 被解释变量为技能型工人与非技术工人的就业比率, 而工资变量我们使用二者的工资之比, 其他解释变量则保持不变。具体形式如下:

$$\ln(S/U)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_i^* + \alpha_3 \ln(w^s / w^u)_{i,t-1} + \beta_1^k \text{sect}_{it}^k + \beta_2^l \text{own}_{it}^l + \beta_3 \text{age}_{it} + \beta_4 \text{ept}_{i,t-1} + D_p + D_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

估计模型的选择是否恰当取决于扰动项的性质。影响扰动项的误差来源有以下几个方面。首先, 由于企业对需求的波动难以准确把握, 因此, 实际的产出水平可能围绕预期的产出水平波动, 并导致以实际观察到的产出水平 $\ln Q$ 来代理预期产出 $\ln Q^*$ 可能产生测量误差。在我们调查期间, 金融危机的冲击对产出的这种影响可能非常可观。在我们调查的样本中, 4 个省是沿海省份, 其制造业的外向型特征非常明显, 因此, 围绕预期产出水平的波动可能是重要的偏差来源。在方程 (1) 中, $\ln Q_i^*$ 是计划产出水平的对数。如果企业在就业决定中未对上述需求冲击产生反应, 那么观测到的实际产出可能不是就业决策的很好的依据。由于对企业计划产出存在测量误差, 采用 OLS 估计就业对产出和工资的反应都有可能存在偏差。

为了纠正观测的产出和误差项之间的相关性, 我们使用工具变量估计式。这要求所选择的估计变量与计划的产出水平 (高度) 相关, 而与 (冲击导致的) 产出的随机波动不相关。企业初始的资本存量满足这一要求, 因此, 我们以 2007 年固定资产净值的对数作为识别的

工具变量。

其次，企业的差异性也是导致估计误差的来源。为了消除企业差异性的影响，我们控制了企业特征变量。实际上，通过差分估计也可以消除与特定企业关联的异质性。不过，差分虽然在一定程度上克服了异质性的偏差和不可观测变量的影响，也需要付出别的代价。Griliches (1986) 以及 Griliches and Hausman (1986)指出，差分方法由于减少了数据的变异，从而会增加度量误差导致的偏差。时间跨度越短，这类偏差应越严重。本文使用的数据 4 个时点的跨度为 2 年，而且，使用差分会损失相当数量的观察值，造成新的选择性偏差，因此，差分回归没有作为本研究的主要选择。为了观察企业异质性的影响，本文在使用 2SLS 回归结果的同时，也使用了 GMM 估计，以期在使用具有异质性的样本时获得稳健的估计式。

此外，当使用企业层面的数据估计投入产出关系时，企业在利润最大化过程中可能同步决策产出水平和劳动投入，因此，OLS 估计式可能存在同时性（simultaneity）导致的偏差（Griliches and Mairesse, 1995）。Roberts and Skoufias（1997）认为，用微观数据估算需求弹性较之加总数据而言不易出现上述偏差。因为对于特定企业而言，劳动供给可以视作完全有弹性，因此工资的内生性不是问题。在本研究中，我们使用滞后一期的工资，以避免工资的内生性。

五、主要结果及其讨论

当使用工具变量进行估计时，工具变量的有效性与下面两个前提是否得到满足有直接的关系。其一，是工具变量相对于被解释变量而言是否外生；其二，工具变量与计划的产出之间是否相关。以下我们通过一系列统计检验，来观测我们所使用工具变量的有效性和准确性。各个方程式的检验的统计值见之于表 2。

表 2 2SLS 主要统计检验值

	生产工人	管理工人	生产工人/管理工人
第一阶段回归 F 统计值	57.03***	57.40***	21.35***
第一阶段回归 R ²	0.242	0.244	0.10
工具变量 t-值	20.53***	20.06***	21.13***
Anderson LM 统计值	421.53***	363.58***	449.27***
Cragg-Donald Wald F 统计值	424.01***	402.24***	446.64***
Sargan 检验值	恰好识别	恰好识别	恰好识别

