

中国制造业行业就业影响因素研究

王孝成 于津平*

摘要: 本文通过建立影响中国就业的理论模型,运用有界协整方法和 Granger因果检验法,对 2001年第3季度至 2007年第4季度间中国制造业各行业就业人数与人均实际资本存量、技术进步率和人民币实际汇率的关系进行实证研究。结果表明:无论在短期还是长期,(1)从总体上看,人均实际资本存量对中国就业的影响力度最大,而实际汇率变动及技术变迁对就业的影响力度偏低;(2)人均实际资本存量、人民币实际汇率、技术进步对中国行业就业的影响力因行业不同而呈现出复杂的相关关系。为稳定就业,应根据不同产业制定和选择相应的政策措施。

关键词: 人均资本存量 技术进步 人民币实际汇率 就业率

一、前言

2008年以来由虚拟经济所引发的经济危机逐步向实体经济延伸,金融风暴对全球经济的负面影响正日益凸现,世界各大经济组织普遍下调经济增长预期,欧盟、美国、日本等主要经济体经济敏感指数继续恶化,工业生产大幅下滑,失业率持续攀升。受累于世界经济危机,中国的就业压力上升,当前,约2000万农民工失岗返乡,近710万应往届大学毕业生待业家中,因此,深入研究影响中国就业的因素并探寻提升中国就业率的政策措施已迫在眉睫。中国就业问题已被学术界高度关注,现有文献主要从以下两个方面展开论述:

(1)资本投入、技术进步与中国就业的关系。姚战琪和夏杰长(2006)分析投资、人力资本、技术存量的变化,城市化以及产业结构变化对中国就业的影响,结果显示人力资本、技术水平的提升和工资的增加是现阶段影响中国就业的主要因素,其他因素影响不明显。王文甫(2008)通过对中国1978-2004年相关数据实证研究后发现,就业量与技术进步之间存在长期协整关系,且技术提升会遏制就业率的上升。袁富华和李义学(2008)基于利润最大化的假设对1996-2005年中国制造业分析后发现,大多数分行业资本与劳动之间的替代弹性大于1,中国制造业资本替代劳动已成为常态。(2)人民币实际汇率与中国就业的关系。俞乔(1999)认为,人民币贬值有利于扩大就业,他估计人民币贬值15%~30%可以增加250万~510万个就业岗位。范言慧和宋旺(2005)假定实际汇率通过出口价格、出口份额变动和进口成本等途径影响企业的劳动需求,指出实际汇率升值会抑制中国的制造业就业。丁剑平和鄂永健(2005)通过对人民币实际汇率与就业关系进行协整检验,发现人民币实际汇率贬值显著增加贸易品部门就业,非贸易品部门就业对实际汇率变动不敏感。

但已有研究存在以下局限性:(1)随着中国改革开放的日益深入,中国的经济结构发生了巨大变化,只研究一个或者两个因素对就业的影响,必然会造成实证结果的不准确。(2)上述研究多从宏观视角考察经

* 王孝成,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:albert_wxc@yahoo.com.cn;于津平,南京大学经济学院、南京大学国际经济研究所,邮政编码:210093。

本文研究获得教育部基地重大项目“全球经济变化中长三角地区经济增长模式转型研究”(项目编号:2009JJD790022)的资助,同时感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

经济敏感指数是在对生产者和消费者进行调查的基础上得出的,体现生产者和消费者对经济前景的乐观程度,其涉及工业、服务业、建筑业、零售业以及消费者5个方面。

济变量对中国就业的影响,未能深入至产业层面分析资本投入、技术进步与汇率变动对行业就业的影响。而这种总量分析得出的政策建议并非适用于每个行业,部分行业的最终就业甚至会与政策期望相悖。综上,本文在已有研究的基础上,从以下三个方面进行了一定的拓展:(1)依托构建的理论模型,将资本投入、人民币实际汇率、技术进步和中国就业置于同一体系内加以分析,体现中国就业变化是多种因素共同作用的结果,使实证结果更加契合中国经济运行的实际轨迹。(2)从产业层面,评估资本投入、人民币实际汇率、技术进步与中国就业的长短期数量关系,为政府制定政策措施提供参考。(3)为避免变量间的伪回归、单位根检验的人为性以及小样本下的有偏估计和不稳定性问题,本文采用基于 ARDL (Autoregressive Distributed Lag) 模型的有界协整检验法考察资本投入、人民币实际汇率、技术进步和中国就业之间的长期关系,使实证方法更加合理和客观。

本文其余部分结构安排如下:第二部分建立中国就业问题的理论模型;第三部分根据理论模型建立经验模型,并简要说明数据的来源和处理方法,分析实证结果;第四部分为结论,并给出相关的政策启示。

二、基本模型、计量方法及数据选择

本文的理论模型是刘鹏飞和张亚斌(2007)与 Costas和 Christopher(2007)两文中相关理论模型的拓展,上述两篇论文在完全竞争的条件下考察资本投入与技术进步对就业率的影响。本文从中国经济的特点出发,将出口部门引入模型,并在此基础上深入探求中国就业与资本投入、汇率变动和技术进步的内在联系。

(一)理论模型

1. 厂商行为

假设厂商都投入资本和劳动力两种要素并生产同一种最终产品,创造单位工作机会的成本 z 取决于经济发展状况,经济形势愈好成本愈低。同时假设在每个 t 期的期初都只有 1 单位的劳动力,厂商提供相同的工作机会数量为 v_t ,并假设这些工作是可以自由进出的且无交易成本。考虑到工人的异质性,并非所有工作都会有工人去就业,工作机会与劳动力之间存在一个匹配函数,该函数与新工作岗位数、失业人数和就业人数相关,我们假设匹配函数为 $m_t = V_t^{1-\alpha}$ 。于是 m_t 即为就业率, $U_t = 1 - m_t$ 为失业率。

生产函数采用传统的 C-D 生产函数, $Y_t = AK_t L_t^{1-\alpha}$, 由于前面假设 $L = 1$, 则生产函数等价于人均生产函数的形式: $y_t = Ak_t$, 其中 k 为人均资本。设均衡时人均工资为 w_t , r_t 为折旧率与利率之和,则在资本完全折旧的情况下,利率等于资本回报率,即 $r_t = \alpha k_t^{-1}$ 。厂商产品中 ny_t 部分用于国内消费, $(1-n)y_t$ 销往国外,产品国内外价格分别为 p 和 Ep^* , E 为名义汇率(直接标价法),则厂商收入为 $np y_t + (1-n)Ep^* y_t$ 。将产品国外价格标准化为 1,则厂商收入为 $ney_t + (1-n)y_t$, e 为实际汇率(间接标价法)。依据上述假设,厂商从一份匹配的工作可得到的利润为:

$$\pi_t = ney_t + (1-n)y_t - r_t k_t - w_t = [ne + (1-n) - \alpha]Ak_t - w_t \quad (1)$$

另外,由前面的假定和分析过程可知新的工作机会被匹配的机率为 m_t/V_t , 所以厂商的期望利润为: $(m_t/V_t)\pi_t$ 。在完全竞争假设下,厂商均衡时最大化利润为零。

