

劳动生产率冲击、工资粘性与 中国实际经济周期

邓红亮, 陈乐一

[摘要] 中国劳动力市场正处于转型期,由劳动力市场因素引起的宏观经济波动日益凸显,对新时期劳动生产率冲击和工资粘性影响经济周期波动问题的研究能够为中国减轻劳动生产率冲击和促进经济持续健康发展提供学理支撑。本文通过在新凯恩斯 DSGE 模型中引入劳动生产率冲击与工资交错议价过程,对劳动生产率冲击和工资粘性影响中国经济周期波动的作用特征、传导机制及其模拟效果进行了深入分析。研究发现:①中国劳动力市场存在明显的工资粘性现象和市场分离作用,且该作用主要来源于劳动生产率冲击;②劳动生产率冲击可以解释约 15%的产出波动和 50%以上的劳动力市场波动;③工资粘性条件下劳动生产率冲击对产出和就业的影响更大,对工资的影响更温和,工资粘性和劳动生产率冲击的同时存在能够加强外生冲击对宏观经济的影响;④市场中工资粘性程度越高,社会福利损失越大,而由劳动生产率冲击带来的间接福利损失远高于其带来的直接福利损失。本文从劳动力市场角度解释了中国实际经济周期波动现象,为设计相关的宏观经济稳定政策提供了重要的参考依据。

[关键词] 劳动生产率冲击; 工资粘性; 经济周期; 动态随机一般均衡

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)01-0023-20

一、问题提出与文献综述

改革开放以来,中国经济持续高速增长,但过程是跌宕起伏的,波动从未间断。中国的经济为何呈现出高速增长与频繁波动并存的特征?为此,许多学者纷纷尝试从不同角度对中国的经济周期波动作出解释。这些角度主要是:“信贷周期”和“投资周期”等传统视角、“财政分权”和“地方债务”等政府竞争视角、“党代会”和“监察力度”等政治周期视角、“金融市场冲击”和“预期冲击”等外部冲击视角。^①这些研究比较深入地分析了中国经济周期波动,丰富了对中国经济周期波动的认识。然而,

[收稿日期] 2018-07-29

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“近代中国物价周期波动史(1867—1937)”(批准号 18BJY172)。

[作者简介] 邓红亮,湖南大学经济与贸易学院博士研究生;陈乐一,湖南大学经济与贸易学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:邓红亮,电子邮箱:282698810@qq.com。感谢上海交通大学经管类博士生学术论坛瞿茜、江明等提出的宝贵建议。特别感谢匿名审稿专家和编辑部的建设性意见,当然文责自负。

① 关于信贷周期和投资周期对中国经济周期的影响可参见 Fung et al.(2000)和 Rawski(2002)的研究;对于财政分权和地方债务影响经济波动可参见朱军和许志伟(2018)、项后军等(2017)的研究;关于党代会和监察力度对中国经济波动的影响可参见梅冬州等(2014)的研究;对于金融市场冲击和预期冲击对中国经济周期波动的影响可参见鄢莉莉和王一鸣(2012)、庄子罐等(2018)的研究。

需要注意的是,上述研究虽然从不同角度为解释中国经济波动提供了经验证据,但并未在模型中将中国劳动力市场考虑进去,以致无法有效从劳动力市场角度探讨中国经济周期波动的根源。因而,如何结合中国当前宏观经济现实,从劳动力市场出发构建一个刻画中国经济周期波动的动态模型是学术界亟需解决的问题,这也是本文研究的出发点。

事实上,劳动生产率和工资作为劳动力市场中的两个重要变量,对一国经济的稳定和发展具有十分重要的作用。由图 1 可知,2016 年中国实际全员劳动生产率达到 15314.37 元/人,较 1978 年增长了 15.72 倍;城镇单位就业人员实际平均工资达到 4436.34 元,较 1978 年增长了 6.42 倍;实际人均 GDP 达到 12437.81 元,较 1978 年增长了 31.31 倍。从图形走势看,三条曲线在 1992 年以后均呈现出明显的上升趋势。

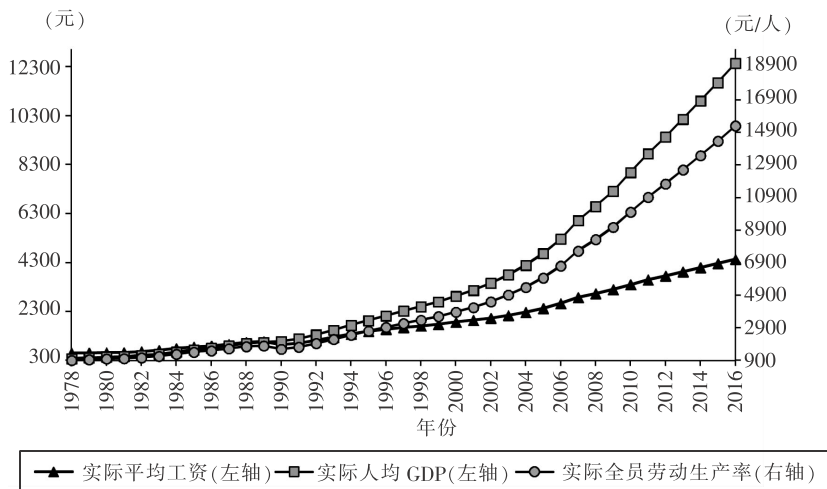


图 1 1978—2016 年中国实际人均 GDP、实际全员劳动生产率与实际平均工资情况

注:实际人均 GDP=名义人均 GDP/GDP 平减指数,本文实际平均工资指城镇单位就业人员实际平均工资,其计算公式为:实际平均工资=(城镇单位就业人员总工资/GDP 平减指数)/城镇单位就业人数,实际全员劳动生产率=(名义 GDP/GDP 平减指数)/总就业人数。GDP 平减指数以 1978 年为基期计算。

资料来源:作者根据国家统计局数据计算得到。

以上数据表明,改革开放以来,中国实际劳动生产率和工资在较快提高的同时,也为中国国民经济健康快速发展作出了重要贡献。然而,需要注意的是,在当前中国经济新常态背景下,由劳动力市场分割、工资粘性、城乡之间特殊的二元结构等因素引起的劳动力市场摩擦作用逐渐显现,该作用导致了较大的劳动力市场匹配效率损失,对经济发展产生了严重影响。例如,徐建炜等(2012)估算了中国劳动力市场名义工资粘性程度,发现中国名义工资粘性处于世界较低水平;苏永照(2017)估计出中国劳动力市场匹配效率约为 0.8,认为中国劳动力市场存在明显的匹配效率损失。与此同时,近年来,中国劳动力就业市场的结构性问题日益凸显,劳动力需求与供给之间的错配程度不断加深,主要表现为高技术型工作岗位雇佣不到合适的工人,而低技能的工人又很难获得工作机会。造成上述困境的主要原因在于现阶段中国工人的劳动生产率水平整体偏低。在其他条件不变情形下,当工人的劳动生产率低于企业所需的最低劳动生产率时,该工人将被市场淘汰,进而导致市场失业增加和总产出下降。这一过程主要受企业内部竞争和外生市场分离作用的共同影响,这两者的共同作用通过影响企业所需的最低劳动生产率水平,进而形成劳动生产率冲击,该冲击最终通过劳动力市场传播和放大外生冲击对宏观经济的影响。2017 年 10 月 18 日,习近平总书记在党的十九

大报告中指出,要坚持就业优先战略和积极就业政策,实现更高质量和更加充分就业。2018年3月5日,李克强总理在政府工作报告中进一步指出,要着力促进就业创业,促进多渠道就业,大规模开展职业技能培训。因此,着力解决劳动力市场的供需结构性问题,减轻劳动生产率冲击,全面提高工人劳动生产率和工资水平(收入水平)以实现更充分更高质量就业,将成为未来中国经济持续稳定增长的重要一环。这就要求在研究中国经济周期时,务必重视劳动生产率和工资在经济周期中的重要地位和作用机理。遗憾的是,目前关于中国经济周期的动态随机一般均衡(DSGE)模型往往忽视了来自劳动力市场中的劳动生产率冲击和工资粘性作用,因而无法完整地刻画中国经济周期波动的动态特征,更不用说对中国劳动力市场波动进行动态模拟。

鉴于以上不足,本文在新凯恩斯宏观经济理论的框架下,系统地考察了劳动生产率冲击和工资粘性对中国经济周期波动的影响,并重点模拟分析了中国劳动力市场的动态波动特征。基于该模型,本文通过定量研究,试图回答以下问题:工资交错议价条件下,劳动生产率冲击和工资粘性如何作用于中国的宏观经济?劳动生产率冲击和工资粘性影响经济波动的传导机制是什么?劳动生产率冲击和工资粘性作用对劳动力市场波动的解释力如何?模型中是否有劳动生产率冲击和工资粘性又将如何影响经济的短期波动、长期增长以及社会福利水平?