首先，通过 Sargan 检验可以观察工具变量是否存在过度识别。该检验的零假设是工具变量是有效的。我们得到统计值都不能拒绝零假设，换言之，不存在过度识别的问题，所选择的工具变量的确是有效的。

其次，我们需要考虑工具变量是否与内生的解释变量间具有相关性。在表 2 中，Anderson LM 统计值拒绝了零假设，表明所选择的工具变量与计划产出之间是相关的。

更进一步地，我们需要考虑工具变量是否和计划产出仅仅存在弱相关。根据 Stock 等人（2002）的研究，在线性 IV 回归模型中，可以通过观察第一阶段的回归统计值，判断是否存在弱工具变量问题。他们提出的原则包括：第一阶段回归的 F 统计值大于 10；工具变量在第一阶段的 t 值大于 3.5；第一阶段的 R^2 大于 0.30 等。近年来，一些更直接的统计检验方法相继得到应用（Stock and Yogo, 2005），例如表 2 给出的 Cragg-Donald Wald F 检验值。结合诸多检验的统计值，我们可以判断，在本文使用的经验模型中，不存在弱工具变量问题。

我们估算了 OLS，2SLS 和 GMM 估计的结果。我们感兴趣的估计结果是产出和工资变量的估计系数，即就业的产出弹性、就业的工资弹性、不同类型工人之间的替代弹性。我们的讨论以 2SLS 估计结果为基础。与 2SLS 结果相比较，GMM 估计结果只是标准差略有差异，因此没有报告。如表 3 和表 4 所示，我们感兴趣的估计系数都在统计上具有显著性。

表 3 低技能工人的需求方程

	(1) IV 就业对数	(2) OLS 就业对数	(3) IV 工时对数	(4) OLS 工时对数
增加值对数	0.776*** (0.038)	0.133*** (0.006)	0.775*** (0.038)	0.133*** (0.006)
滞后一期低技能工人工资的 对数	-0.403*** (0.139)	0.360*** (0.066)	-0.372*** (0.140)	0.390*** (0.066)
滞后一期出口	0.005 (0.098)	0.549*** (0.046)	0.008 (0.098)	0.551*** (0.046)
企业年限	0.004 (0.004)	0.026*** (0.002)	0.003 (0.004)	0.026*** (0.002)
部门-消费品	0.358*** (0.133)	0.314*** (0.066)	0.385*** (0.133)	0.341*** (0.066)
部门-原材料	0.242* (0.127)	0.207*** (0.063)	0.254** (0.127)	0.219*** (0.063)
部门-资本与设备	0.144 (0.138)	0.124* (0.068)	0.166 (0.138)	0.146** (0.069)
部门-其他	0.270 (0.182)	0.169* (0.090)	0.284 (0.182)	0.183** (0.091)
所有制-私营	0.255 (0.214)	-0.302*** (0.104)	0.261 (0.214)	-0.296*** (0.105)
所有制-联营/股份制/其他	0.224 (0.204)	-0.208** (0.100)	0.232 (0.204)	-0.200** (0.101)
所有制-外资	0.683*** (0.233)	0.017 (0.113)	0.692*** (0.233)	0.027 (0.114)
2008年底	0.135 (0.088)	0.063 (0.043)	0.137 (0.088)	0.065 (0.044)
2009年中	-0.311*** (0.093)	-0.033 (0.045)	-0.324*** (0.093)	-0.046 (0.046)
浙江	0.124 (0.176)	0.232*** (0.087)	0.137 (0.177)	0.245*** (0.088)
江苏	-0.128 (0.181)	-0.142 (0.089)	-0.116 (0.182)	-0.130 (0.090)

