

异质性雇用成本、社会福利与 劳动力市场结构性改革

陈利锋

(中共广东省委党校 经济学教研部, 广东 广州 510053)

摘要:通过扩展 Blanchard 和 Gali(2010)的雇用成本模型,文章构建了一个包含正规部门与非正规部门的异质性雇用成本的 NKMP-DSGE 模型。外生冲击的贝叶斯脉冲响应函数表明,正规部门就业与非正规部门就业对于同一外生冲击具有不同的反应,这意味着考虑不同部门的异质性是合理的。社会福利分析的结果指出,非正规部门的存在尽管通过降低名义价格刚性而改善了社会福利,但通过失业回滞却导致了社会福利的恶化;而且总体而言恶化了社会福利。这一发现为我国当前正在积极推行的劳动力市场结构性改革提供了理论依据。在此基础上,文章进一步考察了劳动力市场结构性改革的效应。研究发现,不管是长期效应还是短期效应,改革都有利于改善劳动力市场的表现。

关键词:异质性雇用成本;非正规部门;社会福利;结构性改革;劳动力市场

中图分类号:F241.4;F015 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)01-0049-14

一、引言与文献综述

整体生产力水平的相对低下和分布的不平衡是发展中国家的典型事实,^①这一事实使得发展中国家存在大量的非正规部门以及非正规就业。Perry 等(2007)发现,在一些发展中国家非正规经济在 GDP 中的占比高达 60%至 70%;^②Batini 等(2010)基于发展中国家 2000 年的调查数据发现,发展中国家非正规经济在 GDP 中的比重普遍接近 40%。而在对非正规就业的规模进行考察的过程中,Chen(2012)发现在发展中国家非农就业人口中,50%—75%的人口就业于非正规部门。作为最大的发展中国家,我国的非正规部门与非正规就业也占据相当大的比重。徐蔼婷等(2012)基于 2000—2009 年的面板数据对我国各省非正规经济的规模进行了估算,结果发现在此期间我国各省非正规经济的规模最大值为 62%,并且平均值达到 33%。任远和彭希哲(2007)发现 2007 年在我国城镇就业人口中,非正规就业占比为 51%。

尽管非正规部门在现实经济中占据相当大的比例,并且正规部门与非正规部门之间存在显著性差异,但已有的新凯恩斯主义货币政策动态随机一般均衡(即 NKMP-DSGE)模

收稿日期:2014-09-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目(13BJL056)

作者简介:陈利锋(1982—),男,湖北黄冈人,中共广东省委党校经济学教研部副教授,博士。

①发达国家也存在非正规部门,但更多指的是地下经济(Auroba, 2010;Oris 等, 2014)。发展中国家非正规部门则包括自我雇用、家族企业和微型企业等。对于我国而言,已有研究均认为非正规就业包括城镇私营企业从业人员、个体经济从业人员以及大量从事非正规就业的且未纳入就业统计范畴的从业人员。

②Perry 等(2007)调查的国家包括玻利维亚、印度、尼日利亚、巴拿马、巴基斯坦、巴拉圭以及秘鲁。

型在建模过程中却较少考虑这一现实。事实上,正规部门与非正规部门的差异主要体现在如下几个方面:(1)名义价格刚性。非正规部门相对而言价格灵活性更大,换言之,正规部门名义价格刚性程度大于非正规部门(Batinni 等,2010;Choudhary 等,2010)。(2)价格控制力。正规部门同业竞争者相对较少,企业规模相对较大,因而具有相对较强的垄断势力;而非正规部门则由于竞争者较多(La Porta 和 Shleifer,2014),进而对于价格的控制力较弱(Batinni 等,2010)。(3)两类部门就业者在福利待遇、工作稳定性以及工作环境等显性和隐性福利上均存在显著性差异。^①基于以上差异,本文在 Blanchard 和 Gali,(2010)(以下简称 BG 模型)单一部门雇用成本模型的基础上,建立了一个包含异质性雇用成本的 NKMP-DSGE 模型。在这一模型中,我们将两类部门第三个方面的差异归结为雇用成本的差异,并同时包含了两类部门在名义价格刚性和价格控制力上的差异。外生冲击的贝叶斯脉冲响应函数表明,两类部门就业对于同一外生冲击的反应存在显著差异,这意味着考虑不同部门就业的异质性可能更为合理。

外生冲击的贝叶斯脉冲响应函数还表明,外生冲击下失业表现出相当强的持续性。这与已有的研究如陈利锋(2014a)、丁守海和蒋家亮(2013)的结论是一致的。可能的原因在于在异质性雇用成本模型中,两类部门之间的差异使得正规部门失业者愿意继续留在正规部门寻找工作而不愿意进入非正规部门就业,进而增加了工作搜寻的时间。这一现象导致了初始的失业在相当长的时期内均对失业存在影响,进而使得失业具有较强的持续性特征。

由于非正规部门相对于正规部门而言具有较小的名义价格刚性,因此,非正规部门可以降低经济中的整体名义价格刚性;而名义刚性的下降一般有利于社会福利的改善。但是,非正规部门与正规部门之间的显著性差异导致了我国的失业具有较强的持续性,进而恶化了社会福利。总体而言,非正规部门的大量存在恶化了我国的社会福利。这一发现与我们的直觉也是相符的:非正规部门在发展中国家占有相当大的比例,但发展中国家的社会福利水平远低于发达国家。同时,这一发现也为当前我国正在进行的劳动力市场结构性改革(即事业单位改革)提供了理论上的依据。

在此基础上,我们进一步考察了劳动力市场结构性改革的效应。为了分析的便利,我们假定存在两种改革方式:渐进式和激进式。转移动态分析(Transition Dynamic Analysis)表明,无论在哪一种改革方式下,从改革的长期效应来看,改革都推动了就业和新雇用数量的上升以及失业和下岗数量的下降。因而,从劳动力市场表现来看,尤其是在当前我国正面临着日益严峻的社会就业问题的背景下,这一改革是有效的。但是就改革的短期效应而言,激进式改革导致就业(尤其是正规部门就业)、失业、产出以及通货膨胀等变量发生更大的波动;因此,如果政策制定者需要注意到劳动力市场的较大波动及其给社会稳定和社会福利带来的影响。

当前,我国正在准备推进事业单位改革。这一改革源于正规部门与非正规部门之间存在的显著性福利待遇的差异,而这一差异不利于社会稳定和社会福利的改进。当然,两类部门存在的显著差异也构成了劳动力流动的隐性障碍:(1)正规部门失业者期望在正规部门找到工作而不愿进入非正规部门就业;(2)即使非正规部门有待遇更好的就业岗位,正规部门就业者也由于隐性福利的差异而不愿意离职。两类部门的显著性差异还提高了离职率,主

^①正规部门的工作稳定性高于非正规部门,罗楚亮(2008)发现工作不稳定群体的收入仅为具有稳定工作群体收入的 65%;魏下海和余玲铮(2012)估算的结果发现正规部门工资水平比非正规部门高 35.4%。

