



环境规制与中国宏观经济

——基于动态随机一般均衡模型的实证分析

梁洁¹, 史安娜¹, 马轶群²

(1. 河海大学 商学院, 江苏 南京 210098; 2. 江苏省审计科研所, 江苏 南京 210009)

摘要:本文构建了一个环境规制影响宏观经济的内在逻辑框架,在此基础上将环境规制冲击引入动态随机一般均衡模型,探讨环境规制对中国宏观经济的动态影响。实证结果表明:建立在“波特假说”基础上的模拟经济能够较好地模拟实际经济特征,环境规制对产出、消费、投资和资本存量具有长期正向效应,对就业、物价、生产成本和工资收入具有长期负向效应,且在对各宏观变量变化的贡献中,环境规制发挥了主要作用。技术进步、政府支出和劳动供给对宏观经济的冲击与已有研究较为一致,但与环境规制相比,三种冲击对宏观经济的影响仅为中短期效应。

关键词:动态随机一般均衡模型;环境规制;宏观经济

中图分类号:F062.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2014)02-0093-10

一、引言

随着我国经济持续多年的快速发展,环境问题不可避免地凸显出来,为了实现经济增长方式转变与经济的可持续发展,我国有必要进一步完善环境法律法规,以加强环境监督执法活动,但由此带来更为严格的环境规制可能会从多方面抑制经济发展,如何在保证经济快速发展的同时,有效解决环境问题,已成为社会各界关注的焦点。国内外文献对环境规制的研究多集中于对“波特假说”的检验,“波特假说”提出环境规制能够通过刺激技术创新,促进企业生产率水平提升或产品质量改善,进而提升企业竞争力。在微观的企业数据层面, Lanoie et al. (2011) 使用 OECD 国家 4200 家企业的微观数据,通过联立方程模型分析发现,只有较为灵活的环境规制措施才能显著促进企业研发投入^[1]。童伟伟和张建民(2012)使用中国制造业企

业的调查数据,考察环境规制对企业技术创新的影响,认为环境规制显著促进了企业研发投入,但促进效应存在地区差异^[2];在中观的产业数据层面, Jaffe and Palmer(1997)基于美国制造业的数据,分析了环境规制对企业研发的影响,发现环境规制对企业研发投入具有显著的正向作用^[3]。张中元和赵国庆(2012)对中国省级数据进行了考察,发现加强环境规制有利于各地区工业技术进步,而且环境规制对促进 FDI 溢出的边际效应存在显著影响^[4];在宏观层面,张卫东和汪海(2007)通过研究我国环境政策对经济增长与环境污染关系的影响,发现环境政策的实施并没有明显改善经济增长加剧环境污染以及环境污染抑制经济增长的总体关系^[5]。在已有的研究中,一是没有建立环境规制影响宏观经济的内在逻辑结构,无法阐明环境规制的影响路径;二是缺乏环境规制对企业、家庭及其他部门影响的微观基础,削弱了研究的解释力;三是没能较全面地探讨环境规制对各宏观经济变量的影响。

收稿日期:2013-11-22

基金项目:国家社会科学基金项目(10BJL035);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(2009JJD790023)

作者简介:梁洁,河海大学商学院博士生,研究方向为技术管理与创新。

史安娜,河海大学商学院教授,博士生导师,研究方向为技术管理与创新。

马轶群,江苏省审计科研所博士,研究方向为技术管理与创新。

近年来,动态随机一般均衡模型(DSGE)得到广泛应用,国内有不少研究尝试应用动态随机一般均衡模型(DSGE)探讨我国宏观经济波动问题。如耿强和章雳(2010)在金融加速器理论的基础上,引入国外利率冲击、国外需求冲击和汇率冲击,分析外部冲击对中国宏观经济的影响^[6]。娄峰和张涛(2012)通过在DSGE模型中考虑政府转移支付冲击与农户外出务工工资冲击,研究了中国粮食价格的传导机制^[7]。徐晓伟和王伟(2012)在DSGE模型中加入了消费需求冲击、投资调整成本冲击、技术冲击、价格加成冲击、货币政策冲击和政府购买冲击等六种形式的突发冲击,在统一的分析框架中分析不同的货币政策工具应对突发冲击的效果。^[8]根据卢卡斯观点,宏观经济模型的出发点应该是经济中各参与者的基本行为。尽管动态随机一般均衡模型应用在我国已取得不少成果,但将该理论用来研究我国经济时,应考虑到随着经济的快速发展,环境保护作为我国当前的一项基本国策,环境规制对经济的影响越来越大,对环境规制冲击研究的缺失会降低DSGE模型解释发展中国家经济快速发展的能力。那么,环境规制如何冲击我国宏观经济,以及冲击效果如何?在当前加快经济增长方式转变,推动经济结构调整,实现经济与环境的和谐可持续发展的大环境下,对于这个问题的回答就显得较有意义。鉴于以上分析,本文将环境规制冲击引入动态随机一般均衡模型,分析技术冲击、环境规制冲击、政府支出冲击和劳动供给冲击对中国宏观经济的影响。

