

中国劳动力转移波动对宏观经济的冲击效应

马轶群¹, 曲泽静²

(1. 南京大学 经济学院, 江苏 南京 210093; 2. 铜陵学院 工商管理学院, 安徽 铜陵 244061)

摘 要: 通过构建劳动力转移波动冲击宏观经济的动态随机一般均衡模型, 探讨劳动力转移对中国宏观经济影响的内在机理及影响程度。实证结果表明: 建立的动态随机一般均衡模型能够较好地解释实际经济特征, 劳动力转移对宏观经济变量的影响较其他冲击具有长期性, 对产出、消费、投资和资本存量具有长期正向效应, 对就业、物价、工资收入和生产成本具有长期负向效应。技术进步、政府支出和劳动力供给对宏观经济的冲击与已有研究较为一致, 但与劳动力转移相比, 三种冲击对宏观经济的影响仅为中短期效应。在对各宏观经济变量变化的贡献中, 劳动力转移仅对产出发挥了主要作用, 对资本和物价的变化有重要影响, 但要弱于技术进步的影响, 而在对消费和就业的影响上, 劳动力转移要显著弱于技术进步。

关键词: 动态随机一般均衡模型; 劳动力转移; 宏观经济

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 06-0057-12

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.06.006

The Shock Effect of Labor Transfer Fluctuation for Macro-economy in China

MA Yiqun¹, QU Zejing²

(1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. Business School, Tongling University, Tongling 244061, China)

Abstract: The paper set up a dynamic stochastic general equilibrium model including labor transfer which used data simulation method to study the inherent logic and dynamic impact of labor transfer influence on macro-economy in China. Empirical findings show that: the DSGE model can explain the real economy well, the shock of labor transfer for macro-economy is longer than other variables. Labor transfer has positive impact on output, consumption, investment and capital stock in the long term, and has negative impact on employment, price, wage and output cost in the long term. The impact of technical progress, government expenditures and labor supply is the same with existent

收稿日期: 2014-06-19; 修订日期: 2014-10-10

基金项目: 国家社科基金项目“我国工业化过程中劳动力转移引致的环境保护问题研究”(10BJL035); 安徽省哲学社会科学规划项目“基于价值链升级的江淮城市群自主创新机制研究”(AHSKQ2014D29)。

作者简介: 马轶群, 管理学博士, 南京大学经济学院理论经济学博士后; 曲泽静, 管理学博士, 铜陵学院工商管理学院讲师。

research, but they are mid-term and short-term impact. Labor transfer only play a significant role in contribution for output, has important impact on capital stock and price. The impact of labor transfer for consumption and employment is weaker than technical progress.

Keywords: DSGE Model; labor transfer; macro-economy

一、引言

改革开放以来,大规模劳动力转移一直是我国经济发展不可或缺的动力。何建新经过估算认为,1991年我国农村劳动力转移规模接近9000万人,到2009年,劳动力转移人数已超过1.7亿,18年内劳动力转移人数净增8000万以上^[1]。但一直以来,规模庞大的劳动力转移并不稳定,始于2005年的“民工荒”让东南沿海地区开始明显感受到了劳动力转移波动的冲击,笔者使用HP滤波处理后,得到1985~2012年中国劳动力转移波动的经验事实(见图1)。劳动力转移波动的周期性显著,波动

幅度小于产出,2003年经济触底,之后开始快速复苏,由于劳动力转移没能及时跟上,于是“民工荒”出现,接着2008年金融危机爆发,使原本具有上升趋势的产出发生逆转。我国政府迅速进行应对,提出“4万亿”投资计划,在巨额投资的刺激下,产出又回到原周期性的上升趋势。劳动力转移此时也改变了原有的周期波动性,在短期内加速波动,频繁出现“农民工返乡”、“用工荒”和“劳工荒”等现象,这与我们观察到的事实较为吻合。

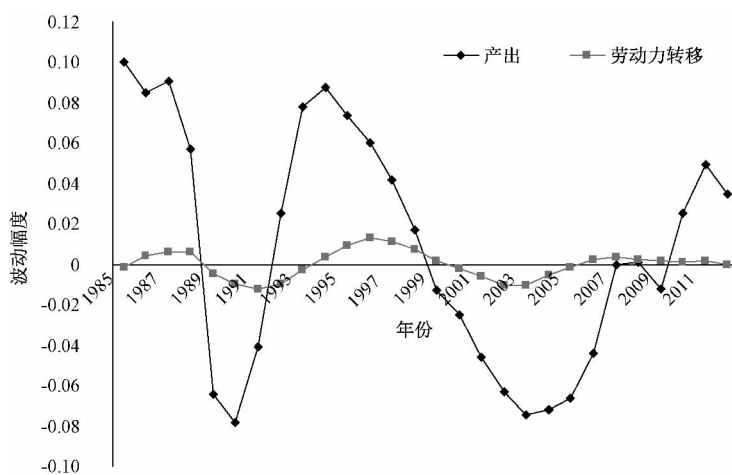


图1 中国劳动力转移周期波动

数据来源:作者根据历年《中国统计年鉴》数据整理,并经过HP滤波处理所得。

那么,如此大规模的劳动力转移,其波动如何冲击我国宏观经济?以及冲击程度如何?段均和高定伦使用VEC模型实证检验了劳动力转移的投资效应,并对异地转移和就地转移进行了比较^[2]。杜鑫在全国农村住户抽样调查数据基础上进行了实证检验,发现劳动力转移会显著提高农户人均生活消费和人均居住支出水平,但对农户人均生产性固定资产购置支出没有产生显著影响^[3]。柳清瑞通过对农村劳动力迁移率数理模型的分析,得出农村剩余劳动力向城镇大规模转移就会对城镇就业产生冲击的结论^[4]。以上成果为深入认识劳动力转移的影响效应提供了帮助,但这些研究多集中于宏观经济的某个方面,很少能够进行较为全面的分析。