2 国内劳动力市场

假设年轻和退休两个阶段构成工人的生命周期。劳动者在年轻阶段工作、消费、储蓄,但是退休时就只是纯粹的消费者。政府通过对就业人员征税,对失业人员进行转移支付,设所得税税率为 τ , 就业人员的收入为 $(1-\tau)w_t$; 政府通过转移支付给予失业工人补偿,设补偿率为 $b(0 < b < 1)$, 则失业人员的收入为 $b(1-\tau)w_t$ 。每个工人都将自己的收入在消费和储蓄间进行分配,以求跨期总效用的最大化,假设他们跨期的效用函数为:

$$u(c_t, c_{t+1}) = \ln c_t + (1 + \rho)^{-1} \ln c_{t+1} \quad (2)$$

其中 $1 + \rho > 0$ 为主观贴现率。设储蓄率为 s , 由于资本是一期完全折旧的,故下一期的资本存量就等于本期的储蓄。对于就业工人而言, $c_t = (1-s)(1-\tau)w_t$, $c_{t+1} = s(1-\tau)w_t r_{t+1}$ 。最大化效用可得最优的储蓄率 $s = 1/(2 + \rho)$ 。同理,对于失业工人也可得出同样的结论。但是对于任何一个工人而言,其收入具有不确定性。因为在每期初,他有就业和失业两种可能性,概率分别为 m_t 和 $1 - m_t$, 因此,在每期初我们只知道工人的期望效用:

$$E(u_t) = m_t \{ \ln(1-s)(1-n_t)w_t + (1+n)^{-1} E[\ln s(1-n_t)w_t r_{t+1}] \} + \quad (3)$$

$$(1-m_t) \{ \ln(1-s)b(1-n_t)w_t + (1+n)^{-1} E[\ln sb(1-n_t)w_t r_{t+1}] \}$$

于是最优化问题就是在厂商利润为 0 的约束下最大化工人的期望效用：

$$\max_{w_t, V_t} E(u_t) \quad \text{subject to} \quad \frac{m_t}{V_t} = z \quad (4)$$

求解该最优化问题可得均衡工资：

$$w_t = [ne + (1-n) -]Ak_t, \text{ 其中 } = \frac{\quad}{-(1-n)\ln b} \quad (5)$$

将均衡工资代入厂商的零收益约束条件,得到厂商的最优工作机会创造条件：

$$[ne + (1-n) -] [ne + (1-n) -] Ak_t V_t = z \quad (6)$$

即厂商创造另一单位工作机会的边际收益等于边际成本时,厂商创造的工作机会量达到最优。由工作机会创造条件 (6) 和匹配函数可得到就业率的表达式：

$$m_t = \left\{ \frac{[ne + (1-n) -] [ne + (1-n) -] Ak_t}{z} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (7)$$

由 (7) 式得知,技术进步 (A) 以及人均资本存量 (k) 的提升将会刺激就业率提高,而实际汇率 (e) 对就业率的影响取决于 n 、 α 等多种因素。

(二) 实证模型及方法

前面的理论分析揭示了就业率与人均实际资本存量、实际汇率及技术进步之间的关系,根据理论模型 (7), 构建如下的线性模型进行实证分析。

$$\ln m_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln REER_t + \alpha_3 A_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中 m_{it} 是中国第 t 季度 i 行业的就业率, k_{it} 为第 t 季度 i 行业的人均实际资本存量, A_{it} 为第 t 季度 i 行业的技术进步率, $REER_t$ 是第 t 季度以间接标价法表示的人民币实际有效汇率,其他与 m_{it} 有关的因素被归入随机误差项 ϵ_{it} 中。

由于行业可就业人数难以获得,我们对该模型进行如下变换。假定第 t 季度 i 行业的潜在意向就业人数为 l_{i0} , 行业的实际就业人数为 l_{it} , 就业率 m_{it} 可表示为: $m_{it} = l_{it}/l_{i0}$ 。将此代入以上的计量模型 (8), 则可获得：

$$\ln \frac{l_{it}}{l_{i0}} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln REER_t + \alpha_3 A_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

实证方程可进一步变形为：

$$\ln l_{it} = \epsilon_{it} + \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln REER_t + \alpha_3 A_{it} + \ln l_{i0} \quad (10)$$

其中 $\epsilon_{it} = \alpha_0 + \ln l_{i0}$ 。通过这一变换,实证分析就可以采用行业就业人数作为被解释变量,由此克服行业就业人数难以获得的困难。通过模型的修改,实证分析结果中的主要解释变量的参数没有发生变化,但这一过程克服了本文存在的关键问题。

为避免水平变量之间的伪回归,我们运用协整计量技术考察行业人均实际资本存量 k_{it} 、行业技术进步率 A_{it} 、人民币实际有效汇率 $REER_t$ 与中国行业就业人数 l_{it} 之间的长期均衡关系。针对检验时间序列变量平稳性时出现的不确定性问题和小样本情况下,由于运用两步检验法 (Engle and Granger, 1987; Phillips and Ouliaris, 1990) 和降秩回归法 (Johansen, 1991, 1995) 会带来的有偏估计和不稳定性问题 (Kremers, 1992; Cheung and Lai, 1993), 我们采用新协整检验方法即建立在 UECM (Unrestricted Error Correction Model) 模型基础上的有界协整检验法 (Pesaran and Shin, 2001)。Pesaran 和 Shin 已经证明这种源于 ARDL 模型的 UECM 模型估计具有超一致性特性,运用标准正态渐近理论可以对长期系数进行有效的推断。这种方法还具有以下显著的优点: 不管回归元是否为同阶单整,均可以使用这一方法,避免了在进行单位根检验时出现的不确定性; 相比于 Johansen 检验法和 EG 检验法,小样本情况下的有界协整检验法仍然具有良好的稳定性,比较适合本文时间跨度较短的经济数据的分析处理。

简单地讲,有界协整检验就是建立在 UECM 模型基础上的 OLS 估计 (Pesaran and Shin, 2001)。因此,首先将方程 (10) 扩展成以下形式的无限制误差修正模型 UECM:

$$\ln l_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j} \ln l_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \phi_{2j} \ln k_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \phi_{3j} A_{it-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \phi_{4j} \ln REER_{t-j} + \mu_{it} \quad (11)$$