目前,国内外学者对工资粘性在经济周期波动中的作用进行了大量研究,这些研究大多数是在Diamond(1982)、Mortensen(1982)和Pissarides(1985)构建的一般均衡模型(以下简称DMP模型)的基础上进行拓展。Hall(2005)和Shimer(2005)等学者在DMP模型的基础上引入不完全竞争、工资粘性等市场不完全性来解释经济周期波动,弥补了DMP模型在解释经济周期中高就业波动和低实际工资波动并存现象的不足,为宏观经济周期和劳动力市场波动提供了较好的解释。Kennan(2010)认为私人能观察到的劳动生产率波动在均衡状态下能够引起一种工资粘性,而这种工资粘性可以产生巨大的失业波动。Flinn(2006)发现最低工资对失业的影响并不明显,纳什议价能力参数与匹配函数是最低工资影响福利结果的关键因素。Gertler and Trigari(2009)研究发现,工资粘性对雇佣新员工有重要影响,模型较好地解释了工资和劳动力市场的周期性波动。还有一些文献利用传统DSGE模型,考察了工资粘性对经济周期的作用效果。Christiano et al.(2005)在DSGE模型基础上引入名义粘性,发现粘性的引入较好地解释了货币政策冲击下通货膨胀和产出的波动情况,而且还发现交错工资合同对于模型的经验表现是十分重要的。Smets and Wouters(2007)基于贝叶斯方法估计了包含名义工资粘性在内的DSGE模型,发现工资粘性的引入可以较好地解释美国经济周期波动。Woodford(2003)将名义价格粘性和实际工资粘性同时纳入动态一般均衡模型,发现实际工资粘性增强了名义价格对实体经济的作用。Gertler et al.(2008)通过构建一个包含失业和交错工资议价过程的DSGE模型,发现粘性条件为数据描述提供了更好的解释,模型较好地拟合了观测数据中失业的动态变化。薛鹤翔(2010)指出,工资粘性模型较好地解释了产出的持续性,而价格粘性模型的解释能力较弱。王君斌和薛鹤翔(2010)研究发现,扩张型货币供给冲击短期内能够有效刺激就业,促进经济增长,但在长期将形成失业和通货紧缩。李雪松和王秀丽(2011)将工资粘性引入BGG模型,发现中国工资粘性的存在,认为中国劳动力市场配置尚存在改善的余地。叶正茂和王仕进(2014)将劳动市场摩擦与工资粘性引入新凯恩斯框架,得出工资粘性使得工资的动态调整更加平滑且通货膨胀的持续性更强的结论。Leduc and Liu(2016)在传统的DSGE模型中嵌入不确定性冲击与劳动力市场搜寻摩擦,认为搜寻摩擦与名义粘性一起可以解释由不确定性带来失业增加的70%。

关于劳动生产率冲击对经济周期的影响,国外研究主要通过引入内生市场分离作用来展开,这些研究与标准DMP模型的主要区别在于,后者假定劳动力市场中工作消亡的概率恒定,而前者认

为工作消亡由内生决定。Mortensen and Pissarides(1994)研究发现,工作消亡比工作创造具有更强的动态波动特征,冲击过程较好地解释了美国的工作创造和工作消亡的周期波动。den Haan et al.(2000)认为工作消亡率的周期波动放大了外部冲击对产出的影响,当模型中还包含资本调整因素时,外部冲击的影响进一步被放大。Trigari(2009)通过构建包含名义价格粘性的一般均衡模型,发现其模型可以较好地解释失业、工作创造和工作消亡的周期性行为。Walsh(2005)研究发现,内生市场分离作用放大了货币政策冲击对实体经济的影响但减轻了其对通货膨胀的影响。Blanchard and Galí(2010)比较研究了新凯恩斯模型下美国和欧洲两大经济体的失业波动,发现标准的效用假定下劳动生产率冲击对失业没有影响。就国内研究而言,多数学者侧重对劳动力市场某些典型特征事实进行解释并将其与就业和经济周期等结合起来研究中国经济问题,对市场分离作用和劳动生产率冲击的宏观经济影响的研究较少。盖庆恩等(2013)研究了中国劳动力市场扭曲同经济结构变化和劳动生产率之间的关系。张晓娣(2016)基于搜寻匹配模型研究了公共部门就业对宏观经济稳定的影响。李路路等(2016)认为中国城镇社会劳动力市场分割结构从改革之初以体制分割为主,转变为现在体制分割与市场分割并存的结构。卢锋等(2015)基于对中国劳动力市场转型与宏观经济周期关系的经验观察,得出农业劳动力转移相对其长期趋势的短期变动与实际经济周期涨落有显著关联的结论。

总体而言,国内外学者就工资粘性和劳动生产率冲击对经济周期波动的影响展开了较为丰富的研究,但同时将劳动生产率冲击和工资粘性完整建立在包含微观基础的同一框架下的文献不多,对两者同时作用于经济周期的关键性问题尚缺乏深入分析和研究,这不仅容易忽视劳动生产率冲击和工资粘性之间的相互作用,而且更严重的是不利于捕捉到完整的中国经济周期波动信息。国内有关工资粘性对经济周期影响的文献大部分只是简单地在DSGE模型的基础上引入工资粘性进行研究,不仅没有阐述工资粘性存在的背后依据,而且没有捕捉工资粘性影响经济周期波动的本质问题。此外,现有研究更多地把劳动生产率冲击隐含在内生市场分离作用之中,忽视了劳动生产率冲击对经济波动的影响,尚缺乏对劳动生产率冲击作用的直接考量,因而难以深入考察劳动生产率冲击对经济周期的动态模拟效果。

有鉴于此,本文首先构建一个同时包含劳动生产率冲击与工资粘性的新凯恩斯DSGE模型作为基准模型。随后,对模型中的部分参数进行校准,并采用中国1992—2015年季度数据对其他待估参数进行了贝叶斯估计。在对基准模型进行适用性检验的基础上,从方差分解和脉冲响应两方面对劳动生产率冲击和工资粘性影响中国经济周期波动的效果进行了数值模拟,并通过引入福利损失函数,比较分析了外生冲击作用下不同模型的社会福利损失情况。基于该框架,本研究得出了劳动生产率冲击和工资粘性影响中国经济周期波动的内在传导机制等一些新结论。

与已有研究相比,本文主要创新和贡献有以下三点:①对劳动力市场内生分离作用和外生分离作用进行区分,由此引入劳动生产率冲击,从劳动力市场摩擦视角提供了一个能够解释中国经济周期波动的动态随机一般均衡模型;②通过将劳动生产率冲击和工资粘性同时置于新凯恩斯DSGE模型中,更加深入地研究中国经济周期和劳动力市场波动特征,阐述两者背后的传导机制;③通过数值模拟分析,定量研究劳动生产率冲击与工资粘性对中国整个宏观经济的动态影响,对制定宏观经济稳定政策具有重要意义。

本文随后的结构安排如下:第二部分构建了同时包含劳动生产率冲击与工资粘性的DSGE模型;第三部分对模型参数进行校准和贝叶斯估计,并对模型做适用性检验;第四部分从脉冲响应、方差分解和福利损失三方面进行数值模拟分析,并对结果进行稳健性分析;最后为结论和政策含义。

二、劳动生产率冲击与工资粘性作用下的 DSGE 模型

为了定量评估劳动生产率冲击与工资粘性对中国实际经济周期波动的影响,本文以 Gertler and Trigari(2009)所建立的工资交错议价下的新凯恩斯模型为基础,构建了一个同时包含劳动生产率冲击和工资粘性的 DSGE 模型。模型包括四类经济主体,分别为中间品厂商、最终品厂商、家庭和政府部门,其中,中间品厂商被假定为垄断竞争,最终品厂商为完全竞争。

1. 代表性家庭的经济问题

假设经济中的家庭处于 $[0,1]$ 区间的连续统中,家庭均为同质且具有无限寿命。代表性家庭通过选择当期的消费 C_t 、投资 I_t 、劳动 L_t 、政府债券 B_t 、资本存量 K_t 和资本利用率 μ_t 以最大化其期望终生效用,其效用函数为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{L_t^{1+\chi}}{1+\chi} \right] \quad (1)$$

其中, β 为家庭主观贴现因子, $h \in [0,1]$ 为消费习惯参数, σ 和 χ 分别代表家庭风险规避系数和劳动供给弹性的倒数。

家庭的预算约束为:

$$C_t + I_t + B_t / (R_t P_t) = W_t L_t + K_{t-1} [r_t \mu_t - a(\mu_t)] + B_{t-1} / P_t + D_t + TR_t \quad (2)$$

其中, B_t 为政府债券的持有量, R_t 为名义利率, P_t 为名义价格水平, D_t 代表家庭从公司获得的总利润, TR_t 为政府的总转移支付, r_t 为有效资本租赁给中间厂商获得的利率, $a(\mu_t)$ 为单位资本开发成本,满足 $a(\mu_t) = l_1(\mu_t - 1) + l_2(\mu_t - 1)^2/2$, $l_1, l_2 > 0$ 。稳态时, $\mu = 1, a(1) = 0$,且 $a''(1)/a'(1) = l_2/l_1 = kc$ 。

家庭的资本积累方程为: $K_t = (1 - \delta_k)K_{t-1} + x_t^i [1 - S(I_t/I_{t-1})]I_t$ 。其中, I_t 为新增投资, $S(I_t/I_{t-1})$ 为资本调整成本,满足 $S(I_t/I_{t-1}) = \kappa(I_t/I_{t-1} - 1)^2/2$ 。稳态时, $S(1) = S'(1) = 0, S''(1) = \kappa > 0$ 。 x_t^i 代表投资冲击,服从以下随机分布:

$$\ln x_t^i = \rho_i \ln x_{t-1}^i + \eta_t^i, \eta_t^i \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma_i^2) \quad (3)$$

2. 最终产品厂商的经济决策

与大多数文献中的设定一致,本文假定代表性最终产品厂商按照以下的 Dixit-Stiglitz 生产技术生产唯一的最终消费品 Y_t ,生产中所用的中间产品为 $Y_{i,t}, i \in [0,1]$:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{x_t^p - 1}{x_t^p}} di \right]^{\frac{x_t^p}{x_t^p - 1}}, x_t^p > 1 \quad (4)$$

其中,参数 x_t^p 用以衡量价格加成冲击,其遵循如下随机过程:

$$\ln x_t^p = (1 - \rho_p) \ln x_t^p + \rho_p \ln x_{t-1}^p + \eta_t^p, \eta_t^p \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma_p) \quad (5)$$