近年来,国内学者开始使用动态随机一般均衡模型(DSGE Model)分析中国宏观经济问题,探讨相关要素的波动对宏观经济的冲击效应。DSGE模型源自真实经济周期(RBC)理论,其延续了RBC理论的主流宏观经济学分析手段,从供给方面考察经济的波动性问题,在不确定条件下研究经济的一般均衡,从微观层面刻画家庭、企业和政府等经济主体的决策行为,通过建立各经济主体的稳定内在逻辑关系,利用动态优化方法实现严格意义上的一般均衡。国内外的研究表明,DSGE模型不仅能较好地对经济进行模拟,而且可以有效分析经济波动的冲击效应。在模拟效果上,斯梅茨(Smets)和武泰(Wouters)使用美国1990~2004年的季度数据发现,较为完整的DSGE模型在模拟

宏观经济变量冲击时, 效果要明显好于 VAR 和 BVAR 模型^[6]。马尔钦·科拉萨 (Marcin Kolasa) 等人使用标准的 DSGE 模型和专业预测者调查 (SPF) 进行对比, 发现在对美国宏观经济进行即时预测时, DSGE 模型的表现非常成功, 特别是在面对变量冲击时, DSGE 模型要优于 SPF^[7]。王君斌基于中国宏观季度数据, 首先给出了通货膨胀率和产出对技术冲击和货币政策冲击的经验事实, 然后在 DSGE 模型框架内引入价格刚性和垄断竞争, 对模型结构参数校准后进行了数值模拟, 发现模型能较好地模拟上述经验事实^[8]。在分析经济波动的冲击效应上, 李成等人构建了一个开放经济条件下多部门的 DSGE 模型, 识别和分析了影响中国宏观经济的六种可能冲击 (通胀预期偏差冲击、技术增长率冲击、政府购买力冲击、劳动力供给冲击、国际贸易冲击以及货币政策冲击), 并在此基础上, 重点研究了通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济的影响^[9]。但是, 将 DSGE 模型用来研究发展中国家经济时, 应考虑到劳动力转移是发展中国家的一个重要特征, 对劳动力转移研究的缺失会降低 DSGE 模型对发展中国家经济的解释力。

综上, 本文拟建立一个考虑劳动力转移冲击的 DSGE 模型, 在模型中探讨劳动力转移对宏观经济各部门影响的内在机理, 进而分析劳动力转移波动以及技术进步、政府支出和劳动力供给等对中国宏观经济的冲击效应。

二、DSGE 模型的建立

1. 模型结构

本文建立的 DSGE 模型包括家庭、中间产品厂商、最终产品厂商、金融机构和政府五个部门。

(1) 家庭部门。在经济中由多个无限长寿单元的家庭构成 Dixit-Stiglitz 连续统, 家庭的决策目标是其终身效用的最大化, 这需在每期 $t = 0, 1, 2, \dots$ 作出相应决策, 在模型中简化为消费 C_t 和劳动 N_t , 实际货币的拥有为 M_t/P_t 。参考巴克斯特 (Baxter) 等人以及何宗武 (Tsung-wu Ho) 的设置^[10], 在家庭的终生效用函数中引入一个线性的关于家庭消费和政府支出的有效消费函数:

$$\text{Max} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t, M_t/P_t) \quad (1)$$

其中, E_0 表示理性预期算子; 主观贴现率为 $0 < \beta < 1$; $TC_t = C_t G_t^b$; 家庭消费 C 与政府支出 G 的关系系数为 b 。有效消费函数说明政府支出与家庭消费具有不完全替代性质, 实际货币余额反映了家庭通过货币进行交易获得的效用。效用函数 U 为一阶齐次的强准凹函数, 设置为:

$$U_t = \frac{\sigma (TC_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{\sigma-1} + \frac{\gamma (M_t/P_t)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}}{\gamma-1} - \theta L_t \frac{\eta (N_t)^{\frac{\eta+1}{\eta}}}{1+\eta} \quad (2)$$

其中, σ 为消费跨期替代弹性; γ 为实际货币余额弹性替代弹性; η 为劳动力供给跨期替代弹性; 参考斯梅茨和武泰的做法^[11], 加入劳动力供给冲击 L_t ; θ 为大于零的系数, 代表劳动力对效用的贡献度。劳动力供给变动可以对经济体中每个家庭形成影响, 可以直接在效用函数中体现。家庭最大化其效用的预算约束为:

$$C_t + (M_t - M_{t-1})/P_t + (D_t - D_{t-1} - R_{n,t-1}D_{t-1})/P_t = (W_t N_t)/P_t \quad (3)$$

其中, P_t 为价格总水平; D_t 为家庭存款额; $R_{n,t}$ 为名义存款利率。家庭在 (3) 式的约束下, 最优跨期效用函数 (1), 可得如下三式:

$$C_t^{-\frac{1}{\sigma}} G_t^{b(1-\frac{1}{\sigma})} = \theta L_t N_t^{\frac{1}{\eta}} \frac{P_t}{W_t} \quad (4)$$

$$C_t^{-\frac{1}{\sigma}} G_t^{b(1-\frac{1}{\sigma})} = \beta E_t C_{t+1}^{-\frac{1}{\sigma}} G_{t+1}^{b(1-\frac{1}{\sigma})} (1 + R_{n,t}) \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (5)$$

$$(M_t/P_t)^{-\frac{1}{\gamma}} = C_t^{-\frac{1}{\sigma}} G_t^{b(1-\frac{1}{\sigma})} - \beta E_t [C_{t+1}^{-\frac{1}{\sigma}} G_{t+1}^{b(1-\frac{1}{\sigma})} P_t/P_{t+1}] \quad (6)$$