要表现为:非正规部门就业者一般将岗位视为临时性工作,一旦获得正规部门就业机会将立即离职。因此,通过劳动力市场的结构性改革,可以缩小两类部门之间的差异,将有利于促进劳动力流动和降低离职率,进而有利于就业的增加和失业的下降。

我国学者对非正规经济和非正规就业的研究起步较早,并主要从以下两个方面展开:(1)考察非正规经济和非正规就业的规模,代表性研究包括蔡昉(2007)、任远和彭希哲(2007)以及徐蒿婷(2008)、徐蒿婷等(2012);(2)考察非正规与正规就业的收入差距。代表性研究为常进雄和王丹枫(2010)、屈小博(2011)以及魏下海和余玲铮(2012)等。就研究方法来看,这些研究主要采用的是单方程计量方法,这一方法尽管简单但无法反映政策机制变化的影响及其传导机制,进而可能引起“卢卡斯批判”。^① 基于此,结合 BG 模型以及陈利锋(2014b)的研究,本文采用 NKMP-DSGE 建模以克服这一不足。更重要的,国内外已有的关于非正规经济的研究仅考察了非正规部门和非正规就业的规模以及影响因素,并未对存在非正规部门背景下的劳动力市场流动、非正规就业的影响以及相关的宏观经济含义进行分析。本文则通过构建一个包含非正规部门的异质性雇用成本的 NKMP-DSGE 模型对劳动力市场流动、非正规部门存在的社会福利及其宏观含义进行了考察。

二、模型与假设

(一)代表性家庭。家庭选择消费流 $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ 以最大化如下跨期效用贴现值函数:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp(\epsilon_t^b) \left[\ln(C_t - hC_{t-1}) - \frac{1}{1+\eta} \exp(\epsilon_t^l) N_t^{1+\eta} \right] \right\}$$

其中,贴现因子 $\beta \in [0, 1]$, h 为消费习惯形成参数; $N_t \in [0, 1]$ 为家庭成员的就业; η 为 Frisch 劳动偏好参数;总需求冲击满足: $\epsilon_t^b = \rho_b \epsilon_{t-1}^b + e_t^b$, $e_t^b \sim i.i.d.N(0, \sigma_b^2)$;劳动力供给冲击满足: $\epsilon_t^l = \rho_l \epsilon_{t-1}^l + e_t^l$, $e_t^l \sim i.i.d.N(0, \sigma_l^2)$ 。

假定 N_t^F 和 N_t^I 分别为家庭成员在正规部门和非正规部门的就业,因此总就业可以定义为: $N_t = N_t^F + N_t^I$ 。为便于分析,我们将劳动力供给标准化为单位 1,那么失业为:

$$u_t = 1 - N_t \quad (1)$$

定义 W_t^F 和 W_t^I 分别为正规部门和非正规部门的名义工资率, W^U 为失业者从事家庭劳动所获得的实际报酬。与 Ravenna 和 Walsh(2011)等已有研究类似,我们设定 W^U 为常数。家庭的预算约束为:

$$P_t(C_t + I_t) + R_t^{-1}B_t \leq W_t^F N_t^F + W_t^I N_t^I + P_t W^U u_t + P_t R_t^k K_t + B_{t-1} + D_t \quad (2)$$

其中, P_t 为 CPI, 且其定义为各种产品价格的加总; R_t 为一期无风险债券(B_t)的价格或名义利率; R_t^k 为物质资本的实际租金率; I_t 与 K_t 分别为投资与物质资本,与 Galí 等(2007)等的设定类似,物质资本动态积累方程满足: $K_{t+1} = (1-\rho)K_t + K_t S(I_t/K_t)$, 并且资本调整成本函数满足: $S(\rho) = \rho$, $S'(\rho) = \rho^{-1}$, $S' > 0$, $S'' \leq 0$, ρ 为折旧率。定义随机贴现因子 $\Lambda_{t,t+1} = \beta[(C_t - hC_{t-1})/(C_{t+1} - hC_t)] \exp(\epsilon_{t+1}^b - \epsilon_t^b)$ 。于是家庭行为的一阶条件为:

$$1 = R_t E_t \left\{ \Lambda_{t,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (3.1)$$

$$Q_t = E_t \Lambda_{t,t+1} \{ R_{t+1}^k + Q_{t+1} [(S(I_{t+1}/K_{t+1}) + (1-\rho) - (I_{t+1}/K_{t+1})S'(I_{t+1}/K_{t+1}))] \} \quad (3.2)$$

^① 崔百胜(2012)构建了一个包含正规金融与非正规金融的模型,但其主要讨论的是金融市场。

其中, $Q_t = (S'(I_t/K_t))^{-1}$ 为 Tobin 的“Q”。

(二)劳动力市场。定义 δ 为离职率,那么任意时期 t 企业 j 拥有的劳动力 $N_t(j)$ 定义为:

$$N_t(j) = (1 - \delta)N_{t-1}(j) + H_t(j) \quad (4)$$

其中, $(1 - \delta)N_{t-1}(j)$ 为上期未离职的劳动力; $H_t(j)$ 为本期新雇用的劳动力。定义 J_t 为时期 t 下岗的劳动力数量,因此 J_t 为上期的失业与离职数量之和,即:

$$J_t = u_{t-1} + \delta N_{t-1} = 1 - (1 - \delta)N_{t-1} \quad (5)$$

定义 H_t^F 与 H_t^I 分别为正规部门与非正规部门新雇用的劳动力数量,因此总的新雇用数量为: $H_t = H_t^F + H_t^I$ 。两部门劳动力市场紧度分别为 $X_t^F = H_t^F/J_t$ 和 $X_t^I = H_t^I/J_t$,那么整体劳动力市场紧度(Labor Market Tightness)为:^① $X_t = X_t^F + X_t^I$ 。从失业者的角度来看,劳动力市场紧度度量了失业者找到工作的概率。然而,企业雇用劳动力需要雇用成本。就我国的现实情况而言,正规部门企业往往会为雇员提供“五险一金”以及进行相对较好的就业培训,因而雇用成本相对较高;而非正规部门则由于对劳动力技能要求相对较低,进而雇用成本相对较低。具体来说,两类劳动力市场的雇用成本分别为: $G_t^s = B^s \exp(\epsilon_t^s)(X_t^s)^\alpha$ ($s = F, I$),其中 $B^F > B^I$,生产率冲击 ϵ_t^s 满足: $\epsilon_t^s = \rho_a \epsilon_{t-1}^s + e_t^s$, $e_t^s \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2)$ 。

(三)批发企业。模型经济中的生产部门包含了两类企业:批发企业和零售企业。批发企业雇用劳动力、租赁物质资本进行生产,其生产出来的产品是中间产品,无法直接为消费者使用;零售企业购买批发企业的产品进行加工,进而使其成为能够为消费者直接使用的最终消费品。与已有研究类似,两部门批发企业的生产函数为:

$$Y_t^F = \exp(\epsilon_t^a)(N_t^F)^{1-\alpha}(K_{t-1}^F)^\alpha; Y_t^I = \Gamma \exp(\epsilon_t^a)(N_t^I)^{1-\alpha}(K_{t-1}^I)^\alpha \quad (6)$$

