

# 贸易开放、外资渗透对就业转换的影响研究

毛日昇\*

**内容提要** 本文基于一个简明的理论框架，分析了出口开放、进口渗透以及外资渗透对就业市场的影响及主要影响机制，采用 1998–2009 年中国工业企业数据库和海关贸易产品数据库，系统分析了中国工业部门的就业创造率、就业损失率、净就业增长率以及就业内部转换率的变化，并利用经验方程考察了贸易开放度和外资渗透率对上述四个方面的影响。研究表明：第一，出口开放度、外资渗透率对就业创造率影响的显著性要高于对就业损失率的影响，出口开放度和外资渗透率不仅会对净就业增长率产生显著影响，也会对产业内部的就业转换率产生显著影响，外资渗透率对净就业增长率的影响总体上大于对就业内部转换率的影响；第二，进口渗透率不会对就业创造率、就业损失率以及净就业增长率产生显著影响，但会显著影响产业内部的就业转换率；第三，贸易开放度和外资渗透率会通过改变产出弹性、工资弹性以及生产效率三种方式对净就业增长率和就业内部转换率产生影响，但出口开放度、进口渗透率以及外资渗透率通过不同渠道对就业市场影响的大小和显著性存在较大差别。

**关键词** 出口开放 进口渗透 外资渗透 净就业 就业转换

## 一 引言

过去 30 多年来，贸易开放度的快速提升和大规模的外资流入对中国经济的快速增长发挥了至关重要的作用，特别重要的一个表现是它对就业市场产生的影响。从已有的相关研究来看，贸易开放和外资渗透主要可以通过以下几种渠道对就业市场产生影响：首先，贸易开放带来的市场扩张效应会显著地带动一国产出规模和结构的变化，

\* 毛日昇，中国社会科学院世界经济与政治研究所，电子邮箱：gilbertmao@163.com。

进而对就业的规模和结构产生显著影响；外资企业进入东道国市场一方面会带动产出规模的扩张、创造新的就业机会，但另一方面可能会对东道国的产业产生市场挤出效应，进而对东道国的就业产生负面影响（Aitken & Harrison, 1999）。其次，贸易开放程度和外资渗透率的提升同样可能会显著地影响一国的生产效率，进而对劳动力的需求产生显著影响（Hine & Wright, 1998；Greenaway et al., 1999）。出口开放度和外资渗透率的提高不仅会促进知识和技术的外溢，通过“干中学”的方式直接改变东道国的生产效率和技术水平，而且会显著带动生产要素的重新配置（Melitz, 2003），进一步提高东道国的要素配置效率，促进生产效率的提升。从进口渠道来看，一方面，中间要素进口的增加会提升本国产品的技术水平，带动生产和就业结构变化；另一方面，贸易自由化水平提高导致的最终产品进口渗透率上升同样可能会产生显著的进口竞争效应，不仅直接影响本国产出水平，而且会显著地提高本国产出和资源配置效率（De Loecker, 2011；Brandt et al., 2012；Lu & Yu, 2015），进而对就业产生影响。第三，外资企业在一国产业渗透率的增加还会通过改变劳动对工资的弹性，对就业市场产生显著影响。贸易开放度的提高和外资渗透率的增加，一方面会显著提高产品市场的竞争程度，产品市场需求弹性的增加会带动要素市场需求弹性的增加；另一方面，贸易开放度的提高和外资渗透率的增加可能会提高进口要素与国内生产要素之间的相互替代性，改变劳动的价格需求弹性，进而对就业市场产生影响（Slaughter, 2001；Krishna et al., 2001；Haouas & Yagoubi, 2004）。

围绕贸易开放、贸易自由化和外资进入对一国劳动力需求的影响，国内外学者做了大量深入的研究（Revenga, 1992；Milner & Wright, 1998；Hine & Wright, 1998；Greenaway et al., 1999；Fu & Balasubramanyam, 2005；Christev et al., 2008；张川川, 2015），但多数已有研究主要关注出口开放、贸易自由化以及外资进入对东道国净就业的影响，并未系统地考察贸易开放和外资渗透对就业创造、就业损失以及就业转换的影响。关于外部竞争性因素对就业转换和再配置影响的相关经验研究，主要探讨了汇率变化对劳动力需求转换和再配置的影响（Klein et al., 2003；Moser et al., 2010；Nucci & Pozzolo, 2010）。由于汇率变化主要通过贸易开放渠道对就业市场产生影响，因此，考察贸易开放对就业转换和再配置的影响，能够更加明确地反映外部竞争因素对就业增长和就业转换影响的差别。

考察贸易开放、外资渗透对就业创造、就业损失和就业转换影响的重要性在于：首先，净就业水平的变化只体现了就业创造和就业损失的综合效应，多数情况下就业创造率和就业损失率的变化幅度要远高于净就业水平的变化，低水平的净就业既可以

体现为同时存在较高的就业创造率和就业损失率，也可以体现为同时存在较低的就业创造率和就业损失率。净就业水平的变化主要体现了劳动力在产业之间的净流入和净流出，反映劳动力在不同产业部门之间的转换和再配置效应；而劳动力流动和再配置主要发生在同一产业内部，在净就业水平不变的情况下，仍然可能同时存在很高的就业创造率和就业损失率，即在产业内部存在较高的就业转换和再配置效应。基于比较优势的传统要素禀赋国际贸易理论（H-O-S 理论）主要强调了贸易开放会引致生产要素在不同产业部门之间进行转换和再配置，而以 Melitz (2003) 为代表的新新贸易理论，则主要强调贸易开放对产业内部不同企业之间生产要素再配置的促进作用，进而对加总行业层面生产率的促进作用；显然，分别考察贸易开放对净就业以及就业内部转换的不同作用，不仅有助于全面认识贸易开放对就业市场的影响，也有助于明确究竟是传统的贸易理论还是新新贸易理论能够更合理地解释贸易开放对中国工业部门就业市场的影响。

其次，尽管就业创造和就业损失多数情况下是并存的，但研究表明，许多国家的就业市场中，就业创造和就业损失存在明显的不对称性（Davis & Haltiwanger, 1992；Albaek & Sorensen, 1998；Haltiwanger & Vodopivec, 2002；Brown & Earle, 2002）。失业产生的一个重要原因在于，经济发展过程中就业的损失效应往往高于就业的创造效应，比如，技术进步一方面会创造新的就业机会，但同样会淘汰旧的生产方式，导致就业损失的增加，而就业创造过程通常是一个缓慢而又艰难的过程，需要经历人员的培训、雇员技能与工作岗位的匹配、劳动力市场的摩擦等一系列环节，但是就业岗位的缩减和损失通常是相对直接且短暂迅速的过程。围绕就业创造和就业损失的不对称性与失业率之间的关系，国外学者对此进行了长期深入的研究（Mortensen & Pissarides, 1994, 1998；Davis & Haltiwanger, 1992；Davis et al., 1996；Caballero et al., 1997；Kambourov, 2009），但国内学者在这些方面的相关研究并不多见。马弘等（2013）利用中国工业企业数据考察了就业创造和就业损失的变化特征。显然，考察贸易开放和外资渗透变化对就业创造和就业损失的不同影响，不仅有助于明确外部竞争因素是否对就业创造和就业损失的影响存在显著的不对称性，也有助于全面认识贸易开放对就业市场的作用。

第三，就业创造和就业损失效应本身蕴含着截然不同的经济学含义（Klein et al., 2003；Davis & Haltiwanger, 1992）。比如，造成净就业陷入低速增长的原因既可能是由于就业创造增长缓慢，也可能是由于就业损失的增长速度较快。就业创造增长缓慢意味着潜在的就业机会没有得到较好开发，劳动力资源的潜力没有得到充分利用，但并

不会对现有劳动力市场的稳定造成显著的负面冲击，其经济福利损失是潜在的；而较高的就业损失增长率则意味着很多劳动力要脱离已有的工作岗位、重新接受培训和寻找合适的工作机会，很可能要付出昂贵的沉没成本和搜寻匹配代价，其经济福利损失是直接、现实而又巨大的。因此，即使是相同水平的净就业增长，也可能体现了不同水平的就业创造率和就业损失率，同时也蕴含着不同的经济社会福利状况。显然，考察贸易开放和外资渗透对就业创造率和就业损失率的不同影响，对于正确评估外部市场的竞争性因素对中国就业市场的正面作用和负面冲击，具有重要的现实意义。

基于上述分析，本文在已有相关研究的基础上作了以下几方面的扩展：第一，基于一个简单的理论分析框架，明确了贸易开放和外资渗透主要通过影响产出弹性、要素需求价格弹性以及全要素生产率进而对就业增长和就业转换产生影响；第二，与已有研究主要考察外部竞争因素对净就业增长的影响不同，本文基于 1998–2009 年中国工业企业数据和贸易数据库，同时考察了出口开放度、进口渗透率以及外资渗透率的变化对就业创造率、就业损失率、净就业增长率以及产业内部就业转换率的影响，全面对比分析了贸易开放和外资渗透对不同就业维度影响的差异性；第三，从经验层面系统检验了贸易开放度和外资渗透率通过影响产出弹性、要素需求价格弹性以及全要素生产率对就业创造率、就业损失率、净就业增长率以及就业内部转换率的影响。本文其他部分的内容结构安排如下：第二部分给出本文的理论分析框架；第三部分是数据来源和描述性统计、经验方程的设定及变量说明；第四部分是回归结果的分析；最后是本文的结论和政策含义。

## 二 理论和经验分析框架

### (一) 理论分析框架

本文通过一个简单的理论分析框架，来说明贸易开放和外资渗透对净就业增长和就业转换的影响机制。参照 Klein et al.(2003) 关于实际汇率变化对就业转换影响的理论分析框架，可以构建本文的理论分析框架。假设产业  $i$  当中企业  $F$  的单位成本  $C_F$  函数可以表示为：

$$C_F(W_F, R_F) = W_F^\alpha R_F^{1-\alpha} Q_F \quad (1)$$

其中， $W_F$  表示企业  $F$  的工资率， $R_F$  表示其他要素的单位价格， $Q_F$  表示企业的单位产出水平。由谢非德引理 (Sheppard's Lemma) 可知，企业的劳动力需求可以表示为单位成本函数对单位工资的一阶导数，即：

$$L_F^D = \alpha W_F^{\alpha-1} R_F^{1-\alpha} Q_F \quad (2)$$

对方程 (2) 两边取对数后求差分，可以得到劳动力需求变化的线性方程表达式：

$$\hat{L}_F^D = -(1-\alpha) \hat{W}_F + (1-\alpha) \hat{R}_F + \hat{Q}_F \quad (3)$$

