

人民币国际化背景下就业和就业结构的影响因素研究 ——来自中国省际面板数据的经验证据

徐伟呈^{1,2}, 李欣鹏³

(1. 中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国海洋大学 海洋发展研究院, 山东 青岛 266100;
3. 山东大学 金融研究院, 山东 济南 250100)

摘要: 通过将跨境贸易人民币结算比重指标引入到劳动力市场动态均衡模型中,推导出人民币国际化背景下影响就业的主要因素,并利用2000–2017年全国31个地区的面板数据考察了各因素对就业和就业结构的影响。研究表明:汇率对就业和就业结构的影响最显著,其次是利率,国际原油价格的作用则相对较弱,但在跨境贸易人民币结算实行之后,各因素的影响作用均变小。具体而言,人民币升值可能增强外贸企业面临的汇率风险,不利于我国的就业增长,亦不利于贸易与非贸易部门就业结构及就业技能结构的改善。利率市场化改革能在一定程度上推进跨境贸易人民币结算的实行,在短期,利率上升会通过汇率传导机制拉动就业增长和第二产业就业比重提升;但在长期,其下降有利于就业技能结构的改善。此外,以人民币计价的原油期货挂盘交易能降低原油价格波动对就业的影响,但短期油价上涨仍会对就业和就业结构产生较显著的负向影响。

关键词: 人民币国际化; 人民币汇率; 利率; 就业; 就业结构

中图分类号: F061.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095–0098(2020)01–0003–14

一、引言

自2005年7月我国实行人民币汇率制度改革以来,人民币汇率的浮动区间不断扩大,汇率波动性也不断增强;经历了2015年8月11日的汇改之后,人民币汇率逐渐呈现出双向波动的特征;从2018年2月中旬至今,人民币兑美元中间价在6.25–6.97的区间内波动,双向波动的特征愈加明显。由于汇率是本国货币在国际市场上的价格,汇率水平高低及变动会产生相对价格效应,进而会对一国就业产生影响。而作为宏观经济调控的重要目标之一,就业问题始终关乎一国的国计民生。进入2019年,我国就业总量压力和结构性矛盾并存。一方面,我国城镇就业新成长劳动力水平上升,加之下岗失业人员再就业和农村富余劳动力转移“齐聚头”,导致就业压力激增。另一方面,高校毕业生面临的“毕业即失业”与“企事业单位高薪引进人才难”的结构性矛盾依然突出。

2009年7月,中国人民银行等六部门联合发布了《跨境贸易人民币结算试点管理办法》,标志着人民币国际化迈出历史性一步;利率市场化改革的推进和大宗商品人民币计价功能的实现,亦为人民币国际化进程的推进创造了良好条件。需要注意的是,跨境贸易人民币结算的实施会在一定程度上降低我国外贸企业的汇兑和避险成本,有利于缩小企业的汇率风险敞口并助推进出口贸易发展,从而导致汇率通过贸易路径对就业影响效应的改变。此外,作为国内外投入价格的主要衡量指标,利率和国际原油价格也会对就业产生影响,但随着人民币国际化进程的深入,由此引致的利率市场化改革的推进和以人民币计价的原油期货的

收稿日期: 2019–09–11

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“人民币国际化视角下我国汇率对就业和工资影响的机理、量化与预测研究”(18CJY008)

作者简介: 徐伟呈(1984–),女,山东济南人,博士,副教授,研究方向为国际金融、世界经济。

挂盘交易亦会造成上述两个因素对就业影响作用的变化。因此,在我国劳动力供给是否处于“刘易斯拐点”的争论依然激烈的今天,在人民币国际化继续深入的背景下,对就业和就业结构的影响因素进行深入研究,对于保证我国就业水平平稳较快增长,以及实现就业结构和就业质量的改善均具有重要意义。

当前,汇率影响就业的研究已十分丰富,自 20 世纪 80 年代起就有文献从实证角度探讨汇率对就业的影响(Branson 和 Love, 1986; Burgess 和 Knetter, 1998)^[1,2],但早期的研究并未探明汇率影响就业的具体机制。Campa 和 Goldberg(2001)^[3]通过建立理论模型探索出汇率变动影响均衡劳动力的三条路径:进口渗透、出口拉动和投入替代。随后, Nucci 和 Pozzolo(2010)^[4],毛日昇(2013)^[5],戴觅等(2013)^[6]拓展了上述模型并进行了实证研究。此外,也有不少学者考虑到经济结构变化对模型的冲击,研究了汇率对就业内部结构的影响。如丁剑平和鄂永健(2005)^[7]的研究表明,贸易和非贸易部门就业对汇率变动反应的敏感程度并不一致。Zmami 和 Ben - Salha(2015)^[8],Bruneau 和 Moran(2017)^[9]的研究也发现,汇率对不同行业就业的影响效应亦存在差异。

还有不少学者从贸易、资本流入和技术进步等角度出发,研究其对就业和就业结构的影响。Simpson(2012)^[10]发现,资本流入对英国低技能劳动力就业的正向影响显著。Dauth 等(2014)^[11]的研究表明,出口能够提高德国企业职工的就业水平。张川川(2015)^[12]采用 2000 - 2010 年中国制造业和服务业数据进行研究,发现出口增长显著提高了两个行业的就业水平。也有学者得出不同的结论。Autor 等(2013)^[13]针对美国的研究发现,进口增长导致企业面临更大的需求竞争,从而降低了制造业就业水平。王静(2016)^[14]从要素价格扭曲视角分析了中国第三产业的就业问题,发现技术进步对第三产业就业存在挤出效应。

综上所述可知,进出口贸易是汇率等因素影响就业的主要路径,而贸易路径亦会随着人民币国际化进程的深入而发生变化,从而导致汇率等因素通过贸易路径对就业影响效应的改变。彭红枫等(2015)^[15]的研究发现,企业在进出口贸易中面临的汇率风险和交易成本随着人民币国际化的深入而降低,从而能增强企业收益的稳定性,进而改善跨境贸易环境(Aizenman, 2015)^[16]。沙文兵和刘红忠(2014)^[17]的研究则认为,人民币汇率在人民币国际化进程中可能会升值或出现升值预期,并且其波动幅度也会增加,这会造成出口增速减慢,出口型企业将面临较大的生存压力(谭小芬等, 2017; Ren 和 Gu, 2017)^[18,19]。

现有文献很少在动态一般均衡范式下推导出影响就业的主要因素,并对其进行完整研究,更很少在人民币国际化视野下考察各因素对就业和就业结构的影响。鉴于此,本文通过构建劳动力市场动态一般均衡模型,创新性引入跨境贸易人民币结算进出口比重指标,在人民币国际化背景下推导出影响就业的主要因素。在此基础上,利用我国 31 个省市的动态面板数据,以对进出口商品结构及企业对结算货币选择权的分析为着眼点,考察在人民币国际化背景下各因素对就业和就业结构的影响,并重点剖析汇率通过传导机制对就业和就业结构的作用,试图找出关键影响因素。此外,考虑到跨境贸易人民币结算业务的发展在全国各地区表现出较大的不均衡性,而“一带一路”战略对跨境贸易结算的实施具有重要推动力,本文还将探究各因素对“一带一路”和非“一带一路”地区就业和就业结构的影响,以考察不同区域之间的差异及成因。

二、理论模型

本文基于 Campa 和 Goldberg(2001)^[3]的理论,构建了劳动力市场动态一般均衡模型,创新性引入跨境贸易人民币结算进出口额分别在进出口总额中所占比重这一指标,在人民币国际化背景下推导出当劳动力市场实现均衡时影响就业的主要因素。

(一) 汇率变动与均衡劳动力需求

假设一国经济内某行业代表性厂商的生产函数为 Cobb - Douglas 生产函数:

$$Q_t = L_t^\alpha Z_t^\beta Z_t^*{}^\gamma \quad (1)$$

其中, L_t 为国内劳动力, Z_t 为国内资本和其他国内投入, Z_t^* 为国外进口的投入, α 、 β 和 γ 分别表示各投入水平, $0 \leq \alpha, \beta, \gamma \leq 1$ 。假设厂商将总产出 Q_t 在国内外市场进行销售,销售量分别为 q_t 和 q_t^* ,对应的价格为 p_t 和 p_t^* 。生产性投入 L_t 、 Z_t 和 Z_t^* 对应的价格(用本币衡量)分别为 w_t 、 s_t 和 $e_t s_t^*$, e_t 为汇率(采用直接标价法)。