3. 失业、空缺、匹配与内生工作消亡

(1)失业。假定经济中存在连续的无限寿命的工人和厂商,两者的总量均被设定为1。这样 t 时期劳动力市场中的失业人数 U_t 与就业人数 L_t 满足:

$$U_t = 1 - L_t \quad (6)$$

(2)工人与空缺岗位匹配。假设 t 期期初,劳动力市场中存在 U_t 失业者正在寻找工作,企业中存在 v_t 个空缺职位,企业新雇佣工人或工人与岗位匹配成功的数量 M_t 满足:

$$M_t = \omega U_t^\phi \nu_t^{1-\phi} \quad (7)$$

其中, ω 代表匹配效率, $\phi \in (0, 1)$ 为岗位空缺的匹配弹性。

这样, 一个寻找工作的失业者匹配成功的概率(找到工作的概率) P_t^u 可表示为:

$$P_t^u = M_t / U_t \quad (8)$$

一个空缺职位被寻找工作的失业者填补的概率(填补工作的概率) P_t^v 可表示为:

$$P_t^v = M_t / \nu_t \quad (9)$$

(3) 内生工作消亡。传统劳动力市场摩擦理论认为, 劳动力市场中工作的产生和消亡是由一系列包括制度、法律等因素决定, 当市场中某些条件满足时, 新工作将产生, 反之已有工作将消亡, 而工作消亡又可看做是市场分离作用的结果。然而, 在针对是否应将市场分离作用内生化这一问题上, 学者们的观点大相径庭。其中, 一部分学者认为劳动力市场分离作用不存在内生和外生之分, 如 Gertler and Trigari(2009) 和 Leduc and Liu(2016) 等。另一部分学者则认为应该将劳动力市场分离作用区分为内生和外生, 如 Walsh(2005) 和 Trigari(2009) 等指出, 这种区分有利于更好地解释市场中工作的产生和消亡过程。本文参考后者的做法, 假定劳动力市场中存在两种分离作用, 一种为外生分离作用, 另一种为内生分离作用, 并假定前者对应的市场分离率为一常数 δ^o , 后者对应的市场分离率则由企业内工人的劳动生产率所决定。具体地, 假设企业在每一期进行生产前对工人的劳动生产能力进行筛选, 以淘汰生产效率低的工人, 保留生产效率高的工人, 即对于 t 时期而言, 当工人的劳动生产率低于企业所能容忍的最低劳动生产率 \underline{a}_t 时, 企业将解雇该工人, 此时内生市场分离起作用, 对应的市场分离率用 δ_t^i 表示, 并假定其满足: $\delta_t^i = \Pr(a_t \leq \underline{a}_t) = F(\underline{a}_t)$, 其中, $F(\underline{a}_t)$ 为 \underline{a}_t 的分布函数, \underline{a}_t 服从以下随机冲击过程:

$$\ln \underline{a}_t = (1 - \rho_a) \ln \underline{a} + \rho_a \ln \underline{a}_{t-1} + \eta_t^a, \eta_t^a \sim \text{i.i.d. N}(0, \sigma_a) \quad (10)$$

因此, 市场的总分离率可表示为:

$$\delta_t = \delta^o + (1 - \delta^o) \delta_t^i \quad (11)$$

为了下文分析中间厂商的雇佣和生产决策过程, 本文定义 t 时期的雇佣率 x_t 为:

$$x_t = P_t^v \nu_t / L_{t-1} \quad (12)$$

这样 t 时期市场中总就业量 L_t 可表示为:

$$L_t = (1 - \delta_t) L_{t-1} + x_t L_{t-1} \quad (13)$$

其中, $(1 - \delta_t) L_{t-1}$ 表示上一期未被市场分离的工人数量, $x_t L_{t-1}$ 表示本期新雇佣工人数量。

4. 中间产品厂商的经济决策

中间产品厂商被假定为垄断竞争厂商, 其生产所采用的生产函数为柯布—道格拉斯形式:

$$Y_{it} = x_t^A (\mu_i K_{it-1})^\alpha L_{it}^{1-\alpha} \quad (14)$$

其中, L_{it} 和 $\mu_i K_{it-1}$ 分别为中间厂商 i 雇佣的劳动力和从家庭中租赁的有效资本, α 为资本产出弹性, x_t^A 代表技术进步, 且服从以下技术冲击过程:

$$\ln x_t^A = (1 - \rho_g) \ln x^A + \rho_g \ln x_{t-1}^A + \eta_t^A, \eta_t^A \sim \text{i.i.d. N}(0, \sigma_g) \quad (15)$$

给定厂商生产技术,求解厂商的最小化成本得到如下要素需求条件:

$$\mu_i K_i = Y_i / x_i^A [\alpha W_i / (1-\alpha) r_i]^{1-\alpha} \quad (16)$$

$$L_i = Y_i / x_i^A [\alpha W_i / (1-\alpha) r_i]^{-\alpha} \quad (17)$$

结合上述最优要素需求条件和厂商成本函数得到如下名义边际成本:

$$MC_i = (1-\alpha)^{-(1-\alpha)} \alpha^{-\alpha} (x_i^A)^{-1} W_i^{1-\alpha} r_i^\alpha \quad (18)$$

为了引入价格粘性,本文借鉴 Calvo(1983)的方法,假定厂商*i*每期有 $(1-\zeta_p)$ 的概率调整其最优价格水平,有 ζ_p 的概率无法调整其最优定价,无法调整价格的厂商按照 $P_i = \pi_{i-1}^\gamma P_{i-1}$ 的方式进行定价,其中 γ^p 表示本期价格相对上期通胀率的调整权重,由此可得稳态价格加成条件下的新凯恩斯菲利普斯曲线:^①

$$\hat{\pi}_i = \frac{\gamma^p}{1+\beta\gamma^p} \hat{\pi}_{i-1} + \frac{\beta}{1+\beta\gamma^p} E_i \hat{\pi}_{i+1} + \frac{(1-\zeta_p)(1-\beta\zeta_p)}{\zeta_p(1+\beta\gamma^p)} (\hat{m}c_i + \hat{x}_i^p) \quad (19)$$

其中, $\hat{\pi}_i$ 、 $\hat{m}c_i$ 和 \hat{x}_i^p 分别表示通货膨胀率、实际边际成本和价格加成的对数形式。

下面分析厂商决策过程。以 W_i 表示厂商支付给工人的名义工资, r_i 表示资本的租金率,中间产品的价格设为1,假定厂商雇佣工人的单位成本为 $\psi x_i^2/2$ 。^②这样*t*时期厂商的总价值函数 $F(W_{it}, L_{it-1})$ 可以表示为:

$$F(W_{it}, L_{it-1}) = Y_{it} - W_{it} L_{it} / P_t - \psi x_{it}^2 L_{it-1} / 2 - r_{it} \mu_{it} K_{it-1} + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [(1-\delta_{t+1}) \int_{a_{t+1}} F(W_{it+1}, L_{it}) dF(a_{t+1}) + \delta_{t+1} \int_{a_{t+1}} NF(W_{it+1}, L_{it}) dF(a_{t+1})] \quad (20)$$

其中, $NF(W_{it+1}, L_{it})$ 表示企业没有雇佣到工人时的总价值函数。

根据 Hall(2005),均衡时 $NF(W_{it+1}, L_{it})=0$,令 $H_t = \int_{a_t} dF(a_t) = 1 - F(a_t)$,则式(20)变为:

$$F(W_{it}, L_{it-1}) = Y_{it} - W_{it} L_{it} / P_t - \psi x_{it}^2 L_{it-1} / 2 - r_{it} \mu_{it} K_{it-1} + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (1-\delta_{t+1}) H_{t+1} F(W_{it+1}, L_{it}) \quad (21)$$

令 $\tilde{k}_i = \mu_{it} K_{it-1} / L_{it}$,并分别对式(21)中的 \tilde{k}_i 、 L_{it} 求偏导并令其等于零得到:

$$r_{it} = \alpha x_i^A \tilde{k}_i^{\alpha-1} = \alpha x_i^A (\mu_{it} K_{it-1} / L_{it})^{\alpha-1} \quad (22)$$

$$\psi x_{it} = a_{it} - W_{it} / P_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (1-\delta_{t+1}) H_{t+1} \frac{\partial F(W_{it+1}, L_{it})}{\partial L_{it}} \quad (23)$$

其中, $a_{it} = (1-\alpha) Y_{it} / L_{it}$,表示厂商*i*的劳动边际产出,均衡时所有厂商的劳动边际产出相等,均用 a_t 表示。式(22)决定了厂商的最优租金率,式(23)决定了厂商的最优雇佣率。对于厂商的最优雇佣率,本文利用包络定理可将式(23)写为:

① 具体推导参见 Gertler et al.(2008)。

② 对于厂商雇佣成本的设定主要有下面几种:一种假定雇佣成本恒定不变,如 Hall(2005)和 Leduc and Liu(2016)等;另一种假定雇佣成本随时间变化,其中,Blanchard and Galí(2010)将其设定为劳动力市场强度的函数,即 $G_t = A_t B x_t^\alpha$, $\alpha \geq 0$,而 Gertler and Trigari(2009)将其设定为厂商雇佣率的二次函数形式,即文中所示。

$$\psi x_{it} = a_{it} - W_{it}/P_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [\psi x_{it+1}^2 / 2 + (1 - \delta_{t+1}) \psi x_{it+1}] (1 - \delta_{t+1}) H_{t+1} \quad (24)$$

参照 Gertler and Trigari(2009)的做法,假定在规模报酬不变和资本完全流动的情况下,厂商雇佣劳动力的平均价值等于其边际价值。因此,当设定厂商的平均价值函数为 $J_t^F(W_{it})$ 时,则有 $J_t^F(W_{it}) = \partial F(W_{it}, L_{it-1}) / \partial L_{it}$ 成立,从而厂商的平均价值函数可表示为:

$$J_t^F(W_{it}) = a_{it} - W_{it}/P_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (1 - \delta_{t+1}) H_{t+1} \frac{\partial F(W_{it+1}, L_{it})}{\partial L_{it}} \quad (25)$$