其中, Γ 为非正规部门批发企业的生产规模参数,由于非正规部门企业的生产规模相对于正规部门而言较小,因而 $\Gamma < 1$ 。加入这一参数的目的在于对非正规部门的生产规模进行刻画,La Porta 和 Shleifer(2014)认为贫困国家的非正规部门生产企业的生产效率相对较低且规模较小,因而本文的这一设定是符合发展中国家现实的。定义 $p_t^{sw} = P_t^{sw}/P_t$ 为批发企业产品的相对价格,两部门批发企业的目标为最大化企业的价值,而企业的价值来源于企业利润。基于以上分析,两部门批发企业最大化如下函数值:

$$F_t(W_t^s, N_{t-1}^s) = p_t^{sw} Y_t^s - \omega_t^s N_t^s - G_t^s H_t^s - R_t^s K_t^s + \beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} F_{t+1}(W_{t+1}^s, N_{t+1}^s) \} \quad (7)$$

其中,实际工资率 $\omega_t^F = W_t^F/P_t$ 。正规部门企业选择 $\{N_t^F\}_{t=0}^\infty$ 与 $\{K_t^F\}_{t=0}^\infty$ 最大化式(7)的值,依据其一阶条件,可以得到两部门批发商的实际边际成本为:

$$MC_t^F = \exp(-\epsilon_t^a) [\omega_t^F + G_t^F - \beta(1 - \delta) E_t \{ \Lambda_{t,t+1} G_{t+1}^F \}] \quad (8)$$

$$MC_t^I = \Gamma^{-1} \exp(-\epsilon_t^a) [\omega_t^I + G_t^I - \beta(1 - \delta) E_t \{ \Lambda_{t,t+1} G_{t+1}^I \}] \quad (9)$$

(四)工资的决定。工资的决定依据 Nash 议价过程。定义 V_t^F 与 V_t^I 为工人在正规部门与非正规部门就业的边际价值, V_t^U 为失业的边际价值;显然,不管员工就业于哪一部门,其就业的价值为就业取得的工资收入与离职后未来的价值之和。而员工离职后的价值可能包含:(1)在正规部门就业,获得正规部门的工资收入;(2)在非正规部门就业,获得非正规部门的工资收入;(3)离职后失业,获得失业的价值。因此,两部门就业的价值分别为:

^①劳动力市场紧度是搜寻与匹配模型中一个重要的变量,一般而言,岗位空缺的数量越多,劳动力市场紧度取值越大,因而这一变量也度量了失业者找到工作的概率。

$$V_t^F = \omega_t^F - MRS_t + \beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} [(1-\delta + \delta X_{t+1}^F) V_{t+1}^F + \delta X_{t+1}^I V_{t+1}^I + \delta (1-X_{t+1}) V_{t+1}^U] \} \quad (10)$$

$$V_t^I = \omega_t^I - MRS_t + \beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} [(1-\delta + \delta X_{t+1}^I) V_{t+1}^I + \delta X_{t+1}^F V_{t+1}^F + \delta (1-X_{t+1}) V_{t+1}^U] \} \quad (11)$$

其中, $MRS_t = \exp(\epsilon_t') (C_t - hC_{t-1}) N_t^\eta$ 为边际替代率; 式(10)中: $1-\delta + \delta X_{t+1}^F$ 表示在正规部门未离职与离职后重新在正规部门找到工作的概率, δX_{t+1}^I 表示在正规部门离职后并在非正规部门找到工作的概率, $\delta(1-X_{t+1})$ 表示从正规部门离职后失业的概率; 式(11)中: $1-\delta + \delta X_{t+1}^I$ 表示在非正规部门未离职与离职后重新在非正规部门找到工作的概率, δX_{t+1}^F 表示从非正规部门离职后在正规部门找到工作的概率。

失业的价值为失业获得的收益 W^U 与失业者未来的价值之和。失业者未来的价值包括: (1) 在正规部门找到工作而获得的价值; (2) 在非正规部门找到工作而获得的价值; (3) 继续失业获得的价值。具体来说, 失业的价值为:

$$V_t^U = W^U + \beta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} [X_{t+1}^F V_{t+1}^F + X_{t+1}^I V_{t+1}^I + (1-X_{t+1}) V_{t+1}^U] \} \quad (12)$$

因此, 员工在两部门就业的剩余分别为: $V_t^F(W_t^F, W_t^I) - V_t^U$ 与 $V_t^I(W_t^F, W_t^I) - V_t^U$ 。定义 ϑ 为反映员工议价能力的参数, 依据 BG 模型, 批发商在劳动力市场的收益与员工的剩余相等, 原因在于雇用关系确立的机会成本是企业支付的雇用成本。于是, 结合式(10) 和式(11), 可知:

$$\vartheta G_t^F = \omega_t^F - MRS_t - W^U + \beta(1-\delta) \vartheta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} [(1-X_{t+1}^F) G_{t+1}^F - X_{t+1}^I G_{t+1}^I] \} \quad (13)$$

$$\vartheta G_t^I = \omega_t^I - MRS_t - W^U + \beta(1-\delta) \vartheta E_t \{ \Lambda_{t,t+1} [(1-X_{t+1}^I) G_{t+1}^I - X_{t+1}^F G_{t+1}^F] \} \quad (14)$$

(五) 零售商与价格的决定。与已有的新凯恩斯主义模型类似, 价格的设定依据 Calvo(1983) 交错设定的方式, 两部门企业价格调整方式具体为:

$$P_t^{sw} = [(1-\theta_p^s)(P_{t-1}^{sw})^{1-(1/\epsilon_s)} + \theta_p^s (P_t^{sw*})^{1-(1/\epsilon_s)}]^{(\epsilon_s-1)/\epsilon_s} \quad (15)$$

其中, P_t^{Fw} 与 P_t^{Iw} 分别为两部门的价格水平; θ_p^F 和 θ_p^I 为两部门不进行价格调整的概率或名义价格刚性, 且 $\theta_p^F > \theta_p^I$; ϵ_F 与 ϵ_I 为两部门不同零售产品的替代弹性; P_t^{Fw*} 与 P_t^{Iw*} 为两部门零售商依据利润最大化原则确定的最优价格。

尽管两部门零售企业在定价上具有一定的垄断势力, 但并不表明零售企业可以不受任何约束而随意定价。具体而言, 零售企业的目标是通过价格的调整, 选择最优价格以实现其利润最大化的目标; 在其调整价格过程中不得不考虑的一个约束条件是其产品的市场需求。因此, 两部门零售商的最优化问题即最优价格设定的一阶条件为:

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k Q_{t,t+k} Y_{t+k|t}^s (P_t^{sw*} - M^s P_{t+k}^{sw} MC_{t+k}^s) \right] = 0 \quad (16)$$

其中, $Q_{t,t+k} = \Lambda_{t,t+k} P_t / P_{t+k}$; $Y_{t+k|t}^s$ 为两部门在时期 t 设定的最优价格下 $t+k$ 期的产出; $M^s = \epsilon_s / (\epsilon_s - 1)$ 为价格加成的稳态值。