厂商的劳动力需求调整成为

$$c(\dot{L}_t) = \frac{b}{2} \dot{L}_t, \dot{L}_t \text{ 为劳动力需求变动量, } b \text{ 为劳动力需求调整成本系数, } b > 0。$$

作为人民币国际化的重要举措,跨境贸易人民币结算业务的实施能够促进厂商在跨境贸易中选择性使用人民币报关并以人民币作为结算货币,有助于我国外贸企业规避汇率风险。本文分别用 θ_t 和 κ_t 表示跨境贸易人民币结算的进口和出口比重,将跨境贸易人民币结算的净收入记为 N_t 。此时,厂商可以通过调整要素投入量和总产出实现利润最大化式(2):

$$\pi(e_t) = \max_{Q_t, L_t, Z_t, Z_t^*} \int_0^{+\infty} e^{-rt} [p_t q_t + e_t p_t^* q_t^* (1 - \kappa_t) + N_t - w_t L_t - s_t Z_t - e_t s_t^* Z_t^* (1 - \theta_t) - c(\dot{L}_t)] dt \quad (2)$$

其中, r 为利率。为了求解利润最大化问题式(2),需首先求解最优化问题式(3):

$$\pi^0(L_t, e_t) = \max_{Q_t, Z_t, Z_t^*} [p_t q_t + e_t p_t^* q_t^* (1 - \kappa_t) - s_t Z_t - e_t s_t^* Z_t^* (1 - \theta_t)] \quad (3)$$

为此,将厂商的总产出 Q_t 在国外市场上的销售比重,即出口比重记为 $\lambda_t = \frac{q_t^*}{Q_t}$, $0 \leq \lambda_t \leq 1$,并将式(1)代入式(3),结合 Z_t 和 Z_t^* 的一阶条件,得到 $\pi^0(L_t, e_t)$ 的表达式:

$$\pi^0(L_t, e_t) = \alpha \beta^{\frac{\beta}{\alpha}} \gamma^{\frac{\gamma}{\alpha}} \left[\frac{p_t (1 - \lambda_t) + e_t p_t^* (1 - \kappa_t) \lambda_t}{s_t^{\gamma} (e_t s_t^* (1 - \theta_t))^{\beta}} \right]^{\frac{1}{\alpha}} L_t^{\frac{\alpha}{1-\gamma-\beta}} \quad (4)$$

将式(4)代入式(2)后对 L_t 求偏导,并令其为零,得到:

$$c'(\dot{L}_t) = \int_t^{+\infty} e^{-\int_t^u r_t dt} [\pi_L^0(L_u, e_u) - w_u] du \quad (5)$$

由于 $c'(\dot{L}_t) = b \dot{L}_t$, 将其代入式(5),并做对数线性化近似可得:

$$\ln \dot{L}_t = \frac{1}{rb} [\ln \pi_L^0(L_t, \bar{e}_t) - \ln w_t] \quad (6)$$

在式(6)中, \bar{e}_t 表示 e_t 在 t 时期之后的平均值,即 e_t 的长期趋势。将 $\pi_L^0(L_t, \bar{e}_t)$ 的表达式代入式(6),再对 \bar{e}_t 求导,当 $|1 - \alpha - \beta - \gamma|$ 较小时,可以近似得到:

$$\frac{\partial \dot{L}_t}{\partial \bar{e}_t} = \frac{1}{\alpha r_t b} \frac{\dot{L}_t}{\bar{e}_t} \left[\frac{\bar{e}_t p_t^* (1 - \kappa_t) \lambda_t}{p_t (1 - \lambda_t) + \bar{e}_t p_t^* \lambda_t} - \beta (1 - \theta_t) \right] \quad (7)$$

用 $\chi_t = \frac{\bar{e}_t p_t^* \lambda_t}{p_t (1 - \lambda_t) + \bar{e}_t p_t^* \lambda_t}$ 表示 t 时期厂商的出口份额,并将系数 $\frac{1}{\alpha r_t b}$ 简记为 m ,式(7)可以简化为:

$$\frac{\partial \dot{L}_t}{\partial \bar{e}_t} \frac{\bar{e}_t}{\dot{L}_t} = m [\chi_t (1 - \kappa_t) - \beta_t (1 - \theta_t)] \quad (8)$$

将式(8)的 $\chi_t - \beta_t$ 定义为净出口指数,那么在人民币国际化背景下,汇率变动将通过经跨境贸易人民币结算进出口比重修正后的净出口指数 $\chi_t (1 - \kappa_t) - \beta_t (1 - \theta_t)$ 这一全新贸易路径对均衡劳动力需求产生影响。可以看出,该影响不仅取决于厂商进口投入水平 β_t 和出口份额 χ_t 的变动,还受跨境贸易人民币结算进出口比重 θ_t 和 κ_t 变动的作用。

将式(6)和式(8)离散化后联立,得到均衡劳动力需求:

$$\hat{L}_t^d = \hat{L}_{t-1}^d + \omega_0 + \omega_1 (\chi_t (1 - \kappa_t) - \beta_t (1 - \theta_t)) + \omega_2 \hat{s}_t + \omega_3 \hat{s}_t^* + \omega_4 \hat{w}_t \quad (9)$$

在式(9)以及后文中,用“ \wedge ”表示对变量取对数。为了完整反映劳动力市场的均衡状况,还需要进一步分析劳动力供给方面。

(二) 汇率变动与均衡劳动力供给

假设劳动力供给是厂商为劳动者提供的工资水平 w_t 的增函数和劳动者收入水平 y_t 的减函数,从而得到

均衡劳动力供给的一般形式:

$$\hat{L}_t^s = \theta_0 + \theta_1 \hat{w}_t + \theta_2 \hat{y}_t \quad (10)$$

将式(9)和式(10)联立,能够得到 t 时期均衡劳动力的表达式:

$$\hat{L}_t = \varphi_1 + \varphi_1(\chi_t(1 - \kappa_t) - \beta_t(1 - \theta_t)) \hat{e}_t + \varphi_2 \hat{y}_t + \varphi_3 \hat{s}_t + \varphi_4 \hat{s}_t^* + \varphi_5 \hat{L}_{t-1} \quad (11)$$

由式(11)可知,当劳动力市场实现均衡时,劳动力水平将分别受到汇率、劳动者收入、国内投入的价格、从国外进口的投入价格以及滞后一期劳动力这五个因素的影响。

三、研究设计

(一) 变量定义

考虑到跨境贸易人民币结算的数据从2010年才公布,本文将通过设置时间虚拟变量来研究跨境贸易结算实施前后各因素对就业和就业结构影响的差异,将样本期设为2000–2017年。本文的研究样本为全国31个省(市、自治区):北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

1. 解释变量

人民币汇率与经跨境贸易人民币结算进出口比重修正后的净出口指数的交互项 $[\chi(1 - \kappa) - \beta(1 - \theta)] * E$ 为核心解释变量。考虑到随着人民币国际化进程的深入,人民币离岸市场建设不断发展,本文综合使用在岸和离岸市场人民币即期汇率CNY和CNH的平均值来度量人民币汇率 e_t 。首先基于CNY和CNH月度数据的平均值,参考Campa和Goldberg(2001)^[3]的做法,对 e_t 进行Beveridge–Nelson分解,得到其长期趋势 \bar{e}_t ,然后将 \bar{e}_t 的月度数据在每一年进行平均,转换为年度数据,作为实证分析中人民币汇率 E 的衡量指标。

由理论模型可知,汇率的长期趋势会对均衡劳动力需求产生影响,本文将选取2000–2017年离岸市场人民币一年期远期汇率NDF来近似度量人民币汇率的长期趋势 \bar{e}_t ,并与修正后的净出口指数构造出一个新复合指标 $[\chi(1 - \kappa) - \beta(1 - \theta)] * E^f$,用于稳健性检验。同样的,仍然对NDF的月度数据在每一年进行平均来获取人民币汇率远期 E^f 的年度数据。

对于经修正后的净出口指数 $[\chi(1 - \kappa) - \beta(1 - \theta)]$ 而言,出口份额 χ 采用各地区按经营单位所在地分出口总额与生产总值之比来衡量;各地区的进口投入水平 β 采用如下公式来衡量:非食用原料燃料和其他原料进口额/(劳动者报酬+更新改造投资额+非食用原料燃料和其他原料进口额)。跨境贸易人民币结算的出口比重 κ 采用各地区辖内银行办理跨境人民币结算出口额与经营单位所在地出口总额之比来衡量;各地区进口比重 θ 则采用辖内银行办理跨境人民币结算进口额与经营单位所在地进口总额之比来衡量。