联立(23)、(24)和(25)式,最终得到厂商的平均价值函数:

$$J_t^F(W_{it}) = a_{it} - W_{it}/P_t - \frac{1}{2} \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \psi x_{it+1}^2 (1 - \delta_{t+1}) H_{t+1} + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (1 - \delta_{t+1} + x_{it+1}) (1 - \delta_{t+1}) H_{t+1} J_{t+1}^F(W_{it+1}) \quad (26)$$

5. 工人的价值函数

假设 t 时期工人与岗位之间匹配成功,他将获得名义工资 W_t , 同时将承受因工作带来的效用损失。考虑到劳动力市场中存在分离作用,因此,到 $t+1$ 时期该工人成为失业者的可能性为 δ_{t+1} , 失业后该工人在这一时期又成功找到工作的概率为 p_{t+1}^u , 找不到工作的概率为 $(1 - p_{t+1}^u)$ 。这样对于 t 时期匹配成功(即就业)的工人来讲,其价值函数 V_t^w 满足如下 Bellman 方程:

$$V_t^w = W_t/P_t + E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} H_{t+1} [\delta_{t+1} p_{t+1}^u V_{t+1}^w + \delta_{t+1} (1 - p_{t+1}^u) V_{t+1}^u + (1 - \delta_{t+1}) V_{t+1}^w] \quad (27)$$

其中, V_t^u 表示 t 期失业工人的价值函数,由如下 Bellman 方程决定:

$$V_t^u = \Delta + E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} H_{t+1} [p_{t+1}^u V_{t+1}^w + (1 - p_{t+1}^u) V_{t+1}^u] \quad (28)$$

其中, Δ 表示政府对失业的补助金。联立式(27)和式(28)可得到工人的剩余价值函数 V_t :

$$V_t = W_t/P_t - \Delta + E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} H_{t+1} [(1 - \delta_{t+1}) (1 - p_{t+1}^u) V_{t+1}] \quad (29)$$

6. 纳什议价工资的决定

对于均衡工资的确定,本文参照 Gertler and Trigari(2009)的做法,在工资议价过程中引入交错的多期工资合同。具体来看,求解厂商与工人之间最优的工资,即求解以下最优化问题的解:

$$\begin{aligned} \max V_t(W_{it}^n)^\theta J_t^F(W_{it}^n)^{1-\theta} \\ \text{s.t. } W_{it+1}^n = \begin{cases} W_{it}^n & \rho \\ W_{it+1}^{n*} & 1-\rho \end{cases} \end{aligned} \quad (30)$$

其中, θ 和 ρ 分别代表工人的议价能力和名义工资粘性程度,两者均落在 $[0, 1]$ 区间, W^n 表示纳什议价工资。求式(30)关于工资的一阶导数得到:

$$\theta l_t^1 J_t^F(w_{it}^n) = (1 - \theta) l_t^2 V_t(w_{it}^n) \quad (31)$$

其中, $l_t^1 = \partial V_t(W_{it}^n) / \partial W_{it}^n$ 和 $l_t^2 = -\partial J_t^F(W_{it}^n) / \partial W_{it}^n$ 分别表示名义工资提高对工人剩余价值的正向影

响和对厂商剩余价值的负向影响。对式(29)和式(26)分别求关于名义工资的一阶偏导可得：

$$l_t^1 = \frac{1}{P_t} + \beta \rho E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (1 - \delta_{t+1}) H_{t+1} (1 - p_{t+1}^u) l_{t+1}^1 \quad (32)$$

$$l_t^2 = \frac{1}{P_t} + \beta \rho E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} H_{t+1} (1 - \delta_{t+1} + x_{t+1}) l_{t+1}^2 \quad (33)$$

将式(32)和式(33)代入式(31),并立式(26)和式(29)可得到最优纳什议价工资 $W_t^{n^*}$ 。最后,借鉴 Leduc and Liu(2016)的做法,将最优纳什议价工资 $W_t^{n^*}$ 与名义工资之间的关系设定为:

$$W_t = W_{t-1}^\rho (W_t^{n^*})^{1-\rho} \quad (34)$$

7. 政府政策问题

对于财政政策问题,本文设定政府支出满足以下等式:

$$G_t = (1 - 1/x_t^g) Y_t \quad (35)$$

其中, x_t^g 代表政府支出冲击,且遵循以下随机过程:

$$\ln x_t^g = (1 - \rho_{gov}) \ln x_t^g + \rho_{gov} \ln x_{t-1}^g + \eta_t^g, \eta_t^g \sim \text{i.i.d.N}(0, \sigma_{gov}) \quad (36)$$

对于货币政策规则,参照王曦等(2016)的研究,采用泰勒形式的价格型货币政策规则刻画货币当局的政策操作,具体表达式如下:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\rho_s} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\rho_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{\rho_y}\right]^{(1-\rho_s)} x_t^R \quad (37)$$

其中,参数 ρ_s 表示货币政策惯性, ρ_π 和 ρ_y 分别表示货币当局对于通胀和产出缺口的反应系数; x_t^R 表示货币政策冲击,且遵循以下随机过程:

$$\ln x_t^R = \rho_r \ln x_{t-1}^R + \eta_t^R, \eta_t^R \sim \text{i.i.d.N}(0, \sigma_r) \quad (38)$$

8. 资源约束

在本文模型达到均衡时,产出将全部用于消费、投资、政府支出、资本利用和雇佣调整成本,据此得到以下资源约束条件:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + a(\mu_t) K_{t-1} + \psi x_t^2 L_{t-1} / 2 \quad (39)$$

三、参数校准与模型估计

1. 数据和方法说明

本文根据已有相关研究中的常用参数值,并结合中国实际经济数据来估计模型的结构参数。选取的观测数据包括产出、消费、投资、工资、就业和通货膨胀率,时间跨度为1992年第一季度至2015年第四季度。其中,消费水平用季度的社会零售消费总额衡量,选取城镇固定资产投资数据代表投资,用季度末城镇就业量代表就业,名义工资用季度末城镇就业人员的总工资除以就业人数表征。用居民消费价格指数(CPI)环比数据表示通货膨胀,并以2000年第一季度为定基比得到CPI平减指数。利用CPI平减指数对名义产出、消费、投资和工资数据进行平减处理,得到对应的实际变量。对于以上六个实际时间序列,利用Eviews8.0进行季节性调整,然后对除通货膨胀外的五个实际变量取自然对数。为了去掉变量的时间趋势,获得对应序列的周期成分,对对数化的实际变量进行HP滤波处理,对通货膨胀数据进行一阶差分、去均值处理,以匹配模型中的内生变量。

本文模型需要估计的结构参数包括两类:一类为内生变量达到稳态时的基本行为参数,这类参数利用相关文献的校准技术并结合稳态时的数据进行校准;另一类是表征内生变量间动态均衡关系的结构参数,对于这一类参数,采用大多数文献的做法,利用贝叶斯方法进行估计。

2. 基本参数校准

对于家庭部门的相关参数校准,参考王国静和田国强(2014)、郭豫媚等(2016)等学者的做法,将家庭主观贴现因子 β 设为0.98,风险规避系数 σ 取2,劳动供给弹性的倒数 χ 设为1,稳态时的资本折旧率 δ_k 和资本利用率 μ 分别设为0.025和1。关于模型中厂商部门的资本产出弹性 α ,已有文献的取值范围为[0.30,0.80],均值在0.50左右,本文取0.55。现有文献对失业匹配弹性 ϕ 的取值范围落在[0.20,0.75]区间上,本文设为0.50。对于外生分离率 δ^o 的取值,国内文献鲜有涉及,故依据Walsh(2005)和Trigari(2009)的估计值,^①假定外生分离率 δ^o 为0.06。

除此之外,模型中还有部分参数值利用稳态时的数据校准。由于缺少季度失业数据,本文利用1992—2015年的年均城镇登记失业率校准稳态时的失业率 u ,定为0.036。^②稳态时消费、投资和政府支出与产出的占比均通过计算相应数据的均值得到。最后,对于稳态时的内生分离弹性 $e_{F,a}$,设定为1。

3. 待估参数的贝叶斯估计

考虑到不同模型的结构存在差异,对应的参数设定差别也较大,对于模型中的其他参数,本文采用贝叶斯方法进行估计,这些参数包括 $\{k,c,\kappa,h,\delta,\psi,b,\theta,\rho,\zeta_p,\gamma^p,\rho_s,\rho_\pi,\rho_y\}$ 和 $\{\rho_i,\rho_g,\rho_a,\rho_p,\rho_{gov},\rho_r,\sigma_i,\sigma_g,\sigma_a,\sigma_{gov},\sigma_r\}$ 。参考郭豫媚等(2016)、王曦等(2016)、Gertler et al.(2008)和Gertler and Trigari(2009)的做法,将这些待估参数的先验分布的均值和标准差设定如表1第4列和第5列所示。^③

表1列出了参数的先验分布和利用贝叶斯方法估计的后验分布结果。^④从表中的估计结果可以看出,大部分待估参数的后验均值和90%的置信区间明显不同于先验分布。这不仅说明本文所采用的观测数据包含了模型中待估参数的真实值信息,而且表明本文的估计结果是稳健的。

特别地,本文重点分析劳动力市场中主要参数的估计结果。其中,卡尔沃工资粘性 ρ 的估计值为0.64,低于Gertler et al.(2008)的估计值0.72,表明中国的平均名义工资粘性程度低于美国等西方国家,与徐建炜等(2012)的研究结论相同。议价能力的估计值仅为0.22,显著小于Gertler et al.(2008)的估计结果0.91,这表明,中国工人的工资议价能力十分有限,企业在工资议价过程中占据绝对优势。总分离率 δ 的估计值为0.16,高出先验均值60个百分点,结合外生分离率的校准值可知中国劳动力市场的内生分离率约为0.11,该值远高于den Haan et al.(2000)和Walsh(2005)等人的估计值。^⑤这说明,与发达国家相比,中国劳动力市场的分离作用更强,这一作用主要来源于企业内工人的劳动生产率冲击。