价格总水平 P_t 为两部门价格的函数, 即 $P_t = [\omega (P_t^F)^{-1/\Delta_t^F} + (1-\omega)(P_t^I)^{-1/\Delta_t^I}]^{-\Delta_t^F}$, 其中: ω 为正规部门的比例; 价格加成 (Price Markup) 冲击满足: $\epsilon_t^p = (1-\rho_p)\epsilon^p + \rho_p\epsilon_{t-1}^p + e_t^p$, 其中 $\epsilon_t^p = \ln(1+\Delta_t^p)$, 外生成分 $e_t^p \sim i.i.d.N(0, \sigma_p^2)$; P_t^F 与 P_t^I 为两部门最终产品的价格且:

$$P_t^s = \left[\int_0^1 (P_t^{sw}(j))^{1-1/\epsilon_s} dj \right]^{\epsilon_s/(\epsilon_s-1)} \quad (17)$$

零售商购买两部门批发商的产品, 并使用如下具有一般性的 CES 技术进行加总:

$$Y_t = [\omega (Y_t^F)^\tau x_t + (1-\omega)(Y_t^I)^\tau]^{1/\tau} \quad (18)$$

(六) 货币当局与市场均衡。定义任意变量 $\hat{x}_t$ 满足: $\hat{x}_t = \ln X_t - \ln X$, 其中 X_t 为模型中

的任意变量, X 为 X_t 的稳态值。本文设定基准政策机制为: $r_t = r_y \hat{y}_t + r_p \pi_t + \epsilon_t^r$, 其中 $\pi_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ 为通货膨胀率, $\hat{y}_t$ 为产出缺口, $\epsilon_t^r = \rho_r \epsilon_{t-1}^r + e_t^r$ 为货币政策冲击, 且 $e_t^r \sim i.i.d.N(0, \sigma_r^2)$ 。这一规则即为“泰勒规则”, 李成等(2010)的研究表明, 这一规则能够较好地拟合我国的货币政策路径。市场均衡条件为:

$$Y_t = C_t + G_t^F H_t^F + G_t^I H_t^I + I_t - W^U u_t \tag{19}$$

三、模型参数化

(一)部分参数的校准。与已有的研究类似, 我们采用我国的现实物价数据对贴现因子 β 进行估算。我国 2002 年第 1 季度至 2013 年第 2 季度物价上升速度约为 2%, 因此可以将 β 取值为 0.98。依据徐嵩婷等(2012)的估算, 我国 2000—2009 年非正规经济的产出与总产出的比值为 0.33, 因此可以将正规部门产出占比 w 取值为 2/3。稳态时就业率 N 采用就业率数据的平均值, 与王君斌和王文甫(2010)类似, 本文使用单位就业从业人员总计与总人口的比值作为就业率, 估算的结果表明这一参数的取值为 0.926; 因此, 对应的稳态产出 Y 取值约为 0.77; 两部门就业采用两部门在总产出中的比重与总就业的乘积来表示。非正规部门生产函数中的规模参数 Γ 取值为 0.95, 模型对于这一参数的变动并不敏感; 依据 Ravenna 和 Walsh(2011)的做法, 将失业的价值取值为 0.54; 工人议价能力参数 ϑ , 已有的研究如 Gertler 和 Trigari(2009)等均将其设定为 0.5, 本文沿用这一设定。依据 He 等(2007)的估计值, 资本折旧率 ρ 的取值为 0.04, 资本产出弹性 α 的取值为 0.6。在对以上参数进行校准之后, 可以计算出雇用成本函数中的参数 B^F 和 B^I 的取值近似为 2.5 和 0.5。具体的校准的结果见表 1。

表 1 基准参数的校准

参数	β	w	N	Y	Γ	W^u	ρ	ϑ	α	B^F	B^I
校准值	0.98	2/3	0.926	0.77	0.95	0.54	0.04	0.5	0.6	2.5	0.5

(二)样本说明与模型的贝叶斯估计。

贝叶斯估计程序需要满足秩条件, 即贝叶斯估计过程中使用的观测变量个数不能超过外生冲击的个数。基于数据的可得性考虑, 选取了如下 5 组数据: (1)产出, 采用支出法核算的国内生产总值(GDP)数据, 并且利用消费者物价指数(CPI)剔除物价因素, 进而得到实际 GDP; (2)就业。与王君斌和王文甫(2010)类似, 采用单位从业人员总计作为就业量, 将就业量与总人口的比值作为就业率; (3)通货膨胀, 采用 CPI 数据对其进行估算, 由于 NKMP-DSGE 模型中采用价格数据的对数差分得到通货膨胀, 因此需要采用环比方法计算通货膨胀; (4)名义利率, 与已有的研究类似, 采用银行业同业拆借利率数据作为名义利率数据; (5)消费。采用社会消费总额数据, 并利用 CPI 将其调整为实际值。以上数据中, 产出与消费均取其自然对数形式; 为剔除季节性因素的影响, 所有数据全部采用 X12 方法进行季节性调整。在此基础上, 采用 Christiano-Fitzgerald 滤波法得到各观测变量的周期性成分(Cycle)。以上数据全部来源于中经网数据库, 时间跨度为 2002 年第 1 季度至 2013 年第 2 季度。

表 2 给出了贝叶斯估计的先验均值(Prior Mean)、先验分布(Prior Distribution)、后验均值(Posterior Mean)、后验 95%置信水平上的置信区间以及贝叶斯极大似然估计值。^①

^①另外, 参数 η 的贝叶斯估计值为 5.7901; 政策规则参数 r_p 和 r_y 的贝叶斯估计值分别为 0.6049 和 0.9692, 对应的货币政策冲击持续性参数及其标准差的估计值分别为 0.7722 和 0.2014。

表 2 基准模型贝叶斯估计的结果

参数	先验分布	先验均值	后验均值	95%后验置信域	极大似然估计值
h	贝塔分布	0.6	0.5626	[0.5423, 0.5861]	0.5707
ϵ_F	伽马分布	4.5	4.4047	[3.7626, 5.1321]	4.4999
ϵ_I	伽马分布	6	6.0729	[5.3231, 6.8235]	5.9999
δ	正态分布	0.1	0.1004	[0.0907, 0.1042]	0.1032
θ_F	贝塔分布	0.7	0.7123	[0.5663, 0.8663]	0.7010
θ_I	贝塔分布	0.5	0.5129	[0.3888, 0.6817]	0.5000
ρ_b	贝塔分布	0.3	0.2881	[0.2400, 0.3401]	0.2809
σ_b	逆伽马分布	0.1	0.0948	[0.0821, 0.1076]	0.0954
ρ_l	贝塔分布	0.6	0.5659	[0.4345, 0.7662]	0.6005
σ_l	逆伽马分布	0.1	0.1001	[0.0842, 0.1173]	0.1000
ρ_p	贝塔分布	0.6	0.6338	[0.5187, 0.7233]	0.6035
σ_p	逆伽马分布	0.1	0.0942	[0.0818, 0.1061]	0.0927
ρ_a	伽马分布	0.9	0.9366	[0.9027, 0.9753]	0.9203
σ_a	逆伽马分布	0.1	0.0934	[0.0854, 0.1033]	0.0937