广东	0.437** (0.185)	0.691*** (0.091)	0.485*** (0.185)	0.739*** (0.092)
山东	-0.018 (0.179)	0.670*** (0.086)	-0.005 (0.179)	0.682*** (0.087)
吉林	1.918*** (0.266)	-0.016 (0.120)	1.915*** (0.266)	-0.017 (0.121)
湖北	0.075 (0.205)	-0.074 (0.101)	0.081 (0.205)	-0.069 (0.102)
陕西	1.361*** (0.204)	0.546*** (0.098)	1.379*** (0.204)	0.565*** (0.099)
常数项	2.636*** (0.982)	1.057** (0.480)	4.476*** (0.983)	2.900*** (0.484)
观察值数	3,585	3,585	3,585	3,585

注：括号中为标准误；*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

低技能工人的就业产出弹性为 0.78，劳动投入以就业来度量还是以时间度量，其弹性值的差异可以忽略。技能工人的就业产出弹性为 0.75。

低技能工人的工资弹性为-0.40，技能工人的工资弹性为-0.53。高技能的职工有着更高的工资弹性，意味着工资增长相同比例，相对于低技能工人，企业对高技能者的需求下降的比例更大。这也表明，中国的制造业仍然为劳动密集型产业所主导，对普通劳动力的需求仍然强劲。这一观察与先前关于劳动力短缺和普通工人工资变化的趋势也相吻合。

不同类型工人之间的替代弹性为 0.26。也就是说，高技能工人的相对工资增加 1%，将减少其相对需求约 0.26%。或者说，高技能工人的相对供给增加 1%，他们的相对工资会下降约 3.9%。

表 4 技能工人需求及相对需求方程

	(5) IV 技能工人就业 对数	(6) OLS 技能工人就业 对数	(7) IV 相对就业对数	(8) OLS 相对就业对数
增加值对数	0.752*** (0.038)	0.120*** (0.006)	-0.034*** (0.012)	-0.011*** (0.004)
滞后一期技能工人工资的对数	-0.530*** (0.126)	0.293*** (0.059)		
滞后一期技能与低技能工人工资 比率对数			-0.258*** (0.053)	-0.273*** (0.053)
滞后一期出口	0.073 (0.097)	0.590*** (0.046)	0.067** (0.032)	0.047 (0.031)
企业年限	0.009** (0.004)	0.032*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)
部门-消费品	0.020 (0.131)	-0.018 (0.066)	-0.345*** (0.044)	-0.346*** (0.044)
部门-原材料	0.180 (0.125)	0.128** (0.063)	-0.079* (0.042)	-0.081* (0.042)
部门-资本与设备	0.159	0.116*	-0.007	-0.010

	(0.136)	(0.068)	(0.045)	(0.045)
部门-其他	0.610***	0.458***	0.311***	0.312***
	(0.180)	(0.090)	(0.060)	(0.060)
所有制-私营	-0.082	-0.625***	-0.335***	-0.312***
	(0.211)	(0.105)	(0.071)	(0.070)
所有制-联营/股份制/其他	-0.035	-0.450***	-0.254***	-0.236***
	(0.201)	(0.100)	(0.068)	(0.067)
所有制-外资	0.511**	-0.156	-0.180**	-0.154**
	(0.230)	(0.114)	(0.077)	(0.076)
2008年底	0.112	0.043	-0.023	-0.021
	(0.087)	(0.043)	(0.029)	(0.029)
2009年中	-0.302***	-0.040	0.009	-0.001
	(0.092)	(0.046)	(0.031)	(0.030)
浙江	0.317*	0.354***	0.150***	0.140**
	(0.174)	(0.088)	(0.058)	(0.057)
江苏	-0.154	-0.194**	-0.046	-0.048
	(0.179)	(0.090)	(0.060)	(0.060)
广东	0.473**	0.553***	-0.023	-0.031
	(0.184)	(0.093)	(0.062)	(0.062)
山东	-0.168	0.553***	-0.125**	-0.150***
	(0.177)	(0.087)	(0.059)	(0.058)
吉林	2.051***	0.186	0.136	0.211***
	(0.263)	(0.120)	(0.089)	(0.080)
湖北	0.174	0.037	0.100	0.105
	(0.202)	(0.101)	(0.068)	(0.068)
陕西	1.522***	0.773***	0.179***	0.211***
	(0.201)	(0.099)	(0.068)	(0.066)
常数项	2.287**	0.029	-1.236***	-1.368***
	(0.900)	(0.448)	(0.117)	(0.096)
观察值数	3,585	3,585	3,585	3,585