① Walsh(2005)和Trigari(2009)将稳态的外生分离率分别设定为0.068和0.054,本文取0.060。

② 对于中国的失业率数据,Feng and Hu(2013)等不少学者指出其存在较大测量问题,由于该变量的季度数据统计不全,其频率可能也不适合于模型的参数估计。基于此,本文尝试借鉴Feng and Hu(2013)的方法和利用已有数据进行贝叶斯估计,发现前者由于自身受中国数据的约束而无法进行,而後者的估计结果与本文校准值相差无几,因而可以认为本文对模型中均衡失业率的校准值是可信的。

③ 待估参数的具体设定详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

④ 本文还绘制了参数的先验分布与后验分布图,其结果也说明了本文贝叶斯估计是可靠的。文中未报告参数的先验与后验分布图,具体可见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

⑤ 稳态时,内生分离率 $= (\delta - \delta^o) / (1 - \delta^o)$ 。值得注意的是,den Haan et al.(2000)、Walsh(2005)等人估计美国的内生分离率在0.03左右,远低于本文的估计结果。

表 1 贝叶斯估计结果

参数	参数描述	先验分布			后验分布	
		分布类型	均值	标准差	均值	90%置信区间
k_c	资本利用成本弹性	G	5	1	4.7987	[3.7497, 5.9366]
κ	投资调整成本	G	4	1	2.6039	[1.9392, 3.4842]
h	消费习惯	B	0.5000	0.1000	0.2409	[0.1633, 0.2092]
ζ_p	卡尔沃价格粘性	B	0.6600	0.1000	0.6920	[0.6320, 0.7608]
γ^p	价格调整权重	N	1.1500	0.0500	1.0858	[1.0069, 1.1844]
ρ	卡尔沃工资粘性	B	0.7500	0.1000	0.6424	[0.6007, 0.6796]
b	单位失业津贴	B	0.5000	0.1000	0.4731	[0.3242, 0.6214]
θ	议价能力	B	0.5000	0.1000	0.2164	[0.1370, 0.2847]
ψ	雇佣调整成本	N	155	10	161.7335	[149.5148, 172.6148]
δ	总分离率	N	0.1000	0.0200	0.1647	[0.1393, 0.1930]
ρ_s	货币政策平滑系数	B	0.7000	0.1000	0.5020	[0.3973, 0.6398]
ρ_π	通胀反应系数	N	1.5000	0.3000	2.7172	[2.3876, 3.0917]
ρ_y	产出反应系数	N	0.2500	0.0500	0.2159	[0.1267, 0.2803]

注: B 代表 beta 分布, N 代表正态(normal)分布, G 代表 gamma 分布。待估参数的具体设定详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

四、模型适用性检验与数值模拟分析

1. 模型适用性检验

为了检验模型在拟合中国实际经济数据和解释中国实际经济周期尤其是劳动力市场波动性的适用性,本文分别从模型的边际数据密度和标准差两方面进行分析。

(1) 边际数据密度分析。通常而言,要比较不同模型对经济现实的刻画程度,一个可行的办法是比较分析不同模型下贝叶斯估计的边际数据密度,边际数据密度越大的模型,表明其对现实经济的刻画程度越高。本文将上面包含工资粘性和劳动生产率冲击作用的模型称为基准模型,记为 M_0 ,即 $\rho \neq 0$ 且 $\sigma_a \neq 0$ 。作为对比,本文对参数施加如下约束:①假定 $\rho \neq 0$ 且 $\sigma_a = 0$,此时模型仍保留工资粘性作用,但不具有劳动生产率冲击作用,记为 M_1 ;②假定 $\sigma_a \neq 0$ 且 $\rho = 0$,此时模型保留劳动生产率冲击作用,但不具有工资粘性作用,记为 M_2 。

表 2 列出了不同模型设定下的边际数据密度,包括拉普拉斯近似(Laplace Approximation)和改进的调和平均值(Modified Harmonic Mean)两种算法。根据表中结果,无论采用哪种算法,基准模型的边际数据密度均为最高,由此说明本文构建的基准模型在拟合经济现实方面是最好的,模型的设定是最优的。

(2) 标准差比较分析。为了进一步考察基准模型的适用性,本文借鉴郭豫媚等(2016)的做法,通过比较模型的模拟结果与实际经济数据的标准差来判断。表 3 列出了 1992 年第一季度至 2015 年第四季度基准模型的标准差和实际经济变量标准差。作为对比,还在表中报告了模型 M_1 和模型 M_2 模拟的标准差,表中标准差均为相对产出而言。

从表 3 可以看出,除消费外,基准模型较模型 M_1 和模型 M_2 模拟得到的投资、工资、通货膨胀和就业的标准差与实际值更接近,表明基准模型是合理的。通过横向比较实际经济与基准模型的模拟

表 2 模型的边际数据密度

模型	Laplace Approximation	Modified Harmonic Mean
M ₀	1281	1270
M ₁	1079	1074
M ₂	1195	1183

值还可以发现,除通货膨胀外,^①基准模型模拟得到的消费、投资、工资、通货膨胀和就业的标准差与实际值均十分接近,说明基准模型较好地刻画了中国实际经济情况。特别地,根据表中结果可知,基准模型模拟得到的就业标准差与实际值相差甚微,表明本文模型能够捕捉到绝大部分的就业(失业)波动,这一结果为解释 Shimer Puzzle 提供了新思路。^②

表 3 实际经济变量标准差与模型标准差比较

	消费	投资	工资	通货膨胀	就业
实际经济	1.0000	1.9500	0.8900	0.3100	0.7500
基准模型模拟值	1.2700	1.9100	1.1200	0.9600	0.6900
模型 M ₁ 模拟值	1.0700	1.8900	1.6000	1.0900	0.4800
模型 M ₂ 模拟值	0.9600	2.1600	1.9600	1.2100	0.4200

综合以上两方面的结果,可知本文模型设定是合理的。由此可以得出结论:在分析中国实际经济周期波动,特别是劳动力市场周期波动时,不能忽视粘性价格机制和劳动生产率冲击作用。

2. 数值模拟分析

上述结论已证实本文基准模型能够较好地拟合中国实际经济现状。接下来,本文从方差分解、脉冲响应和福利损失三方面对基准模型进行数值模拟分析,并就模拟结果进行稳健性分析。

(1) 方差分解分析。为检验劳动生产率冲击和工资粘性对中国现实经济的影响,本文在不同模型的设定下对几个主要观测变量和劳动力市场变量波动进行方差分解,结果报告在表 4 中。

表 4 的方差结果表明,在基准模型中,投资冲击、技术冲击和劳动生产率冲击是产出波动的主要贡献来源(依次为 32.71%、30.72%、15.38%),可见投资冲击占主要作用,这与 Smets and Wouters (2007)和 Gertler et al.(2008)的结论一致。工资波动的主要原因来自价格加成冲击、政府支出冲击和投资冲击,三者分别贡献了 37.01%、18.39%和 18.12%。对通货膨胀波动方差贡献度最高的是价格加成冲击(54.09%),随后是政府支出冲击(14.26%)和货币政策冲击(11.29%)。可见,对以上观测变量波动的方差贡献度较高的是投资冲击和技术冲击,较低的是货币政策冲击和劳动生产率冲击。

然而,当模型中不包含劳动生产率冲击或工资粘性作用时,各外生冲击对观测变量波动的解释力度发生较大变化。具体来看,与基准模型相比,不包含劳动生产率冲击模型下,技术冲击和政府支出冲击对各观测变量波动方差的贡献度均下降,而投资冲击(除对工资外)、货币政策冲击和价格加成冲击的贡献度均出现不同程度的上升。产生这一结果的主要原因在于:基准模型中包含了劳动生

^① 通货膨胀方差无法匹配的可能原因在于,本文对基本模型中通货膨胀方程的相关设定,方程中工资加成条件无法满足。事实上,本文尝试将工资加成条件纳入基本模型,利用贝叶斯估计发现多数参数的估计值与已有研究的结果相去甚远,故本文放弃了工资加成条件,由此导致模型中通货膨胀方差无法较好匹配现实数据。

^② 关于 Shimer Puzzle 问题,可参见 Hall(2005)、Shimer(2005)等人的研究。

产率冲击,而该冲击能在一定程度上增强技术冲击作用(den Haan et al.,2000;Walsh,2005),进而使其他外生冲击作用发生变化。与此同时,通过横向对比基准模型和不包含工资粘性模型可以发现,后者情形下政府支出冲击、投资冲击、货币政策冲击和价格加成冲击对各观测变量的作用均出现一定程度减弱,而技术冲击的作用则大幅度增强,劳动生产率冲击对工资和通货膨胀的作用也更加明显。这是因为,工资粘性能在一定程度上放大货币政策冲击和价格加成冲击作用,对技术冲击存在明显的抑制作用。这与 Christiano et al.(2016)的结论基本一致。