此外,本文分别采用个人可支配收入、利率和国际原油价格来衡量理论模型中的劳动者收入、国内投入价格及从国外进口的投入价格这三个影响因素。其中,个人可支配收入 DPI 采用各地区经过消费者物价指数(CPI)调整后的城镇居民人均可支配收入来衡量;利率 R 选取我国一年期贷款的基准利率来衡量;国际原油价格 $OILP$ 则采用经过美国生产者物价指数(PPI)调整后的三大市场平均原油价格来衡量。

2. 被解释变量

考虑到统计口径的一致性和数据的可得性,就业规模 L 采用各地区城镇单位就业人员来衡量。另外,就业结构的衡量方式如下:(1)三大产业就业结构指标(RP 、 RS 和 RT)采用三大产业就业分别在总就业中所占的比重来衡量,其中,利用各地区三大产业从业人员数来度量三大产业就业,总就业则是三大产业就业人数之和。(2)贸易与非贸易部门就业结构指标(RTN)选取各地区贸易和非贸易部门的城镇单位就业人员之比来衡量,其中,贸易部门包括第二产业中除建筑业之外的其他行业,非贸易部门包括第三产业和建筑业。(3)参考唐东波(2011)^[20]的做法,就业的技能结构指标(RHE 和 RHS)分别采用大专以上就业人员所占比重,以及专业技术人员所占比重来衡量,其中,上述两个比重又分别利用各地区大专以上就业人员占比,以及公有经济企事业单位专业技术人员在城镇单位就业人员中所占的比重来衡量。各变量的定义及描述性统计

情况如表 1 所示。

表 1 变量设计与描述性统计

变量类型	变量名称	变量设计	变量符号	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	就业规模	城镇单位就业人员	L	437.9083	305.0590	1973.2800	17.0000
	三大产业就业结构	第一产业从业人员占总就业比重	RP	0.4159	0.1581	0.8109	0.0328
		第二产业从业人员占总就业比重	RS	0.2465	0.1028	0.5096	0.0409
		第三产业从业人员占总就业比重	RT	0.0804	0.3375	0.6382	0.1482
	贸易部门与非贸易部门就业结构	贸易部门与非贸易部门城镇单位就业人员之比	RTN	0.5097	0.2068	1.2120	0.0705
	就业的技能结构	大专以上就业人员所占比重	RHE	0.0357	0.0662	0.2077	0.0003
		专业技术人员所占比重	RHS	0.1875	0.0501	0.2981	0.0662
解释变量	人民币汇率与贸易路径交互项	人民币汇率的长期趋势与修正后的净出口指数交互项	$[\chi(1-\kappa) - \beta(1-\theta)]^* E$	0.3297	0.4990	2.4378	-1.1142
		人民币汇率远期与修正后的净出口指数交互项	$[\chi(1-\kappa) - \beta(1-\theta)]^* E^f$	0.2997	0.4530	2.2192	-1.0248
	个人可支配收入	城镇居民人均可支配收入	DPI	1.6317	0.7553	4.8464	0.5901
	利率	一年期贷款基准利率	R	0.0567	0.0073	0.0747	0.0435
	国际原油价格	三大市场平均原油价格	$OILP$	455.9302	161.8141	700.1000	245.1414

(二) 实证模型的设定

本文通过构建如下实证模型来检验各因素对就业和就业结构的影响:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it-1} + \beta_2 [\chi_{it}(1-\kappa_{it}) - \beta_{it}(1-\theta_{it})] \\ & \ln E_t + \beta_3 \ln DPI_{it} + \beta_4 \ln R_{it} + \beta_5 \ln OILP_{it} + \beta_6 dummy_T + \xi_i + \mu_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量, 包括就业规模 L_{it} 和 6 个就业结构指标: RP_{it} 、 RS_{it} 、 RT_{it} 、 RTN_{it} 、 RHE_{it} 和 RHS_{it} 。 i 表示地区 ($i = 1, \dots, 31$), t 表示年份 ($t = 2000, \dots, 2017$)。 β 为待估参数, ξ_i 为个体效应, μ_{it} 为随机扰动项。时间虚拟变量 $dummy_T$ 在 2010 年之前取值为 0, 在 2010 年及其后取值为 1。此外, 为了使各变量趋势线性化, 同时消除异方差, 除了经修正后的净出口指数和虚拟变量以外, 其他变量均取自然对数。

(三) 数据来源

本文衡量变量所需的数据来源于《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》, 以及各地区统计年鉴、世界银行的《世界发展指标》、国际货币基金组织的《国际金融统计》、联合国的 UNcomtrade 统计数据库和 Wind 数据库。计算过程中个别缺失数据均通过插值法补齐。

四、实证结果及分析

(一) 各因素对全国就业规模和就业结构的影响

由于实证模型包含了滞后一阶的被解释变量, 本文使用动态面板模型。为了消除个体效应, 对模型 (12) 进行一阶差分; 为了处理内生性问题, 选择被解释变量的滞后两阶作为工具变量。本文使用差分广义矩估计 (Diff-GMM) 的方法进行研究, 结果见表 2 和表 3, 实证分析均使用 Eviews8.0 完成。由结果可知, Arellano-Bond 检验接受随机扰动项的差分不存在一阶和二阶自相关的原假设; Wald 检验表明工具变量和内生变量强相关; Sargan 检验则表明工具变量均为外生, 这意味着模型的建立和工具变量的选取是合理的。

表 2 各因素对全国就业规模和三大产业就业结构的影响

模型	L				RP				RS				RT			
变量	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2017
$[\chi(1-\kappa) - \beta(1-\theta)]^* \ln E$	-0.0742*	-0.0112	-0.0273*	0.0315***	0.0151	0.0260***	-0.0782**	-0.0040	-0.0139**	-0.0386**	-0.0068***	-0.0171**	-0.0139**	-0.0386**	-0.0068***	-0.0171**
$\ln DPI$	0.0923***	0.0912***	0.0791***	-0.0812***	-0.0512***	-0.0487***	0.0239***	0.0201*	0.0068**	0.0223***	0.0270*	0.0219***	0.0068**	0.0223***	0.0270*	0.0219***
	(18.1512)	(11.1456)	(6.8992)	(-12.2821)	(-5.9281)	(-10.0908)	(21.0863)	(1.7284)	(2.4295)	(7.2434)	(1.7669)	(5.1292)	(2.4295)	(7.2434)	(1.7669)	(5.1292)

模型 变量	L			RP			RS			RT		
	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017
LnR	0.0662*** (4.3562)	0.0221 (0.4219)	0.0212*** (5.4615)	0.0021*** (2.8921)	0.0165 (0.5618)	0.0057** (2.1706)	0.0522*** (13.6957)	0.0111*** (4.6298)	0.0123*** (8.9841)	0.0071*** (5.5719)	0.0092** (2.2412)	0.0083 (1.0419)
LnOILP	-0.0572*** (-5.6101)	-0.0021 (-0.4771)	-0.0036*** (-5.6592)	-0.0021 (-0.4162)	-0.0013 (0.0983)	-0.0002 (-0.0690)	-0.0061** (-1.9992)	-0.0008 (-0.5628)	-0.0024* (-1.9321)	-0.0037*** (-8.8217)	-0.0033 (-0.3095)	-0.0042 (-0.3912)
dummy_T			0.0512*** (9.1843)			0.0162*** (3.7209)			-0.0038** (-2.0132)			0.0612** (2.1237)
被解释变量 滞后一阶	0.7236*** (63.4839)	0.6172*** (3.0229)	0.7911*** (64.4739)	0.6231*** (22.8713)	0.6121*** (7.4281)	0.7020*** (22.5092)	0.7443*** (74.1515)	0.7417*** (5.6012)	0.8301*** (70.3636)	0.5012*** (11.2461)	0.7051*** (4.1462)	0.7322*** (18.6639)
AR(1)	-0.86 [1.1270]	0.74 [0.1832]	-1.22 [0.2009]	-0.18 [0.2028]	-1.20 [0.2232]	0.41 [0.3638]	-0.87 [0.1580]	-1.38 [0.1689]	-0.67 [0.4075]	-0.56 [0.2012]	-1.61 [0.1921]	-1.04 [0.2898]
AR(2)	0.64 [0.5212]	0.14 [0.1928]	0.98 [0.3482]	-0.25 [0.7535]	0.28 [0.7791]	0.57 [0.5689]	0.62 [0.4712]	-0.12 [0.2751]	-0.65 [0.3915]	1.04 [0.2812]	-0.87 [0.32]	0.97 [0.3005]
Wald 检验	4231.23*** [0.0000]	100.23*** [0.0000]	4212.31*** [0.0000]	2192.23*** [0.0000]	267.53*** [0.0000]	987.92*** [0.0000]	5829.14*** [0.0000]	150.41*** [0.0000]	4023.12*** [0.0000]	2118.91*** [0.0000]	398.98*** [0.0000]	4398.12*** [0.0000]
Sargan 检验	25.52 [0.3821]	11.01 [0.1712]	10.46 [0.1992]	27.17 [0.3402]	13.46 [0.1891]	27.63 [0.3201]	28.31 [0.3013]	15.02 [0.1329]	28.41 [0.2781]	29.47 [0.2751]	14.23 [0.1628]	26.51 [0.3815]