其中, Δ 表示一阶差分, p 为 ARDL 模型的最大滞后期, μ_{it} 为随机误差项。Pesaran 等 (2001) 不仅指出有界检验就是通过计算 F 统计值对 UECM 方程中滞后水平变量系数的显著性进行 Wald 联合检验, 也给出了不同形式 UECM 方程 Wald 联合检验的 F 统计量的临界值。具体地说, 对于方程 (11), 设定原假设 $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = 0$, 备择假设 $H_1: \phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4$ 不全为 0。如果 F 检验值超过临界区间的上界, 那么就拒绝原假设 H_0 , 表明存在协整关系; 如果 F 检验值低于临界区间的下界, 那么就不能拒绝无协整关系的原假设 H_0 , 且在这两种情况下均不需要知道回归变量的稳定性。但是, 当 F 检验值落到临界区间内时, 必须对回归变量进行单位根检验, 再根据 Pesaran 等 (2001) 有关标准做出是否存在协整关系的判断。如果通过有界协整检验证实变量之间存在协整关系, 那么就可以进行长期、短期系数以及误差修正项系数的估计, 长期系数可以通过 ϕ_2, ϕ_3 和 ϕ_4 对 ϕ_1 标准化而获得。因为 ARDL 模型对滞后结构比较敏感, 我们以 SBC 最小化为准则。在确定最优 ARDL 模型后, 我们还对其进行一系列的诊断检验, 包括系数稳定性检验 (CUSUM) 及方程拟合程度 (R^2 值) 测算。有界协整检验对水平变量间是否存在长期稳定关系给出了明确的标准, 但不能评估变量之间的因果关系, 因此, 我们还利用 Granger 因果检验法确定各变量之间的因果关系。

(三) 数据处理

在数据来源于处理方面, l_{it} 代表中国 i 行业就业人数, 这里 i 行业是指按 GB/T4754 - 1994 二位数分类的工业行业, 行业就业人数源于中经网, 且经过 X12 季度调整。 k_{it} 表示为 i 行业第 t 季度的人均实际资本存量, 以名义人均资本存量除以 GDP 平减指数衡量; 其中名义人均资本存量等于名义资本存量除以就业人数; 名义资本存量源于中经网, 经过 X12 季度调整; GDP 平减指数根据 GDP 指数以 2000 年为基期折算而来, 数据源于 China Date Online 数据库。 A_{it} 表示为 i 行业第 t 季度技术进步率, 本文拟参考郭庆旺 (2005) 的方法依据索洛残差法对技术进步率进行测算, 则计算公式为 $TFP = Y/LH$, 其中 Y 表示行业生产总值, L 表示行业劳动投入, H 为行业资本存量, 式中的 α 和 β 分别表示劳动和资本的产出弹性, 数据来源同上。 $REER$ 是以 2000 年 = 100 用间接标价法表示的人民币实际有效汇率指数, 数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计数据库。

三、实证分析

本文的实证分析将从两个方面进行, 首先利用面板数据构建一个关于总量分析的回归模型, 实证分析资本、技术水平和汇率对就业总量的影响; 其次, 着重考察在其他因素不变的情况下, 人均实际资本存量、实际有效汇率及技术进步率的变动对中国行业就业的影响。

(一) 总量分析

依据上文分析参照 (10) 式拟建立计量模型。根据 F 检验, 选定个体固定效应回归模型, 实证结果如下:

$$\ln l = 1.56 - 0.0019 \ln REER + 0.078 \ln k + 0.00005A$$

$$(594)^* \quad (-4.20)^* \quad (585)^* \quad (0.48)$$

$$R^2 = 0.99 \quad F = 177979 \quad (12)$$

括号中数字表示各个系数的 t 统计值, * 表示在 1% 水平下显著。从 (12) 式可以看出, 就总量分析而言, 就业人数与实际汇率呈负相关关系, 人均实际资本存量的增加将显著推动就业增加, 技术进步对就业的拉动力明显偏弱且统计上不显著, 各变量对就业的影响与理论预期一致。

(二) 行业分析

考虑行业数据的连续性, 拟选取 29 个行业, 具体见表 1 第 1 栏。

经笔者测算, 纺织业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、煤炭开采和洗选业、非金属矿物制品业、电气机械及器材制造业、通用设备制造业、交通运输设备制造业、纺织服装、鞋、帽制造业、化学原料及化学制品制造业和黑色金属冶炼及压延加工业这 10 个行业 2007 年第 4 季度的就业已占该季度制造业总体就业的 59.23%, 故本文对第三部分的实证描述多集中于上述 10 个行业。

根据中国工业行业从 2001 年第 3 季度 - 2007 年第 4 季度相关经济数据,我们对方程 (11)进行估算,确定各行业人均实际资本存量 k_{it} 、实际有效汇率 $REER_t$ 及各行业技术进步率 A_{it} 与行业就业 l_{it} 之间是否存在长期均衡关系。我们对滞后水平变量的联合显著性进行了检验 (见表 1),考虑到采用的是季度数据,ARDL 模型最大滞后期取 4,具体检验结果见表 1 第 2 栏。在 29 个行业中,有 6 个行业不存在协整关系,其就业人数仅占全部行业就业人数的 12.36%。而其余 23 个行业中 15 个行业的 F 统计值高于 1% 显著水平下的上临界值 5.61,强烈表明这些产业存在长期均衡关系,而剩余 8 个行业的 F 统计值高于 10% 显著水平下的下临界值 2.72,经单位根检验表明亦存在长期协整关系。为明确这些存在协整关系的产业是否具有由短期失衡趋向长期均衡的自我纠正机制,我们首先根据 SBC 准则选择最优 ARDL 模型和 UECM 模型,并在对所选 ARDL 模型进行一系列诊断后再考察 ECM 系数的具体情况,见表 1 第 3 栏。包括石油和天然气开采业,木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业,家具制造业,文教体育用品制造业,有色金属冶炼及压延加工业,交通运输设备制造业在内的 6 个存在协整关系行业的 ECM 系数为正值,其余产业的 ECM 系数均为负值,且有 16 个行业的 ECM 系数在统计上显著,表明这些行业的短期失衡能够自我反向调整并趋于长期均衡。在模型参数稳定性方面,CUSUM 检验有一致稳定的结果。在 ARDL 模型拟合效果方面,除塑料制品业 ARDL 模型的修正拟合度为 0.98,其余行业均为 0.99。这些诊断结果表明从总体上看,各行业 ARDL 模型的选择较合理,能够反映各经济变量之间的内在关系。各产业变量之间的因果关系见表 2 中各数据上角标。

表 1 各行业协整检验结果和 ARDL 方程诊断结果 (2001 年第 3 季度 - 2007 年第 4 季度)