下面进一步分析各外生冲击对主要劳动力市场变量的影响。根据表4可知,在基准模型下,劳动生产率冲击对岗位空缺、就业和雇佣率的作用明显强于其他五个外生冲击,该冲击是导致劳动力市场波动的最主要原因,其对岗位空缺、就业和雇佣率波动方差的贡献度基本都达到了50%,其中最高可解释64.70%的就业波动,最低对岗位空缺波动的解释力度也达到49.76%。相比之下,无论是在不包含劳动生产率冲击还是在不包含工资粘性模型中,劳动生产率冲击对劳动力市场的整体作用均出现下降,其中在不包含劳动生产率冲击模型下,价格加成冲击、投资冲击和政府支出冲击成为岗位空缺、就业和雇佣率波动的主要原因,而在无工资粘性模型中,技术冲击起主导作用,劳动生产率冲击作用紧随其后。产生上述横向差异结果的机制是清晰的:劳动生产率冲击作为内生市场分离作用的结果,其波动直接关乎就业和岗位空缺等劳动力市场变量,因而该冲击对劳动力市场的影响强于其对消费和投资等非劳动力市场变量的影响。此外,由于工资粘性对纳什均衡议价结果具有重要影响,因而当工资粘性出现时,纳什均衡议价工资将发生变化,该变化将直接影响工人就业和企业雇佣水平,并最终通过市场分离作用进一步传播和放大劳动生产率冲击对劳动力市场的作用。可见,劳动生产率冲击对解释劳动力市场具有决定性作用,这也从侧面说明本文基准模型中包

表4 主要观测变量和劳动力市场变量的方差分解结果

模型	变量	政府支出冲击	投资冲击	技术冲击	货币政策冲击	劳动生产率冲击	价格加成冲击
同时包含劳动生产率冲击和工资粘性(基准模型)	产出	13.4800	32.7100	30.7200	0.9000	15.3800	6.8200
	工资	18.3900	18.1200	11.3700	8.3100	6.8000	37.0100
	通货膨胀	14.2600	10.6700	8.8300	11.2900	0.8600	54.0900
	岗位空缺	8.9200	17.3300	12.6600	1.1200	49.7600	10.2000
	就业率	5.3600	13.1600	9.6900	0.5800	64.7000	6.5000
	雇佣率	19.4700	5.3400	3.0000	3.5500	51.0200	17.6800
不包含劳动生产率冲击(模型M ₁)	产出	9.0700	55.7300	17.5400	2.3600	0.0000	15.2900
	工资	10.6700	17.1900	5.7500	13.5100	0.0000	52.8700
	通货膨胀	5.2100	16.7800	7.5100	12.0200	0.0000	58.4800
	岗位空缺	20.0800	24.5000	6.3300	7.3700	0.0000	41.7100
	就业率	14.2400	27.6000	6.1200	6.9900	0.0000	45.0500
	雇佣率	45.9400	10.7600	7.2800	9.0600	0.0000	26.9700
不包含工资粘性(模型M ₂)	产出	1.8200	2.4800	91.4600	0.0800	3.7600	0.4000
	工资	17.4200	2.0200	55.6600	2.2700	18.6200	4.0100
	通货膨胀	4.2400	2.6200	78.3500	1.1800	6.3900	7.2300
	岗位空缺	2.9400	2.5200	88.9300	0.1600	3.8400	1.6100
	就业率	1.2200	2.2600	87.3700	0.0700	8.0200	1.0700
	雇佣率	24.1300	3.2800	4.1600	1.2400	59.8400	7.3500

含劳动生产率冲击是十分必要的。

(2)脉冲响应分析。为了考察外生冲击对各内生变量的中短期影响,本文将劳动力市场分离作用内生化,同时引入工资粘性和劳动生产率冲击,通过脉冲响应分析,以此考察劳动生产率冲击和工资粘性对宏观经济的影响,并解释不同外生冲击作用下基准模型的动态变化特征和内生传导机制。图2报告了1单位正向劳动生产率冲击下三种不同模型的脉冲反应。其中,实线为本文基准模型,点线为无工资粘性模型,虚线表示无劳动生产率冲击模型。

观察图2可知,在正向劳动生产率冲击发生后的初期,消费、投资和失业水平上升,而劳动生产率、就业和总产出呈现短暂性下降。这一结果似乎与直觉相悖,但联系到中国劳动力市场发展现状,产生上述结果的内在原因是比较清晰的:由于当前中国劳动力市场尚处于较低级的发展阶段,市场分割较为明显,劳动力市场配置效率和劳动力素质整体偏低,因而当正向劳动生产率冲击发生时,人们对经济向好的预期增强,在这种情况下,市场的消费和投资增加,企业也愿意雇佣更多的工人,这无疑吸引了更多新增劳动力参与市场。需要注意的是,这些新增劳动力主要以较低素质的为主,他们的劳动生产率水平整体偏低,这不仅拉低了市场中总的劳动生产率水平,而且还使得他们未能及时有效地适应市场中高技能的工作岗位,由此导致工人与工作岗位之间的错配,市场的匹配效率下降,进而使失业上升,就业和总产出下降。然而,在市场竞争机制的倒逼作用下,随着时间的推移,这些较低素质的劳动力将逐渐提升其劳动生产率水平,由此导致总的劳动生产率大约在第2个季度后出现正增长,就业和产出也因此随之上升。

从图中还可以发现,与无工资粘性模型相比,劳动生产率提高对基准模型的产出、消费、岗位空缺、就业和失业的影响更大,相反,对工资的影响更加温和。这是因为,在包含工资粘性的情形下,一方面,正向劳动生产率冲击发生后,工人的单位工资水平迅速降低,但由于工资存在粘性作用,工人的工资向下调整程度较无工资粘性时更小,此时工人获得的工资率也就相对更高,这就促使居民消费水平上升;另一方面,正向劳动生产率冲击下,产品边际成本迅速下降,对企业利润形成了有利影响,于是企业扩增投资,增加工作岗位。在这两方面因素的影响下,总需求出现明显扩张,最终导致了更高的产出和就业。此外,基准模型下劳动生产率提高对通货膨胀的作用在大约第10期后超过无工资粘性模型,表明此时劳动生产率提高对降低企业边际成本和通货膨胀的作用更加明显。这与Gertler et al.(2008)的研究结果相似。

然而,从脉冲响应发生后各变量回到稳态水平的时间和持续性看,本文的脉冲响应结果与Gertler et al.(2008)的结果存在一定差异。其中大多数变量在25—30期之后才回到稳态水平,且各变量在面对劳动生产率冲击后的持续性也弱于Gertler et al.(2008)的结果。产生这一结果的可能原因在于,本文模型通过内生市场分离作用引入了劳动生产率冲击,该冲击作用直接进入厂商和工人的行为方程(如式(26)和式(29)),通过影响企业和工人的双边决策,进而增强纳什均衡议价结果的波动性,最终导致脉冲响应结果的波动性提高而持续性降低。^①

图3给出了1单位正的价格加成冲击下不同模型的脉冲响应。^②观察图3可知,在面对1单位

^① 事实上,本文还尝试借鉴Walsh(2005)的做法,直接在生产函数中引入劳动生产率冲击,但发现结果与本文相差无几。因此,可以认为本文脉冲响应结果的持续性问题是在模型中劳动生产率冲击作用和纳什均衡议价过程共同作用的结果。此外,本文还考察了劳动生产率冲击和技术冲击是否可分开识别以及在可分开识别的基础上它们对于工资和就业的不同影响,具体可详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

^② 本文还分析了货币政策冲击下主要经济变量的脉冲响应结果,有兴趣的读者可参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

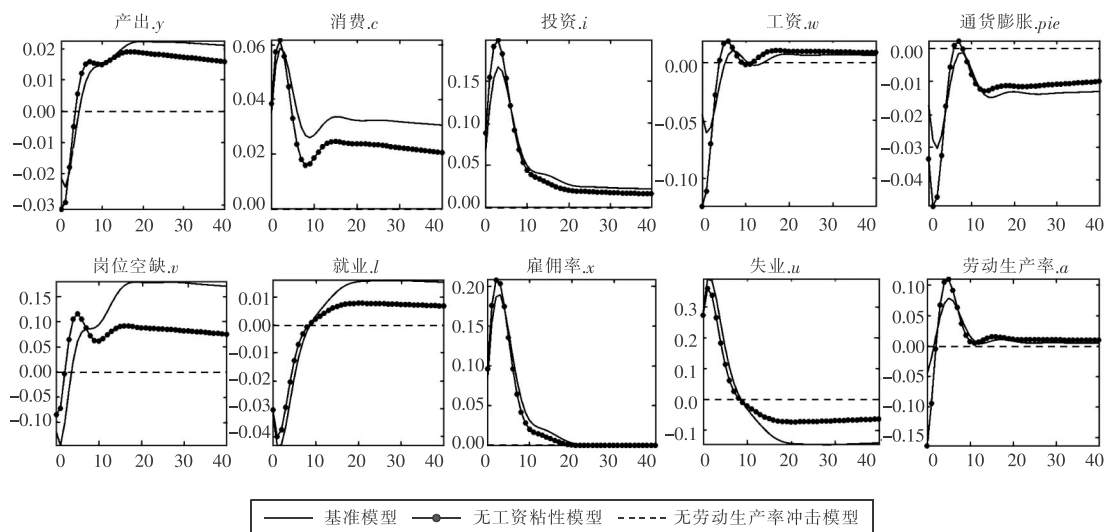


图2 主要经济变量对劳动生产率冲击的脉冲响应

正向价格加成冲击后，除工资外，图中其余九个经济变量在不同模型中所形成的波动方向是一致的，即产出、消费、投资、岗位空缺、就业和雇佣率下降，通货膨胀、失业和利率上升，且各变量在基准模型下的反应程度最大、无工资粘性模型下次之、无劳动生产率冲击模型最小。其中的传导机制在于，正向价格加成冲击作用下，产品成本迅速上升，由此导致企业利润下降。企业利润的下降一方面促使企业缩减投资，另一方面导致家庭收入随之减少，从而缩减家庭消费，最终在这两方面的作用下，总需求开始下降，由此导致产出和就业下降。