其中，对于任意变量  $\hat{Z} = \Delta \ln Z$ ，表示对变量取对数后再进行差分变换。企业  $F$  的单位产出又可以表示为：

$$Q_F = A_F Y^\beta \quad (4)$$

方程 (4) 中， $Y$  表示国内和国外的总收入水平， $A_F$  表示影响产出需求的企业异质性个体特征。考虑到劳动力在不同部门之间或者同一部门不同企业之间的流动，需要引入劳动力的供给方程来求解市场均衡条件下的劳动力需求数量。参照已有研究，这里假设企业  $F$  面临的劳动力供给水平取决于企业  $F$  相对于其他企业的平均工资水平，即：

$$L_F^S = \left( \frac{W_F}{W^* \delta} \right)^\theta \quad (5)$$

方程 (5) 中， $L_F^S$  表示企业  $F$  面临的劳动力供给水平， $W^*$  表示除了企业  $F$  之外，其他企业的平均工资水平， $\delta$  表示企业  $F$  和其他企业劳动力供给的交叉弹性系数， $\theta$  表示企业  $F$  的劳动力供给对相对工资变化的弹性系数。同样，对方程 (5) 取对数并进行差分后可以得到：

$$\hat{L}_F^S = \theta (\hat{W}_F - \delta \hat{W}^*) \quad (6)$$

定义  $\varphi_F$  为企业  $F$  的劳动力需求占行业  $i$  就业水平的比重。假设行业  $i$  中包括  $n$  个企业，即  $\sum_{F=1}^n \varphi_F = 1$ ，将行业内所有企业的劳动力需求变化加总后就可以得到整个行业的劳动力需求变化，即：

$$\hat{L}_i = \sum_{F=1}^n \varphi_F \hat{L}_F \quad (7)$$

同样，对影响企业劳动力需求的其他因素进行加总后，可以得到行业层面影响劳动力需求的因素，即  $\hat{A}_i = \sum_{F=1}^n \varphi_F A_F$ ， $\hat{W}_i = \sum_{F=1}^n \varphi_F \hat{W}_F$ ， $\hat{W}^*_i = \sum_{F=1}^n \varphi_F \hat{W}_F^*$ ， $\hat{R}_i = \sum_{F=1}^n \varphi_F \hat{R}_F$ 。

基于行业层面的劳动力需求和劳动力供给，可以求解得到行业层面均衡工资水平的变化率：

$$\hat{W}_i = \frac{1}{\theta + 1 - \alpha} \{ (1-\alpha) \hat{R}_i + \hat{A}_i + \beta \hat{Y} + \theta \delta \hat{W}_i^* \} \quad (8)$$

为简单起见，假设每个企业的工资变化率等于对应行业的平均工资变化率，即

$\hat{W}_i = \hat{W}_F$ ；同时，假设非劳动要素的价格水平并不随企业和产业特征的变化而变化，即  $\hat{R}_i = \hat{R}_F = \hat{R}$ 。基于上述假设条件和均衡工资水平，可以得到在市场均衡条件下，企业层面的劳动力需求变化率为：

$$\hat{L}_F^D = \{(1-\alpha)(1-\lambda)\hat{R} + \hat{A}_F - \lambda\hat{A}_i + \beta(1-\lambda)\hat{Y} - \theta\delta\lambda\hat{W}_i^*\} \quad (9)$$

其中， $\lambda = 1 - \alpha / (1 - \alpha + \theta)$ 。从方程（9）可知，企业的劳动力需求变化除了受企业特征变化率 ( $\hat{A}_F$ ) 的影响外，还受到要素价格变化率 ( $\hat{R}$  和  $\hat{W}_i^*$ )、产业层面的全要素生产率变化率 ( $\hat{A}_i$ ) 以及国内和国外市场总规模变化率 ( $\hat{Y}$ ) 的影响。正如在第一部分分析的一样，贸易开放度和外资渗透率的变化会同时通过改变市场规模、全要素生产率以及要素价格弹性对劳动力需求产生影响，因此，方程式（9）中除了企业特征之外，其他因素均可表示为行业层面的贸易开放度和外资渗透率的函数，即：

$$(1-\alpha)(1-\lambda)\hat{R} - \lambda\hat{A}_i + \beta(1-\lambda)\hat{Y} - \theta\delta\lambda\hat{W}_i^* = f_F(EXS_i, IMS_i, FDIS_i) \quad (10)$$

方程式（10）中，贸易开放度主要包括出口开放度和进口渗透率， $EXS_i$  表示行业的出口开放度； $IMS_i$  表示行业的进口渗透率； $FDIS_i$  表示外资渗透率。企业层面的劳动力需求  $\hat{L}_F^D > 0$ ，表示企业存在就业创造；相反，则表示企业存在就业损失。将同一行业内所有存在就业创造企业的劳动需求增长率进行加总，可以得到行业层面的就业创造率；将所有存在就业损失企业的劳动需求下降率加总，可以得到行业层面的就业损失率。定义存在就业创造行为的企业集合为  $S_+$ ，存在就业损失行为的企业集合为  $S_-$ ，结合方程式（9）和（10），可以将行业层面的就业创造率 ( $JC_i$ ) 和就业损失率 ( $JD_i$ ) 表示为：

$$\begin{aligned} JC_i &= \sum_{F \in S_+} \varphi_F f_F(EXS_i, IMS_i, FDIS_i) + \sum_{F \in S_+} \varphi_F \hat{A}_F \\ &= \psi_+ \{f(FEXS_i, FIMS_i, FFDIS_i)\} + \sum_{F \in S_+} \varphi_F \hat{A}_F \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} JD_i &= \sum_{F \in S_-} \varphi_F f_F(EXS_i, IMS_i, FDIS_i) + \sum_{F \in S_-} \varphi_F \hat{A}_F \\ &= \psi_- \{f(FEXS_i, FIMS_i, FFDIS_i)\} + \sum_{F \in S_-} \varphi_F \hat{A}_F \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $\psi_+ = \sum_{F \in S_+} \varphi_F$ ； $\psi_- = \sum_{F \in S_-} \varphi_F$ 。方程（11）和（12）表明行业层面的出口开放度、进口渗透率、外资渗透率的变化会同时对行业的就业创造率和就业损失率产生影响；显然，贸易开放度和外资渗透率的变化会通过产出规模、全要素生产率以及要素的价格弹性对就业创造和就业损失产生影响，但由于不同渠道对就业创造和就业损失

的作用方向和大小不一致，因此，关于贸易开放和外资渗透究竟会对行业层面的就业创造率和就业损失率产生多大程度的影响，仍然是一个经验问题。

## （二）经验方程的设定及变量说明

从上述理论分析框架可知，行业层面的就业创造率和就业损失率可以表示为贸易开放度和外资渗透率的函数，对该函数进行泰勒展开后，由于贸易开放度和外资渗透率都是数值较小的百分比形式的变量，贸易开放度和外资渗透率的高阶项可以忽略不计，因此，可以近似认为行业层面的就业创造率和就业损失率与贸易开放度和外资渗透率存在线性关系。考虑到就业增长和就业转换存在显著的滞后性，本文将基准的检验方程设定为：

$$JF_{it} = \alpha_0 JC_{it-1} + \alpha_1 JD_{it-1} + \beta_1 EXS_{it} + \beta_2 IMS_{it} + \beta_3 FDIS_{it} + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{it} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (13)$$

在经验方程（13）中， $i$  表示四位码工业行业， $t$  表示年份。 $JF_{it}$  表示行业层面的就业转换率，包括就业创造率（ $JC_{it}$ ）、就业损失率（ $JD_{it}$ ）、净就业增长率（ $JN_{it}$ ）、就业内部转换率（ $JE_{it}$ ），分别定义如下：

$$JC_{it} = \sum_{f_{s+} \in i} \left[ \frac{\Delta L_{fit}}{0.5 * (L_{fit} + L_{fit-1})} \right] \quad (14)$$

$$JD_{it} = \sum_{f_{s-} \in i} \left[ \frac{|\Delta L_{fit}|}{0.5 * (L_{fit} + L_{fit-1})} \right] \quad (15)$$

$$JN_{it} = JC_{it} - JD_{it} \quad (16)$$

$$JR_{it} = JC_{it} + JD_{it} \quad (17)$$

$$JE_{it} = JR_{it} - |JN_{it}| \quad (18)$$

上述公式中， $f_{s+} \in i$  和  $f_{s-} \in i$  分别表示在产业  $i$  内部存在就业创造和就业损失的企业集合， $L_{fit}$  表示行业对应企业的就业水平。为了对比方便，就业损失的计算对企业层面就业水平的变化  $\Delta L_{fit}$  取了绝对值。因此，净就业的增长率可以表示为就业创造率和就业损失率的差值，就业总的转换率（ $JR_{it}$ ，包含产业部门之间和产业内部就业的转换效应）可以表示为就业创造率和就业损失率之和。由于净就业增长主要反映了劳动力在不同产业部门之间的流动和转换，因此用产业部门总的转换率减去净就业的绝对变化率就可以得到就业在产业内部的转换率（ $JE_{it}$ ），即就业岗位在产业内部转换和再配置，但并不会引起产业净就业水平的变化。

$EXS_{it}$  表示四位码行业出口开放度，用行业的出口额与行业的全部销售额比值进行测度； $FDIS_{it}$  表示行业的外资渗透率，用行业中外商直接投资企业实收资本占全部实收资本的比重进行测度； $IMS_{it}$  表示行业的进口渗透率，参照多数已有的研究，计算公式

可以表示为：

$$IMS_u = \frac{IMP_{iu}}{Y_{iu} + IMP_{iu} - EXP_{iu}} \quad (19)$$

公式(19)中,  $EXP_{iu}$ 和 $IMP_{iu}$ 表示四位码行业的出口和进口额,  $Y_{iu}$ 表示行业的全部销售额。 $X_{iu}$ 表示其他控制变量,  $X_{iu} = (AGE_{iu}, SIZE_{iu}, IVR_{iu}, HHI_{iu}, SOES_{iu})$ ,  $AGE_{iu}$ 表示行业中企业的平均年龄, 由于企业的进入和退出会对行业的就业创造及就业损失产生显著影响, 新企业和老企业对劳动力的需求也存在显著差别, 因此, 这里加入行业中企业的平均年龄来控制上述因素对就业转换的影响。 $SIZE_{iu}$ 表示行业中企业的平均规模, 用企业的平均从业人数来测度, 产业就业创造率和就业损失率的差异性可能与企业规模存在显著关系, 小微企业和大企业在就业调整和转换方面也可能存在系统差异, 因此, 有必要控制行业中企业的平均规模对就业增长和就业转换的影响。 $IVR_{iu}$ 表示行业的存货率, 用行业的存货额相对总产出额的比重来测度。既有研究表明, 就业创造和就业损失存在显著的周期性特征(Mortensen & Pissarides, 1994, 1998; Davis & Haltiwanger, 1992; Davis et al., 1996), 控制行业的存货率可以较好地捕捉经济周期性变化对就业增长和就业转换的影响。 $HHI_{iu}$ 表示市场集中度, 通常采用赫芬达尔—赫希曼指数进行测度, 用来反映市场竞争强度对就业转换和再配置的影响。 $SOES_{iu}$ 表示行业中国有企业的比重, 由于国有企业的就业相对于产出和工资的弹性可能要显著地低于其他所有制类型的企业, 并且其劳动力市场特征也有较大特殊性, 因此, 考察贸易开放和外资渗透对就业增长和转换的影响需要控制国有企业的影晌。 $\mu_i$ 表示不随时间变化的产业个体固定效应,  $\eta_i$ 表示不随产业特征变化的时间固定效应,  $\epsilon_{iu}$ 表示误差项。