产业	F 统计值	ECM _{t-1} 系数	CUSUM	修正 R^2
煤炭开采和洗选业 (06)	2.78 [*]	-0.21(1.89) [*]	稳定	0.99
石油和天然气开采业 (07)	3.24 [*]	0.11(3.07) ^{***}	稳定	0.99
农副食品加工业 (13)	7.88 ^{***}	-0.63(4.93) ^{***}	稳定	0.99
食品制造业 (14)	0.20	-	-	-
饮料制造业 (15)	1.84	-	-	-
纺织业 (17)	6.12 ^{***}	-0.47(4.71) ^{***}	稳定	0.99
纺织服装、鞋、帽制造业 (18)	11.40 ^{***}	-2.69(4.04) ^{***}	稳定	0.99
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业 (19)	1.53	-	-	-
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业 (20)	21.28 ^{***}	0.17(1.04)	稳定	0.99
家具制造业 (21)	15.06 ^{***}	0.07(4.01) ^{***}	稳定	0.99
造纸及纸制品业 (22)	18.73 ^{***}	-0.52(5.42) ^{***}	稳定	0.99
印刷业和记录媒介的复制 (23)	12.89 ^{***}	-0.53(7.24) ^{***}	稳定	0.99
文教体育用品制造业 (24)	18.08 ^{***}	0.07(1.41)	稳定	0.99
石油加工、炼焦及核燃料加工业 (25)	17.95 ^{***}	-0.28(2.18) ^{**}	稳定	0.99
化学原料及化学制品制造业 (26)	63.05 ^{***}	-1.18(14.87) ^{***}	稳定	0.99
医药制造业 (27)	3.15 [*]	-0.31(1.18)	稳定	0.99
化学纤维制造业 (28)	1.14	-	-	-
橡胶制品业 (29)	16.06 ^{***}	-0.26(4.64) ^{***}	稳定	0.99
塑料制品业 (30)	2.97 ^{**}	-0.42(5.44) ^{***}	稳定	0.98
非金属矿物制品业 (31)	3.38 [*]	-0.45(1.85) [*]	稳定	0.99
黑色金属冶炼及压延加工业 (32)	3.32 [*]	-1.24(4.93) ^{***}	稳定	0.99
有色金属冶炼及压延加工业 (33)	50.80 ^{***}	0.14(1.68)	稳定	0.99
金属制品业 (34)	5.90 ^{***}	-0.13(2.49) ^{**}	稳定	0.99
通用设备制造业 (35)	2.81 [*]	-0.30(4.82) ^{***}	稳定	0.99
专用设备制造业 (36)	2.42	-	-	-
交通运输设备制造业 (37)	6.29 ^{***}	2.01(2.71) ^{**}	稳定	0.99
电气机械及器材制造业 (39)	3.28 [*]	-0.22(5.58) ^{***}	稳定	0.99
通信设备、计算机及其他电子设备制造业 (40)	9.29 ^{***}	-0.02(3.72) ^{**}	稳定	0.99
仪器仪表及文化、办公用机械制造业 (41)	0.92	-	-	-

注: F 统计值用来检验各个模型中滞后水平变量的联合显著性,以确定各产业主要变量之间是否存在协整关系,在 10% 显著水平时,上、下临界值分别为 3.77 和 2.72;在 5% 显著水平时,上、下临界值分别为 4.35 和 3.23;在 1% 显著水平时,上、下临界值分别为 5.61 和 4.29,这来源于 Pesaran 等 (2001) 的表 C 第 1 种情况。CUSUM 是残差累积和,用来检验参数的稳定性。ECM_{t-1} 为误差修正项。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,第 3 列的圆括号内数值是 t 统计值的绝对值。表中结果利用软件 Microfit 4.0 和 Eviews 6.0 而获得。

表 2 长期系数估计 (因变量为 $\ln l_t$, 样本期为 2001 年第 3 季度 - 2007 年第 4 季度)

产业	$\ln k_t$	$\ln REER_t$	A_t
煤炭开采和洗选业 (06)	0.28(14.21)***	-0.46(1.23)	-0.09(0.75)
石油和天然气开采业 (07)	-2.45(1.99)*	3.08(1.63)	-0.60(2.12)*
农副食品加工业 (13)	0.93(21.89)***	0.55(6.65)***	-1.95(4.12)***
纺织业 (17)	0.76(44.92)***	0.31(4.82)***	0.27(1.08)
纺织服装、鞋帽制造业 (18)	1.09(22.23)***	-1.09(28.85)***	2.19(8.08)***
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业 (20)	2.86(11.05)***	-4.13(3.26)**	-3.56(1.15)
家具制造业 (21)	-1.71(2.71)	6.48(2.07)	30.85(4.65)**
造纸及纸制品业 (22)	0.58(18.60)***	0.20(2.15)	-1.75(5.49)***
印刷业和记录媒介的复制 (23)	0.54(13.79)***	0.32(3.77)**	0.93(2.84)**
文教体育用品制造业 (24)	7.6(1.74)	6.89(1.3)	0.93(0.24)
石油加工、炼焦及核燃料加工业 (25)	0.82(5.39)***	-1.81(1.52)	0.47(1.17)
化学原料及化学制品制造业 (26)	0.28(145.29)***	0.47(45.61)***	0.08(7.83)***
医药制造业 (27)	0.13(0.41)	-0.85(1.38)	1.24(0.68)
橡胶制品业 (29)	1.3(14.99)***	0.49(0.81)	-2.83(1.77)
塑料制品业 (30)	1.67(60.25)***	-0.09(0.8)	-0.55(1.61)
非金属矿物制品业 (31)	-0.07(1.08)	1.75(2.81)**	2.33(3.25)**
黑色金属冶炼及压延加工业 (32)	0.28(50.19)***	0.24(11.27)***	-0.24(8.35)***
有色金属冶炼及压延加工业 (33)	0.10(0.54)	4.67(2.1)	-3.11(2.43)
金属制品业 (34)	1.49(10.29)***	-0.89(3.49)**	-3.9(2.95)**
通用设备制造业 (35)	0.87(23.41)***	0.68(3.24)**	-1.83(2.23)*
交通运输设备制造业 (37)	0.46(32.81)***	0.55(4.9)**	-0.19(2.27)
电气机械及器材制造业 (39)	3.94(42.35)***	-1.05(14.55)***	-0.03(0.40)
通信设备、计算机及其他电子设备制造业 (40)	-16.83(6.08)***	-9.63(2.73)*	29.24(2.54)*

注:第 2、3、4 列圆括号内数值是 t 统计值的绝对值,***、**和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著,常数项未在表中列出。表示所标变量是因变量 $\ln l_t$ 的 Granger 原因,表示因变量 $\ln l_t$ 是所标变量的 Granger 原因,表示所标变量与因变量 $\ln l_t$ 互为 Granger 原因。