特别地，在基准模型下，由于存在工资粘性作用，正向价格加成冲击使得工人实际工资下降缓慢，企业付给工人的工资相对较高，由此导致企业的利润进一步下降，最终导致产出和消费进一步下降。此外，考虑到模型中还存在劳动生产率冲击，这就使得企业在利润下降的情况下必须更加注重工人的劳动生产效率，因而企业对岗位投资和雇佣工人变得更加谨慎，最终导致岗位空缺、雇佣率和就业进一步下降，失业程度也由此加深。这说明，工资粘性和劳动生产率冲击的存在可以增强价格加成冲击对宏观经济的影响。

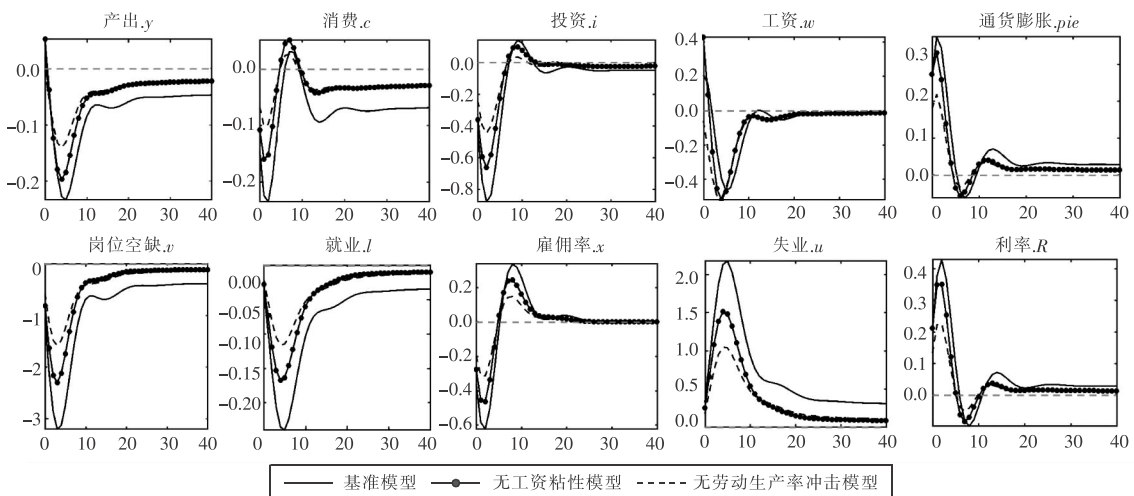


图3 主要经济变量对价格加成冲击的脉冲响应

(3)福利损失分析。以上脉冲响应结果表明,在传统新凯恩斯主义模型的基础上,引入工资粘性和劳动生产率冲击能增强外部冲击对中国经济周期波动的影响。为了进一步评估本文基准模型对中国社会福利的影响,本文借鉴 Woodford(2003)与鄢莉莉和王一鸣(2012)的方法,将社会福利损失函数设定如下:

$$Loss_t = \frac{1}{2} \left[\left(1 - \frac{\sigma}{1-h}\right) \text{var}(\hat{c}_t) - \frac{wl}{c} (1+\chi) \text{var}(\hat{l}_t) \right] \quad (40)$$

其中, $\text{var}(\hat{c}_t)$ 和 $\text{var}(\hat{l}_t)$ 分别代表取对数后的消费和劳动供给偏离各自均值比例的方差。

根据上式,本文分别计算了三种模型在六种不同外生冲击下的社会福利损失,结果见表5。表中数值模拟结果表明,当经济中工资粘性和劳动生产率冲击有一个不起作用时,全社会的福利损失将大幅低于两者均有效的情形。其中外生冲击作用后,无工资粘性模型 M_2 情形下总福利损失最小,仅为 0.0168,无劳动生产率冲击模型 M_1 情形下总福利损失为 0.0227,同时包含工资粘性和劳动生产率冲击的基准模型情形下总社会福利损失最大,达 0.0708 个单位。

具体地,从六个外生冲击视角看,在无工资粘性模型中,技术冲击带来的福利损失最大,为 0.0079,劳动生产率冲击造成的福利损失最小,仅为 0.0002。当引入工资粘性作用后,所有外生冲击作用下的社会福利损失均增大(如技术冲击导致的福利损失由 0.0079 增大至 0.0353)。这意味着,工资粘性作用越强,造成的社会福利损失越大,这一结果主要通过增强技术和投资等外生冲击作用来实现。这与前文的脉冲响应结果是一致的。

事实上,劳动生产率冲击具有同工资粘性一样的作用。通过对比 M_1 模型和基准模型的社会福利损失可以发现,当模型中不存在劳动生产率冲击时,技术冲击导致的福利损失最大为 0.0106,最小为货币冲击的 0.0017。当纳入劳动生产率冲击后,由劳动生产率冲击带来的直接福利损失仅为 0.0008,但技术冲击和货币冲击造成的福利损失则分别提高至 0.0353 和 0.0044,其余三个冲击所导致的福利损失也出现了不同程度的增大。这说明,相比之下,劳动生产率冲击通过增强外生冲击作用所带来的间接福利损失远高于其带来的直接福利损失。此结论也进一步印证了前文的脉冲响应结果。

以上福利损失结果意味着,在面对当前众多外生冲击的情况下,政府应该重视不同外生冲击之间的相互作用,特别地更应该重视工资粘性和劳动生产率冲击对其他外生冲击的间接影响。

表 5 不同模型下的社会福利损失

冲击	模型	基准模型	M_1	M_2
		$\rho_w=0.5$ 且 $\text{var}(a_t)=1$	$\rho_w=0.5$ 且 $\text{var}(a_t)=0$	$\rho_w=0$ 且 $\text{var}(a_t)=1$
技术冲击		0.0353	0.0106	0.0079
投资冲击		0.0095	0.0039	0.0020
劳动生产率冲击		0.0008	0.0000	0.0002
价格加成冲击		0.0055	0.0009	0.0014
政府支出冲击		0.0153	0.0056	0.0040
货币政策冲击		0.0044	0.0017	0.0013
$Loss_{\text{总}}$		0.0708	0.0227	0.0168

注:表中报告的均为绝对社会福利损失值。

3. 稳健性分析

为了说明本文实证结果的稳健性,本文从以下两方面对模拟结果进行了稳健性分析:①对模型

中部分参数的敏感性进行了检验,以考察不同先验参数值对模拟结果的潜在影响;②利用 Higgins and Zha(2015)和 Chang et al.(2015)构建的中国宏观时间序列数据库,对待估参数重新进行贝叶斯估计,从数据角度考察了结果的稳健性。通过贝叶斯估计和数值模拟可以发现,贝叶斯估计结果与本文表1的结果相差不大,不同参数情形下得到的六类外部冲击作用的脉冲响应图也与基准模型的形状基本相似,两者只在数值上存在些许差异,不同冲击的脉冲响应大小顺序也基本不变。^①这表明,本文模型具有较好的模拟效果,数据质量较高,模拟结果具备稳健性。

五、结论与政策含义

本文借鉴国外最新研究成果,将劳动生产率冲击和工资交错议价过程同时纳入新凯恩斯 DSGE 模型分析框架,并在此框架下细致地考察了劳动生产率冲击和工资粘性对中国经济周期波动的作用特征、传导机制及其模拟效果,得到以下研究结论:①中国劳动力市场存在明显的工资粘性现象,市场的分离作用较强,且这一作用更多地来源于企业内工人的劳动生产率冲击作用。②本文基准模型下,劳动生产率冲击可以解释约 15%的产出波动,对就业和岗位空缺等主要劳动力市场变量波动方差的贡献基本都在 50%以上。③与无劳动生产率冲击和工资粘性模型相比,基准模型下劳动生产率冲击对产出和就业的影响更大,对工资的影响更温和;工资粘性和劳动生产率冲击同时作用时能够加深价格加成等外生冲击对宏观经济波动的影响。④市场中工资粘性程度越高,社会福利损失越大;劳动生产率冲击造成的直接福利损失较低,但其通过增强外生冲击作用所带来的间接福利损失较高。

基于上述分析,本文认为在面对当前众多外生冲击的情况下,中国政府应重视不同外生冲击之间的相互作用,尤其应重视劳动生产率冲击和工资粘性对其他外生冲击增强作用的影响。然而,当前中国劳动力市场正处于转型期,转型过程中必将受到诸多外界不确定性因素的影响,由此可能使劳动生产率遭受损失,进而导致宏观经济异常波动。为此,中国应着重减轻劳动力市场摩擦,缓和劳动生产率冲击和工资粘性作用,以促进经济持续健康发展。本文具体的政策含义包括:

(1)切实抓好企业内部劳动力的教育和培训,消除阻碍劳动力在企业间自由流动的各种制度障碍,进一步规范劳动力市场秩序,以削弱劳动力市场分离作用。本文贝叶斯估计结果表明,中国的劳动力市场分离作用主要体现在企业内部的内生分离作用上,因而着力减轻内生分离作用是化解整个劳动力市场分离作用的首选良方。为此政府需深入了解企业员工的教育培训诉求,强化企业对工人技能培训的支持力度,在适时适度给予政府补贴的基础上制定有针对性的工人教育培训方案。一方面,制定合理政策鼓励企业对工人的教育培训,增加相应的政府支出,帮助低技能工人摆脱低生产效率困境;另一方面,采取有效措施引导高技能员工带动低技能员工,形成良好的企业内部竞争环境,稳步提高企业内部员工的生产效率。除此之外,政府还应重视来自企业外部的市场分离作用,为此政府应进一步规范和优化劳动市场秩序,消除阻碍劳动力自由流动的制度障碍,充分尊重劳动力市场的动态调整机制,引导劳动力跨区域跨部门的合理流动。

(2)促进劳动力就业扩量增质,实现劳动力扩大再生产的同时,努力提高劳动力质量,以全面提升工人的劳动生产率,减轻劳动生产率冲击对经济波动的影响。从本文研究结论看,劳动生产率冲击对经济波动具有重要的影响,其主要通过劳动力市场来传播和放大外生冲击作用,因此政府应格外重视劳动生产率冲击对宏观经济的影响,通过采取有效措施以减轻其对实际经济的冲击作用。据