上述基准检验方程虽然能够识别出口开放度、进口渗透率以及外资渗透率对就业转换和再配置的总体影响, 但对于贸易开放和外资进入究竟是通过何种渠道发生作用无法进行有效识别。为了进一步明确贸易开放和外资渗透影响就业转换的具体渠道和作用方式, 在基准检验的基础上, 进一步在经验方程中控制产出规模增长率、全要素生产率变化率以及行业外部的工资增长率变量, 加入贸易开放度、外资渗透率与上述变量的交叉项变量, 来检验贸易开放度和外资渗透率是否会通过改变就业的产出弹性、工资弹性以及全要素生产率进而对就业转换产生影响。扩展后的经验方程可以表示为:

$$\begin{aligned} JF_{iu} = & \theta_0 JC_{iu-1} + \theta_1 JD_{iu-1} + \mu_1 \hat{Y}_{iu} + \mu_2 \hat{W}_{iu}^* + \mu_3 \hat{TFP}_{iu} + \sum_{i=1}^n \rho_i X_{iu} \\ & + \sum_{i=1}^3 \chi_i \hat{Y}_{iu} * Out_{iu-1} + \sum_{i=1}^3 \tau_i \hat{W}_{iu}^* * Out_{iu-1} \\ & + \sum_{i=1}^3 \omega_i \hat{TFP}_{iu} * Out_{iu-1} + \psi_i + \lambda_i + \xi_{iu} \end{aligned} \quad (20)$$

其中,  $Out_{it-1} = (EXS_{it-1}, IMS_{it-1}, FDIS_{it-1})$ , 表示出口开放度、进口渗透率和外资渗透率, 为避免内生性和双向因果关系带来的偏差, 对相关变量作滞后一期处理。 $\hat{Y}_{it}$ 表示产出增长率;  $\hat{W}_{it}^*$ 表示除行业  $i$  之外其他行业的平均工资变化率, 用来控制劳动力供给变化对劳动力均衡水平的影响;  $\hat{TFP}_{it}$ 表示行业全要素生产率的平均变化率, 行业的全要素生产率基于企业的全要素生产率加权计算得到。

### 三 数据来源与描述性统计分析

#### (一) 数据来源及处理说明

本文使用的 1998–2009 年中国规模以上工业企业数据库均来自国家统计局, 由于不同年份企业法人代码、企业名称、所有制特征以及行业分类标准均存在不同程度的差异, 本文主要参照 Brandt et al. (2012) 的方法对历年的工业企业数据进行逐层匹配<sup>①</sup>, 经过对数据进行仔细清理和匹配, 最终构建了 1998–2009 年连续 12 年的企业面板数据, 样本量总计超过 261 万; 其中, 涉及出口企业的样本超过 94 万。工业企业对应的四位码行业分类标准在 2002 年前后发生了较大变化, 本文同样参照 Brandt et al. (2012) 的方法对所有四位码工业行业进行了重新编码。

由于工业企业数据库并未提供每个企业的进口数量和进口额, 为了获取细分行业层面的进口数量和进口额, 本文采用海关 HS6 位码的产品分类和中国四位码制造业分类对照表, 将产品层面的进口数据合并匹配到了四位码制造业层面。中国历年的进出口贸易产品数据 (HS6 位码分类) 来自 CEPPI\_BACI 数据库, 企业层面的全要素生产率 (TFP) 数据来自 Lu & Yu (2015)。

表 1 给出了 1998–2009 年企业样本以及相关行业变量的描述性统计值。表中的统计指标显示, 1998–2007 年, 工业企业和出口企业的数量呈逐年快速上升的趋势; 其中, 出口企业 (这里定义为 1998–2009 年存在出口行为的企业) 大约占全部企业数量的 1/3; 由于受到金融危机的严重冲击, 2009 年相对于 2008 年的规模以上企业数量出现了大幅下降。平均就业人数指标显示, 企业的平均就业人数总体上呈逐年下降的趋势, 从 1998 年的平均 411 人下降到 2009 年的 237 人。企业的出口比重和行业进口渗透率指标显示, 1998–2004 年贸易开放度呈逐年上升趋势, 但在 2005 年之后贸易开放度

<sup>①</sup> 匹配过程不再详述, 如需要可以向作者索取 stata 程序。

指标总体上呈逐步下降的趋势。外资企业的比重在 1998 – 2009 年总体上保持了持续上升的趋势，国有企业数量的比重总体上呈快速下降的趋势。

**表 1 1998 – 2009 年中国工业企业（规模以上）数据和变量的描述性统计（平均值）**

年份	企业数(个)	出口企业数(个)	就业人数(人)	出口比重	外资企业比重	进口渗透率	国有企业比重
1998	140085	43346	411	0.139	0.086	—	0.442
1999	161716	49066	358	0.135	0.081	0.155	0.411
2000	155250	51333	351	0.147	0.086	0.172	0.374
2001	163789	58616	327	0.155	0.088	0.168	0.324
2002	175364	65434	310	0.162	0.100	0.168	0.282
2003	184533	72831	304	0.171	0.106	0.172	0.224
2004	245093	99647	253	0.187	0.121	0.173	0.164
2005	267390	104637	256	0.168	0.123	0.149	0.143
2006	297323	110519	246	0.159	0.117	0.139	0.196
2007	328147	114967	237	0.150	0.119	0.123	0.168
2008	307661	105635	239	0.166	0.124	0.114	0.042
2009	190550	69309	237	0.148	0.123	0.152	0.129
均值	218075	78778	294	0.157	0.106	0.153	0.241

注：外资企业比重和国有企业比重分别表示外资企业和国有企业数量占全部企业数量的比重，外资企业不包括中国港澳台投资企业；进口渗透率计算的是历年来四位码制造业的平均进口渗透率。

资料来源：根据 1998 – 2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

## （二）中国工业部门就业转换特征统计分析

为了更直观地了解 1998 – 2009 年中国工业企业就业增长和就业转换的变化特征，本文首先从不同维度计算了中国工业部门规模以上企业的就业创造率、就业损失率、净就业增长率和就业转换率的分布和变化特征。表 2 给出了 1999 – 2009 年工业部门总体的就业增长和就业转换变化特征，数据显示：1999 – 2002 年工业部门的就业创造率低于就业损失率，工业部门的净就业增长率呈负增长；其中，1999 年的就业损失率达到 12.6%，这显然与国有企业在这一时期的大规模改制重组存在密切关系。2003 – 2008 年工业部门的就业创造率都高于就业损失率，净就业增长率开始出现正增长。2005 年工业部门的就业创造率达到最高峰 13.3%，净就业增长率也达到最大值 5.3%；2009 年受金融危机冲击，就业损失率再次超过了就业创造率。表 2 中的数据显示，就业创造率和就业损失率的变化幅度高于净就业增长率的变化幅度，1999 – 2009 年工业

部门的平均就业创造率和就业损失率均超过 9%，而平均净就业增长率仅为 -0.2%，这也表明工业部门的就业转换主要是内部转换，并不会引起净就业水平的大幅变化；表 2 中就业总转换率和就业内部转换率的变化也说明了上述特征，1999–2009 年工业部门就业总转换率平均值为 18.5%，其中扣除净就业增长后的就业内部转换率平均值为 15.9%，即大约 86% 的就业转换是发生在产业内部的转换。

表 2 就业创造与就业损失变化

年份	就业创造率	就业损失率	净就业增长率	就业总转换率	就业内部转换率
1999	0.072	0.126	-0.054	0.199	0.144
2000	0.074	0.116	-0.042	0.190	0.148
2001	0.062	0.099	-0.037	0.161	0.124
2002	0.084	0.094	-0.010	0.178	0.168
2003	0.092	0.082	0.010	0.174	0.164
2004	0.095	0.096	0.000	0.191	0.191
2005	0.133	0.080	0.053	0.213	0.159
2006	0.098	0.075	0.024	0.173	0.150
2007	0.100	0.077	0.023	0.177	0.153
2008	0.120	0.095	0.024	0.215	0.191
2009	0.079	0.088	-0.009	0.167	0.158
均值	0.092	0.093	-0.002	0.185	0.159

资料来源：根据 1998–2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

另外一个反映就业市场是否稳定以及就业转换是否频繁的指标是就业市场中企业就业创造和就业损失的持续性。表 3 给出了工业部门企业就业创造和就业损失持续一年以上和持续两年以上所占比重的情况。数据显示：中国工业部门就业创造和就业损失持续一年的企业比重为 24%，而就业创造和就业损失持续两年的企业比重仅约为 12%。而相关研究发现，一些发达国家和发展中国家就业创造和就业损失持续性超过一年的企业比重约为 70% 左右，持续性超过两年的企业比重约为 50%（Davis & Haltiwanger, 1992；Albaek & Sorensen, 1998；Haltiwanger & Vodopivec, 2002；Brown & Earle, 2002）。显然，与多数国家相比，中国工业部门的就业市场存在十分频繁的变动，就业创造和就业损失的持续性和稳定性非常低，这可能与中国工业企业的结构调整较快、工业企业总体上生存期限较短存在密切关系。

表 3 就业创造、就业损失的持续性

年份	就业创造持续一年 (PJC1)	就业创造持续两年 (PJC2)	就业损失持续一年 (PJD1)	就业损失持续两年 (PJD2)
2000	0.229	—	0.314	—
2001	0.208	0.111	0.267	0.161
2002	0.206	0.113	0.250	0.148
2003	0.255	0.117	0.254	0.134
2004	0.171	0.092	0.157	0.089
2005	0.178	0.094	0.156	0.080
2006	0.286	0.101	0.222	0.084
2007	0.283	0.164	0.230	0.114
2008	0.299	0.165	0.252	0.130
2009	0.309	0.172	0.331	0.168
均值	0.242	0.125	0.243	0.123