消费习惯的形成参数 h 度量了以往的消费习惯对于当期消费的影响,其估计值为 0.5626,贝叶斯极大似然估计值为 0.5707,这一估计值与吕朝凤和黄梅波(2011)估计的结果(0.55)较为接近;两部门中间产品替代弹性系数 ϵ_F 和 ϵ_I 的估计值分别为 4.4047 和 6.0729,对应的贝叶斯极大似然估计值分别为 4.4999 和 5.9999。因此,贝叶斯估计的结果表明非正规部门中间产品的替代弹性大于正规部门的。由于中间产品的替代弹性与中间产品生产商的垄断势力负相关,因而这一估计结果表明正规部门中间产品生产商具有比非正规部门更大的垄断势力。当然,这一估计结果与我们的直觉也是相符的,我国正规部门中的企业规模相对较大,如国有企业、国有商业银行等控制着能源、电力、钢铁、金融资源以及其他原材料,因而具有相对较大的垄断势力。Cai 等(2013)认为发展中国家的大企业愿意支付更高工资的原因之一就是维持垄断势力。贝叶斯估计的结果显示两部门名义价格刚性参数 θ_F 和 θ_I 分别为 0.7123 和 0.5129,对应的贝叶斯极大似然估计值分别为 0.71 和 0.5,这表明正规部门的产品价格具有更大的名义价格刚性。离职率 δ 的估计值为 0.1004,对应的贝叶斯极大似然估计值为 0.1032;而 BG 模型估算的结果表明,欧洲的离职率取值为 0.04,而在美国这一参数的取值为 0.12。这一参数反映了劳动力市场的流动性程度,因此这也意味着我国劳动力市场的流动性小于美国但大于欧洲。

四、模型动态分析

(一)贝叶斯脉冲响应函数。

图 1 给出了 1 个单位标准差的外生总需求冲击的贝叶斯脉冲响应函数。当经济出现一个正向的总需求冲击时,整体就业、正规部门就业、非正规部门就业以及新雇用数量将增加,而下岗数量和失业则呈现下降趋势;原因在于正向的总需求冲击意味着总需求的增加,进而推动了企业利润的上升,促进了企业投资,因而企业会增加劳动力的雇用数量(即新雇用的劳动力数量增加),因而整体就业以及两部门的就业数量均上升,而下岗的数量和失业将下降。这一发现与未包含异质性雇用成本的模型如 BG 模型以及 Ravenna 和 Walsh(2011)等的结论是一致的。

以时期为横轴,以变量对外生冲击的反应为纵轴,图 1 还给出了 1 个单位标准差的货币政策冲击的贝叶斯脉冲响应函数。当经济发生货币政策冲击时,总体就业、正规部门就业、

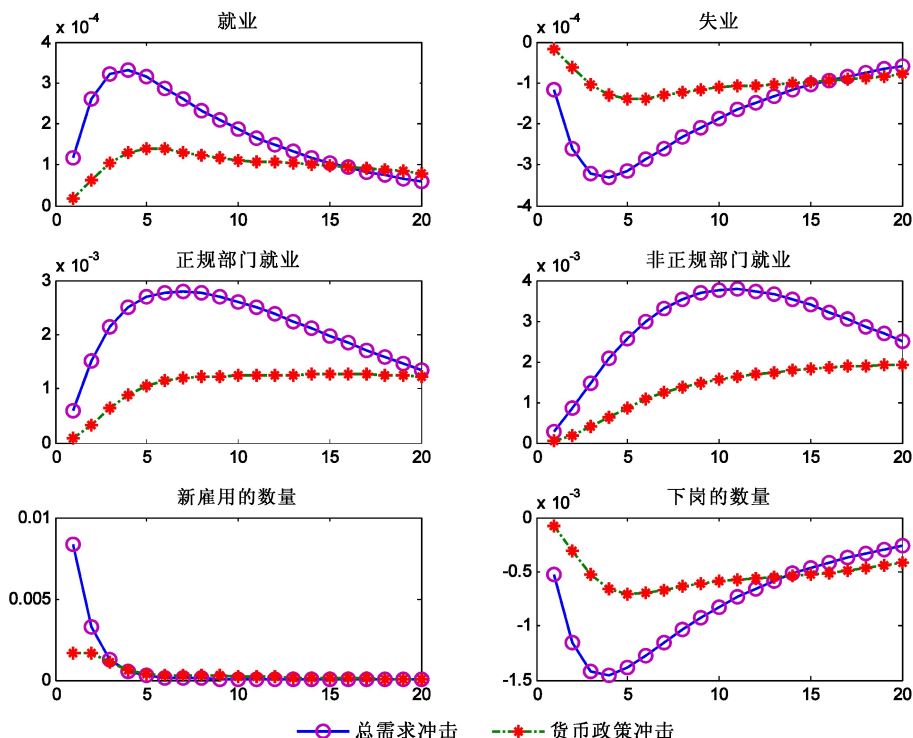


图 1 总需求冲击和货币政策冲击的贝叶斯脉冲响应函数

非正规部门就业、新雇用数量将增加。下岗数量和失业将下降；原因在于正向的货币政策冲击意味着政府在执行较为宽松的货币政策或者进行货币扩张，从而降低了利率和物质资本租金率，推动了企业投资，进而使得企业增加劳动力的雇用。显然，货币政策冲击下这些变量随时间变化的路径与已有的研究结论也是一致的。

需要注意的是，无论是外生总需求冲击还是货币政策冲击，尽管两部门就业均呈现上升的趋势，但是其反应的程度存在一定的差异；那么，为什么同一外生冲击会引起两部门就业的反应存在差异呢？新凯恩斯主义经济学认为由于名义刚性的存在，使得外生冲击发生时价格来不及迅速作出反应，因而就业和产出等实际变量才会变动。两类部门具有不同的名义价格刚性，因而外生冲击发生时两类部门价格作出的反应也是不同的，进而就业等实际变量的反应也存在一定的差异。因此，在图 1 中，外生冲击引起非正规部门就业更大的反应。相同外生冲击引起两类部门就业不同的反应也意味着忽略部门之间的差异可能会引起结论的偏误。

另外，外生冲击下失业表现出较强的持续性。原因可能在于正规部门与非正规部门之间在工作稳定性、待遇、福利等方面均存在较大的差异，因而正规部门失业者愿意继续在正规部门寻找工作，而非正规部门就业群体和失业群体也希望能够在正规部门找到工作，进而使得我国的失业具有相当强的持续性。更重要的是，失业者都愿意在正规部门寻找工作的现实也导致了初始的失业状态会在相当长的时期内对失业产生影响，即中国劳动力市场产生了显著的“失业回滞”现象，这与丁守海和蒋家亮(2013)基于经验研究得到的结论是一致的。不过，本文的异质性雇用成本模型为这一现象提供了另一个角度的解释。

(二)福利分析。NKMP-DSGE 模型采用社会福利损失来评判货币政策机制的优劣。与已有的研究(陈利锋和范红忠,2014)等类似，我们采用 Giannoni 和 Woodford(2005)的方法对模型进行福利分析。首先对效用函数进行高阶逼近得到如下社会福利损失函数：