注:()内的数为t值,[]内的数为p值,*、**和***表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。

从表2可看出,虚拟变量的待估参数显著性较强,表明各因素对就业及就业结构的影响在跨境贸易结算实施前后具有显著差异。从对就业规模的影响来看,人民币贬值1%能推动就业增长0.0273%;从对三产就业结构的影响来看,人民币升值1%能促进一产就业占比上升0.0260%,贬值1%则能拉动二三产业就业比重提升0.0139%和0.0171%。这可能是由于,作为人民币国际化进程的重要举措,随着跨境贸易人民币结算的发展,越来越多的外贸企业将使用人民币报关并将其作为结算货币,这在一定程度上有助于我国企业节约汇兑成本和规避风险的成本,防范并降低汇率风险,可能导致对外贸易更少受到汇率变动的影响,使外贸企业在做投资或雇佣决策时也更少考虑汇率因素,致使在跨境贸易结算实施之后,汇率通过贸易路径对就业规模和三产就业结构的影响变小。

从人民币汇率变动对就业的总体影响来看,我国的出口商品仍然以低技术的劳动密集型产品和低附加值的资本密集型产品为主,在国际市场上不具备明显竞争力,因而出口企业并不具备较强的结算货币的选择权;进口商品则以技术含量较高的资本和技术密集型产品为主,市场竞争力较强,意味着我国进口企业对结算货币的选择权也较弱。目前,人民币汇率双向波动特征明显,结合对我国进出口商品结构及企业对结算货币选择权的分析可知,人民币升值很可能扩大外贸企业面临的汇率风险敞口,对企业的生产规模和劳动力需求产生负向影响,从而不利于就业增长。由于人民币汇率会通过净出口指数传导机制影响就业,人民币实付高于实收的“跛足”特征会使净出口指数增大,在一定程度上“放大”由人民币升值给就业带来的负向影响,但与跨境贸易人民币结算实施之前相比,这种不利影响却在减弱。

从人民币汇率对三大产业就业结构的影响来看,我国的农产品仍以进口为主,并且进口产品的异质性较强,意味着我国农产品进口企业不具备较强的结算货币的选择权,人民币升值很可能会在一定程度上缩小进口企业的汇率风险敞口,有利于进口贸易的发展及对劳动力需求的增长,即人民币升值有利于第一产业就业比重的提升。然而,我国出口的工业品多以低技术的劳动密集型产品和低附加值的资本技术密集型产品为主,因而在人民币升值的情形下,我国出口企业在贸易中的弱势地位会降低人民币结算比重,从而扩大汇率风险敞口,不利于出口贸易和就业的增长,这与人民币贬值有利于第二产业就业占比的提升的结论是一致的。此外,对我国的服务贸易仍以传统的落后方式增长,资本密集型服务如航空、通讯、建筑以及技术密集型服务如金融、计算机和信息服务等部门对服务贸易的贡献微弱,这意味着人民币升值会增强企业面临的汇率风险,不利于贸易和就业增长,这与人民币贬值能够促进第三产业就业比重上升的结论亦是一致的。

从表2还可看出,着眼于整个样本期,个人可支配收入、利率和国际原油价格对就业和就业结构的影响

较显著,但作用均小于跨境贸易结算实行之前。其中,利率每上升1%能够拉动就业增长0.0212%,并推动一二产业的就业比重上升0.0057%和0.0123%。对于国际原油价格而言,其每下降1%能促进就业水平上涨0.0036%,并拉动二产就业占比提升0.0024%。综合分析,虽然个人可支配收入的影响最大,但可能仅仅是由于各部门的就业与劳动者的工资水平具有一定关联,而工资又是个人可支配收入的重要来源,因而造成个人可支配收入与就业具有较强的相关性。对于其他三个因素,人民币汇率的影响最显著且作用最大,其次是利率,国际原油价格也会对就业规模和二产就业占比产生较明显的影响。

人民币国际化进程的推动需要国内完善的金融市场,而金融市场化核心是利率市场化。一方面,通过利率平价条件,利率市场化改革能将利率变化传递给汇率,从而增强汇率弹性,有助于增强国内金融市场对资本账户可兑换的承受能力,能在一定程度上推进人民币跨境结算进程。另一方面,市场化利率能更好地反映市场资金的供求关系,促使金融市场间的资本价格趋同,这有助于将投机性跨境流动需求转变为交易性、避险性跨境流动需求(陶士贵和顾晶晶,2016)^[21],有利于人民币跨境交易的开展。因此,利率市场化改革能在一定程度上推进跨境贸易结算的实行,这有助于我国对外贸易更少受到汇率变动的冲击,减少外贸企业做雇佣决策时对汇率的考量,从而降低汇率通过贸易渠道对就业的影响,进而在一定程度上减小利率通过汇率传导机制对就业的影响。

具体而言,随着人民币贷款利率市场化的完成,存款上限的浮动区间加大,短期内可能造成利率升高,这会吸引外资流入,增加外币供给,在人民币供给不变时,可能促进人民币升值,有利于进口贸易的开展。根据上文对我国进口商品结构及企业对结算货币选择权的分析可知,在进口贸易中,人民币升值可能导致跨境贸易人民币结算比重上升,降低外贸企业所遭受的汇率风险,有利于企业生产规模扩大和劳动力需求增长。然而,利率的持续上升并非常态,长期其会逐渐下降并趋于稳定,在此过程中可能会造成国内短期资本外流,减少外币供给和人民币贬值,有利于出口增长。由于我国的出口贸易主要集中在第二产业,但出口的工业品多以低技术和低附加值的劳动密集型产品为主,人民币升值可能降低人民币结算比重,从而扩大企业汇率风险敞口,不利于劳动力需求增长。综合分析,利率上升能够通过汇率传导机制对就业规模和第二产业就业产生正向影响。

需要注意的是,利用汇率和利率政策的配合对就业进行调节存在一定风险,如果其他国家采取类似措施,国内的政策效果将大打折扣,这需要重视其他因素的影响。从2017年起,中国首次超越美国成为世界最大原油进口国,引领全球石油贸易加速东移。2018年3月26日,中国原油期货在上海国际能源中心(INE)挂牌交易,并以人民币计价,这能够为国内石油石化及相关企业提供有效的汇率避险平台和保值增值工具,也有利于人民币国际化进程的推进。可以预见,人民币原油期货的推出将会在一定程度上降低国际原油价格波动对我国就业的影响,但在短期,国际原油价格仍然会对石油加工及炼焦业和以石油为原材料或能耗的行业就业产生较显著的负向影响,由于这些行业大都集中在第二产业,因而国际原油价格上升不利于国内就业增长,并会造成第二产业的就业比重下降,但与跨境贸易人民币结算实施之前相比,国际原油价格上涨的不利影响却在减弱。