注：2000 年的 PJC1 表示 1999 年存在就业创造的企业在 2000 年仍然存在就业创造的企业，在 2000 年该类型企业的数量占全部企业的比重；2001 年的 PJC2 表示 1999 – 2001 年同时存在就业创造的企业，在 2001 年该类型企业数量占全部企业的比重；依此类推。

资料来源：根据 1998 – 2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

表 4 给出了按照企业生存年龄、企业规模、所有制和地区分布计算的就业创造率、就业损失率以及就业转换率的变化特征。从企业生存年龄的分布来看，就业创造率、净就业增长率以及就业总转换率随着企业生存年龄的增加总体上呈先上升后下降的变化趋势，而就业损失率和就业内部转换率随着企业生存年龄的增加总体上存在逐步下降的变化趋势，但是对于生存年龄超过 20 年的企业仍然存在较高的就业损失率。生存年龄介于 2 ~ 5 年的企业就业创造率和就业总转换率最高，其就业份额占全部规模以上工业企业就业份额的 15%；而生存年龄超过 20 年企业的就业份额占全部规模以上工业企业就业份额的 25.6%。

从企业规模和就业增长及就业转换的统计分布来看，就业创造率与企业规模的分布并无规律性的变化趋势，但就业损失率随着企业规模的增长总体呈逐步下降的变化趋势。中小规模企业（就业人数介于 51 ~ 300 人）的净就业增长率和就业转换率最高，对就业增长的结构变化影响最为显著，中小规模企业就业份额占全部规模以上工业企业就业份额的 28.7%。1000 人以上的大规模企业的就业创造率、就业损失率以及就业转换率都处于最低水平，但这类大规模企业的就业份额却高达 41.8%。

表4 企业特征、地区分布与就业转换

	就业创造率	就业损失率	净就业增长率	就业总转换率	就业内部转换率	就业份额
生存年龄(年)						
[0,1)	0.085	0.092	-0.007	0.178	0.171	0.003
[1,2)	0.095	0.090	0.005	0.185	0.179	0.011
[2,3)	0.117	0.087	0.030	0.205	0.174	0.056
[3,5)	0.115	0.088	0.027	0.203	0.176	0.094
[5,10)	0.104	0.083	0.021	0.187	0.166	0.296
[10,20)	0.092	0.082	0.010	0.174	0.164	0.283
20 及以上	0.045	0.092	-0.047	0.137	0.090	0.256
企业规模(人)						
5 ~ 50	0.087	0.094	-0.007	0.181	0.174	0.023
51 ~ 100	0.097	0.092	0.005	0.189	0.184	0.066
151 ~ 300	0.097	0.092	0.005	0.190	0.185	0.221
301 ~ 500	0.090	0.092	-0.002	0.181	0.180	0.121
501 ~ 1000	0.087	0.088	-0.001	0.176	0.175	0.151
1000 +	0.079	0.079	0.000	0.158	0.158	0.418
所有制类型						
国有企业	0.049	0.096	-0.047	0.145	0.098	0.264
私营企业	0.113	0.082	0.031	0.195	0.164	0.191
外资企业	0.117	0.077	0.040	0.194	0.154	0.116
中国港澳台企业	0.112	0.088	0.024	0.200	0.176	0.121
其他类型企业	0.082	0.081	0.000	0.163	0.163	0.307
利润率(%)						
大于 10%	0.104	0.065	0.040	0.169	0.129	0.116
0 ~ 10%	0.094	0.077	0.017	0.171	0.154	0.624
-10% ~ 0	0.065	0.103	-0.038	0.168	0.130	0.181
小于 -10%	0.056	0.145	-0.090	0.201	0.112	0.078
地区 <sup>①</sup>						
华北(5 省)	0.072	0.082	-0.011	0.154	0.143	0.124
东北(3 省)	0.079	0.108	-0.029	0.187	0.158	0.088
华东(4 省)	0.090	0.079	0.011	0.169	0.158	0.325
中部(6 省)	0.076	0.087	-0.010	0.163	0.153	0.169
东南(2 省)	0.118	0.091	0.027	0.208	0.181	0.177
西南(4 省)	0.071	0.084	-0.013	0.155	0.142	0.070
西北(5 省)	0.065	0.085	-0.020	0.150	0.130	0.044

注：表中的统计值为1999–2009年利用企业就业规模加权后得到的平均值；企业规模用企业的平均从业人员衡量。

资料来源：根据1998–2009年中国规模以上工业企业数据计算得到。

① 西南地区未包括西藏自治区，东南地区未包括海南省。

从企业所有制类型与就业增长及就业转换的统计分布来看，国有企业的就业创造率显著低于就业损失率，1999—2009 年国有企业的就业净增长率为 -4.7%，同时国有企业的就业总转换率和内部转换率与其他所有制企业相比也处于最低水平，但 1999—2009 年国有企业在全部规模以上工业企业的就业份额仍然高达 26.4%，远高于私营企业、外资企业和中国港澳台投资企业在工业部门的就业份额。私营企业、外资企业及中国港澳台投资企业对工业部门的就业创造效应明显高于就业损失效应，是带动工业部门净就业增长的最为重要的力量，同时也是就业转换率最高的企业，这三类企业 1999—2009 年占规模以上企业的就业份额为 42.8%。私营和外资企业的崛起对缓解国有企业改制重组导致的大量就业损失，稳定工业部门就业市场起到了重要作用。

从企业的利润率分布和就业增长及就业转换特征来看，随着企业平均利润的下降，就业创造率呈现规律性的下降趋势，而就业损失率则呈现逐步上升的趋势，高利润企业是拉动净就业增长的主要力量；平均利润率超过 10% 的高利润企业就业份额占全部就业份额的 11.6%，多数企业的利润率介于 0~10%，占全部企业就业份额的 62.4%。1999—2009 年利润率小于零的企业占工业部门平均就业份额的 26%。

从企业的地区分布和就业增长及就业转换特征来看，东部沿海地区（包括华东 4 省和华南 2 省）是平均就业创造率最高的地区，也是净就业增长率最为明显的地区，东部沿海地区占工业部门的就业份额超过 50%。除东部沿海地区之外，其他地区工业部门就业损失率均高于就业创造率，1999—2009 年平均净就业增长率都低于零。其中，东北地区工业部门的就业损失率平均高达 10.8%，年平均净就业增长率为 -2.9%，处于全国最低水平。显然，沿海地区具有最高就业创造率、东北地区具有最高就业损失率的现象与国有企业竞争力下降、外资和私营企业的快速崛起存在密切关系。另外，西北地区工业企业的就业创造率处于全国最低水平，年平均就业创造率仅为 6.5%，而就业损失率却高达 8.5%，年平均净就业增长率为 -2%，表明西北地区工业企业的就业带动作用很弱，竞争力总体上存在较为明显的劣势。

为了进一步说明就业增长和就业转换的行业差异性，表 5 给出了 1999—2008 年 25 个两位码制造业的平均就业创造率、就业损失率、净就业增长率以及就业转换率的分布特征。同时，也给出了对应行业的出口开放度、进口渗透率以及外资渗透率。表中数据显示，在 25 个代表性制造行业中，大多数行业净就业增长率都处于较低水平，有 11 个行业的就业损失率超过了就业创造率，平均净就业增长率为负值。其中，专用设备制造、烟草制造、化学原料及化学纤维制造业的就业、非金属矿物制造业部门的就

业创造率显著低于就业损失率，年平均净就业增长率均低于 $-1.5\%$ ；同时，这些行业也是国有部门占据主导地位，且出口开放度、进口渗透率和外资渗透率最低的制造业部门。

表5 贸易开放度、外资渗透与行业就业转换的统计分析

行业名称(编码)	就业创造率	就业损失率	净就业增长率	就业总转换率	就业损失率	出口开放度	进口渗透率	外资渗透率
食品制造业(14)	0.106	0.095	0.011	0.201	0.191	0.099	0.035	0.287
烟草制品业(16)	0.063	0.078	-0.015	0.141	0.126	0.008	0.006	0.002
纺织业(17)	0.078	0.091	-0.013	0.169	0.156	0.248	0.072	0.122
纺织服装、鞋、帽制造(18)	0.099	0.085	0.013	0.184	0.171	0.462	0.022	0.180
皮革及其制品(19)	0.107	0.091	0.016	0.199	0.183	0.481	0.100	0.219
木材加工及木制品(20)	0.101	0.101	0.000	0.202	0.201	0.172	0.050	0.135
家具制造(21)	0.116	0.095	0.021	0.211	0.190	0.444	0.034	0.207
造纸及纸制品(22)	0.082	0.084	-0.002	0.166	0.164	0.076	0.073	0.248
文教体育用品制造(24)	0.103	0.099	0.004	0.202	0.198	0.627	0.059	0.229
石油加工、炼焦(25)	0.071	0.081	-0.010	0.153	0.143	0.028	0.284	0.039
化学原料及化学制品制造(26)	0.075	0.091	-0.016	0.165	0.149	0.090	0.169	0.170
医药制造(27)	0.084	0.071	0.013	0.155	0.142	0.105	0.056	0.144
化学纤维制造(28)	0.069	0.083	-0.014	0.152	0.138	0.071	0.050	0.120
橡胶制品(29)	0.079	0.080	-0.001	0.159	0.159	0.239	0.047	0.302
塑料制品(30)	0.109	0.091	0.017	0.200	0.183	0.237	0.056	0.205
非金属矿物制品(31)	0.076	0.092	-0.016	0.168	0.152	0.088	0.020	0.127
黑色金属冶炼及压延加工(32)	0.066	0.070	-0.005	0.136	0.131	0.059	0.030	0.053
有色金属冶炼及压延加工(33)	0.079	0.067	0.012	0.145	0.133	0.073	0.094	0.071
金属制品(34)	0.103	0.089	0.013	0.192	0.179	0.250	0.053	0.188
通用设备制造(35)	0.079	0.086	-0.007	0.165	0.157	0.154	0.122	0.205
专用设备制造(36)	0.072	0.095	-0.023	0.167	0.144	0.122	0.157	0.145
交通运输设备制造(37)	0.081	0.080	0.001	0.161	0.159	0.126	0.096	0.203
电气机械及器材制造(39)	0.107	0.087	0.020	0.194	0.174	0.248	0.096	0.230
通信设备、计算机制造(40)	0.140	0.090	0.050	0.230	0.180	0.625	0.224	0.393
仪器仪表机械制造(41)	0.095	0.090	0.005	0.186	0.181	0.483	0.305	0.267