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ (\hat{c}_t - N^{1+\eta} \times \hat{u}_t) + \lambda_{\pi}^F (\pi_t^F)^2 + \lambda_{\pi}^I (\pi_t^I)^2 + \frac{(1+\eta)}{2} N^{1+\eta} (\hat{u}_t)^2 \} \quad (20)$$

其中, $\lambda_{\pi}^F = w \frac{\varepsilon_F(\alpha + (1-\alpha)\varepsilon_F)}{2\alpha} \frac{\theta_F}{(1-\beta\theta_F)(1-\theta_F)}$, $\lambda_{\pi}^I = (1-w) \frac{\varepsilon_I(\alpha + (1-\alpha)\varepsilon_I)}{2\alpha} \frac{\theta_I}{(1-\beta\theta_I)(1-\theta_I)}$ 为参数。式(23)表明, 社会福利损失决定于失业和两部门通货膨胀的波动。

已有的研究(Gali, 2013)发现只有当名义价格刚性较高时, 名义价格刚性的下降才会引起社会福利损失的降低; 而当名义价格刚性较低时, 名义价格刚性的上升会引起社会福利损失的降低。本文贝叶斯估计的结果表明, 两类部门名义价格刚性的取值均相对较大; 因此, 降低名义价格刚性有利于社会福利的改进。而非正规部门的存在降低了整个经济中的名义价格刚性。因而, 以上分析的结果似乎表明非正规部门的存在有利于降低社会福利损失。如果这一结论正确, 那么基于福利损失最小化的角度进行政策评估, 应该提高非正规经济的比例。显然, 这一结论与现实不符, 因为现实世界中发展中国家的非正规部门所占的比例远远高于发达国家, 但发达国家的社会福利水平却显著高于发展中国家的社会福利水平。

需要注意的是, 由于正规部门与非正规部门在工资、福利、工作稳定性以及工作环境等显性和隐性福利上的差异, 中国劳动力市场存在显著的失业持续性和失业回滞。并且由于非正规部门就业者往往只是将当前岗位视为临时性工作, 一旦在正规部门获得工作机会将立即离职, 进而提高了离职率。综合以上两个方面, 非正规部门造成了更大的失业波动, 进而引起社会福利的恶化。那么, 非正规部门对于社会福利究竟具有怎样的影响呢?

为了对非正规部门在社会福利上的影响进行有效的分析, 我们首先设定一个不存在异质性雇用成本的模型即 BG 模型, 通过将这一模型对应的社会福利损失与本文模型对应的社会福利损失进行对比, 进而得到非正规部门对社会福利的影响。其次, 依据式(23)得到平均每期社会福利损失函数为:

$$L = \lambda_{\pi}^F Var(\pi_t^F) + \lambda_{\pi}^I Var(\pi_t^I) + \frac{(1+\eta)}{2} N^{1+\eta} Var(\hat{u}_t) \quad (21)$$

根据式(21)可以进行社会福利损失的估算, 结果显示在表 3 中。需要说明的是, 在 BG 模型中只有正规部门, 因而式(21)中第二项即 $\lambda_{\pi}^I Var(\pi_t^I)$ 不复存在。

表 3 社会福利损失的估算

	异质性雇用成本模型		BG 模型	
	波动性	福利损失	波动性	福利损失
π_t^F	0.0996	0.4423	0.1127	0.5664
π_t^I	0.1051	0.1105	—	—
$\hat{u}_t$	0.1787	0.0645	0.1036	0.0217

表 3 中社会福利损失的估算结果表明, 在异质性雇用成本模型中, 正规部门与非正规部门通货膨胀波动引起的社会福利损失分别为 0.4423 和 0.1105, 即通货膨胀引起的社会福利损失为 0.5528; 而对应的 BG 模型中通货膨胀引起的社会福利损失为 0.5664。因此, 非正规部门通过降低名义价格刚性而引起了社会福利的改善, 对应的数值为 0.0136(0.5664 - 0.5528)个单位。同时, 在异质性雇用成本模型中, 失业引起的社会福利损失为 0.0645, 而对应的 BG 模型中失业引起的社会福利损失为 0.0217; 因而, 非正规部门通过增加失业的持续性而导致社会福利损失增加了 0.0428(0.0645 - 0.0217)个单位。

基于以上分析, 非正规部门使得社会福利损失净增加了 0.0292(0.0428 - 0.0136)个单

位。这意味着非正规部门的存在通过降低名义价格刚性引起的社会福利改善的幅度小于其通过失业引起的社会福利损失增加的幅度;因此,非正规部门降低了社会福利。

福利分析的结果表明,尽管非正规部门具有一定的积极作用,但从社会福利的角度看,其消极影响更加显著。这一结论与现实情况也是相符的,即发达国家非正规经济规模相对较小,但社会福利整体水平高于发展中国家。这一结论为当前我国正在积极推进的事业单位改革提供了理论上的支持。由于事业单位属于正规部门,而正规部门与非正规部门就业者在工作稳定性、待遇、福利和社会地位上的差距,除了导致社会不公进而影响社会稳定之外,也使得我国存在显著的“失业回滞”问题,并且导致更大的失业波动。政府希望通过劳动力市场的结构性改革来缓解这一问题,而本文的研究结论则为这一改革提供了理论上的支持,即非正规部门的大量存在以及正规部门与非正规部门的差距导致了社会福利的恶化。

五、劳动力市场结构性改革的效应:政策模拟

模型动态分析从社会福利情况上给出了劳动力市场结构性改革的理论依据;在此基础上,我们尝试对劳动力市场结构性改革的效应进行分析。由于劳动力市场结构性改革旨在缩小正规部门与非正规部门就业者在福利上的差异,因而我们可以将改革的目标看作是使实现两类部门在雇用成本上趋于一致。^①采用 Coenen 等(2008)以及 Angelopoulos 等(2013)的方法,我们将 B^F 看作是随时间变化的变量而非常数,进而可以分别考察渐进式(方式一)和激进式(方式二)两种不同政策的效应。假定激进式改革方式为将 B^F 在 10 个时期后下降至 B^I 的水平;而渐进式改革方式则为在 20 个时期后将 B^F 下降至 B^I 的水平。基于以上设定,以时期为横轴,以变量的动态变化为纵轴,图 2 给出了两种不同劳动力市场结构性改革方式下模型主要变量包括就业、正规部门就业、非正规部门就业、失业、下岗的数量、新雇用劳动力的数量、产出、通货膨胀以及劳动力市场紧度等的动态转移路径。需要说明的是,我们将初始的稳态全部标准化为 0。