表3 各因素对贸易与非贸易部门就业结构和就业技能结构的影响

变量	模型	RTN			RHE			RHS		
		2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017
$\left[\frac{\chi(1-\kappa)-\beta(1-\theta)}{\kappa} \right] \cdot \ln E$		-0.4056*** (-4.8319)	-0.2221*** (-10.7031)	-0.0725*** (-4.8812)	-0.0491*** (-4.7331)	-0.0010 (-0.3019)	-0.0151*** (-4.9182)	-0.0637*** (-2.5372)	-0.0031 (-0.4527)	-0.0063** (-2.3011)
	$\ln DPI$	-0.0312*** (-6.7097)	-0.0832** (-1.8917)	-0.0189** (-2.1829)	0.0119*** (12.5368)	0.0812*** (9.2502)	0.0181*** (3.1027)	-0.0162*** (-8.1731)	-0.1112*** (-9.1051)	-0.0081*** (-3.5216)
$\ln R$		0.0251*** (4.8123)	0.0682* (1.8581)	0.0202*** (2.9411)	-0.0917*** (-4.2492)	-0.0043*** (-9.8423)	-0.0072*** (-9.6704)	-0.0081*** (-3.6821)	-0.0042 (-0.5012)	-0.0061*** (-5.9123)
	$\ln OILP$	-0.0140*** (-6.1123)	-0.0501** (-2.0611)	-0.0034* (-1.9613)	-0.0037*** (-7.6312)	-0.0242** (-1.9081)	-0.0090** (-2.0125)	-0.0221*** (-4.8341)	-0.0015*** (-2.6717)	-0.0031*** (-3.1802)

模型 变量	RTN			RHE			RHS		
	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017	2000-2009	2010-2017	2000-2017
<i>dummy_T</i>			-0.0184 ** (-2.6891)			0.0091 ** (2.5023)			-0.0091 *** (-8.4071)
被解释变量 滞后一阶	0.4571 *** (28.0201)	0.2931 *** (4.9861)	0.8352 *** (71.2310)	0.3012 *** (8.9290)	0.2721 *** (4.5125)	0.5413 *** (23.2431)	0.5491 *** (29.1872)	0.1592 *** (3.1512)	0.7712 *** (30.5123)
AR(1)	-0.91 [0.3661]	-1.09 [0.2722]	-1.34 [0.2042]	-0.12 [0.1389]	-1.45 [0.1404]	-0.66 [0.3157]	-0.09 [0.4043]	-0.19 [0.3754]	-0.81 [0.2301]
AR(2)	1.53 [0.1314]	-0.07 [0.9372]	-0.19 [0.8312]	0.86 [0.3848]	1.03 [0.3421]	1.41 [0.1461]	-0.13 [0.9621]	0.31 [0.5102]	-1.38 [0.1689]
Wald 检验	5323.71 *** [0.0000]	56.13 *** [0.0000]	7027.71 *** [0.0000]	252.19 *** [0.0000]	49.02 *** [0.0000]	4127.41 *** [0.0000]	3234.32 *** [0.0000]	90.41 *** [0.0000]	951.46 *** [0.0000]
Sargan 检验	27.37 [0.3901]	5.10 [0.8741]	25.74 [0.4169]	28.42 [0.3012]	15.42 [0.1172]	25.94 [0.4451]	30.72 [0.2914]	13.23 [0.1201]	13.42 [0.2110]

注: () 内的数为 t 值, [] 内的数为 p 值, *, ** 和 *** 表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

从表 3 可发现, 虚拟变量的系数具有较强的显著性, 表明各因素对就业结构的影响在跨境贸易结算实施前后具有差异性。对于人民币汇率而言, 无论是从系数的显著性或大小能够看出, 在跨境贸易人民币结算实施之前的 2000-2009 年, 汇率对贸易与非贸易部门的就业结构, 以及对就业的技能结构都具有显著的负向影响; 然而, 在之后的 2010-2017 年, 影响并不显著或作用变小; 从整个样本区间来看, 汇率对就业结构仍然具有显著的负向影响, 人民币贬值 1% 能驱动贸易与非贸易部门的就业之比、大专以上就业人员占比和专业技术人员占比上升 0.0725%、0.0151% 和 0.0063%, 但与跨境贸易结算实行之前相比, 影响效应均变小。

考虑到我国长期以来对外贸易的顺差态势, 进出口商品的结构以及市场竞争力可知, 在人民币具有升值趋势的情形下, 外贸企业会面临较大的汇率风险敞口, 不利于劳动力需求增长及就业水平提升。然而, 由于非贸易部门的就业较少受到汇率波动的冲击, 因而其就业变动也很少受人民币汇率变动的影响。因此, 综合分析可知, 人民币汇率升值将不利于贸易部门和非贸易部门就业比重的上升, 并且可能对就业整体产生负向影响。

从我国进出口商品的结构可以看出, 一方面, 出口产品从主要出口消费品逐渐转变为出口投资品, 且投资品的出口比重持续上升而消费品的出口比例逐年下降, 并且在投资品的出口贸易中, 原材料初级产品出口持续下降, 而包括机械设备在内的工业制成品的出口却持续上升, 这说明我国出口商品的资本和技术密集度不断提高, 在向国际分工的价值链中高端努力攀升, 这会逐渐提升我国对受教育水平较高和技能水平较高的劳动力的需求。另一方面, 虽然原材料和初级产品的进口比例不断上升, 而包括机械设备在内的工业制成品的进口比重不断下降, 但从进口商品的整体结构来看, 一些产业的高精尖核心技术的进口一直受制于人, 说明与国内产品相比, 我国进口产品的技术水平相对较高, 这在一定程度上会降低我国对受教育水平和技能水平较高劳动力的需求, 从而不利于国内就业技能结构的优化。然而, 人民币升值对就业技能结构的这种不利影响与跨境贸易结算实行之前相比依然在减小。

从表 3 还可看出, 在跨境贸易人民币结算实行之后, 利率和国际原油价格对就业结构的影响无论显著性或是作用大小都变得更小。着眼于整个样本期, 利率下降 1% 会拉动大专以上就业人员占比及专业技术人员的比重提升 0.0072% 和 0.0061%; 国际原油价格下降 1% 则能促进贸易与非贸易部门就业之比增长 0.0034%。综合影响就业结构的三个主要因素, 人民币汇率的作用仍然最显著, 其次是利率, 国际原油价格的影响则相对较小。

作为人民币国际化进程深入的重要表现, 我国利率市场化进程的推进及中国原油期货挂牌交易会通过一定的传导机制影响进出口贸易发展并引致跨境贸易结算进程的深入, 从而导致在该战略实施后, 利率和国际原油价格对就业结构的影响变小。对于利率而言, 短期内随着人民币贷款利率市场化的完成, 可能造成其水平升高, 这会吸引外资流入, 增加外币供给, 可能促进人民币升值, 从而有利于进口贸易发展。根据上文的分析可知, 这不利于我国高技能素质劳动力需求的增长。但在长期, 随着利率水平的下降并趋于稳定, 会导

致我国短期资本外流,减少外币供给,可能造成人民币贬值,有利于出口增长,这会提升对高技能劳动力的相对需求,有利于就业技能结构的改善。对于国际原油价格而言,虽然以人民币计价的原油期货挂盘交易,但在短期其仍会对以石油为原材料或能耗的行业就业产生较显著的负向影响,而这些行业大都为贸易部门行业,因而原油价格上升在一定程度上不利于贸易部门的就业增长,并会造成贸易与非贸易部门就业之比下降。

(二) 各因素对“一带一路”和非“一带一路”地区就业和就业结构的影响

2013年,习近平主席提出了建设“新丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的战略构想,在“一带一路”的版图中,圈定了18个省(市、自治区):辽宁、上海、浙江、福建、广东、海南、吉林、黑龙江、内蒙古、广西、重庆、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。由于“一带一路”战略有助于各地区在外贸活动中积极开展跨境贸易人民币结算业务,能够为人民币国际化注入新的动力。因此,本文还将研究各因素对我国“一带一路”及非“一带一路”地区就业和就业结构的影响。本部分的研究样本期为2010-2017年,研究样本为18个“一带一路”地区和13个非“一带一路”地区。与前文所采用的实证方法一致,Diff-GMM的估计结果见表4和表5。