注：表中的统计值均为1999–2009年的加权平均值。

资料来源：根据1998–2009年中国规模以上工业企业数据计算得到。

就业创造率明显高于就业损失率，具有较高净就业增长率的制造业部门主要集中在，通讯设备及计算机制造、电器机械及器材制造、家具制造、塑料制造、皮革制造、纺织服装鞋帽制造等加工贸易特征较为明显或劳动密集度很高的制造业部门，这些部门的出口开放度和外资渗透率显著高于其他制造业部门。其中，加工贸易特征较为明显的通讯设备及计算机制造业的就业创造率最高，1999—2009 年平均就业创造率高达 14%，远高于其就业损失率；同时，该行业的出口开放度和外资渗透率也远高于其他行业。显然，上述描述性统计表明制造业部门不同行业间的就业增长和就业转换不仅存在显著差异，而且与贸易开放度和外资渗透率存在较为明显的相关性。

## 四 经验结果分析与解释

### (一) 基准回归结果及分析

基于第二部分的经验回归方程，本文采用 1998—2009 年中国工业企业数据加总后得到的细分四位码工业行业数据，分别考察了出口开放、进口渗透以及外资渗透对就业增长和就业转换的影响。为了确保回归结果的稳健性，本文首先采用同时控制个体和时间固定效应的普通最小二乘法（OLS）进行基准回归，然后采用考虑滞后变量和其他变量内生性的系统广义矩估计（GMM）两步法进行稳健性检验。

表 6 报告了采用基准回归方法考察贸易开放和外资渗透对就业创造和就业损失影响的结果。表 6 第（1）～（3）列的回归结果显示，控制就业创造和就业损失的滞后项及其他影响因素后，出口开放度和外资渗透率的回归系数都至少在 5% 的水平上显著为正，而进口渗透率的系数也在 5% 的显著性水平上为负值，表明出口开放度和外资渗透率的提高会显著地促进就业创造率的增加，而进口渗透率的增加则会对就业创造率产生显著的负面影响；表 6 第（4）～（5）列的回归结果考察了贸易开放度和外资渗透率对就业损失率的影响，出口开放度的回归系数均在 10% 的水平上显著为负，表明出口开放度扩大会降低工业行业的就业损失率；进口渗透率的回归系数为不显著的负值，表明进口渗透对就业损失率没有显著的影响。表 6 第（5）列控制了出口开放度和外资渗透率，结果显示外资渗透率的回归系数在 5% 的显著性水平上为负值，但第（6）列进一步控制了进口渗透率后，外资渗透率的回归系数变为不显著的负值。

表 6 贸易开放、外资渗透与就业转换（基准验证一：普通最小二乘法）

被解释变量	就业创造率			就业损失率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	-0.036 (0.023)	-0.066 *** (0.020)	-0.048 ** (0.023)	0.172 (0.105)	0.182 ** (0.091)	0.172 (0.107)
滞后一期的就业损失率	0.116 *** (0.040)	0.124 *** (0.033)	0.118 *** (0.040)	-0.093 ** (0.041)	-0.102 *** (0.034)	-0.102 *** (0.036)
出口开放度	0.052 *** (0.019)	0.041 ** (0.020)	0.046 ** (0.018)	-0.051 * (0.027)	-0.048 * (0.028)	-0.065 * (0.034)
进口渗透率	-0.029 ** (0.014)		-0.029 ** (0.014)	0.026 (0.042)		0.027 (0.048)
外资渗透率		0.090 ** (0.038)	0.089 ** (0.037)		-0.109 ** (0.049)	-0.073 (0.051)
年龄	-0.023 *** (0.006)	-0.019 *** (0.006)	-0.022 *** (0.007)	0.011 (0.009)	0.009 (0.008)	0.013 (0.009)
企业规模	0.009 (0.006)	0.009 * (0.005)	0.008 (0.006)	-0.003 (0.005)	-0.009 * (0.005)	-0.003 (0.006)
市场集中度	0.063 (0.052)	-0.015 (0.039)	0.040 (0.049)	-0.050 (0.086)	-0.024 (0.069)	-0.041 (0.113)
行业存货率	-0.108 *** (0.032)	-0.000 (0.000)	-0.104 *** (0.032)	0.061 (0.062)	0.000 (0.000)	0.055 (0.064)
国有企业比重	-0.061 *** (0.019)	-0.094 *** (0.026)	-0.054 ** (0.023)	0.033 (0.037)	0.027 (0.039)	0.008 (0.049)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4063	4238	3668	4063	4238	3668
调整后的 R <sup>2</sup>	0.251	0.201	0.244	0.075	0.081	0.080
行业数量	410	503	410	410	503	410

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。

资料来源：根据1998–2009年中国规模以上工业企业数据计算得到。

表7给出了采用普通最小二乘法考察贸易开放度和外资渗透率对净就业增长率和就业内部转换率影响的回归结果。表7第(1)~(3)列显示，出口开放度和外资渗透率的回归系数均至少在5%的显著性水平上为正值，而进口渗透率的所有回归系数均不显著，这表明出口开放度的扩大和外资渗透率的增加会显著地促进净就业的增长，显然这与表6中出口开放度和外资渗透率变化会对就业创造和就业损失产生反方向影响的经验结论是一致的。表7第(4)~(6)列对就业内部转换率的回归结果显示，出口

开放度和外资渗透率所有的回归系数均不显著，但进口渗透率的回归系数都在 1% 的显著性水平上为负值。表 7 的结果表明，出口开放度和外资渗透率对净就业增长率的影响较为显著，而进口渗透率对就业内部转换率的影响较为显著。

表 7 贸易开放、外资渗透与就业转换（基准验证二：普通最小二乘法）

被解释变量	净就业增长率			就业内部转换率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	-0.209 ** (0.099)	-0.248 *** (0.088)	-0.220 ** (0.101)	-0.040 * (0.021)	-0.033 (0.022)	-0.048 ** (0.023)
滞后一期的就业损失率	0.209 *** (0.057)	0.226 *** (0.049)	0.221 *** (0.055)	-0.016 (0.025)	0.001 (0.023)	-0.019 (0.025)
出口开放度	0.103 *** (0.038)	0.089 ** (0.037)	0.111 *** (0.042)	0.014 (0.023)	0.007 (0.025)	0.009 (0.027)
进口渗透率	-0.055 (0.047)		-0.056 (0.053)	-0.052 *** (0.017)		-0.052 *** (0.017)
外资渗透率		0.199 *** (0.059)	0.162 ** (0.064)		0.018 (0.045)	0.009 (0.046)
年龄	-0.034 *** (0.013)	-0.028 ** (0.012)	-0.035 ** (0.014)	-0.007 (0.006)	-0.013 ** (0.006)	-0.006 (0.006)
企业规模	0.012 (0.008)	0.018 *** (0.007)	0.011 (0.009)	-0.001 (0.006)	-0.004 (0.004)	-0.002 (0.006)
市场集中度	0.112 (0.124)	0.009 (0.085)	0.081 (0.147)	-0.099 *** (0.038)	-0.078 ** (0.033)	-0.100 ** (0.045)
行业存货率	-0.169 ** (0.072)	-0.000 (0.000)	-0.159 ** (0.074)	-0.084 *** (0.029)	-0.000 (0.000)	-0.097 *** (0.030)
国有企业比重	-0.093 ** (0.041)	-0.121 *** (0.046)	-0.062 (0.053)	0.002 (0.017)	-0.022 (0.015)	-0.011 (0.018)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4063	4238	3668	4063	4238	3668
调整后的 R <sup>2</sup>	0.178	0.163	0.182	0.130	0.080	0.098
行业数量	410	503	410	410	503	410

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。

资料来源：根据 1998–2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

表 6 和表 7 的回归结果表明，贸易开放度和外资渗透率对就业创造率的影响要显著高于对就业损失率的影响，并且对就业创造率和就业损失率的影响刚好相反。外资

渗透率的增加在提供更多就业机会的同时，并未对中国工业部门的就业产生冲击，不仅如此，外资渗透的增加还倾向于降低就业损失率。显然，本文的基准结论并不支持外资对内资企业产生了显著的市场挤出效应这一论断。

## （二）稳健性检验回归结果及分析

表6和表7的回归结果未控制就业创造和就业损失滞后变量的内生性，这可能会对回归结果的可靠性产生影响。为了进一步验证表6和表7的回归结果是否稳健可靠，本文在控制了滞后变量内生性的基础上，对经验方程采用系统广义矩估计（GMM）两步法重新进行了回归。表8给出了控制滞后变量内生性后，贸易开放度和外资渗透率对就业创造率和就业损失率影响的回归结果。

表8第(1)~(3)列显示，控制了滞后变量的内生性和其他变量后，出口开放度和外资渗透率的回归系数都在1%的水平上显著为正，但进口渗透率的回归系数并不显著，仍然表明行业出口开放度和外资渗透率的增加会显著促进就业创造率的提高。由表8第(3)列的回归结果可知，出口开放度每增加10%，行业当期的就业创造率会上升约0.3%；而外资渗透率每增加10%，当期的就业创造率会上升大约1.2%。如果考虑就业创造率和就业损失率的滞后效应，出口开放度和外资渗透率每增加10%，行业的就业创造率会分别上升0.4%和1.5%。表8第(4)~(6)列分别检验了在控制内生性问题后，贸易开放度和外资渗透率变化对就业损失率的影响。第(4)列控制了出口开放度和进口渗透率变量，回归结果显示，出口开放度的系数在5%的显著性水平上为负值，进口渗透率的回归系数不显著。表8第(5)列控制了出口开放度和外资渗透率后，出口开放度的回归系数变得不显著，但外资渗透率的回归系数在5%的水平上显著为负。第(6)列同时控制了出口开放度、进口渗透率和外资渗透率后，回归结果仍然稳健，外资渗透率的回归系数在5%的水平上显著为负，而出口开放度和进口渗透率的系数都不显著。由表8第(6)列的估计结果可知，工业行业的外资渗透率每增加10%，当期的就业损失率会下降大约0.93%，而考虑就业损失的滞后效应，长期的就业损失率会下降大约1.77%。显然，从长期来看，外资渗透率的上升通过降低行业的就业损失率对就业的带动效应，要高于通过增加行业的就业创造对就业的带动效应<sup>①</sup>。

<sup>①</sup> 依据第二部分的经验方程，贸易开放度和外资渗透率对就业创造率、就业损失率、就业净增长率以及就业内部转换率长期影响的计算公式为： $\beta_1 / (1 - \alpha_0 - \alpha_1)$ 、 $\beta_2 / (1 - \alpha_0 - \alpha_1)$  和  $\beta_3 / (1 - \alpha_0 - \alpha_1)$ 。