其中, (4) 式的含义是家庭为了实现效用最大化采取的最优消费和劳动力供给; (5) 式为家庭的跨期消费行为; (6) 式表明了家庭的最优货币持有量。

(2) 中间产品厂商。厂商为家庭拥有, 在垄断竞争市场中生产差异化产品。厂商从家庭雇佣劳动 N_t , 从金融机构借入资本 K_t , 用以生产 $Y_{m,t}$ 数量的产品, 劳动力转移冲击为 H_t 。劳动力供给冲击不同, 本文将劳动力转移引入中间产品厂商生产函数, 而非家庭效用函数, 这是因为: 一方面, DSGE 模型是建立在微观基础上的, 根据家庭的劳动跨期替代实现经济波动的模拟, 如果将劳动力转移直接引入家庭效用函数, 那意味着代表性家庭是进行劳动力转移的家庭, 从而遗漏非劳动力转移的家庭, 使得模型不具有一般性; 另一方面, 劳动力转移是一个劳动资源优化配置的过程, 在就业数量没有发生改变的前提下, 劳动力转移会提升全社会的劳动生产率, 这样的逻辑使得劳动力转移较容易进入厂商生产函数。参考本哈比博 (Benhabib) 和斯皮格尔 (Spiegel) 提出的道格拉斯生产函数设定形式^[2], 将劳动力转移作为要素投入列入生产函数:

$$Y_{m,t} = A_t K_t^\alpha (H_t N_t)^{1-\alpha} \quad (7)$$

其中, α 为资本产出弹性, 且 $0 < \alpha < 1$; A_t 为技术进步; $H_t N_t$ 被称作有效劳动, 是家庭提供的劳动 N_t 和劳动力转移 H_t 的乘积。该生产函数表达式反映了中间产品厂商的生产不仅受技术进步的正向影响, 还受到劳动力转移的正向冲击。

资本积累方程采用通用形式表示为:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t \quad (8)$$

其中, δ 为资本折旧率; I_t 为当前投资额。假设厂商以 $R_{k,t}$ 的价格租借资本 K_t , 在最小生产成本 $w_t N_t + R_{k,t} K_t$ 的约束下选择投入的资本和劳动数量, w_t 为实际工资水平, 即 $w_t = W_t/P_t$, 求解可得以下一阶条件:

$$N_t = R_{k,t} K_t \frac{P_t}{W_t} \frac{1-\alpha}{\alpha} \quad (9)$$

将 (9) 式带入生产函数, 可得:

$$Y_{m,t} = A_t K_t (H_t R_{k,t} \frac{P_t}{W_t} \frac{1-\alpha}{\alpha})^{1-\alpha} \quad (10)$$

将 (9) 和 (10) 式带入成本函数, 得:

$$TotalCost = w_t N_t + R_{k,t} K_t = \frac{1}{\alpha} \frac{1}{A_t} R_{k,t} (H_t R_{k,t} \frac{P_t}{W_t} \frac{1-\alpha}{\alpha})^{\frac{1}{1-\alpha}} Y_{m,t} \quad (11)$$

进而得到中间产品的边际成本函数:

$$MC_t = \frac{1}{\alpha} \frac{1}{A_t} R_{k,t} (H_t R_{k,t} \frac{P_t}{W_t} \frac{1-\alpha}{\alpha})^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (12)$$

(3) 最终产品厂商。加总产出 Y_t 仍为测度为 1 的 Dixit-Stiglitz 连续统, 在完全竞争市场, 最终产品由中间产品加总而得:

$$Y_t = \left[\int_0^1 (Y_{m,t})^{\varepsilon_p / (\varepsilon_p - 1)} dm \right]^{(\varepsilon_p - 1) / \varepsilon_p} \quad (13)$$

其中, ε_p 为产品的需求弹性, 最优一阶条件为:

$$Y_{m,t} = \left(\frac{P_{m,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon_p} Y_t \quad (14)$$

该式为中间厂商的产品的需求曲线, 由于最终产品市场为完全竞争, 最终厂商获取零利润, 并由此得到最终产品和中间产品价格之间的关系:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{m,t}^{1-\varepsilon_p} df \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_p}} \quad (15)$$

因为在垄断竞争市场中, 中间产品价格 $P_{m,t}$ 由中间厂商确定, 假设中间厂商为其产出 $Y_{m,t}$ 选择的最优价格水平 P_t^* 服从卡沃 (Calvo) 的随机调整模型^[3], 即设置新价格水平 P_t^* 的概率为 ξ_p , 而依据稳态通货膨胀率 π 调整的概率为 $1 - \xi_p$ 。可以进行价格调整的厂商依据要素需求和产品需求方程, 通过最大化当期和未来收益确定最优价格水平:

$$P_t^* = \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} \frac{E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} (1 - \xi_p)^i (P_{t+i} \pi^{-i})^{1+\varepsilon_p} MC_{t+i} Y_{t+i} \right]}{E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} (1 - \xi_p)^i (P_{t+i} \pi^{-i})^{\varepsilon_p} Y_{t+i} \right]} \quad (16)$$

其中, $\beta^i \lambda_{t+i}$ 为 $t+i$ 期的贴现值, $(1 - \xi_p)^i$ 为在接下来的 i 期不进行价格调整的概率, 且 P_t 为非线性价格指数, 表示为:

$$P_t = \left[(1 - \xi_p) \pi^{1-\varepsilon_p} P_{t-1}^{1-\varepsilon_p} + \xi_p (P_t^*)^{1-\varepsilon_p} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_p}} \quad (17)$$

由 (16) 和 (17) 两式可得完全前瞻的凯恩斯主义菲利普斯曲线, 该曲线反映了通货膨胀率如何随着边际成本的移动偏离其稳定状态:

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \xi_p)(1 - \xi_p \beta)}{\xi_p} \frac{\wedge}{mc} \quad (18)$$