表4 各因素对“一带一路”和非“一带一路”地区就业规模和三产就业结构的影响

变量	模型	L		RP		RS		RT	
		一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区
$\left[\begin{matrix} \chi(1-\kappa) \\ -\beta(1-\theta) \end{matrix} \right]$	$*LnE$	-0.1609*	-0.4282**	-0.0202	-0.0523***	-0.0941***	-0.4061***	0.0310	0.0519***
		(-1.7391)	(-2.1526)	(-0.8916)	(-3.0940)	(-3.9132)	(-10.7022)	(0.4212)	(5.6592)
LnDPI		0.6181***	1.2291***	-0.1124***	-0.0687***	0.0281**	0.1002***	0.0319*	0.0410**
		(7.5109)	(10.4980)	(-7.0061)	(-7.2929)	(2.0429)	(6.1502)	(1.8192)	(2.4031)
LnR		0.0081	0.1671**	-0.0060	-0.0141	-0.0592**	-0.0613***	-0.0124**	-0.0441***
		(0.1622)	(2.1109)	(-0.3651)	(-0.5152)	(-2.2005)	(-3.0418)	(-2.1051)	(-3.6256)
LnOILP		-0.0761**	-0.1942***	-0.0088*	-0.0102***	-0.0011	-0.0352***	-0.0115	-0.0005
		(-2.5019)	(-6.9123)	(-1.6792)	(-3.5001)	(-0.1120)	(-3.9220)	(-1.2589)	(-0.0387)
被解释变量滞后一阶		0.3656***	0.1130**	0.4862***	0.6291***	0.4751***	0.1172	0.6182***	0.6259**
		(5.4990)	(2.1219)	(5.3949)	(10.9423)	(3.2199)	(1.2090)	(4.6110)	(2.5962)
AR(1)		-0.91	-0.45	-0.84	-0.21	-0.71	-0.06	-0.98	-0.22
		[0.3622]	[0.6543]	[0.3991]	[0.8360]	[0.4762]	[0.9494]	[0.4074]	[0.8280]
AR(2)		1.09	0.26	-0.28	0.85	-0.05	0.91	-0.41	-0.08
		[0.2711]	[0.8149]	[0.7805]	[0.3723]	[0.9610]	[0.3540]	[0.7123]	[0.9229]
Wald 检验		23.39***	1472.51***	541.12***	428.92***	80.52***	624.12***	810.23***	89.38***
		[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Sargan 检验		12.71	12.11	12.98	5.84	6.32	8.93	11.92	14.24
		[0.2131]	[0.1454]	[0.2929]	[0.6902]	[0.7001]	[0.3470]	[0.2841]	[0.1691]

注:()内的数为t值,[]内的数为p值,*、**和***表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。

表5 各因素对“一带一路”和非“一带一路”地区贸易与非贸易部门就业结构和就业技能结构的影响

变量	模型	RTN		RHE		RHS	
		一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区
$\left[\begin{matrix} \chi(1-\kappa) \\ -\beta(1-\theta) \end{matrix} \right]$	$*LnE$	-0.0309	-0.8569***	0.0612***	0.1701***	0.0351	0.0811***
		(-1.4923)	(-2.7481)	(8.1284)	(3.3928)	(1.5141)	(3.9235)
LnDPI		-0.2641***	-0.1301	0.0861***	0.0361*	-0.0751***	-0.1480***
		(-8.0926)	(-0.8182)	(8.2139)	(1.8923)	(-5.8229)	(-10.9892)
LnR		-0.0321***	-0.1631***	-0.0581***	-0.1310***	0.0080***	0.0061***
		(-2.9774)	(-5.2498)	(-4.2151)	(-9.5001)	(-3.2012)	(-9.9923)
LnOILP		-0.0307*	-0.1152***	-0.0339**	-0.0140***	-0.0185	-0.0290
		(-1.9120)	(-5.2092)	(-2.0102)	(-8.822)	(0.4881)	(0.6986)

变量 \ 模型	RTN		RHE		RHS	
	一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区	一带一路地区	非一带一路地区
被解释变量	0.0540	0.0871 [*]	0.3171 ^{***}	0.1621	0.2161 ^{***}	0.1031 ^{***}
滞后一阶	(0.7230)	(1.9498)	(9.8321)	(1.5391)	(2.7145)	(4.7014)
AR(1)	0.47	0.83	-1.02	-0.06	-0.98	-0.88
	[0.6201]	[0.4090]	[0.3607]	[0.9526]	[0.3238]	[0.3765]
AR(2)	0.33	0.81	0.60	-0.16	0.82	1.12
	[0.7448]	[0.4002]	[0.5472]	[0.8161]	[0.4019]	[0.2142]
Wald 检验	71.29 ^{***}	40.01 ^{***}	159.49 ^{***}	132.19 ^{***}	70.21 ^{***}	341.40 ^{***}
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Sargan 检验	11.73	8.21	10.14	8.40	13.81	11.20
	[0.3021]	[0.4149]	[0.4218]	[0.3931]	[0.0809]	[0.1891]

注: () 内的数为 t 值, [] 内的数为 p 值, *, ** 和 *** 表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

由表 4 和表 5 可知,人民币汇率对非“一带一路”地区就业和就业结构的影响与“一带一路”地区相比更加显著。人民币贬值 1% 能够拉动非“一带一路”地区就业增加 0.4282%,而对“一带一路”地区的影响效应仅为 0.1609%,其对一二产业就业比重的影响也有类似的结论。然而,人民币升值则有利于非“一带一路”地区第三产业的就业比重提高。值得注意的是,汇率变动无法显著影响“一带一路”地区贸易与非贸易部门的就业结构,但汇率贬值 1% 却能显著拉动非“一带一路”地区贸易与非贸易部门的就业之比上升 0.8569%。并且,人民币升值可以显著改善非“一带一路”地区的就业技能结构,其中,人民币升值 1% 能够分别促进该地区大专以上就业人员占比及专业技术人员的比重上升 0.1701% 和 0.0811%。

“一带一路”战略有助于各地区开展跨境贸易人民币结算业务。西部地区可发挥内蒙古自治区连通俄罗斯的区位优势,促进沿线地区跨境贸易人民币结算业务的发展。东部地区可在既有的较高的跨境贸易结算水平上,通过参与国际合作竞争新优势,成为“一带一路”建设的主力军。中部地区虽在“一带一路”建设方面处于相对劣势地位,但通过加强与东西部地区的合作,能提升经济发展水平和跨境贸易人民币结算水平(董有德和李晓静 2015)^[22]。由此可知,“一带一路”地区在开展外贸活动时更具使用人民币报关并以人民币进行结算的便利性,导致与非“一带一路”地区相比,汇率通过净出口传导机制对该地区就业和就业结构的影响更微弱,这种差异在对两类地区贸易与非贸易部门就业结构的影响中尤为明显。

从表 4 和表 5 还能看出,与非“一带一路”地区相比,利率和国际原油价格对“一带一路”地区就业和就业结构的影响更加微弱,且多呈负向影响关系。并且对于“一带一路”地区而言,在上述三个主要影响因素中,人民币汇率对就业的影响作用最大,而利率对就业结构的影响则相对更加显著。究其原因,可能是由于“一带一路”地区在开展进出口贸易时本身就具备实行跨境贸易人民币结算的优势,而作为人民币国际化的重要前提,利率市场化改革能通过一定的传导机制进一步推动“一带一路”地区跨境贸易结算的实施和人民币国际化进程的深入,从而在一定程度上降低了利率通过汇率传导机制对就业和就业结构的影响。另外,作为人民币国际化进程推进的重要表现,以人民币计价的中国原油期货的挂盘交易更能提高“一带一路”地区的跨境贸易人民币结算水平,有利于降低该地区就业和就业结构所面临的国际原油价格波动的风险。此外,对于非“一带一路”地区,利率下降能够释放部分就业压力,以及国际原油价格上升在短期仍会对以石油为原材料或能耗的行业就业产生显著的不利影响,是造成利率和国际原油价格会对该类地区就业和就业结构产生负向影响的原因。

(三) 稳健性检验

为了验证上文的实证分析是否得到了参数估计的一致有效结果,需要进行稳健性检验。为此,本文使用人民币汇率远期 E^f 代替模型(12)中人民币汇率的长期趋势 E ,仍然建立动态面板模型,并使用 Diff-GMM 进行估计,结果见表 6 和表 7。^①