图 2 显示,无论在哪一种改革方式下,随着正规部门雇用成本的下降,两类部门之间在待遇上的差异将逐渐缩小,进而推动了劳动力的流动。正规部门失业者逐渐向非正规部门转移,促进了非正规部门就业的增加、正规部门就业的下降和总就业的增加;其中,总就业大约增加 0.03 个单位,非正规部门就业大约增加 0.13 个单位,而正规部门就业大约下降 0.1 个单位。劳动力市场结构性改革降低了由于“失业回滞”引起的失业,促使正规部门失业者进入非正规部门就业,进而降低了整个经济中的失业水平。这一改革缩小了正规部门与非正规部门之间的差异,进而也降低了非正规部门就业者在在职期间搜寻在正规部门就业的机会的可能性,故降低了下岗的数量;其中,失业大约减少 0.03 个单位,下岗的数量大约减少 0.05 个单位。这一结果表明,劳动力市场结构性改革有利于降低离职率,尤其是非正规部门的离职率。劳动力市场结构性改革引起了产出较小幅度的下降(大约 0.02 个单位),原因在于改革过程中正规部门雇用成本的下降改变了正规部门就业者的预期,进而引起总需求的下降。但产出的下降却有利于整体社会福利的改进,尽管从经济增长的角度而言这一做法并不是最优的。最后,雇用成本的下降也引起了通货膨胀的下降(大约降低 0.05 个单位)。

基于以上分析可知,从长期的角度来看,劳动力市场结构性改革尽管引起了产出的下

^①当然,理论模型与实际情况不可能完全一致。这里我们仅仅是做一个简单的政策模拟处理,即使 B^I 与 B^F 相等,两部门的雇用成本仍会受劳动力市场紧度的影响而存在差异。这里仅仅设定二者在形式上趋于一致。

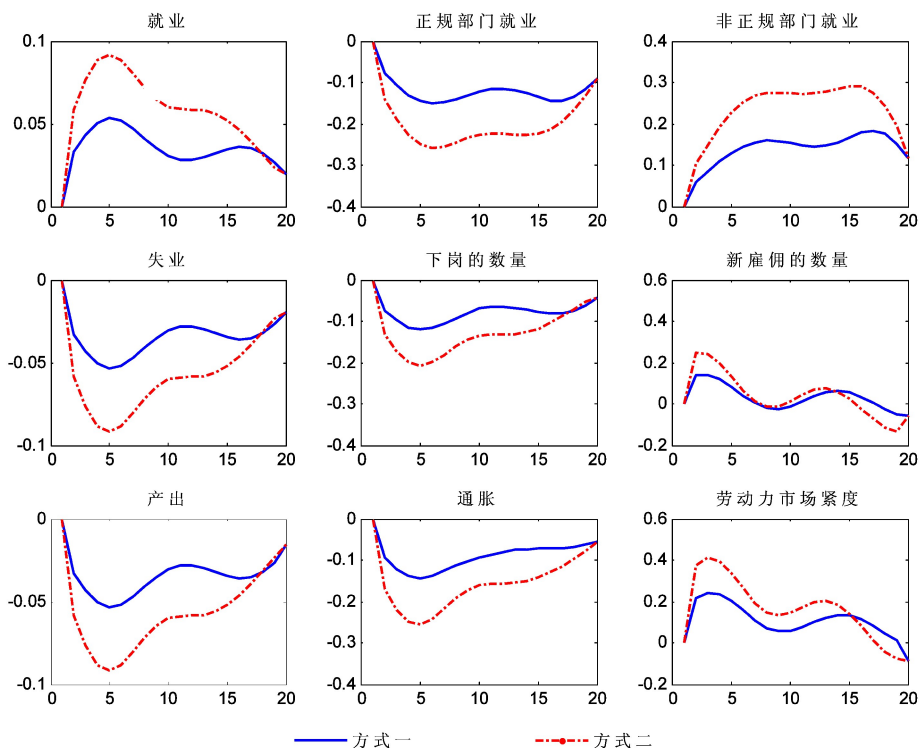


图 2 不同改革方式下的转移动态

降,但却能够增加社会就业,降低失业、离职率和通货膨胀,因而总体而言意味着社会福利的改进。两种改革方式的长期效应是一致的,但是短期效应却存在较大的差异。通过比较可以发现,较为激进的方式尽管可以在较短时期内实现就业的增加和失业的下降,但是却引起了正规部门就业与产出更大幅度的下降。基于式(24)也可知,这一改革方式在短期可能引起更大的社会福利损失。因此,如果政府在劳动力市场结构性改革过程中选择较为激进的方式,需要注意由于劳动力市场改革对于正规部门就业者预期的影响而引起劳动力市场较大的波动,这不利于整个社会的稳定与降低改革引起的社会福利损失。

我国目前存在的正规部门与非正规部门之间在福利待遇上的较大差异实际上已经成为影响劳动力流动的隐性障碍。正规部门失业者希望能够重新在正规部门找到工作而放弃进入非正规部门就业,进而增加了工作搜寻的时间;而非正规部门就业者也只是以此为跳板,其目标仍然是想在正规部门找到工作,进而花费大量时间和精力进行在职搜寻,一旦获得正规部门的就业机会将立即离开非正规部门,因而也提高了离职率。政策模拟的结果表明,无论政府采用哪一种方式进行劳动力市场结构性改革,无论是其短期效应还是长期效应,都有利于增加就业和降低失业。自劳动力市场改革以来,我国社会的就业形势日益严峻,因此这一改革对于改善当前劳动力市场严峻的就业形势而言是可取的。

六、结 论

基于发展中国家经济中非正规部门以及非正规就业占据相当大比例的事实,本文构建了一个包含正规部门与非正规部门的多部门异质性雇用成本 $NKMP$ -DSGE 模型。这与已有的 $NKMP$ -DSGE 存在较大的差异,因为已有的研究大多忽略了两类部门的异质性而基

于整体经济建模。通过外生冲击的贝叶斯脉冲响应函数,本文发现在同一外生冲击下,正规部门就业与非正规部门就业的反应具有显著性差异;这意味着考虑部门之间的异质性是合理的。

由于 NKMP-DSGE 模型通过社会福利损失函数来考察不同政策的效应,因而我们以社会福利为标准,考察了非正规部门的作用。研究发现,非正规部门首先降低了整体经济中的名义价格刚性进而改善了社会福利;但是,由两类部门的差距导致的失业回滞和失业波动却恶化了社会福利。比较的结果发现,总体而言,非正规部门恶化了社会福利。当然,这一发现也为当前我国正在积极准备推进的事业单位改革提供了理论上的依据。在此基础上,我们通过变量的转移动态考察了渐进式与激进式劳动力市场结构性改革的效应。研究发现,无论采用哪一种方式,就长期而言,改革增加了就业并降低了失业和下岗的数量;但就短期效应而言,两种改革方式的效应存在显著性差异,激进式改革引起劳动力市场更大的波动,进而不利于社会稳定和改善社会福利。

* 本文感谢匿名审稿专家与《财经研究》编辑部施祖辉老师的修改建议。

参考文献:

- [1]蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化[J]. 经济研究, 2007, (7): 4—14.
- [2]常进雄, 王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J]. 数量经济与技术经济研究, 2010, (9): 94—106.
- [3]陈利锋. 货币政策应该对劳动力市场做出反应吗? [J]. 浙江社会科学, 2014a, (2): 15—24.
- [4]陈利锋. 二元市场、信贷摩擦与货币政策——货币政策应对劳动力市场做出反应吗? [J]. 云南财经大学学报, 2014b, (2): 83—95.
- [5]陈利锋, 范红忠. 房价波动、货币政策与中国社会福利损失[J]. 中国管理科学, 2014, (5): 42—50.
- [6]崔伯胜. 非正规金融与正规金融: 互补还是替代? ——基于 DSGE 模型的相互作用机制的研究[J]. 财经研究, 2012, (7): 121—132.
- [7]丁守海, 蒋家亮. 中国存在失业回滞现象吗? [J]. 管理世界, 2013, (1): 56—66.
- [8]李成, 王彬, 马文涛. 资产价格、汇率波动与最优利率规则[J]. 经济研究, 2010, (3): 91—103.
- [9]罗楚亮. 就业稳定性与工资收入差距研究[J]. 中国人口科学, 2008, (4): 11—21.
- [10]吕朝凤, 黄海波. 习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征——基于 RBC 模型的实证研究[J]. 金融研究, 2011, (9): 1—13.
- [11]屈小博. 城市正规就业与非正规就业收入差距及影响因素贡献——基于收入不平等的分解[J]. 财经论丛, 2011, (2): 3—8.
- [12]任远, 彭希哲. 中国非正规就业发展报告(2006)[M]. 重庆: 重庆出版社, 2007.
- [13]王君斌, 王文甫. 非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义的视角[J]. 管理世界, 2010, (1): 23—35.
- [14]魏下海, 余玲铮. 我国城镇正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——基于分位数回归与分解的发现[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (1): 78—90.
- [15]徐蒿婷. 非正规部门生产规模的估算: 数据比较法——以浙江省为例[J]. 浙江社会科学, 2008, (6): 33—39.
- [16]徐蒿婷, 刘波, 李金昌. 居民收入分配如何影响非正规经济规模——基于城镇中等收入阶层收入份额的考察[J]. 经济学家, 2012, (4): 29—36.
- [17]Angelopoulos K, Jiang W, Malley J. Tax reforms under market distortions in product and labour markets[J]. European Economic Review, 2013, 61(C): 28—42.
- [18]Aruoba S B. Informal sector, government policy and institutions[R]. Society for Economic Dynamics

- Meeting Papers, No. 324, 2010.
- [19] Levine P, Lotti E, Batini N, et al. Informal labour and credit markets: A survey[R]. IMF Working Paper, No. WP/10/42, 2010.
- [20] Blanchard O, Galí J. Labor markets and monetary policy: A new Keynesian model with unemployment [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(2):1—30.
- [21] Calvo G A. Staggered prices in a utility-maximizing framework[J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12 (3):983—998.
- [22] Cai H, Wang M, Yan S. Why do large firms willingly pay high wages in developing countries? [R]. Peking University, Guanghua School of Management Working Paper, 2013.
- [23] Chen M. The informal economy: Definitions, theories, data and policies[R]. WIEGO Working Paper, 2012.
- [24] Choudhary M, Naeem S, Faheem A, et al. Formal sector price discoveries: Result from a developing country[R]. University of Surrey, School of Economics Discussing Papers No.1011, 2011.
- [25] Coenen G, McAdam P, Straub R. Tax reform and labour-market performance in the Euro area: A simulation-based analysis using the New Area-Wide Model[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2008, 32(8):2543—2583.
- [26] Galí J. Notes for a new guide to Keynes (I): Wages, aggregate demand, and employment[J]. Journal of the European Economic Association, 2013, 11(5): 973—1003.
- [27] Galí J, López-Salido J D, Valles J. Understanding the effects of government spending on consumption [J]. Journal of the European Economics Association, 2007, 5(1):227—270.
- [28] Gertler M, Trigari A. Unemployment fluctuations with staggered nash wage bargaining[J]. Journal of Political Economy, 2009, 117(1):38—86.
- [29] Giannoni M, Woodford M. Optimal inflation-targeting rules[A]. Bernanke B S., Woodford M. The Inflation Targeting Debate[C]. Chicago: University of Chicago Press, 2005.
- [30] He D, Zhang W, Shek J. How efficient has been China's investment? Empirical evidence from national and provincial data[J]. Pacific Economic Review, 2007, 12(5):597—617.
- [31] La Porta R, Shleifer A. Informality and development[J]. Journal of Economic Perspective 2014, 28(3):109—126.
- [32] Oris R, Raggi D, Turino F. Size, trend, and policy implications of the underground economy[J]. Review of Economic Dynamics, 2014, 17(3): 417—436.
- [33] Perry G, Maloney W, Arias O, et al. Informality: Exit and exclusion[R]. World Bank Report, 2007.
- [34] Ravenna F, Walsh C E. Welfare-based optimal monetary policy with unemployment and sticky prices: A linear-quadratic framework[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2011, 3(2):130—162.

Heterogeneous Hiring Costs, Social Welfare and Structural Reform in Labor Market

Chen Lifeng

*(Department of Economics, Party School of the Guangdong
Provincial Committee of CPC, Guangzhou 510053, China)*

Abstract: By extended hiring cost model provided by Blanchard and Galí in 2010, this
(下转第 131 页)

Affiliated Funds’ Stockholding and Analyst Optimism

Jiang Bo, Zhou Mingshan

(School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: This paper studies the impact of affiliated funds’ Chong Cang stockholding on the objectiveness of analysts’ recommendations and market reaction to this interests conflict. It arrives at the following conclusions: firstly, the recommendations of affiliated analysts on affiliated funds’ Chong Cang Gu are substantially more favorable than independent analysts, and the optimism extent is positively related to the proportion of shareholding, the size of affiliated fund companies and stock weight in affiliated fund companies’ portfolios; secondly, the optimistic recommendations of affiliated analysts mainly focus on Chong Cang Gu of funds with good performance, and the recommendations on new funds and Chong Cang Gu of funds with poor performance are not significantly different from ones of independent analysts; thirdly, investors cannot effectively recognize this interests conflict, and affiliated analysts’ recommendations still have positive impacts on investor behavior; and there is no significant difference between short-term market reaction of affiliated and independent analysts’ recommendations under the same recommendations, but the long-term investment value of affiliated recommendations are far lower than the one of independent recommendations.

Key words: affiliated funds’ stockholding; analyst optimism; star-creating activity

(责任编辑 康 健)

(上接第 61 页)

paper constructs a NKMP-DSGE model including heterogeneous hiring costs in formal and informal sectors. The Bayesian impulse response function of exogenous shocks shows that employment in formal and informal sectors has different responses to the same exogenous shock, meaning the rationality of the consideration of the heterogeneity of different sectors. The results of social welfare analysis indicate that the existence of informal sector improves social welfare through the reduction in nominal price rigidity, but leads to the deterioration of social welfare through unemployment hysteresis. And as a whole, the existence of informal sector worsens social welfare. This finding provides theoretical reference for current actively ongoing structural reform in labor market. It further investigates the effect of structural reform in labor market. It points out that the reform is conducive to the improvement of the performance of labor market whether in the long run or in the short run.

Key words: heterogeneous hiring cost; informal sector; social welfare; structural reform; labor market

(责任编辑 周一叶)