(4) 金融机构。假设金融机构为完全竞争行业, 吸收家庭存款, 然后将存款贷给中间厂商, 存款向贷款转化的方式为:

$$I_t = \kappa (Y_t/Y)^{\tau} D_t \quad (19)$$

其中, 参数 κ 等于稳态下的贷存比, 即贷款占存款比重, 反映了金融机构将存款转化为贷款的平均水平。 $(Y_t/Y)^{\tau}$ 反映了贷款额还要受到经济运行情况的影响。金融机构利润函数为:

$$\Pi_t = (1 + R_{k,t}) \pi_t I_t - (1 + R_{n,t}) D_t \quad (20)$$

均衡时, 金融机构的竞争使其利润为零, 即 $\Pi_t = 0$ 。

(5) 经济总约束。产出由消费、投资和政府购买共同构成, 形成经济的总体约束。

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (21)$$

(6) 外生冲击。综上, 在本文建立的基本 DSGE 模型中, 对经济共有四种外生冲击, 分别是劳动力转移波动、技术进步、政府支出和劳动力供给, 四种冲击的变化趋势相同:

$$\ln H_t = (1 - \psi_h) \ln H + \psi_h \ln H_{t-1} + e_{ht} \quad (22)$$

$$\ln A_t = (1 - \psi_a) \ln A + \psi_a \ln A_{t-1} + e_{at} \quad (23)$$

$$\ln G_t = (1 - \psi_g) \ln G + \psi_g \ln G_{t-1} + e_{gt} \quad (24)$$

$$\ln L_t = (1 - \psi_l) \ln L + \psi_l \ln L_{t-1} + e_{lt} \quad (25)$$

其中, $\psi_h, \psi_a, \psi_g, \psi_l$ 为自回归系数, 且界于 -1 和 1 之间, 反映了冲击的持续性; H 、 A 、 G 和 L 为

变量的稳态值; 4 个冲击过程的随机扰动项 $e_{ht}、e_{at}、e_{gt}、e_{lt}$ 为独立同分布变量, 服从期望为 0、方差为 σ_e^2 的正态分布。

2. 模型求解

首先对方程进行线性化处理, 设经济指标的稳态水平为 X , $\hat{x}_t$ 定义为 $\ln \frac{X_t}{X}$, 表示 X_t 的增长率, $X_t = X e^{\hat{x}_t} \approx X(1 + \hat{x}_t)$ 。

由 (4) ~ (6) 式, 可得:

$$\begin{aligned} -\frac{1}{\sigma} \hat{c}_t + b \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \hat{g}_t - l_t &= \frac{1}{\eta} \hat{n}_t - \hat{w}_t \\ -\frac{1}{\sigma} \hat{c}_t + b \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \hat{g}_t &= -\frac{1}{\sigma} \hat{c}_{t+1} + b \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) \hat{g}_{t+1} - E \hat{\pi}_{t+1} + \frac{R_n}{1 + R_n} \hat{r}_{n,t} \\ -\gamma \hat{m}_t &= \frac{1}{\pi - \beta} (-\pi \hat{c}_t + \beta \sigma \hat{c}_{t+1} + \beta \hat{\pi}_{t+1}) \end{aligned}$$

由 (8) 式和 (23) 式, 可得:

$$0 = - (C/Y) \hat{c}_t + \hat{y}_t - (K/Y) [\hat{k}_t - (1 - \delta) \hat{k}_{t-1}] - (G/Y) \hat{g}_t$$

由 (7) 式、(9) 式和 (12) 式, 可得:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= \hat{a}_t + \alpha \hat{k}_t + (1 - \alpha) \hat{n}_t + (1 - \alpha) \hat{h}_t \\ \hat{n}_t &= \hat{r}_{k,t} + \hat{k}_t - \hat{w}_t \\ \hat{m} \hat{c}_t &= \hat{r}_{k,t} - \hat{a}_t + \frac{1}{1 - \alpha} (\hat{h}_t + \hat{r}_{k,t} - \hat{w}_t) \end{aligned}$$

由 (20) 式, 可得:

$$0 = \tau \hat{y}_t + \frac{R_k}{R_k + 1} \hat{r}_{k,t} + \hat{\pi}_t - \frac{R_n}{1 + R_n} \hat{r}_{n,t}$$

由 (22) ~ (25) 式, 可得:

$$\begin{aligned} \hat{a}_t &= \psi_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at} \\ \hat{h}_t &= \psi_h \hat{h}_{t-1} + \varepsilon_{ht} \\ \hat{l}_t &= \psi_l \hat{l}_{t-1} + \varepsilon_{lt} \\ \hat{g}_t &= \psi_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{gt} \end{aligned}$$

再加上 (18) 式之后, 就可以对本模型做数值模拟。

三、参数校准

1. 数据来源及处理

根据研究需要, 本文处理的是 1985 ~ 2012 年度数据, 来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》。为了剔除通货膨胀的影响, 本文利用各年消费价格指数将相关数据换算为 1985 年的不变价。用国内生产总值 (GDP) 的波动作为衡量经济周期的指标。对于劳动投入量数据, 本文利用各年年末的就业人数作为各年的劳动投入量。考虑到我国就业统计的口径包括就业的城镇人口和全部农村劳动人口, 失业人数只包括城镇失业人口, 这意味着劳动力转移仅是劳动力工作地点的变化, 而不是就业人数的变化。由于劳动力转移数据不会与就业数据产生冲突, 故本文使用第一产业就业人数的变化衡量劳动力转移规模, 因为第一产业从业人员在全社会就业结构中的比重越小, 说明农

村劳动力的转移数量就越多,这也是真正意思上永久性的由农业向非农产业的转移。对于资本存量数据,本文使用由戈德斯密斯 (Goldsmith) 提出的并被广泛采用的永续盘存法^[4],基期资本存量的计算参考赵志耘和杨朝峰的方法^[5],即 $K_0 = I_0 / (\omega + \delta)$,其中, ω 是样本期真实投资的年平均增长率。永续盘存法的价格指数为固定资产投资价格指数,这被认为是较为合适的指标,但统计年鉴自 1991 年起才开始公布,本文使用消费价格指数对以前年度数据进行替代。