① 受篇幅所限,稳健性检验只考察跨境贸易人民币结算实施之后的情形,样本区间为 2010—2017 年。

表 6 各因素对全国就业规模和三大产业就业结构影响的稳健性检验

变量 \ 模型	L			RP			RS			RT		
	全国	一带一路地区	非一带一路地区	全国	一带一路地区	非一带一路地区	全国	一带一路地区	非一带一路地区	全国	一带一路地区	非一带一路地区
$\left[\frac{\chi(1-\kappa)-\beta(1-\theta)}{\ln E^f} \right]$	-0.0138 (-1.7814)	-0.1926* (-1.8613)	-0.5639*** (-2.4577)	0.0183 (1.1903)	-0.0253 (-0.9174)	-0.0595*** (-3.1770)	-0.0067 (-1.3978)	-0.1056** (-3.4623)	-0.4337*** (-10.7220)	-0.0040** (-2.2938)	0.0373 (0.4369)	0.0530*** (6.5399)
$\ln DPI$	0.0974*** (10.3273)	0.6287*** (6.8504)	1.2510*** (10.1060)	-0.0571*** (-6.5245)	-0.1144*** (-7.3172)	-0.0697*** (-7.3127)	0.0276 (1.6254)	0.0312* (1.9527)	0.0989*** (6.3786)	0.0286* (1.7496)	0.0347* (1.9648)	0.0404*** (2.5473)
$\ln R$	0.0337 (0.4765)	0.0074 (0.0995)	0.1757** (2.1784)	0.0176 (1.6530)	-0.0074 (-1.2607)	-0.0192 (-1.0048)	0.0170*** (4.3856)	-0.0542*** (-2.7701)	0.0672** (2.1194)	0.0104 (0.6668)	-0.0072 (-0.4353)	-0.0472*** (-3.5534)
$\ln OILP$	-0.0267 (-1.3981)	-0.0748** (-2.2628)	-0.1967*** (-6.9899)	-0.0018 (-0.3662)	-0.0091 (-1.7753)	-0.0107*** (-3.6599)	-0.0083 (-1.6278)	-0.0039 (-0.3265)	-0.0348*** (-3.8117)	-0.0029 (-0.3168)	-0.0127 (-1.3620)	-0.0001 (-0.0059)
被解释变量 滞后一阶	0.1652*** (3.1170)	0.3691*** (6.9523)	0.1059*** (2.0024)	0.6199*** (9.3699)	0.4862*** (5.6032)	0.6261*** (10.2050)	0.8127*** (8.1246)	0.4751*** (2.6314)	0.1890* (1.7316)	0.7106*** (4.8806)	0.6178*** (4.7167)	0.6349*** (2.7837)
AR(1)	-0.69 [0.6921]	-0.32 [0.7462]	-0.34 [0.7336]	-1.22 [0.2227]	-1.04 [0.2987]	-1.17 [0.2413]	-1.33 [0.1835]	-0.71 [0.4761]	-0.28 [0.7802]	-0.62 [0.4871]	-0.90 [0.3682]	-0.33 [0.7419]
AR(2)	0.97 [0.4807]	0.78 [0.4349]	0.21 [0.8332]	0.28 [0.7820]	-0.48 [0.6285]	-0.20 [0.8439]	-1.01 [0.3121]	-0.65 [0.4089]	1.54 [0.1238]	-0.87 [0.3817]	-0.92 [0.3586]	-0.12 [0.9029]
Wald 检验	114.16*** [0.0000]	85.32*** [0.0000]	1284.30*** [0.0000]	272.48*** [0.0000]	531.20*** [0.0000]	441.64*** [0.0000]	157.76*** [0.0000]	59.74*** [0.0000]	750.14*** [0.0000]	430.88*** [0.0000]	985.37*** [0.0000]	100.73*** [0.0000]
Sargan 检验	10.81 [0.2246]	12.78 [0.2361]	12.15 [0.1446]	13.55 [0.1944]	12.95 [0.2263]	10.94 [0.2037]	13.35 [0.1801]	12.27 [0.2519]	13.80 [0.1678]	14.31 [0.1593]	11.91 [0.2910]	14.18 [0.1649]

注: () 内的数为 t 值, [] 内的数为 p 值, *, ** 和 *** 表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

表 7 各因素对贸易与非贸易部门就业结构和就业技能结构影响的稳健性检验

变量 \ 模型	RTN			RHE			RHS		
	全国	一带一路地区	非一带一路地区	全国	一带一路地区	非一带一路地区	全国	一带一路地区	非一带一路地区
$\left[\frac{\chi(1-\kappa)-\beta(1-\theta)}{\ln E^f} \right]$	-0.2040*** (-4.6056)	-0.0348 (-1.6413)	-0.8323** (-2.5517)	-0.0017 (-1.1709)	0.0717*** (3.3878)	0.1999*** (4.2065)	-0.0045 (-1.6435)	0.0398 (1.4862)	0.0872*** (3.3429)
$\ln DPI$	-0.0811* (-1.9377)	-0.2622*** (-8.4910)	-0.1388 (-0.8842)	0.0868*** (10.1874)	0.0857*** (3.2963)	0.0297 (1.6482)	-0.1119*** (-9.1092)	-0.0769*** (-5.7853)	-0.1483*** (-11.8946)
$\ln R$	0.0530 (1.5891)	-0.0367** (-2.9368)	-0.2381*** (-4.7094)	-0.0037*** (-4.4816)	-0.0597*** (-4.6285)	-0.1379*** (-3.1531)	-0.0069 (-0.6510)	0.0090*** (3.4105)	0.0068*** (10.9031)
$\ln OILP$	-0.0473*** (-3.3981)	-0.0308* (-1.8646)	-0.1015*** (-4.7895)	-0.0151*** (-4.0010)	-0.0385** (-2.1913)	-0.0139*** (-3.0758)	-0.0023*** (-5.4983)	-0.0180 (-0.5646)	-0.0292 (-0.7735)
被解释变量 滞后一阶	0.3128*** (5.3487)	0.0557 (0.7344)	0.1067** (2.3181)	0.2751*** (5.1467)	0.3240*** (2.8277)	0.1789* (1.9295)	0.1606*** (3.0579)	0.2178*** (2.7704)	0.1051*** (5.0734)
AR(1)	-1.19 [0.2341]	0.49 [0.6235]	0.64 [0.5203]	0.96 [0.2138]	-1.01 [0.3125]	-0.13 [0.8986]	-0.93 [0.4034]	-0.75 [0.4508]	-0.87 [0.3855]
AR(2)	-0.08 [0.9362]	0.32 [0.7461]	0.79 [0.4318]	1.04 [0.2988]	0.61 [0.5415]	-0.31 [0.7561]	0.41 [0.7006]	0.94 [0.3466]	1.12 [0.2616]
Wald 检验	59.24*** [0.0000]	68.10*** [0.0000]	41.39*** [0.0000]	46.43*** [0.0000]	13.14*** [0.0000]	117.00*** [0.0000]	98.39*** [0.0000]	74.99*** [0.0000]	355.46*** [0.0000]
Sargan 检验	4.78 [0.064]	11.66 [0.3082]	14.46 [0.2431]	15.36 [0.1139]	16.27 [0.0921]	18.47 [0.0542]	13.47 [0.2914]	13.89 [0.1781]	11.24 [0.1887]

注: () 内的数为 t 值, [] 内的数为 p 值, *, ** 和 *** 表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

从表 6 和表 7 可以看出,在跨境贸易人民币结算实施之后,人民币贬值 1% 除了能拉动三产就业比重上升 0.0040%,并推动贸易与非贸易部门的就业之比增长 0.2040% 之外,对就业规模、一二产业就业占比及就业技能结构的影响并不显著;对于其他因素而言,利率对就业和就业结构的正向影响以及国际原油价格的负

向影响亦不十分显著。此外,与“一带一路”地区相比,各影响因素对非“一带一路”地区就业和就业结构的影响更显著。人民币贬值能促进两类地区的就业增长及一二产业的就业比重上升,升值则有助于非“一带一路”地区三产就业占比提高,并改善该类地区的就业技能结构;对于利率和国际原油价格而言,其对“一带一路”地区就业和就业结构的影响则更多呈现负相关关系。

综上分析可知,选取两种方法测算的人民币汇率作为解释变量来构造动态面板模型,实证研究结果除了在变量系数的大小或显著性程度方面有些许差异之外,变量系数的显著性和符号均高度一致,说明实证结果是稳健可靠的。