注：括号中为标准误；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

Ciccone 和 Peri (2005) 利用加总数据，估计美国不同教育水平的工人之间的长期替代弹性在 1.5 左右。他们也总结了其他研究的估计结果，替代弹性值在 1.31 到 2.00 之间。相形之下，我们估计的替代弹性值较小。以下几个原因可以解释这种差异。首先，其他研究分析的是不同类型工人之间的长期替代弹性。在长期，企业可以更灵活地调整资本存量和技术类型，从而，使不同类型工人之间的替代更方便；其次，尽管我们数据也表明管理工人在总体上较生产工人的受教育程度高，但这一定义尚不是对技能的直接度量。虽然在理论上我们尚不清楚其对估计结果的影响方向，但有可能导致替代弹性估计的偏差；第三，较小的替代弹性值可能与中国当前制造业部门的技术结构有关，当劳动密集型的行业仍然占据主导地位时，企业缺乏对技术工人的有效需求，其替代简单劳动力的可能性也更小；第四，已有的研究大多使用加总数据估计替代弹性，由于难以控制影响企业技术选择的特征，可能会高估替代弹性。

六、结论

利用制造业企业调查数据，本文检验了国际金融危机造成的需求冲击，以及劳动力市场转折所引起的劳动力成本不断上升的背景下，企业做出的就业反应。通过估算制造业企业的劳动力需求函数，我们测度了一些主要的劳动力需求弹性。

低技能劳动力需求相对于产出的弹性为 0.78，高技能工人的需求产出弹性为 0.75，二者大致相当。劳动力需求相对于产出而言，较富有弹性，这意味着制造业的发展仍然可以创造出可观的就业机会。而就业产出弹性在不同类型的工人间差别甚微，表明在目前的劳动力供给结构和企业技术类型下，制造业扩张为技能工人创造岗位的可能性只稍稍低于低技能的工人。这种情形与发达国家业已出现的技能偏向型技术变迁所产生的劳动力需求模式，有着很大的差别。据此判断，劳动力市场的转变至少在调查的时期和样本企业，尚未引致企业技术结构的明显变化。

低技能工人的需求工资弹性为-0.40，而高技能工人的需求工资弹性为-0.53。Hamermesh (1993) 曾经对工资弹性的诸多研究结果进行了广泛的综述。参照其总结的成果并与本研究的结果进行对比，我们发现中国制造业企业对新近发生的劳动力市场变化已经产生了有效的反应。这也意味着劳动力成本的进一步上升将会削减制造业部门的就业需求，并成为未来引致企业做出技术变迁的重要动因。

本研究经验结果还显示，尽管替代弹性值与其他经济体相比不大，但不同类型工人之间的替代效应是存在的。如果低技能的工人的相对工资持续上涨，会刺激企业转变其劳动力需求的结构，同时，也会促进企业进行技术结构的升级。

从政策的角度看，如果政府希望中国经济实现增长方式的转变和产业结构的升级，其前提是企业需要针对市场机制形成的价格信号做出正确的反应。这需要两个基本条件，首先，产业政策、劳动力市场制度以及其他要素市场的规制措施，不能扭曲生产要素价格的形成机制，唯如此，企业才能为正确的信号（反映要素稀缺性）所引导。就劳动力市场而言，近年来的劳动力市场变化，已经显示了劳动力供求关系的转变，这恰恰是企业调整技术结构的重要依据。因此，目前正在推进的劳动力市场制度建设，需要在重视规范劳动力市场的同时，同样重视保护劳动力市场的灵活性，确保劳动力成本的变化尽可能反映劳动力的稀缺性，并尽量减少规制对劳动力成本的影响。