1. 人均实际资本存量对行业就业的影响

从短期看 (见表 3), 人均实际资本存量变化对 21 个行业就业的影响将持续 4 期, 但是对塑料制品业、黑色金属冶炼及压延加工业的影响仅为 2 期。这两个行业人均资本存量对就业的影响均表现为当期资本存量增加将促进就业, 而下一期则具有明显的抑制作用, 其实证结果均在 1% 水平上统计显著。在余下的 21 个行业中, 当期人均实际资本存量增加推进就业上升的行业有 7 个, 但只有煤炭开采和洗选业在 1% 水平上统计显著; 有 14 个行业当期人均实际资本存量与行业就业人数呈负相关关系, 其中通信设备、计算机及其他电子设备制造业等行业 (见表 3, 下同) 在 1% 水平上统计显著, 交通运输设备制造业等行业在 5% 水平上统计显著。有 4 个行业的就业人数与滞后一期的实际资本存量为负向关系, 其中家具制造业、橡胶制品业等行业在 1% 水平上统计显著, 纺织业、电气机械及器材制造业在 5% 水平上统计显著; 剩余 17 个行业中滞后一期的人均实际资本存量将推进就业, 但在 17 个行业中只有 7 个行业统计显著, 其中煤炭开采和洗选业等行业在 1% 水平上统计显著, 农副食品加工业在 5% 水平上统计显著。在 21 个行业中有 7 个行业的实证结果显示滞后两期的人均实际资本存量与行业就业呈现正相关关系, 但只有纺织服装、鞋帽制造业和造纸及纸制品业分别在 1% 和 5% 水平上统计显著; 其余 14 个行业, 滞后两期的人均实际资本存量与就业人数呈负向关系, 且有 11 个行业统计结果显著, 其中非金属矿物制品业、电气机械及器材制造业和化学原料及化学制品制造业等行业在 1% 水平上统计显著, 煤炭开采和洗选业与通信设备、计算机及其他电子设备制造业在 5% 水平上统计显著。有 12 个行业的实证结果表明滞后三期的人均实际资本存量上升将导致行业就业人数下降, 其中纺织业、电气机械及器材制造业等行业在 1% 水平上统计显著, 金属制品业在 5% 水平上统计显著, 煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业在 10% 水平上统计显著; 余下 9 个行业中滞后三期的实际资本存量上升将推进行业就业的上升, 其中通信设备、计算机及其他电子设备制造业、非金属矿物制品业等行业在 1% 水平上统计显著。

表 3 短期系数估计 (因变量为 $\ln I_t$, 样本期为 2001 年第 3 季度 - 2007 年第 4 季度)

产业	$\ln k_t$	$\ln k_{t-1}$	$\ln k_{t-2}$	$\ln k_{t-3}$	$\ln REER_t$	$REER_{t-1}$	$REER_{t-2}$	$\ln REER_{t-3}$	A_t	A_{t-1}	A_{t-2}	A_{t-3}
煤炭开采和洗选业 (06)	0.55*** (6.86)	0.44*** (3.09)	-0.25** (2.01)	-0.24* (1.86)	0.03 (0.68)	0.15** (2.21)	0.08** (2.42)	0.12** (4.12)	-0.02 (1.53)	-	-	-
石油和天然气开采业 (07)	-1.17*** (16.09)	0.12 (0.23)	0.84 (0.86)	-2.37* (1.89)	-0.08 (0.69)	0.08 (0.59)	0.16 (1.03)	0.50 (1.56)	0.01 (0.92)	-0.02 (1.80)	-	-
农副食品加工业 (13)	-1.02** (2.05)	1.20** (2.98)	-1.63*** (5.32)	0.32 (1.07)	0.62*** (3.31)	-0.16 (1.83)	-0.03 (0.41)	-0.06 (1.23)	-0.37*** (2.79)	0.50** (2.29)	0.28* (2.09)	-0.05 (1.10)
纺织业 (17)	0.65 (1.72)	-1.34** (2.35)	0.51 (1.38)	-1.07*** (3.75)	0.20** (2.77)	-0.19*** (3.70)	-0.16** (4.27)	-	0.08 (1.47)	-0.07 (1.70)	0.03 (1.08)	0.04 (1.84)
纺织服装、鞋帽制造业 (18)	0.05 (0.04)	2.34 (1.09)	4.52*** (3.12)	-0.67 (0.57)	0.01 (0.02)	1.85*** (4.21)	2.06*** (5.63)	0.99*** (3.47)	0.37 (1.40)	-4.00*** (4.46)	-2.06*** (4.34)	-0.69*** (3.45)
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业 (20)	-0.96 (1.27)	1.17 (1.75)	-0.77 (1.40)	-0.73*** (3.90)	-0.21 (0.91)	0.62 (1.88)	0.23 (1.61)	0.38*** (4.09)	-0.05 (0.56)	0.43 (0.57)	0.33 (0.73)	0.15 (0.87)
家具制造业 (21)	-1.03*** (5.47)	-2.36*** (3.33)	0.80 (1.59)	-2.03*** (4.42)	-0.03 (0.46)	0.16 (1.14)	0.43*** (2.97)	-0.18 (1.47)	-0.26*** (6.64)	1.43*** (7.64)	0.87*** (7.28)	0.31*** (6.08)
造纸及纸制品业 (22)	0.50 (1.92)	0.02 (0.12)	0.70** (2.40)	-1.31*** (5.27)	-0.39*** (3.92)	-0.75*** (4.58)	-0.33*** (4.20)	-0.30*** (3.92)	-0.11** (2.60)	0.65*** (5.18)	0.44*** (5.36)	0.14*** (4.42)
印刷业和记录媒介的复制 (23)	-0.59 (1.87)	1.49*** (5.17)	-2.13*** (5.08)	1.83*** (3.58)	0.28 (1.93)	0.04 (0.47)	-0.15* (2.14)	-	-0.05 (1.25)	-0.47** (2.59)	-0.31** (2.50)	-0.17** (2.53)
文教体育用品制造业 (24)	0.39 (1.17)	0.34 (1.12)	-0.92** (3.12)	0.21 (1.40)	-0.47*** (4.76)	0.74*** (10.21)	0.51*** (3.31)	0.19** (2.49)	-0.01 (0.22)	0.08 (0.54)	0.11 (1.49)	0.001 (0.74)
石油加工、炼焦及核燃料加工业 (25)	-1.00*** (4.34)	1.47*** (5.52)	-2.06*** (8.59)	0.58*** (2.78)	-0.19 (1.44)	0.43*** (4.42)	0.39*** (4.82)	-	0.05* (1.95)	0.06*** (3.21)	0.07*** (8.49)	0.03*** (5.43)
化学原料及化学制品制造业 (26)	0.02 (0.35)	0.56*** (8.76)	-0.15*** (2.62)	0.23*** (5.08)	-0.03 (1.26)	-0.37*** (14.57)	-0.19*** (16.31)	-0.13*** (11.53)	0.05*** (9.66)	-	-	-
医药制造业 (27)	-1.75 (1.66)	0.32 (0.44)	-0.83 (0.86)	-0.79 (0.74)	-0.13 (1.06)	0.31 (1.68)	0.09 (1.09)	0.17 (1.31)	0.06 (0.68)	-0.23 (1.35)	-0.14 (1.46)	-0.10* (2.17)
橡胶制品业 (29)	0.42 (1.64)	-0.69*** (3.99)	-1.26*** (3.74)	-0.70 (1.71)	0.04 (0.29)	-0.44*** (4.17)	-0.14 (0.94)	-0.26*** (3.01)	-0.07 (0.85)	0.47*** (3.71)	0.34*** (5.98)	0.15*** (4.50)
塑料制品业 (30)	1.45*** (4.04)	-1.75*** (5.87)	-	-	0.06 (0.79)	0.08 (1.69)	-0.22*** (4.00)	-0.04 (0.63)	0.09 (1.75)	-	-	-
非金属矿物制品业 (31)	-1.98*** (5.60)	3.14*** (3.53)	-2.24*** (3.07)	4.05*** (2.88)	0.87*** (3.57)	-0.35** (2.52)	-0.37*** (2.76)	-	0.17 (1.31)	-0.73 (1.47)	-0.46 (1.57)	-0.07 (0.85)
黑色金属冶炼及压延加工业 (32)	0.35*** (3.92)	-0.40*** (3.23)	-	-	0.02 (0.55)	-0.22** (2.40)	-0.29*** (4.71)	-0.23*** (2.81)	-0.02 (1.60)	-	-	-
有色金属冶炼及压延加工业 (33)	-0.63*** (5.87)	0.28 (1.46)	-2.04*** (7.04)	1.29*** (4.06)	-0.44*** (3.19)	0.54*** (5.00)	0.31*** (7.64)	0.03 (0.67)	0.08*** (4.03)	-0.19*** (3.38)	-0.08** (2.24)	-0.05* (1.98)
金属制品业 (34)	-0.19 (0.95)	0.08 (0.35)	0.07 (0.47)	-0.32** (2.66)	-0.05 (0.65)	-0.008 (0.09)	0.18*** (3.57)	-	-0.10 (1.72)	0.30*** (3.16)	0.16*** (3.12)	0.04** (2.40)
通用设备制造业 (35)	-0.28 (1.32)	0.08 (0.24)	-0.37 (1.21)	-0.31 (1.40)	-0.04 (0.61)	-0.28*** (4.35)	-0.15*** (4.35)	-0.16*** (2.94)	-0.06** (2.05)	0.34*** (4.47)	0.20*** (4.72)	0.07*** (3.93)
交通运输设备制造业 (37)	-0.78** (2.21)	0.27 (0.99)	0.15 (0.40)	1.43 (1.73)	-0.30 (1.36)	0.72** (2.11)	0.26** (2.38)	0.11 (1.61)	0.11 (1.46)	-0.13 (1.73)	-0.05** (2.53)	-0.008 (0.70)
电气机械及器材制造业 (39)	-1.23*** (9.86)	-1.62** (2.68)	-1.12** (6.43)	-0.97*** (3.11)	-0.25*** (7.27)	-0.01 (0.41)	-0.07 (1.64)	-	-0.007 (0.40)	-	-	-
通信设备、计算机及其他电子设备制造业 (40)	-1.41*** (14.96)	1.18*** (7.46)	-0.45** (2.13)	0.87*** (2.99)	0.17 (1.82)	0.44*** (5.86)	0.30*** (4.66)	-	0.15*** (3.56)	-0.31*** (6.50)	-0.19*** (7.50)	-0.06*** (5.06)