^① 本文未报告稳健性分析中的脉冲响应图和参数的贝叶斯估计结果,有兴趣的读者可参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

此,提出如下两点政策建议:①拓宽工人就业渠道,进一步释放劳动力市场就业潜力。政府应在充分了解和掌握劳动力市场就业动态的基础上制定合理的就业政策,释放更多的工作岗位,并对一些特殊岗位进行政府补贴,以满足工人对工作岗位的需求。这样不仅有助于吸纳更多的劳动力参与工作,而且还能提高企业雇佣工人的意愿,进而增强劳动力市场的就业能力。②实施积极的创新创业政策,全面提高市场就业质量。政府需制定有效政策,鼓励市场的创新创业行为,加大对企业和工人自主创新能力的奖赏力度,使积极的创新创业政策落到实处,促进市场就业竞争的良性循环,实现就业提质增量的同时,减轻劳动生产率冲击对经济波动的影响。

(3)建立灵活的工资调整机制,降低工资粘性程度,减轻工资粘性对实体经济波动的放大作用。本文模拟结果充分证明,降低工资粘性能够有效抑制经济周期波动。因此,政府部门应加强对工人工资水平的动态变化进行实时跟踪与记录,构建完整可靠的工资信息系统,并据此建立灵活的工资动态调整机制,最大程度地降低市场工资粘性。这不仅可以提升工资反映实际劳动力市场供需水平的能力,而且还能够增强劳动力市场的自我调节能力,进而防止实体经济剧烈波动。概言之,在当前中国劳动力市场转型的特殊时期,为保障实体经济持续平稳健康发展,政府应尤其重视来自劳动力市场对宏观经济波动的放大作用,减轻劳动生产率冲击作用,降低工资粘性,实现劳动力要素配置效率的不断提高和经济社会健康发展的双赢。

本文通过构建一个同时包含劳动生产率冲击和工资粘性的新凯恩斯 DSGE 模型,从劳动力市场角度较好地解释了中国实际经济周期波动现象。然而,需要指出的是,本文理论模型尚存在改善空间,未来可以考虑从以下两方面进行改进:①基准模型假定所有经济主体均为同质,因此未来可以在此基础上考虑异质性问题,如异质性家庭或异质性企业;②本文只考虑了政府购买这一单一的财政政策,未来可在模型中考虑更多的财政政策(如税收政策等),以考察不同财政政策工具的宏观经济效应。

[参考文献]

- [1]盖庆恩,朱喜,史清华. 劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率[J]. 经济研究, 2013,(5):87-97.
- [2]郭豫媚,陈伟泽,陈彦斌. 中国货币政策有效性下降与预期管理研究[J]. 经济研究, 2016,(1):28-41.
- [3]李路路,朱斌,王煜. 市场转型、劳动力市场分割与工作组织流动[J]. 中国社会科学, 2016,(9):126-145.
- [4]李雪松,王秀丽. 工资粘性、经济波动与货币政策模拟——基于 DSGE 模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011,(11):22-33.
- [5]卢锋,刘晓光,姜志霄,张杰平. 劳动力市场与中国宏观经济周期:兼谈奥肯定律在中国[J]. 中国社会科学, 2015,(12):69-89.
- [6]梅冬州,王子健,雷文妮. 党代会召开、监察力度变化与中国经济波动[J]. 经济研究, 2014,(3):47-61.
- [7]苏永照. 产业转型升级背景下中国劳动力市场匹配效率提升研究[J]. 财贸研究, 2017,(6):17-27.
- [8]王国静,田国强. 政府支出乘数[J]. 经济研究, 2014,(9):4-19.
- [9]王君斌,薛鹤翔. 扩张型货币政策能刺激就业吗?——刚性工资模型下的劳动力市场动态分析[J]. 统计研究, 2010,(6):7-16.
- [10]王曦,王茜,陈中飞. 货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的 DSGE 分析[J]. 经济研究, 2016,(2):16-29.
- [11]项后军,巫姣,谢杰. 地方债务影响经济波动吗[J]. 中国工业经济, 2017,(1):43-61.
- [12]徐建炜,纪洋,陈斌开. 中国劳动力市场名义工资粘性程度的估算[J]. 经济研究, 2012,(4):64-76.
- [13]薛鹤翔. 中国的产出持续性——基于刚性和刚性工资模型的动态分析[J]. 经济学(季刊), 2010,(4):1359-1384.
- [14]鄢莉莉,王一鸣. 金融发展、金融市场冲击与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融研究,

- 2012, (12):82–95.
- [15]叶正茂,王仕进. 劳动市场摩擦、工资刚性与中国通货膨胀持续性——基于不同工资竞价模型的动态分析[J]. 财经研究, 2014, (10):32–45.
- [16]张晓娣. 公共部门就业对宏观经济稳定的影响——基于搜索匹配模型的 DSGE 模拟与预测[J]. 中国工业经济, 2016, (4):39–56.
- [17]朱军,许志伟. 财政分权、地区间竞争与中国经济波动[J]. 经济研究, 2018, (1):21–34.
- [18]庄子罐,贾红静,刘鼎铭. 货币政策的宏观经济效应研究:预期与未预期冲击视角[J]. 中国工业经济, 2018, (7):80–97.
- [19]Blanchard, O., and J. Galí. Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(2):1–30.
- [20]Calvo, G. A. Staggered Prices in a Utility–Maximizing Framework[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3):383–398.
- [21]Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha. Trends and Cycles in China’s Macroeconomy [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [22]Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy[J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1):1–45.
- [23]Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and M. Trabandt. Unemployment and Business Cycles [J]. *Econometrica*, 2016, 84(4):1523–1569.
- [24]den Haan, W. J., G. Ramey, and J. Watson. Job Destruction and Propagation of Shocks [J]. *American Economic Review*, 2000, 90(3):482–498.
- [25]Diamond, P. A. Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium [J]. *Review of Economic Studies*, 1982, 49(2):217–227.
- [26]Feng, S., and Y. Hu. Misclassification Errors and the Underestimation of the U.S. Unemployment Rate[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(2):1054–1070.
- [27]Flinn, C. J. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching, and Endogenous Contact Rates[J]. *Econometrica*, 2006, 74(4):1013–1062.
- [28]Fung, M. K. Y., W. M. Ho, and L. Zhu. The Impact of Credit Control and Interest Rate Regulation on the Transforming Chinese Economy: An Analysis of Long–Run Effects[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2000, 28(2):293–320.
- [29]Gertler, M., and A. Trigari. Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining [J]. *Journal of Political Economy*, 2009, 117(1):38–86.
- [30]Gertler, M., L. Sala, and A. Trigari. An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining[J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 2008, 40(8):1713–1764.
- [31]Hall, R. E. Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(1):50–65.
- [32]Higgins, P., and T. Zha. China’s Macroeconomic Time Series: Methods and Implications [R]. Unpublished Manuscript, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2015.
- [33]Kennan, J. Private Information, Wage Bargaining and Employment Fluctuations [J]. *Review of Economic Studies*, 2010, 77(2):633–664.
- [34]Leduc, S., and Z. Liu. Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016, (82):20–35.
- [35]Mortensen, D. T. Property Rights and Efficiency in Mating, Racing, and Related Games [J]. *American Economic Review*, 1982, 72(5):968–979.

- [36]Mortensen, D. T., and C. A. Pissarides. Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment[J]. *Review of Economic Studies*, 1994,61(3):397-415.
- [37]Pissarides, C. A. Short -Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages [J]. *American Economic Review*, 1985,75(4):676-690.
- [38]Rawski, T. G. Will Investment Behavior Constrain China's Growth [J]. *China Economic Review*, 2002,13(4):361-372.
- [39]Shimer, R. The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies[J]. *American Economic Review*, 2005,95(1):25-49.
- [40]Smets, F., and R. Wouters. Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach[J]. *American Economic Review*, 2007,97(3):586-606.
- [41]Trigari, A. Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics [J]. *Journal of Money Credit and Banking*, 2009,41(1):1-33.
- [42]Walsh, C. E. Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Policies [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2005,8(4):829-849.
- [43]Woodford, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy* [M]. Princeton University Press, 2003.

Labor Productivity Shock, Wage Stickiness and Real Business Cycle in China

DENG Hong-liang, CHEN Le-yi

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: China's labour market is in the process of transition, the macroeconomic fluctuations caused by labour market factors is rising, studying the effects of labour productivity shock and wage stickiness on China's economic cycle fluctuation in the new period can provide theoretical support for China to reduce the effects of labor productivity shock and promote the sustainable and healthy economic development. By introducing labor productivity shock and wage staggered bargaining process in new Keynesian DSGE models, this paper studies the effects of both the labor productivity shock and wage stickiness on China's economic cycle fluctuation characteristics, transmission mechanism, and their impacts. Research finds: First, there is obvious wage stickiness and market separation in China's labor market, and the separation effect is mainly caused by labor productivity shock. Second, labor productivity shock can explain about 15 percent of output volatility and more than 50 percent of labour market volatility. Third, under the condition of wage stickiness, the impacts of labor productivity shock on output and employment is bigger, the influence of the impact on wage is softer, both wage stickiness and labor productivity shock exist simultaneously can strengthen the exogenous shock impact on the macro economy. Fourth, the higher the wage stickiness in the market, the greater the social welfare loss, and the indirect welfare loss caused by the labor productivity shock is much higher than the direct welfare loss. This paper explains China's economic cycle fluctuation from the perspective of the labor market, provides a important reference for the related macroeconomic stable policy design.

Key Words: labor productivity shocks; wage stickiness; business cycle; dynamic stochastic general equilibrium

JEL Classification: E32 E24 C11

[责任编辑:许明]