2. 参数校准

模型的参数需要通过实际数据和现有研究校准获得。首先,与家庭相关的参数主要有消费跨期替代弹性 σ 、实际货币余额弹性替代弹性 γ 、劳动力供给跨期替代弹性 η 、主观贴现率 β 。现有研究对消费跨期替代弹性的估计大多是大于 1 的值,马轶群和李晓春使用与本文较为相近的数据估计的弹性为 1.102^[6],因此,本文的 σ 仍取值为 1.102。参照黄志刚的研究将实际货币余额弹性替代弹性 γ 校准为 1/3^[7]。参考全冰的研究,将 η 校准为 1^[8]。1985~2012 年居民消费价格指数平均上升了 6.0%,故设定贴现因子 β 为 0.943,根据 $1 = \beta(1 + R_n)$,将 R_n 校准为 0.060。对于资本折旧率 δ ,通常假设每年折旧 0.1。参考李松华的研究将金融机构对经济状态敏感性参数 τ 设定为 1.12^[9]。考虑到自 2006 年以来存贷比稳定在 66.6% 左右,本文校准贷存比 κ 为 66.6%,由 (21) 式可得资本实际收益率 $R_k = \frac{1 + R_n}{\kappa} - 1$, R_k 校准为 0.591。其次,与厂商相关的参数主要有产品的需求弹性 ε_p 、资本产出弹性 α 、技术进步和劳动力转移的自相关系数及标准差。与罗滕伯格 (Rotemberg) 和伍德福 (Woodford) 的研究一致,产品的需求弹性 ε_p 取值为 6^[10]。目前,有较多文献对资本产出弹性进行了估计,很多研究直接参照已有估计进行校准,因为本文加入了劳动力转移要素,不能直接使用已有估计,笔者重新进行了估算,得到资本弹性 α 为 0.621,劳动弹性为 0.379。价格粘性参数 ξ_p 一般在 0.5~0.85 之间,本文设置为 0.85。技术进步的自相关系数 ψ_a 及标准差分别为 0.741 和 4.5%,劳动力转移的自相关系数 ψ_h 及标准差分别为 0.983 和 2.4%。最后,稳态时社会总产出中居民消费占比 C/Y 是根据样本以支出法核算出的均值,为 0.429,同时得出投资占比 I/Y 和资本占比 K/Y ,分别为 0.401 和 4.01,进而可以得到 G/Y 为 0.17。参考魏巍贤等人的研究,将家庭消费与政府购买支出的关系系数 b 设为 0.651,政府购买支出自相关系数 ψ_g 及标准差分别为 0.4767 和 4.82%^[11]。劳动力供给自相关系数 ψ_l 及标准差分别为 0.898 和 1.52%。具体校准参见表 1。

表 1 部分校准参数和稳态值

变量	取值	变量	取值	变量	取值	变量	取值
σ	1.102	C/Y	0.429	γ	1/3	β	0.943
R_n	0.060	I/Y	0.401	η	1	κ	0.666
R_k	0.591	K/Y	4.01	ε_p	6	ξ_p	0.85
δ	0.1	τ	1.12	ψ_a	0.741	ψ_h	0.983
G/Y	0.17	α	0.621	b	0.651	θ	0.01

四、数值模拟结果分析

使用以上校准的参数,通过 MATLAB 软件的迭代计算可得技术进步冲击、劳动力转移冲击、政府支出冲击和劳动力供给冲击的动态效应。

1. 模拟经济与实际经济特征比较

表 2 给出了模拟经济与实际经济相关变量的标准差及相关系数,与实际经济特征比较可以反映出冲击对实际变量的影响。从表 2 中可看出,模拟经济解释了 79.1% 的实际产出波动,进一步说明本

文选取的四个冲击源能够解释中国实际经济波动的主要部分。同时，模拟经济的资本标准差低于实际经济，这与现有研究一致，即模拟经济资本周期波动的解释力较低，这可能与传导机制有关，有证据表明，资本积累的跨期替代传导机制是较为微弱的^[2]。消费、就业和劳动力转移标准差高于实际经济，这是在许多文献中出现的结果，一般认为模型夸大了消费等变量的周期波动性，对此，魏巍贤等人认为在模拟冲击后的经济变量时，为了满足稳态均值为零的假定，就会造成模拟经济与实际经济变量特征的差异，但通过比较两者特征的差异，在一定程度上可以反映出冲击对经济变量的影响^[3]。因此，相比实际经济，模拟经济的外生冲击放大了消费、就业和劳动力转移波动，抹平了资本波动。本文使用各变量与产出的相关系数反映模拟的周期波动效果，可以发现模拟经济相关系数与实际经济相比，在周期波动的方向上完全相符，即实际经济中的消费、资本和劳动力转移波动均为较强的顺周期性，就业显示为较弱的逆周期性，模拟经济也呈现出同样的周期性，说明模型的模拟效果较好。

表2 模拟经济与实际经济的特征比较

变量	实际经济		模拟经济	
	标准差	与产出相关系数	标准差	与产出相关系数
产出	0.0602	1.000	0.0476	1.000
消费	0.0451	0.883	0.1311	0.672
就业	0.0152	-0.220	0.1448	-0.582
资本	0.0855	0.743	0.0330	0.313
劳动力转移	0.0240	0.641	0.0115	0.861

2. 脉冲响应函数模拟结果分析

(1) 劳动力转移对宏观经济变量的动态冲击。图2显示，劳动力转移冲击是持续下降的过程，并在考察期内为正，从影响程度看，劳动力转移要弱于技术进步，但是劳动力转移对各变量的影响具有长期性，这体现了在发展中国家劳动力转移的重要性。