其次，企业需要有灵活的治理结构才能真正对要素价格做出反应。在竞争性的市场上，当要素价格上涨时，单个的企业在没有产品市场垄断地位的情况下，只能做出技术革新来应对。从加总层面看，众多企业的技术进步将体现为全要素生产率在经济发展中发挥更重要的作用。然而，一旦不同类型（如所有制）的企业在行业准入、产业政策、金融环境等方面难以获得同等机会，处于优势地位的企业可以垄断、补贴等方式消化要素价格变化的影响。这种情况下，不具备创新动力的企业仍然可以生存，而具备创新动力的企业则可能失去市场地位。从这个角度看，继续深化企业（尤其是国有企业）微观机制的改革，为各类企业创造平等的竞争环境，不仅必要，已然迫切。

参考文献

- Acemoglu, D., 2002. "Technical Change, Inequality, and the Labor Market," *Journal of Economic Literature*, vol. 40(1), pages 7-72, March.
- Bresson, G., F. Kramarz, and Sevetre, P. (1992), "Heterogeneous Labor and the Dynamics of Aggregate Labor Demand: Some Estimations Using Panel Data", *Empirical Economics* 17: 153-168.

- Cai, F and Yang Du (2011), "Wage increases, Wage Convergence, and the Lewis Turning Point in China", *China Economic Review*, Vol. 22, Issue 5.
- Ciccone, A. and Giovanni Peri (2005), "Long-run Substitutability between More and Less Educated Workers: Evidence from U.S. States, 1950-1990", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4. pp. 652-663.
- Giles, John, Albert Park, Fang Cai, and Yang Du. 2012. "Weathering a Storm: Survey-Based Perspectives on Employment in China in the Aftermath of the Global Financial Crisis", in Arup Banerji, David Newhouse, David Robalino, and PierellaPaci (eds), *Labor Markets in Developing Countries during the Great Recession: Impacts and Policy Responses*, Washington, D.C.: The World Bank.
- Griliches, Zvi, "Economic Data Issues," in Michael Intriligator and Zvi Griliches (eds.), *Handbook of Econometrics* (Amsterdam: North-Holland, 1986), 1465-1514.
- Griliches, Zvi, and Jacques Mairesse (1995), "Production Functions: the Search for Identification", NBER Working Paper, No. 5067.
- Griliches, Zvi, and Jerry A. Hausman, "Errors in Variables in Panel Data," *Journal of Econometrics* 31 (1986), 93-118.
- Hamermesh, D. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Jovanovic. Bojan (1982). "Selection and the Evolution of Industry." *Econometrica*, Vol. 50, 649-670.
- Liu, Lili, and James R. Tybout, "Productivity Growth in Colombia and Chile: The Role of Entry, Exit, and Learning," in Mark J. Roberts and James R. Tybout (eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns Turnover, Productivity, and Market Structure* (Oxford: Oxford University Press, 1996).
- Park, A., John Giles, and Yang Du (2012), "Labor Regulation and Enterprise Employment in China", unpublished mmo.
- Roberts, Mark, and Emmanuel Skoufias (1997), "the Long-Run Demand for Skilled and Unskilled Labor in Colombian Manufacturing Plants", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2. pp. 330-334.
- Stock, J.H, Wright, J.H and Yogo, M. (2002), "A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.20, No.4, pp.518-529.
- Stock, J.H. and Yogo, M. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression". In D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press,
- 都阳、曲玥 (2012), 《中国制造业单位劳动力成本及其变化趋势》, 载蔡昉主编《中国人口与劳动问题报告 2012》, 社科文献出版社。