表 8 贸易开放、外资渗透与就业转换（稳健性验证：广义矩估计法）

被解释变量	就业创造率			就业损失率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	0.082 *** (0.030)	0.043 (0.028)	0.061 ** (0.027)	0.658 *** (0.218)	0.228 *** (0.078)	0.572 ** (0.242)
滞后一期的就业损失率	0.153 *** (0.050)	0.109 *** (0.030)	0.137 *** (0.037)	-0.063 (0.180)	0.014 (0.031)	-0.097 (0.119)
出口开放度	0.035 *** (0.007)	0.031 *** (0.007)	0.033 *** (0.007)	-0.041 ** (0.019)	-0.000 (0.010)	-0.024 (0.019)
进口渗透率	-0.007 (0.006)		-0.003 (0.006)	0.022 (0.015)		0.011 (0.010)
外资渗透率		0.125 *** (0.024)	0.118 *** (0.025)		-0.067 ** (0.033)	-0.093 ** (0.046)
年龄	-0.021 *** (0.005)	-0.017 *** (0.004)	-0.012 *** (0.004)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.006)	-0.005 (0.010)
企业规模	0.004 ** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.004 * (0.002)	-0.006 *** (0.002)	-0.005 ** (0.002)
市场集中度	0.047 * (0.024)	-0.016 (0.015)	0.020 (0.023)	-0.013 (0.045)	-0.051 *** (0.019)	-0.023 (0.033)
行业存货率	-0.027 (0.018)	-0.000 ** (0.000)	-0.040 ** (0.019)	0.014 (0.017)	-0.001 *** (0.000)	0.025 (0.018)
国有企业比重	-0.044 *** (0.013)	-0.036 *** (0.008)	-0.032 *** (0.010)	0.016 (0.033)	0.024 * (0.013)	0.031 * (0.019)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4064	4241	3669	4064	4241	3669
行业数量	410	505	410	410	505	410
误差项滞后二阶(AR2)检验 (概率值 P)	0.645	0.856	0.980	0.504	0.337	0.372
过度识别(Hansen J)检验(概 率值 P)	0.117	0.049	0.131	0.010	0.007	0.016

注：括号内为经过 Windmeijer (2005) 校准后的稳健标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著；估计均采用系统广义矩估计 (GMM) 两步法，将就业创造率和就业损失率的滞后项设定为内生变量；为了避免内生性干扰，企业年龄和企业规模均按照不同的区间划分后，采用离散值赋值法进行了处理。

资料来源：根据 1998—2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

上述回归结果进一步表明，在控制滞后变量的内生性问题后，工业行业外资渗透率的提高会对就业增长产生显著的促进作用，基于广义矩估计 (GMM) 法的稳健性检验同样未发现外资进入会通过挤占国内市场份额造成就业损失率增加的现象。显然，这与表 6 中的基准回归结论是一致的。表 8 中的进口渗透率所有回归系数均不显著，表明控制了滞后变量内生性之后，进口渗透率总体上并不会对行业的就业创造率和就业损失率产生显著影响。

表9基于广义矩估计（GMM）两步法在控制滞后变量内生性的基础上，估计了贸易开放度和外资渗透率对净就业增长率和就业内部转换率的影响。表9第（1）~（3）列贸易开放度和外资渗透率的估计结果显示，出口开放度和外资渗透率的估计系数至少在5%的水平上显著，表明出口开放度的扩大和外资渗透率的提高会显著地促进净就业水平的增长，并且外资渗透率对净就业增长率的影响要大于出口开放度对净就业增长率的影响。同时，进口渗透率的估计系数不显著，表明在贸易开放条件下，进口渗透对净就业增长率的影响并不显著。由于净就业增长是对就业创造和就业损失的综合效应，表9第（1）~（3）列的回归结果与表8中对就业创造和就业损失分别回归的结果在逻辑上是一致的，即出口开放和外资渗透的增加通过促进就业创造，降低就业损失，显著地促进了净就业水平的增长，而进口渗透率无论对就业创造还是就业损失均不存在显著影响，因此进口渗透也不会对净就业的增长产生显著影响。表9第（4）~（6）列分别考察了贸易开放度和外资渗透率对就业内部转换率的影响，控制滞后变量内生性和其他控制变量后，出口开放度的回归系数都至少在1%的水平上显著为正，表明出口开放度的扩大会显著提升就业内部转换率。回归结果显示，出口开放度上升10%，就业在产业内部的转换率会上升大约0.23~0.31个百分点。表9第（4）~（6）列中，进口渗透率的回归系数在1%的水平上显著为负，表明进口渗透率的提升会显著地降低就业在产业内部的转换率。依据回归结果可知，控制其他影响因素后，进口渗透率提升10%，就业内部转换率会大约下降0.2%。

显然，无论是基于固定效应的最小二乘法估计（OLS），还是控制变量内生性基础上的广义矩估计（GMM），都表明进口渗透率会对就业内部转换率产生显著影响。进口渗透率的增加会对就业内部转换率产生显著的负面影响，可能的原因在于，控制了进口渗透率对净就业水平的影响之后，进口渗透率的增加一方面代表进口竞争强度的上升，会对就业创造率产生负面影响；另一方面也可能意味着进口中间产品的比重上升，从而会降低就业损失率，造成进口渗透率对就业创造和就业损失产生同方向的影响。

表9第（5）~（6）列中，外资渗透率的系数也至少在10%的水平上显著为正，表明外资渗透率上升会显著地增加行业内部的就业转换率。回归结果显示，行业的外资渗透率每增加10%，就业内部转换率会上升大约0.6个百分点。对比表9第（1）~（3）列和第（4）~（6）列的回归系数可以发现，外资渗透率对净就业增长率的影响要高于对就业内部转换率的影响，但出口开放度对净就业增长率和就业内部转换率的影响大小总体上并无显著差别。

表 9 贸易开放、外资渗透与就业转换（稳健性检验：广义矩估计法）

被解释变量	净就业增长率			就业内部转换率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	-0.139 ** (0.062)	-0.116 ** (0.054)	-0.123 ** (0.058)	0.025 (0.023)	0.000 (0.022)	0.026 (0.024)
滞后一期的就业损失率	0.122 ** (0.053)	0.105 ** (0.046)	0.137 *** (0.049)	0.024 (0.027)	0.001 (0.020)	0.014 (0.024)
出口开放度	0.026 ** (0.012)	0.031 *** (0.011)	0.032 ** (0.012)	0.031 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)	0.023 *** (0.008)
进口渗透率	0.000 (0.012)		-0.009 (0.011)	-0.020 *** (0.008)		-0.020 *** (0.007)
外资渗透率		0.176 *** (0.038)	0.164 *** (0.042)		0.062 ** (0.031)	0.063 * (0.033)
年龄	-0.015 * (0.008)	-0.018 ** (0.008)	-0.013 (0.008)	-0.013 *** (0.004)	-0.016 *** (0.004)	-0.014 *** (0.005)
企业规模	0.009 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)	-0.005 *** (0.002)	-0.004 ** (0.002)	-0.006 *** (0.002)
市场集中度	0.055 * (0.030)	0.014 (0.025)	0.055 * (0.033)	-0.153 *** (0.018)	-0.151 *** (0.013)	-0.150 *** (0.020)
行业存货率	-0.057 ** (0.023)	0.000 (0.000)	-0.047 ** (0.022)	-0.041 ** (0.016)	-0.000 (0.000)	-0.040 *** (0.015)
国有企业比重	-0.066 *** (0.018)	-0.057 *** (0.016)	-0.056 *** (0.020)	-0.045 *** (0.015)	-0.046 *** (0.010)	-0.042 *** (0.016)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	4064	4241	3669	4064	4241	3669
行业数量	410	505	410	410	505	410
误差项滞后二阶(AR2) 检验 (概率值 P)	0.527	0.223	0.505	0.254	0.105	0.452
过度识别(Hansen J) 检验(概 率值 P)	0.053	0.058	0.189	0.044	0.364	0.068

注：括号内为经过 Windmeijer (2005) 校准后的稳健性标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著；估计均采用了系统广义矩估计 (GMM) 两步法估计，将就业创造率和就业损失率的滞后项设定为内生变量；为了避免内生性干扰，企业年龄和企业规模均按照不同的区间划分后，采用离散值赋值法进行了处理。

资料来源：根据 1998—2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

显然，尽管表 7 的基准回归结果显示，出口开放度和外资渗透率变化并不会对就业内部转换率产生显著影响，但表 9 控制了滞后变量内生性的估计结果却稳健地显示，无论是出口开放度、还是外资渗透率，均会对就业内部转换率产生显著的影响。这表明，出口开放度和外资渗透率的变化不仅会引起劳动力要素在产业之间流动和重新配

置（净就业水平变化），同时也会引起劳动力要素在产业内部流动和重新配置。这同时也表明，传统的以比较优势为基础的要素禀赋理论以及新新贸易理论都能够在不同程度上解释中国对外贸易开放和外资渗透与劳动力要素转换配置之间的关系。

表9的稳健性检验回归结果中，其他控制变量的回归结果显示，行业中企业平均年龄、平均规模、市场集中度、存货率以及国有企业比重会与净就业增长率和就业转换率存在显著的相关关系。国有企业比重和存货率的增加不仅会显著地降低行业的净就业增长率，而且会显著地降低行业的就业内部转换率，而行业中企业的平均年龄、平均规模、市场集中度对净就业增长率和就业内部转换率的影响刚好相反。控制变量的回归结果总体上都符合理论预期，同时，对表8和表9中广义矩估计（GMM）法误差项滞后二阶（AR2）检验和过度识别（Hansen J）检验的结果总体上都表明，上述回归结论具有较好的稳健性和一致性特征。

### （三）贸易开放、外资渗透对就业转换影响机制的进一步检验

上文主要分析了贸易开放和外资渗透对就业增长和就业转换的总体效应。正如本文引言和理论分析部分强调的一样，贸易开放和外资渗透可以通过影响产出规模、生产效率以及劳动要素的价格弹性对就业市场产生影响，因此本文基于第二部分扩展后的经验方程（13），进一步检验了贸易开放度和外资渗透率通过不同渠道对净就业增长率和就业内部转换率的影响。对于扩展后的经验方程，本文基于固定效应的普通最小二乘法（OLS）回归和控制变量内生性基础上的广义矩估计（GMM）两步法回归进行了稳健性检验。由于篇幅所限，且控制滞后变量内生性的回归方法结果较为稳健，本节主要基于系统广义矩估计（GMM）两步法的回归结果进行分析<sup>①</sup>。

表10给出了在控制行业产出增长率、全要素生产率变化率以及其他行业平均工资变化率的基础上，出口开放度、进口渗透率和外资渗透率与上述变量交叉项的估计系数，考察了贸易开放和外资渗透对就业创造率和就业损失率产生影响的不同渠道。表10的估计结果显示，产出增长率提升会对就业创造率产生显著的促进作用，但对就业