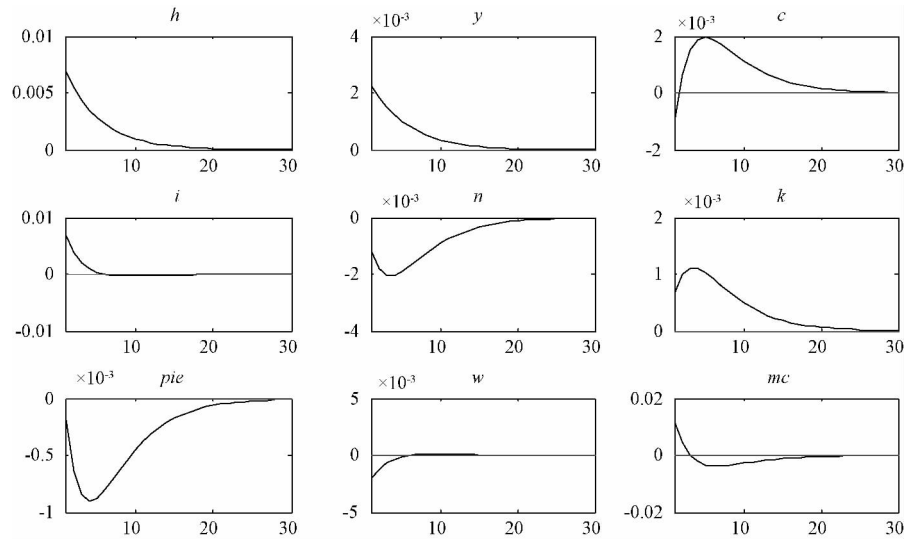


图2 劳动力转移对各变量的动态冲击

首先，看产出对劳动力转移冲击的动态响应过程。面对劳动力转移的正向冲击，产出在期初就实现最大值，然后呈现较为平稳的下降过程，持续到考察期结束。

其次，消费对劳动力转移冲击的响应是先升后降，总体为正。这是因为劳动力转移增加产出，更加丰富的产品提高了家庭消费效用，使得消费水平上升。劳动力转移冲击对投资的影响是正向的，是持续下降的过程，在前期下降明显，中后期无响应。对此的解释是，在规模收益不变的生产函数下，

产出的增加要求劳动和资本要素的投入同时增加。资本存量对劳动力转移冲击的响应先升后降,但总体为正,这反映了投资的增加带动资本存量的上升。

再次,劳动力转移对就业的冲击是负向的,在第4期达到最大的负向影响,之后逐渐回落,到考察期结束仍为负值,这说明劳动力转移冲击对就业的影响是长期的。进一步分析发现,家庭消费和就业受劳动力转移的影响是相反的,且具有一定的对称性。在DSGE模型中,劳动力供给由家庭决定,劳动力供给均能被企业吸收,也就意味着不存在非自愿失业;这样的设定使得家庭的跨期决策成为经济中各变量发生变化的根本原因,影响机理可以认为是劳动力转移改变了家庭的跨期替代,消费的增加提高了家庭效用,进而减少劳动的供给。

最后,劳动力转移对实际收入的冲击是期初为最大负向影响,之后逐渐减弱。物价对劳动力转移的响应是总体为负,先快速放大后持续缩小。劳动力转移对生产成本的冲击是前期为正后期为负的影响,可能的原因是农村劳动力进入企业初期,企业需要投入成本对其进行培训,增加了生产成本,但之后,低廉的工资水平会持续减少生产成本。

(2) 技术进步对宏观经济变量的动态冲击。图3显示,与劳动力转移冲击的长期性相比,技术进步的冲击在短期内快速下降,对各变量的影响具有中短期效应,无长期效应。技术进步对产出和消费在短期内都产生了正向冲击效应,对消费的正向影响强度较大。受到技术进步的冲击,消费在期初就实现最大值,其增加程度显著大于技术进步水平,说明较小的技术进步可以在中短期内推动较大的消费增长,这意味着提高技术水平对拉动消费需求有明显的促进作用。技术进步对产出的正向冲击效应较小,这可能是因为模型突出了劳动力转移的作用,进而分解了技术进步的冲击效应。

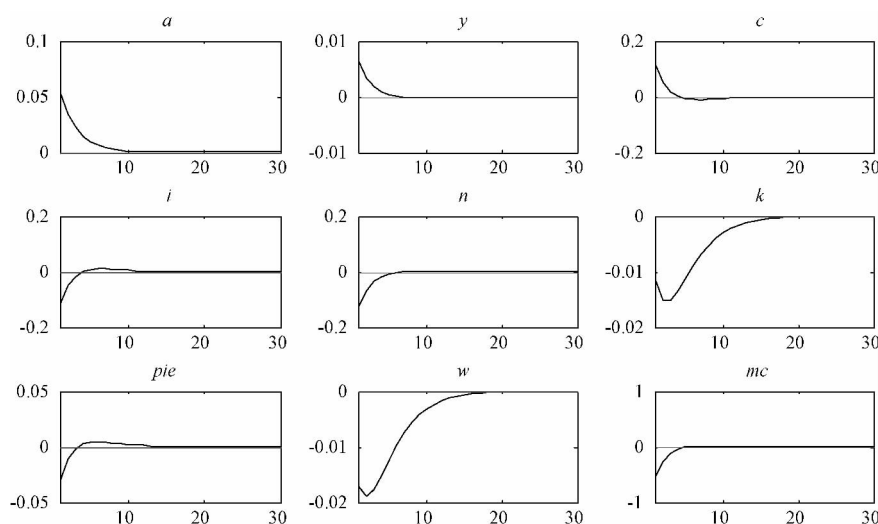


图3 技术进步对各变量的动态冲击

技术进步对投资、就业、物价和生产成本的影响相似,先是负向冲击,短期内上升为较有限的正向影响。其中,技术进步对就业的负向影响较大,说明技术进步与就业主要表现为短期替代效应;因为技术进步推动产出的增加,居民收入增加后,为了使期望效用最大化,在考虑跨期替代时,会减少工作的时间。技术进步对投资的期初负向影响也较大,但在第4期就转为正向影响,并一直持续到第10期左右结束,说明当厂商在期初通过技术进步就可以取得较高收益时,可能在较大程度上抑制厂商增加投资的动力,而当厂商意识到技术进步被同行业普遍取得时,又会增加投资获得竞争上的优势。技术进步对物价的负向冲击在第4期之前作用较为明显,这可能是由于技术进步刺激产出,使得

产品供给增加,从而减少了物价上涨幅度。技术进步在短期内可以显著降低厂商的生产成本,在期初就接近于 0.5,随后这种降低生产成本的作用快速下降,在第 5 期之前就上升到稳定的均衡状态。

技术进步对资本存量的影响为前期负向冲击增加,中后期负向冲击减弱,在 20 期左右达到 0 值。技术进步对工资收入的冲击效应表现为中短期的负向影响,期初影响最大,尽管影响快速下降,但在 20 期内仍为负向冲击,这可能是因为技术进步对就业产生替代作用,在家庭供给劳动下降时,工资收入随之下降。