注:圆括号内数值是 t 统计值的绝对值,***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著,常数项未在表中列出。

就长期而言 (见表 2),在 23 个行业中,有 4 个行业人均实际资本存量增加将降低行业就业人数,但只有石油和天然气开采业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业统计显著,其弹性系数的绝对值均大于 1,富有弹性。这两个行业均属于资本、技术密集型行业,其对高级别人才的需求远高于对一般劳动力的需求,故而人均实际资本存量与行业就业人数的相关系数为负。在余下的 19 个行业中,人均实际资本存量的增加将促进行业就业上升,且有 16 个行业在 1%水平上统计显著。在资本与就业问题的探讨上,不少学者 (姚战琪和夏杰长, 2006;袁富华和李义学, 2008)认为随着中国工业资本深化的不断加速,中国制造业部门正经历一幅资本替代劳动的图景。但亦有学者 (钱永坤, 2003)认为,资本投资增加不仅没有替代劳动力,反而是劳动就业增加的主要因素。对于这种看似矛盾的现象,笔者认为虽然资本深化过程伴随着资本对劳动的强替代,但并不表明会造成就业的绝对减少,它只是表明资本的增长率要快于就业率的增长速度 (见表 4)。实际上在资本深化过程中,随着资本的积累,由于资本与劳动的匹配关系,对劳动力的需求在数量上会相应地增加。

这也就导致实证结果显示有 19 个行业资本存量与就业呈正相关关系。

表 4 资本存量与就业季度平均增长率 (%)

产业	资本存量季度平均增长率	就业季度平均增长率
煤炭开采和洗选业 (06)	4.7	0.66
石油和天然气开采业 (07)	3.47	2.23
农副食品加工业 (13)	3.91	1.66
纺织业 (17)	3.21	1.15
纺织服装、鞋、帽制造业 (18)	3.44	2.28
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业 (20)	3.83	2.76
家具制造业 (21)	6.04	4.58
造纸及纸制品业 (22)	3.2	0.7
印刷业和记录媒介的复制 (23)	2.97	0.95
文教体育用品制造业 (24)	3.71	2.3
石油加工、炼焦及核燃料加工业 (25)	3.26	1.19
化学原料及化学制品制造业 (26)	3.51	0.45
医药制造业 (27)	3.26	1.23
橡胶制品业 (29)	3.29	1.2
塑料制品业 (30)	3.93	2.49
非金属矿物制品业 (31)	3.09	0.42
黑色金属冶炼及压延加工业 (32)	4.6	0.78
有色金属冶炼及压延加工业 (33)	5.1	1.41
金属制品业 (34)	3.93	1.94
通用设备制造业 (35)	4.27	1.5
交通运输设备制造业 (37)	4.01	1.25
电气机械及器材制造业 (39)	4.29	2.6
通信设备、计算机及其他电子设备制造业 (40)	4.38	4.17

注:相关数据为笔者计算而得。

数据来源:中经网。

2 人民币实际汇率对行业就业的影响

从短期看(见表 3),当期实际汇率升值导致行业就业人数上升的有 10 个行业,但只有纺织业等行业在 1%水平上统计显著;其余 13 个行业实证结果显示当期实际汇率升值导致行业就业人数下降,但只有电气机械及器材制造业等 4 个行业在 1%水平上统计显著。在 23 个行业中有 13 个行业滞后一期的实际汇率与行业就业人数呈正相关关系,即实际汇率升值将刺激就业人数上升,其中通信设备、计算机及其他电子设备制造业,纺织服装、鞋、帽制造业等 5 个行业在 1%水平上统计显著,煤炭开采和洗选业及交通运输设备制造业在 5%水平上统计显著;余下 10 个行业的实证结果显示实际汇率与行业就业人数呈现负相关关系,其中纺织业等行业在 1%水平上统计显著,非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业在 5%水平上统计显著。在滞后两期的实际汇率与行业就业人数的关系上,有 12 个行业呈正向关系且有 9 个行业统计显著,其中纺织服装、鞋、帽制造业等行业在 1%水平上统计显著,煤炭开采和洗选业及交通运输设备制造业在 5%水平上统计显著;剩余 11 个行业呈负向关系,其中纺织业等 7 个行业在 1%水平上统计显著,印刷业和记录媒介的复制在 10%水平上统计显著。依据实证结果,模型认为滞后三期的实际汇率只会与 16 个行业就业人数产生短期关系,在 16 个行业中有 8 个行业的实证结果表明实际汇率升值将推进就业人数的上升,其中纺织服装、鞋、帽制造业和木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业在 1%水平上统计显著,煤炭开采和洗选业、文教体育用品制造业在 5%水平上统计显著;余下 8 个行业呈负相关关系,其中通用设备制造业、化学原料及化学制品制造业等行业在 1%水平上统计显著。