<sup>①</sup> 采用固定效应普通最小二乘（OLS）估计法与采用系统广义矩估计（GMM）两步法的估计系数方向完全一致，只是在变量的显著性水平上存在细微差别。由于在扩展的经验方程中，加入了产出规模变化率、全要素生产率增长率以及其他行业的工资变化率变量，这些变量可能存在内生性问题，在检验过程中发现，如果将上述单个或者多个变量同时设定为内生变量后，估计结果并不稳健，而且在很多情况下估计结果与理论预期差别较大，并且大多数的估计都无法通过误差项滞后二阶（AR2）检验和过度识别（Hansen J）检验，这表明将上述变量设定为内生变量总体上并不合理。基于上述原因，本文最终采用了只将滞后变量设定为内生变量的估计结果。

表 10 贸易开放、外资渗透对就业转换影响机制的检验（稳健性检验一：广义矩估计法）

被解释变量	就业创造率			就业损失率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	0.105 *** (0.024)	0.118 *** (0.030)	0.118 *** (0.030)	0.021 (0.023)	0.010 (0.019)	0.010 (0.020)
滞后一期的就业损失率	0.071 ** (0.029)	0.062 ** (0.026)	0.070 ** (0.030)	0.160 ** (0.075)	0.161 ** (0.076)	0.164 ** (0.079)
产出增长率	0.022 *** (0.006)	0.048 *** (0.007)	0.022 *** (0.005)	0.019 * (0.011)	0.003 (0.010)	0.002 (0.009)
其他行业平均工资变化率	0.876 (1.287)	0.761 (1.229)	0.829 (1.349)	-0.911 (0.944)	-0.776 (0.956)	-0.844 (0.968)
全要素生产率变化率	-0.015 *** (0.003)	-0.016 *** (0.003)	-0.015 *** (0.004)	0.008 * (0.004)	0.003 (0.003)	0.007 * (0.004)
产出增长率 * 出口开放度	0.067 *** (0.025)			-0.102 ** (0.046)		
其他行业平均工资变化率 * 出口开放度	-0.279 ** (0.116)			0.301 ** (0.121)		
全要素生产率变化率 * 出口开放度	0.023 * (0.014)			-0.014 (0.015)		
产出增长率 * 进口渗透率		-0.033 ** (0.014)			-0.025 (0.031)	
其他行业平均工资变化率 * 进口渗透率		-0.049 (0.168)			-0.213 (0.198)	
全要素生产率变化率 * 进口渗透率		0.026 ** (0.011)			0.016 (0.013)	
产出增长率 * 外资渗透率			0.291 ** (0.116)			-0.100 (0.118)
其他行业平均工资变化率 * 外资渗透率			-0.887 * (0.457)			1.041 * (0.531)
全要素生产率变化率 * 外资渗透率			0.079 (0.054)			-0.014 (0.055)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3264	3264	3264	3264	3264	3264
行业数量	409	409	409	409	409	409
误差项滞后二阶(AR2) 检验 (概率值 P)	0.567	0.689	0.680	0.498	0.286	0.349
过度识别(Hansen J) 检验(概率值 P)	0.233	0.151	0.221	0.130	0.029	0.023

注：括号内为经过 Windmeijer (2005) 校准后的稳健标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著；所有估计方程中均加入了出口开放度、进口渗透率、外资渗透率变量，同时控制了行业中企业平均年龄、平均规模、市场集中度、行业存货率、国有企业比重，篇幅所限此表未列出；内生变量设定为就业创造率和就业损失率的滞后一期项。

资料来源：根据 1998—2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

损失率的影响总体上不显著；其他行业平均工资增长率上升会对本行业就业创造率产生正面促进作用，对本行业就业损失率产生负面影响，但估计系数均不显著；全要素生产率增长率上升会对就业创造率产生十分显著的负面影响，对就业损失率的回归系数总体上为不太显著的正值。显然，上述核心控制变量的估计结果都符合理论预期。

进一步关注贸易开放度和外资渗透率与上述核心控制变量交叉项的估计结果。表10第（1）列和第（4）列中，出口开放度与核心控制变量的交叉项分别考察了出口开放度通过不同渠道对就业创造率和就业损失率的影响。第（1）列的回归结果显示，出口开放度与产出增长率的交叉项在1%的水平上显著为正，出口开放度与其他行业工资增长率的交叉项在5%的显著性水平上为负值，与全要素生产率变化率的交叉项在10%的显著性水平上为正值，表明行业出口开放度的增加会通过提升产出弹性、降低对其他行业的工资增长弹性以及削弱全要素生产率增长对就业创造的负面影响这三种渠道，对就业创造率产生显著影响。第（4）列对就业损失率的回归结果显示，出口开放度与产出增长率交叉项的回归系数在5%的水平上为负值，与其他行业平均工资增长率交叉项的系数在5%的水平上显著为正，与全要素生产率变化率交叉项的估计系数为不显著的负值，表明出口开放度的扩大同样会通过降低产出弹性和增加对其他行业工资增长率的弹性对就业损失率产生显著影响。出口开放度与产出增长率、其他行业工资增长率以及全要素生产率变化率的交叉项对就业创造率和就业损失率的估计系数方向相反，这也预示出口开放度变化同样会通过改变产出增长弹性和其他行业工资增长弹性的方式对净就业增长率产生显著的影响。

表10第（2）列和第（5）列基于进口渗透率与核心控制变量的交叉项考察了进口渗透率通过不同渠道分别对就业创造率和就业损失率的影响。第（2）列对就业创造率的回归结果显示，进口渗透率与产出增长率的交叉项回归系数在5%的显著性水平上为负值；与其他行业工资增长率的交叉项回归系数为不显著的负值，与全要素生产率变化率的交叉项在5%显著性水平上为正值，表明进口渗透率的增加会显著地降低产出对就业创造率的弹性，同时也会显著改变全要素生产率变化率对就业创造率的影响。第（5）列所有的交叉项回归系数均不显著，表明进口渗透率的变化总体上并不会通过上述方式对就业损失率产生显著的影响。值得一提的是，对比第（2）列和第（5）列交叉项的回归结果不难发现，进口渗透率交叉项的回归系数对就业创造率和就业损失率的影响方向完全一致，这也在很大程度上揭示了为什么进口渗透率变化更可能对就业内部转换率而不是对净就业增长率产生显著影响。

表 10 第（3）列和第（6）列分别考察了外资渗透率通过不同渠道对就业创造率和就业损失率的影响。第（3）列的回归结果显示，外资渗透率增加会通过提升产出弹性以及降低其他行业工资弹性的方式对就业创造率产生显著影响，但外资渗透率变化难以通过改变全要素生产率变化率对就业创造率产生影响。第（6）列的回归结果显示，外资渗透率与产出增长率以及与全要素生产率变化率交叉项的回归系数均不显著，与其他行业工资增长率交叉项的系数在 10% 的水平上显著为正，表明外资渗透率会通过改变工资弹性的方式对就业损失率产生影响，但通过改变产出增长率和全要素生产率变化率对就业损失率的影响并不显著。同时，外资渗透率通过三种不同渠道对就业创造率和就业损失率的作用方向刚好相反，预示着外资渗透率通过三种不同渠道更可能对净就业增长而不是就业内部转换率产生影响。

表 11 进一步检验了出口开放度、进口渗透率以及外资渗透率通过不同渠道对净就业增长率和就业内部转换率的影响。表 11 第（1）列的回归结果显示，出口开放度会通过增加产出弹性，降低其他行业工资弹性以及改变全要素生产率变化率的方式对净就业增长率产生显著的影响；而第（4）列的回归结果显示，出口开放度会通过改变产出增长率的方式对就业内部转换率产生显著影响，但通过改变其他行业工资弹性以及全要素生产率变化率的方式对就业内部转换率并无显著影响。表 11 第（2）列所有与进口渗透率交叉项变量的回归系数均不显著，表明行业进口渗透率总体上并不会通过上述三种渠道对净就业增长率产生显著影响。显然，这一经验结论不仅与进口渗透率总体上不会对净就业增长率产生显著影响的经验结论一致，也与表 10 中对就业创造率和就业损失率的回归结果具有一致逻辑。第（5）列进口渗透率与产出增长率的回归系数同样在 5% 的水平上显著，进口渗透率与全要素生产率变化率和其他行业工资增长率交叉项的回归系数不显著，表明进口渗透率主要通过改变产出弹性的方式对就业内部转换率产生显著影响，这也与进口渗透率总体上会对就业内部转换率产生更为显著的影响这一经验结论一致。表 11 第（3）列的回归结果显示，外资渗透率与产出增长率、全要素生产率变化率的交叉项系数不显著，但与其他行业工资增长率交叉项的回归系数在 5% 的水平上显著为负，表明控制了其他变量后，外资渗透率主要是通过改变就业对其他行业的工资弹性进而对净就业增长率产生作用的；第（6）列所有交叉项的回归系数均不显著，表明外资渗透率通过改变产出增长率、其他行业工资弹性以及全要素生产率变化率三种方式对就业内部转换率的影响不显著。

表11 贸易开放、外资渗透对就业转换影响机制的检验（稳健性检验二：广义矩估计法）

被解释变量	净就业增长率			就业内部转换率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
滞后一期的就业创造率	0.071 ** (0.032)	0.118 *** (0.034)	0.119 *** (0.036)	0.007 (0.023)	0.012 (0.028)	0.010 (0.028)
滞后一期的就业损失率	-0.124 * (0.075)	-0.154 * (0.082)	-0.151 ** (0.076)	0.024 (0.024)	0.001 (0.025)	0.006 (0.025)
产出增长率	0.007 (0.014)	0.034 *** (0.012)	0.023 ** (0.011)	0.033 *** (0.008)	0.030 *** (0.005)	0.013 (0.008)
其他行业平均工资变化率	2.055 (2.308)	1.911 (1.897)	2.064 (1.996)	0.529 (0.386)	0.637 (0.389)	0.711 * (0.372)
全要素生产率变化率	-0.026 *** (0.006)	-0.018 *** (0.005)	-0.021 *** (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.007 (0.004)	-0.006 (0.006)
产出增长率 * 出口开放度	0.185 *** (0.065)			-0.043 ** (0.018)		
其他行业平均工资变化率 * 出口开放度	-0.590 *** (0.203)			0.044 (0.131)		
全要素生产率变化率 * 出口开放度	0.041 * (0.025)			0.008 (0.020)		
产出增长率 * 进口渗透率		0.012 (0.032)			-0.044 *** (0.016)	
其他行业平均工资变化率 * 进口渗透率		-0.009 (0.232)			-0.083 (0.198)	
全要素生产率变化率 * 进口渗透率		0.008 (0.017)			0.016 (0.013)	
产出增长率 * 外资渗透率			0.265 (0.173)			0.078 (0.085)
其他行业平均工资变化率 * 外资渗透率			-1.547 ** (0.788)			0.381 (0.451)
全要素生产率变化率 * 外资渗透率			0.084 (0.074)			0.035 (0.088)