(3) 政府支出和劳动力供给对宏观经济变量的动态冲击。图 4 和图 5 显示,政府支出冲击下降速度较快,在 10 期内就接近均衡状态。政府支出对产出在期初有正向冲击,产出的响应随后快速下降,在第 5 期之前就回到 0 值附近,在第 10 期左右一直是微弱的负值响应,说明政府支出对产出的影响具有短期正效应,中期为微弱的负效应,长期无影响。政府支出对消费的冲击为短期内的负向冲击,在第 10 期左右快速接近 0 值,第 15 期左右冲击消失,这可能源自政府支出与消费的替代效应。就业对政府支出冲击的响应,总体上短期是正向响应,中长期基本无影响。政府支出对物价仍是短期正向影响,中期略有影响,长期无影响,且轨迹与产出及就业较为一致,这说明产出、就业和物价对

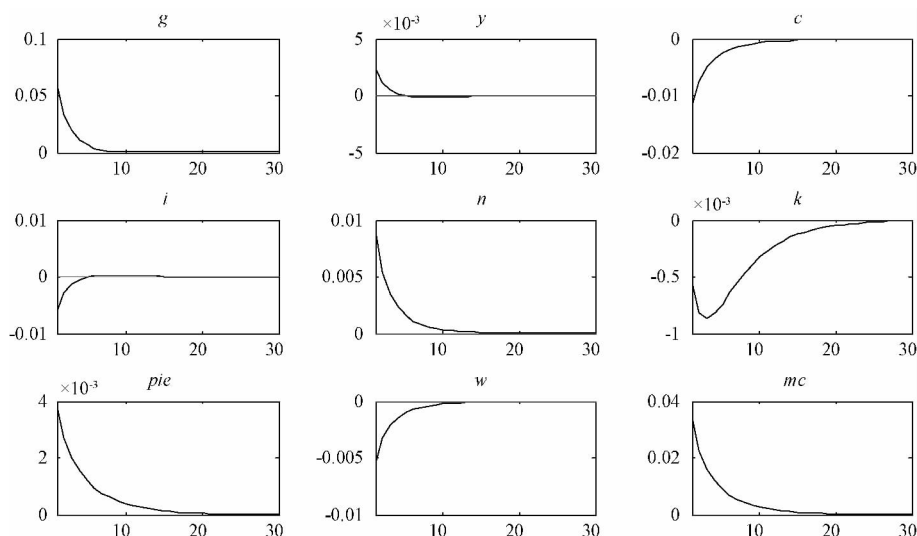


图 4 政府支出对各变量的动态冲击

政府支出的响应较为满足传统的经济学理论。政府支出对投资为短期内负向影响,中期略微正向影响,长期无影响,相应的对资本存量存在负向影响,这可能是因为政府支出也在一定程度上替代了投资。此外,政府支出在短期内会增加生产成本,降低工资收入,而对两者中长期无影响。

由图 5 可知,劳动力供给冲击是个持续下降的过程,对产出的影响总体为正,且是先升后降的过程,在第 2 期左右达到最大值,之后持续下降,中长期基本无影响。劳动力供给冲击对家庭消费的影响是短期为负值,中长期基本无影响。劳动力供给冲击越大,微观家庭获得的效用越低,为了增加效用,家庭会减少就业供给,因此,劳动力供给对就业存在负向冲击。厂商为了维持产出,必然会增加投资以及提高工资收入吸引家庭就业,因此,劳动力供给对投资、资本存量及工资收入均为正向冲击,特别是对资本存量和工资收入的影响具有一定的长期性。此外,劳动力供给对物价和生产成本具有长期的负向影响。

3. 宏观经济变量波动方差分解分析

四种冲击对产出等主要宏观经济变量变化的贡献率可以使用方差分解技术得到(见表 3)。从表

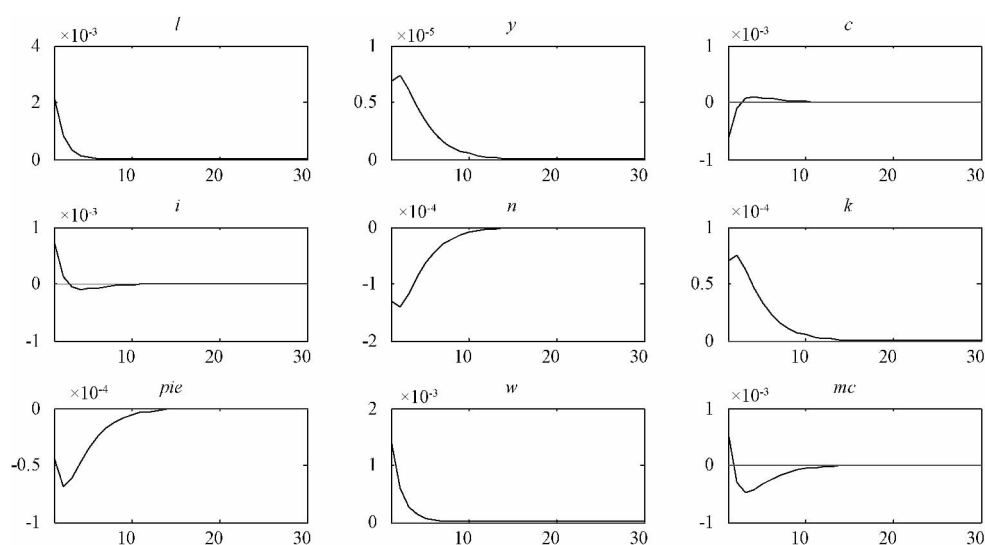


图5 劳动力供给对各变量的动态冲击

3 可以看出，产出的波动受劳动力转移冲击的影响显著大于其他三种冲击，达到 79.16%，这说明相比其他冲击，劳动力转移对产出的影响非常突出。对于消费的扰动，技术冲击的贡献高达 99.82%，劳动力转移冲击仅为 0.15%，而政府支出和劳动力供给冲击总和才为 0.03%，这说明对于消费者来说，技术进步和劳动力转移带来消费的增加显著大于政府支出和劳动力供给带来消费的减少，消费总体在增加。在资本存量的变化中，劳动力转移的扰动虽然上升到 23.79%，但仍低于技术进步 74.62% 的贡献，政府支出和劳动力供给冲击分别为 1.02% 和 0.57%，因为技术进步对资本投入产生的替代效应要强于劳动力转移对资本存量的正向冲击，所以资本存量受四种冲击的影响，呈下降趋势。就业的变化受技术进步的影响为 90.13%，劳动力转移的贡献为 9.68%，这与消费方差分解相近，但是，在四种冲击中仅有政府支出能够增加就业，而政府支出的贡献仅为 0.05%，因此，就业受四种冲击的影响，总体呈下降趋势。技术进步对物价的扰动达到 67.39% 的水平，而劳动力转移对物价的扰动仅有 30.47%，同样，只有政府支出会刺激物价上涨，但其仅有 0.07% 的扰动，因此，在四种冲击的作用下，物价总体是下降的。