就长期而言,在 23 个行业中有 9 个行业的实证结果显示实际汇率升值将降低行业就业人数,其中纺织服装、鞋、帽制造业和电气机械及器材制造业在 1%水平上统计显著,系数为 -1.09 和 -1.05;木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业和金属制品业在 5%水平上统计显著,弹性系数分别为 -4.13 和 -0.89;通信设备、计算机及其他电子设备制造业在 10%水平上统计显著,其系数为 -9.63。而 14 个行业的实证结果表明实际汇率升值会促进行业就业人数增加,有 8 个行业统计显著,其中农副食品加工业、纺织业、化学原料及化学制品制造业和黑色金属冶炼及压延加工业在 1%水平上统计显著,弹性系数分别为 0.55、0.31、0.47 和 0.24;印刷业和记录媒介的复制、非金属矿物制品业、通用设备制造业和交通运输设备制造业在 5%水平上

统计显著,系数分别为 0.32、1.75、0.68和 0.55。在人民币实际汇率与就业的关系上,国内已有多名学者对此问题进行了深入的研究,大多认为人民币实际汇率升值将遏制制造业就业人数的攀升。然而本文的研究则显示部分行业两者间的关系与理论预期及已有研究成果相悖,即人民币实际汇率升值将推进这些行业就业率的上升。出现如此现象,笔者认为主要原因在于:(1)人民币升值使得本国企业进口原材料的成本大为降低,间接刺激了这类行业就业人数的提升,如农副食品加工业、非金属矿物制品业与黑色金属冶炼及压延加工业。(2)大量加工贸易的存在削弱了人民币汇率升值对就业的负面影响,人民币实际汇率升值降低了以人民币计量的中间产品的进口成本,结合国内低廉的要素价格,将刺激加工贸易类企业扩张规模,增加劳动雇用,从而刺激就业,尤以化学原料及化学制品制造业、通用设备制造业和交通运输设备制造业为最。

3. 技术进步对行业就业的影响

从短期看(见表3),当期技术进步导致12个行业的就业人数下降,但只有农副食品加工业、家具制造业、造纸及纸制品业和通用设备制造业统计显著;余下11个行业的实证结果则表明当期技术进步会致使这些行业就业人数上升,但只有化学原料及化学制品制造业等3个行业在1%水平上统计显著,石油加工、炼焦及核燃料加工业在10%水平上统计显著。模型的计量结果显示滞后一期的技术进步会对18个行业的就业产生影响,其中9个行业的实证结果表明技术进步会扩大行业就业人数,且有7个行业统计显著,其中通用设备制造业等6个行业在1%水平上统计显著,农副食品加工业在5%水平上统计显著;余下9个行业的结果则表明技术进步会遏制行业就业人数的提升,有4个行业统计显著,其中纺织服装、鞋、帽制造业等6个行业在1%水平上统计显著,印刷业和记录媒介的复制在5%水平上统计显著。滞后两期的技术进步只会对17个行业的就业产生影响,其中7个行业的实证结果表明滞后两期的技术进步导致行业就业人数的下降,有5个行业统计显著,纺织服装、鞋、帽制造业与通信设备、计算机及其他电子设备制造业在1%水平上统计显著,交通运输设备制造业等3个行业在5%水平上统计显著;其余10个行业的实证结果则与上述7个行业相反,即技术进步会刺激就业的增加,通用设备制造业等6个行业在1%水平上统计显著,农副食品加工业在10%水平上统计显著。滞后三期的技术进步亦只对17个行业的就业产生作用,其中技术进步与行业就业呈正向关系的有9个行业,通用设备制造业等5个行业在1%水平上统计显著,金属制品业则在5%水平上统计显著;有8个行业两者间的关系呈负相关,其中纺织服装、鞋、帽制造业和通信设备、计算机及其他电子设备制造业在1%水平上显著,印刷业和记录媒介的复制在5%水平上统计显著,医药制造业、有色金属冶炼及压延加工业在10%水平上统计显著。

就长期而言(见表2),有13个行业的实证结果表明技术进步将遏制行业就业人数的上升,但只有6个行业在统计上显著,其中农副食品加工业、造纸及纸制品业、黑色金属冶炼及压延加工业在1%水平上统计显著,系数分别为-1.95、-1.75和-0.24;金属制品业在5%水平上统计显著,系数为-3.9;石油和天然气开采业与通用设备制造业在10%水平上统计显著,系数为-0.60和-1.83。剩余10个行业的实证结果表明技术进步将推动行业就业人数的上升,其中6个行业在统计上显著,纺织服装、鞋、帽制造业和化学原料及化学制品制造业在1%水平上统计显著,系数为2.19和0.08;家具制造业、印刷业和记录媒介的复制、非金属矿物制品业在5%水平上统计显著,弹性系数分别为30.85、0.93和2.33;通用设备、计算机及其他电子设备制造业在10%水平上统计显著,系数为29.24。技术进步对就业的影响具有直接效应和间接效应,既有减少传统岗位就业的作用,也有增加就业的补偿效应。一般认为当发生劳动节约型技术进步时则会遏制就业人数的上升。但另一方面,技术进步具有提高劳动生产率、降低生产成本的作用,通过扩大生产规模,进而增加企业和行业对劳动力的需求;且技术进步能开发新产品、开辟新的生产服务领域和新的产业,从而创造新的就业岗位,这种影响被认为是技术进步对就业的“补偿效应”。故笔者认为技术进步对就业弹性系数为负数的行业,其替代效应大于补偿效应;而技术进步与就业为正相关关系的行业,其补偿效应大于替代效应。

四、结论与启示

本文研究结果表明:(1)无论在短期还是长期,从总体上看,人均实际资本存量对中国就业的影响力度最大,而实际汇率变动及技术变迁对就业的作用力度偏低。(2)无论在短期还是长期,人均实际资本存量、人民币实际汇率、技术进步与中国行业就业之间均表现出复杂的相关关系;人均实际资本存量的变动会对一部分制造业行业就业产生负向冲击,而对另一部分行业就业予以正向推动。(3)从短期看,人均实际资本存

量的增加会拉动煤炭开采和洗选业、塑料制品业、黑色金属冶炼及压延加工业的就业；而在石油和天然气开采业、农副食品加工业、家具制造业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、非金属矿物制品业、有色金属冶炼及压延加工业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业和通信设备、计算机及其他电子设备制造业 9 个行业呈现出显著的资本替代劳动的现象。(4)从长期看,煤炭开采和洗选业、农副食品加工业等 16 个行业就业与人均实际资本存量为正向关系,而只有石油和天然气开采业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业 2 个行业的就业人数是随着实际资本存量的增加而显著下降的。

本文的研究结果同时对提升中国就业提供了重要的政策启示:

(1)人均实际资本存量与行业就业。实证结果表明,无论在长期还是短期,人均实际资本存量对中国行业就业的影响远高于人民币实际汇率与技术进步对就业产生的作用。且我们发现除石油和天然气开采业以及通信设备、计算机及其他电子设备制造业外,大多数行业人均实际资本存量增加将推进行业就业人数的上升。虽然资本深化必然伴随着资本对劳动的替代,但是资本积累也导致了就业数量的增加。金融危机的爆发,使我国已不能单纯依靠吸收外商直接投资扩大我国的就业,在当前经济背景下,迫切需要通过内部挖潜的方式增进投资促进就业。一方面,实行积极的财政政策,增加对基础设施建设和改善民生事业的投资,以期对经济和就业带来积极的效果。另一方面,应多方面地吸收投资,扩大就业渠道,采取信贷、税收等措施刺激中小企业的投资意愿,拓宽就业渠道,延伸就业广度,增强中小企业吸纳就业的能力,实现最大化就业。

(2)人民币汇率政策与行业就业。实证结果表明,从总体上看,人民币实际汇率对中国行业就业的影响在不同行业有不同的表现,正、负效应相互抵消后,总体影响有限,所以,试图通过人民币贬值提升中国行业就业人数的做法不可取。当前,应当稳定人民币汇率,减少出口企业的汇率风险,保持就业稳定。

(3)技术进步与行业就业。与汇率对行业就业的影响一致,技术进步对就业的影响因行业的不同而呈现出不同的结果。因此,提升中国行业就业必须充分考虑行业的差异性。我们注意到在部分行业,技术进步有很强的补偿效应,尤以家具制造业和通信设备、计算机及其他电子设备制造业为最,对于这类行业我们应鼓励其实现技术创新和产业链升级,并在此基础上扩大就业。而对于替代效应大于补偿效应的行业,在当前经济背景下,则应暂缓技术升级,以期保持就业稳定。

参考文献:

1. 丁剑平、鄂永健, 2005:《实际汇率、工资和就业——对中国贸易部门和非贸易部门的实证研究》,《财经研究》第 11 期。
2. 范言慧、宋旺, 2005:《实际汇率对就业的影响——对中国制造业总体的经验分析》,《世界经济》第 4 期。
3. 刘鹏飞、张亚斌, 2007:《国际资本流动对我国就业影响的均衡分析》,《国际经贸探索》第 11 期。
4. 王文甫, 2008:《政府支出、技术进步对劳动就业的效应分析》,《经济科学》第 3 期。
5. 姚战琪、夏杰长, 2005:《资本深化、技术进步对中国就业效应的经验分析》,《世界经济》第 1 期。
6. 俞乔, 1999:《论我国汇率政策与国内目标的冲突及协调》,《经济研究》第 7 期。
7. 袁富华、李义学, 2008:《中国制造业资本深化和就业调整——基于利润最大化假设的分析》,《经济学(季刊)》第 10 期。
8. Cheung, Y. W., and S. Laik 1993. "Finite - sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55 (3): 313 - 328
9. Costas, A., and A. P. Christopher 2007. "Unemployment Dynamics with International Capital Mobility." *European Economic Review*, 51 (1): 27 - 48
10. Engle, R. F., and C. W. J. Granger 1987. "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing." *Econometrica*, 55 (2): 251 - 276
11. Johansen, S 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Econometrica*, 59 (6): 1551 - 1580
12. Johansen, S 1995. *Likelihood - Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press
13. Kremers, J. J. M., N. R. Ericsson, and J. J. Dolado 1992. "The Power of Cointegration Tests." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 325 - 348
14. Pesaran, M. H., and Y. Shin 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289 - 326
15. Phillips, P. C. B., and S. Ouliaris 1990. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration." *Econometrica*, 58 (1): 165 - 193.

(下转第 56 页)

85 (1) : 201 - 218

15. Mark, N. 2009. " Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics " *Journal of Money, Credit, and Banking*, 41 (6) : 1047 - 1070
16. Meese, R. , and K Rogoff 1983. " Empirical Exchange Rate Model of the 1970 's: Do They Fit out of Sample. " *Journal of International Economics*, 14 (1 - 2) : 3 - 24.
17. Meese, R. , and K Rogoff 1988. " Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period " *Journal of Finance*, 43 (4) : 933 - 948
18. Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff 2000. " The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause? " NBER Macroeconomics Annual, 15 (1) : 339 - 390.
19. Ophanides, A. , and J. Williams 2005. " The Decline of Activist Stabilization Policy: Natural Rate Misperceptions, Learning and Expectations " *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29 (11) : 1927 - 1950.
20. Rossi, B. 2006. " Are Exchange Rates Really Random Walks? Some Evidence Robust to Parameter Instability. " *Macroeconomic Dynamics*, 10 (1) : 20 - 38.
21. Schinasi, J. , and B. Swamy 1989. " The Out - of - Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models when Coefficients Are Allowed to Change. " *Journal of International Money and Finance*, 8 (3) : 375 - 390.
22. Samo, Lucio and Giorgio Valente 2008. " Exchange Rates and Fundamentals: Footloose or Evolving Relationship? " *Journal of the European Economic Association*, 7 (4) : 786 - 830.
23. Sargent, T. 1993. *Bounded Rationality in Macroeconomics* New York: Oxford University Press
24. Sargent, T. 1999. *The Conquest of American Inflation* Princeton NJ: Princeton University Press

A Monetary Model of RMB under Adaptive Learning

Chen Ping and Li Kai

(Lingnan College Sun Yat - sen University)

Abstract: Traditional exchange rate model based on rational expectation fails to explain the volatility of exchange rate. We relax the assumption and introduce " adaptive learning " to study RMB after the exchange rate system reform, and find that monetary model improves greatly when using " adaptive learning " rule. So we conclude that monetary model with " adaptive learning " can best describe the dynamic of RMB after the regime reform.

Key Words: Adaptive Learning; Monetary Model; Out - sample Prediction

JEL Classification: F31, C53

(责任编辑:刘明宇、陈永清)

(上接第 39 页)

A Study on the Employment Impact Factors in China 's Manufacturing Industry

Wang Xiaocheng and Yu Jinping

(School of Economics, Nanjing University)

Abstract: This paper establishes theoretical and empirical models on China 's employment, and employs co - integration bounded method and Granger causality test to find out the relationship between China 's manufacturing industry employment, per capita real capital deposit, technical progress rate, and real exchange rate of RMB from 2001 Q3 to 2007 Q4. The results show that: (1) both in the short - term or long - term, on the whole, per capita real capital deposit has the biggest influence on employment, but the influence of the real exchange rate and technological changes on employment is low. (2) both in the short - term or long - term, the influences of per capita real capital deposit, the RMB real exchange rate, and technical progress on employment in China have exhibited complex correlation varied with different industries. For the stability of employment, the government should select the appropriate policy measures according to different industries.

Key Words: Per Capital Stock; Technological Progress; Real Exchange Rate of RMB; Employment Rate

JEL Classification: E24, J21

(责任编辑:彭爽)