五、结论与政策启示

本文的研究能够得到以下主要结论:(1)在跨境贸易人民币结算实行之后,人民币汇率、利率和国际原油价格对全国就业和就业结构的影响变小;与非“一带一路”地区相比,上述因素对“一带一路”地区就业和就业结构的影响亦在减弱。综合上述三个因素,人民币汇率对就业和就业结构的影响最显著,其次是利率,国际原油价格的作用则相对较小。(2)基于对我国外贸企业的进出口商品结构及企业对结算货币选择权的分析可知,通过修正后的净出口指数传导机制,人民币升值可能会扩大外贸企业的汇率风险敞口,不利于就业增长,还会导致二三产业就业比重下降及贸易与非贸易部门就业之比降低,亦不利于就业技能结构的改善,但这种不利影响与跨境贸易结算实施之前相比却在减弱。(3)利率市场化改革能在一定程度上推进跨境贸易人民币结算的实行,有助于降低我国外贸企业面临的汇率风险,从而减小汇率通过贸易传导机制对就业的影响,进而能在一定程度上减弱利率通过汇率传导机制对就业的作用。并且在短期,利率上升会通过汇率传导机制拉动就业增长和第二产业就业比重提升;但在长期,利率水平下降有利于就业技能结构的改善。(4)以人民币计价的中国原油期货的挂盘交易能在一定程度上降低国际原油价格波动对我国就业的影响,但在短期,原油价格上升仍会对以石油为原材料或能耗的行业就业产生较显著的负向影响。由于这些行业大都集中在第二产业,且大都为贸易部门行业,因而国际原油价格上升还会造成第二产业的就业比重下降,以及贸易与非贸易部门的就业之比降低。本文的结论可以带来如下政策启示:

第一,在人民币国际化进程初期,我国应适度增强汇率弹性,防止汇率出现显著持续波动而影响跨境贸易人民币结算的顺利开展,从而为降低我国外贸企业面临的汇率风险以增加劳动力需求,保证就业的稳定增长奠定基础。同时,我国政府需完善跨境贸易人民币结算的制度和政策环境,企业则需改善进出口商品结构,增强对结算货币的选择权,从而逐渐消除由人民币结算的“跛足”特征所引致的人民币升值对就业和就业结构的不利影响。

第二,我国应提高人民币汇率和利率的相关性,构建利率和汇率的联动机制,加快利率市场化进程和人民币跨境交易步伐。这不仅需要建立有效的货币政策传导体系,充分发挥市场利率对金融资源的配置作用,提高人民币在跨境贸易结算方面的吸引力;更需要实现利率市场化改革、人民币资本项目开放和离岸市场建设等政策的同步推进。这将有利于推动跨境贸易人民币结算的实施,在一定程度上减小就业和就业结构面临的汇率和利率波动风险。

第三,以人民币计价的中国原油期货的挂盘交易,使人民币资产成为资本市场的一个重要组成部分,能有效推动人民币国际化进程。今后,中国原油期货市场发展应积极完善适应中国国情的风险管理模式,健全风险管理制度并优化管理流程;同时,建立健全舆情监测和管控体系,加强对期货市场的监管,防止系统性风险的发生,维护我国原油期货市场的平稳健康运行,从而降低国际原油价格波动给就业增长和就业结构调整带来的不利影响。

参考文献:

- [1] Branson W, Love J. Dollar appreciation and manufacturing employment and output [R]. NBER Working Paper, 1986.

- [2] Burgess S ,Knetter M. An international comparison of employment adjustment to exchange rate fluctuations [J]. *Review of International Economics* ,1998 ,6(1) :151 – 163.
- [3] Campa J ,Goldberg L. Employment versus wage adjustment and the US dollar [J]. *The Review of Economics and Statistics* 2001 ,83(3) :477 – 489.
- [4] Nucci F ,Pozzolo A F. The exchange rate ,employment and hours: what firm – level data say [J]. *Journal of International Economics* 2010 ,82(2) :112 – 123.
- [5] 毛日昇. 人民币实际汇率变化如何影响工业行业就业 [J]. *经济研究* 2013(3) :56 – 69.
- [6] 戴觅 ,徐建伟 ,施炳展. 人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据 [J]. *管理世界* 2013 (11) :14 – 27.
- [7] 丁剑平 ,鄂永健. 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 [J]. *财经研究* , 2005(11) :41 – 49.
- [8] Zmami M ,Ben – Salha O. Exchange rate movements and manufacturing employment in Tunisia: Do different categories of firms react similarly [J]. *Economic Change and Restructuring* 2015 ,48(2) :137 – 167.
- [9] Bruneau G ,Moran K. Exchange rate fluctuations and labour market adjustments in Canadian manufacturing industries [J]. *Canadian Journal of Economics* 2017 ,50(1) :72 – 93.
- [10] Simpson H. Investment abroad and labour adjustment at home: evidence From UK multinational firms [J]. *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne D’ economie* 2012 ,45(2) :698 – 731.
- [11] Dauth W ,Findeisen S ,Suedekum J. The rise of the East and the far East: German labor markets and trade integration [J]. *Journal of the European Economic Association* 2014 ,12(6) :1643 – 1675.
- [12] 张川川. 出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据 [J]. *经济学(季刊)* 2015 ,14 (4) :1611 – 1630.
- [13] Autor D ,Dorn D ,Hanson G. The China syndrome: local labor market effects of import competition in the United States [J]. *American Economic Review* 2013 ,103(6) :2121 – 2168.
- [14] 王静. 价格扭曲、技术进步偏向与就业——来自第三产业分行业的经验研究 [J]. *产业经济研究* 2016 (3) :91 – 101.
- [15] 彭红枫 ,陈文博 ,谭小玉. 人民币国际化研究述评 [J]. *国际金融研究* 2015(10) :12 – 20.
- [16] Aizenman J. Internationalization of the RMB ,capital market openness and financial reforms in China [J]. *Pacific Economic Review* 2015 ,20(3) :444 – 460.
- [17] 沙文兵 ,刘红忠. 人民币国际化、汇率变动与汇率预期 [J]. *国际金融研究* 2014(8) :10 – 18.
- [18] 谭小芬 ,耿亚莹 ,徐慧伦. 金融危机后的人民币国际化: 制约、风险与对策 [J]. *新视野* 2017(3) :29 – 34.
- [19] Ren Y H ,Gu W W. The impact on RMB internationalization process: exchange rate expectation and foreign trade [J]. *Quantitative Finance and Economics* 2017 ,1(1) :114 – 124.
- [20] 唐东波. 全球化对中国就业结构的影响 [J]. *世界经济* 2011(9) :95 – 117.
- [21] 陶士贵 ,顾晶晶. 中国利率市场化程度与跨境贸易人民币结算量的关系研究 [J]. *财经理论与实践* 2016 (1) :10 – 18.
- [22] 董有德 ,李晓静. “一带一路”与跨境贸易人民币结算发展的地区差异——基于中国各省份面板数据的研究 [J]. *国际贸易问题* 2015(11) :3 – 14.

Research on the Influence Factors of Employment and Employment Structure under the Background of RMB Internationalization

——Empirical Evidence from Provincial Panel Data of China

XU Weicheng^{1 2}, LI Xinpeng³

(1. School of Economics ,Ocean University of China ,Qingdao ,Shandong 266100 ,China;

2. Institute of Marine Development ,Ocean University of China ,Qingdao ,Shandong 266100 ,China;

3. Institute for Financial Studies ,Shandong University ,Jinan ,Shandong 250100 ,China)

Abstract: Through introducing the index of ratio of RMB settlement of cross – border trade to the dynamic equilibrium model of labor market ,this paper deduces the main factors affecting employment and uses panel data of 31 regions in China from 2000 to 2017 to carry out research on the effect of the main factors on employment and employment structure. The results show that: exchange rate has the most significant influence on employment and employment structure followed by interest rate and the effect of international crude oil price is relatively weak. However after the implementation of RMB settlement of cross – border trade ,the influence of all factors has become smaller. Specifically ,RMB appreciation may enhance the exchange rate risks faced by foreign trade enterprises ,which is not conducive to employment growth but also not conducive to improvement of the employment structure of trade to non – trade sector as well as the employment skill structure. The reform of interest rate marketization can promote the RMB settlement of cross – border trade to a certain extent. In the short term ,interest rate rise will lead to employment growth and increase the share of secondary employment through exchange rate transmission mechanism , but in the long run ,the decline is conducive to improving the structure of employment skills. In addition ,yuan – denominated Chinese crude oil futures trading can reduce the impact of crude oil price volatility on employment ,but oil price increases in the short – term will still have a more significant negative impact on employment and employment structure.

Key words: RMB internationalization; RMB exchange rate; interest rate; employment; employment structure

(责任编辑: 罗序斌)