表3 主要宏观经济变量的方差分解

项目	产出	消费	资本	就业	物价
技术进步	20.81	99.82	74.62	90.13	67.39
劳动力转移	79.16	0.15	23.79	9.68	30.47
政府支出	0.01	0.02	1.02	0.05	0.07
劳动力供给	0.02	0.01	0.57	0.14	2.07

五、结论

我国经济虽然得到了持续快速增长，但是作为最大的发展中国家，劳动力转移仍是我国的重要经济特征，研究劳动力转移会在多大程度上影响宏观经济就显得较为重要。本文通过构建了一个考虑劳动力转移的多部门 DSGE 模型，探讨了劳动力转移作用于宏观经济的内在机理及动态影响，实证结果表明：首先，本文模型较好地模拟了实际经济，能够解释 74.4% 的实际产出波动，劳动力转移波动的引入提高了模型的解释能力。DSGE 模型已成为国际上较为流行的研究宏观经济的手段，但在研究中应与本国的经济特征相结合，如此才能保证模型的较高解释力，本文正是从劳动力转移层面为发展中国家应用 DSGE 模型进行了尝试。其次，劳动力转移对宏观经济变量的影响较其他冲击具有长期性，不仅对产出具有长期正向冲击，对消费、投资和资本存量也具有长期正向效应，对就业、物价、

工资收入和生产成本具有长期负向效应。再次,技术进步、政府支出和劳动力供给对宏观经济的冲击与已有研究较为一致,但与劳动力转移相比,三种冲击对宏观经济的影响仅为中短期效应。正如胡永泰指出的那样,劳动力转移在中国的巨大作用反映了中国存在大量劳动力从事低生产率的农业,以及1978年后中国在工业和服务业方面创造高生产率就业机会上进行改革的成功^[24]。最后,在对各宏观经济变量变化的贡献中,劳动力转移仅对产出发挥了主要作用,对资本和物价的变化有重要影响,但要弱于技术进步的影响,而在对消费和就业的影响上,劳动力转移要显著弱于技术进步。对于发展中国家而言,要同时面临经济的一元化和现代化,两者的共生性问题也引起了关注^[25],而劳动力转移和技术进步分别是两者的重要手段,本文的实证结果也为这方面的研究提供了借鉴。

参考文献:

- [1] 何建新. 我国农村劳动力转移数量测算及未来趋势预测 [J]. 河南师范大学学报(自然科学版), 2013, (4).
- [2] 段均, 高定伦. 农村劳动力转移的投资效应研究——基于VEC模型的实证检验 [J]. 农业技术经济, 2011, (5).
- [3] 杜鑫. 劳动力转移对农户消费和投资水平的影响 [J]. 财经理论与实践, 2010, (3).
- [4] 柳清瑞. 中国农村劳动力迁移及其对城镇就业的影响 [J]. 社会科学辑刊, 2005, (5).
- [5] Smets, F., R. Wouters. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach [J]. American Economic Review, 2007, 97.
- [6] Kolasa, M., M. Rubaszek, and P. Skrzypczynski. Putting the New Keynesian DSGE Model to the Real-time Forecasting Test [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2012, (7).
- [7] 王君斌. 通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击: 基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析 [J]. 世界经济, 2010, (3).
- [8] 李成, 马文涛, 王彬. 通货膨胀预期与宏观经济稳定: 1995~2008——基于动态随机一般均衡模型的分析 [J]. 南开经济研究, 2009, (6).
- [9] Baxter, M., R. King. Fiscal Policy in General Equilibrium [J]. American Economic Review, 1993, (83).
- [10] Tsung-wu Ho. The Government Spending and Private Consumption: A Panel Integration Analysis [J]. International Review of Economics and Finance, 2001, (7).
- [11] Smets, F., R. Wouters. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, (5).
- [12] Benhabib, J., M. Spiegel. The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data [J]. Journal of Monetary Economics, 1994, 34.
- [13] Calvo, G. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, (3).
- [14] Goldsmith, R. W. A Perpetual Inventory of National Wealth, Studies in Income and Wealth [J]. NBER, 1951.
- [15] 赵志耘, 杨朝峰. 中国全要素生产率的测算与解释: 1979—2009年 [J]. 财经问题研究, 2011, (9).
- [16] 马轶群, 李晓春. 中国劳动力转移的波动性研究——基于RBC模型的实证检验 [J]. 中国人口科学, 2011, (5).
- [17] 黄志刚. 货币政策与贸易不平衡的调整 [J]. 经济研究, 2011, (3).
- [18] 全冰. 货币、利率与资产价格——基于DSGE模型分析和预测 [J]. 北京大学, 2010.
- [19] 李松华. 基于DSGE模型的中国货币政策传导机制研究 [J]. 华中科技大学, 2010.
- [20] Rotemberg, J., M. Woodford. Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity [J]. Journal of Political Economy, 1992, (6).
- [21] 魏巍贤, 高中元, 彭翔宇. 能源冲击与中国经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析 [J]. 金融研究, 2012, (1).
- [22] Cogley, T., J. Nason. Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models [J]. The American Economic Review, 1995, (3).
- [23] 同 [21].
- [24] 胡永泰. 中国全要素生产率: 来自农业部门劳动力再配置的首要作用 [J]. 经济研究, 1998, (3).
- [25] 马轶群. 苏浙两省技术进步影响劳动力转移的实证分析——基于不同发展模式的比较研究 [J]. 科学学, 2013, (6).

责任编辑 冯 乐