续表

被解释变量	净就业增长率			就业内部转换率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3264	3264	3264	3264	3264	3264
行业数量	409	409	409	409	409	409
误差项滞后二阶(AR2)检验 (概率值 P)	0.970	0.592	0.565	0.284	0.241	0.750
过度识别(Hansen J)检验 (概率值 P)	0.075	0.095	0.099	0.038	0.066	0.062

注：括号内为经过 Windmeijer (2005) 校准后的稳健标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著；所有估计方程中均加入了出口开放度、进口渗透率、外资渗透率变量，同时控制了行业中企业平均年龄、平均规模、市场集中度、行业存货率、国有企业比重，篇幅所限此表未列出；内生变量设定为就业创造率和就业损失率的滞后一期项。

资料来源：根据 1998–2009 年中国规模以上工业企业数据计算得到。

综上所述，贸易开放度和外资渗透率通过改变产出增长弹性、就业工资弹性以及全要素生产率变化率的方式对就业创造率的影响，要远高于其通过上述方式对就业损失率的影响，这也与表 6 至表 9 的经验结果一致。同时，相对于进口渗透率和外资渗透率，出口开放度对净就业增长率和就业内部转换率的影响机制更为多元化，出口开放度会同时通过改变产出增长弹性、其他行业的工资弹性以及全要素生产率变化率对净就业增长率产生显著影响；而进口渗透率主要是通过改变产出增长的弹性对就业内部转换率产生显著影响，对净就业则并无显著的影响；外资渗透率主要通过改变劳动要素对工资变化的相对弹性对净就业增长率产生显著影响。

## 五 结论和政策含义

本文基于中国规模以上工业企业数据库，在分析中国工业部门就业创造率和就业损失率的变化和分布特征的基础上，同时考察了贸易开放度和外资渗透率对细分工业行业的就业创造率、就业损失率、净就业增长率以及就业内部转换率的影响，得到以下几个主要结论：首先，中国工业部门总体上存在很高的就业创造率和就业损失率，但就业创造率和就业损失率的持续性很低，且就业内部转换率显著高于净就业增长率，就业内部转换率占就业再配置的比重超过 85%；同时，就业创造率和就业损失率的变

化特征随着企业的年龄、规模、所有制、所在地区、行业等因素呈现显著的差异性和规律性的变化趋势。其次，出口开放度增加不仅会通过提升就业创造率和降低就业损失率的方式对净就业增长率产生显著的促进作用，而且会促进就业内部转换率的显著提升；进口渗透率对就业创造率、就业损失率和净就业增长率的影响总体上不显著，但会显著降低就业内部转换率；外资渗透率会显著促进就业创造率的提升，同时也会显著降低就业损失率，外资渗透率的增加不仅显著地促进了净就业增长率，同时也显著促进了就业内部转换率的提升。最后，出口开放度会通过改变产出弹性、其他行业工资弹性以及全要素生产率变化率的方式对就业创造率和净就业增长率产生显著影响，进口渗透率会通过改变产出弹性的方式对就业内部转换率产生显著影响，而外资渗透率对其他行业工资弹性的影响更为显著。

本文的经验结论具有以下几方面的政策含义：首先，出口开放度的扩大和外资渗透率的提高不仅显著促进了净就业的提升，而且也促进了就业在产业内部转换率的提升。由于生产要素在产业内部的转换和再配置本身是提高生产率的重要渠道之一，出口开放度的扩大对中国工业部门竞争力的提升产生了重要作用；同时，本文的经验研究也表明，基于比较优势基础的要素禀赋理论和基于产业内部要素重新配置的新新贸易理论，都能够在不同程度上解释贸易开放和外资渗透变化对中国工业部门就业市场的影响；提高出口开放度对于促进工业部门就业，推动生产要素重新合理配置具有重要的现实意义。其次，外资渗透率的增加在促进就业创造率提升的同时也显著降低了就业损失率，总体来看，外资进入在创造更多就业机会的同时并未对内资产业产生显著的就业挤出效应，特别是在 20 世纪 90 年代开始的国有企业大规模改革重组造成工业部门就业损失率显著上升的同时，外资的大规模进入缓解了国有部门改革对工业部门就业市场造成的严重冲击，对稳定就业市场起到了十分重要的作用；外资渗透率还显著地改变了就业对工资的弹性，这表明继续稳定或者扩大外资利用水平不仅能够创造更多的就业机会，而且对于促进工业部门就业市场化程度的不断提高、提升要素配置效率会发挥重要作用。最后，进口渗透率总体上并不会对净就业增长率产生显著的影响，但会显著降低就业内部转换率。产生这一现象的主要原因在于，本文的进口渗透率包括了中间投入要素的进口和最终产品的进口，这两者对就业市场的作用方向刚好相反，存在互相抵消的可能，因此需要进一步区分中间产品和最终产品进口对就业增长和就业转换的不同作用，这也是本文需要进一步深入研究的问题。

## 参考文献：

- 马弘、乔雪、徐媛（2013），《中国制造业的就业创造和就业消失》，《经济研究》第 12 期，第 68 – 80 页。
- 张川川（2015），《出口对工资、就业、收入不平等的影响》，《经济学（季刊）》第 14 卷第 4 期，第 1611 – 1630 页。
- Aitken, Brian & Ann Harrison (1999). Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89(3), 605 – 618.
- Albaek, Karsten & Bent Sorensen (1998). Worker Flows and Job Flows in Danish Manufacturing, 1980 – 91. *The Economic Journal*, 108(451), 1750 – 1771.
- Brandt, Loren, Johannes Bieseboeck & Yifan Zhang (2012). Creative Accounting or Creative Destruction? Firm Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, 97(2), 339 – 351.
- Brown, David & John Earle (2002). Gross Job Flows in Russian Industry before and after Reforms: Has Destruction Become More Creative? *Journal of Comparative Economics*, 30 (1), 96 – 133.
- Caballero, Ricardo, Eduardo Engel & John Haltiwanger (1997). Aggregate Employment Dynamics: Building from Microeconomic Evidence. *American Economic Review*, 87(1), 115 – 137.
- Christev, Atanas, Olga Kupets & Hartmut Lehmann (2008). Trade Liberalization and Employment Effects in Ukraine. *Comparative Economic Studies*, 50, 318 – 340.
- Davis, Steven, John Haltiwanger & Scott Schuh (1996). *Job Creation and Job Destruction*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Davis, Steven & John Haltiwanger (1992). Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation. *Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 819 – 863.
- De Loecker, Jan (2011). Product Differentiation, Multi-Product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, 79(5), 1407 – 1451.
- Fu, Xiaolan & V. N. Balasubramanyam (2005). Export, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China. *The World Economy*, 28(4), 607 – 625.
- Greenaway, David, Robert Hine & Peter Wright (1999). An Empirical Assessment of the

- Impact of Trade on Employment in the United Kingdom. *European Journal of Political Economy*, 15(3), 485 – 500.
- Haltiwanger, John & Milan Vodopivec (2002). Gross Worker and Job Flows in a Transition Economy: an Analysis of Estonia. *Labor Economics*, 9(5), 601 – 630.
- Haouas, Ilham & Mahmoud Yagoubi (2004). Trade Liberalization and Labor-Demand Elasticities: Empirical Evidence from Tunisia. *IZA Discussion Paper*, No. 1084.
- Hine, Robert & Peter Wright (1998). Trade with Low Wage Economies, Employment and Productivity in UK Manufacturing. *The Economic Journal*, 108(450), 1500 – 1510.
- Kambourov, Gueorgui (2009). Labor Market Regulations and the Sectoral Reallocation of Workers: The Case of Trade Reform. *Review of Economic Studies*, 76(4), 1321 – 1358.
- Klein, Michael, Scott Schuh & Robert Triest (2003). Job Creation, Job Destruction and the Real Exchange Rate. *Journal of International Economics*, 59(2), 239 – 265.
- Krishna, Pravin, Devashish Mitra & Sajjid Chinoy (2001). Trade Liberalization and Labor Demand Elasticities: Evidence from Turkey. *Journal of International Economics*, 55(2), 391 – 400.
- Lu, Yi & Linhui Yu (2015). Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence of China's WTO Accession. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(4), 221 – 253.
- Melitz, Mark (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695 – 1725.
- Milner, Chris & Peter Wright (1998). Modelling Labour Market Adjustment to Trade Liberalisation in an Industrialising Economy. *The Economic Journal*, 108(447), 509 – 528.
- Mortensen, Dale & Christopher Pissarides (1994). Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(3), 397 – 415.
- Mortensen, Dale & Christopher Pissarides (1998). Technological Progress, Job Creation and Job Destruction. *Review of Economic Dynamics*, 1(4), 733 – 753.
- Moser, Christoph, Dieter Urban & Beatrice Mauro (2010). International Competitiveness, Job Creation and Job Destruction—an Establishment Level Study of Germany Job Flows. *Journal of International Economics*, 80(2), 302 – 317.
- Nucci, Francesco & Alberto Pozzolo (2010). The Exchange Rate, Employment and Hours: What Firm Level Data Say? *Journal of International Economics*, 82(2), 112 – 123.
- Revenga, Ana (1992). Exporting Jobs: The Impact of Import Competition on Employment and

- Wages in U. S. . *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 255 – 284.
- Slaughter, Matthew (2001). International Trade and Labor-Demand Elasticities. *Journal of International Economics*, 54 , 27 – 56 .
- Windmeijer, Frank (2005). A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1) , 25 – 51.

## Trade Openness, FDI Penetration and Job Reallocation of China's Industrial Sectors

Mao Risheng

( Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Sciences )

**Abstract:** This paper investigates the association of trade openness and FDI penetration with job flows in China's industrial sectors. A simple theoretical framework is constructed to demonstrate the mechanism of trade expansion and FDI effects on job flows. The job flows pattern was firstly described based on a firm-level panel dataset covering all above scale firms of China's industrial sectors from 1998 to 2009, then the empirical equations are designed to empirically clarify the impacts of export openness, import and FDI penetration on job flows individually. The empirical results show that, firstly, the impacts of export openness and FDI penetration on job creation are substantially larger than those of impacts on job destruction, and both the net growth of employment and job excess reallocations are significantly affected by export openness and FDI penetration. Secondly, the job creation rate, job destruction rate and net employment growth are not significantly affected by import penetration, while there are significant impacts of import penetration on job reallocation within industrial sectors. Thirdly, trade openness and FDI penetration have impacts on job flows by influencing the elasticity of output and wage rates as well as by influencing the efficiency of output, while the channels of export openness, import penetration and FDI penetration effects on job flows vary dramatically in significance and magnitude.

**Keywords:** trade openness, import penetration, FDI penetration, net employment, job reallocation

**JEL Classification:** F16, F23, J21, J23

(责任编辑: 周敏丹)