二、DSGE 模型的建立

1. 模型基本框架

本文拟建立四部门DSGE模型,包括政府部门、家庭部门、金融机构和厂商,且厂商参考已有研究分为中间产品厂商和最终产品厂商(见图1)。

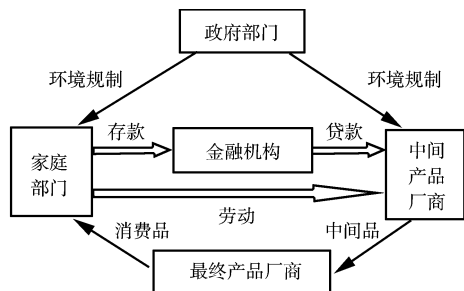


图1 DSGE模型的基本框架

基本框架包括:(1)假设环境规制的职能由政府部门执行,该职能对家庭部门和厂商产生影响,对家庭部门的影响主要是改变其消费偏好,进而影响到家庭部门的跨期替代行为;对厂商的影响分析主要依据“波特假说”,即环境规制正向影响厂商生产,但也要注意在“波特假说”提出之前,一般认为环境规制通过增加厂商成本,削弱厂商竞争力,抑制厂商生产,即环境规制负向影响厂商生产,因此,本文会在模型中改变影响的正负方向,进行比较分析;环境规制对金融机构的影响存在争议,我国早在1995年就出台了适应环境保护要求的信贷政策^①,要求各级金融机构对不符合环保规定的项目不得贷款。但是,一方面,该政策出台较晚,与本文模拟期不匹配;另一方面,马铁群和史安娜(2012)提出由于我国经济面临产业结构和经济结构的优化升级,又处于工业化快速发展时期,商业银行主要承担推动经济增长的任务,这就较大程度上限制了环保政策的执行力,其实证结果也证明了这样的论断^[9]。因此,本文不考虑环境规制对金融机构的影响。(2)家庭部门为厂商提供劳动,将资金存入金融机构,消费最终产品,持有货币,并通过跨期替代实现效用最大化。(3)金融机构的功能是从家庭部门获得资金,然后贷给中间产品厂商用以生产中间品。(4)厂商分为中间产品厂商和最终产品厂商,中间产品厂商从家庭获得劳动,从金融机构贷款获得资金,同时受环境规制的影响进行生产,最终产品厂商将中间产品转化为消费品提供给家庭。

2. 模型结构

(1)家庭部门。经济体包含多个家庭,这些家庭构成Dixit-Stiglitz连续统,每个家庭在每期 $t=0, 1, 2, \dots$,需要作出一系列决策以最大化一生的效用,包括消费 C_t ,提供的劳动 N_t ,以及持有的实际货币 M_t/P_t 。本文参考黄贇琳(2005)有效消费函数的设定^[10],家庭的终生效用函数为:

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

其中, $TC_t = C_t G_t^b$, b 为家庭消费 C 与政府支出 G 的关系系数, E_0 表示理性预期算子, $0 < \beta < 1$ 为主观贴现率。实际货币余额反映了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

① 具体参见《关于贯彻信贷政策与加强环境保护工作有关问题的通知》(银发[1995]4号)。

数,设置为:

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

其中, σ 是消费跨期替代弹性的倒数, γ 是实际货币余额替代弹性的倒数, η 是劳动供给跨期替代弹性的倒数, S 为环境规制冲击,反映了环境规制对家庭消费的影响,越强的环境规制,家庭获得的效用越高,意味着家庭更青睐消费环保产品。参考 Smets and Wouters(2003)的做法^[11],加入劳动力供给冲击 L_t , θ 为大于零的系数,代表劳动对效用的贡献度。家庭最大化效用的预算约束为:

$$C_t + (M_t - M_{t-1})/P_t + (D_t - D_{t-1} - R_{n,t-1}D_{t-1})/P_t = (W_t N_t)/P_t \quad (2)$$

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(2)式的约束下,最优化跨期效用函数(1),可得:

$$S_t C_t^{-\sigma} G_t^{b(1-\sigma)} = \theta L_t N_t^\eta \frac{P_t}{W_t} \quad (3)$$

$$S_t C_t^{-\sigma} G_t^{b(1-\sigma)} = \beta E_t S_{t+1} C_{t+1}^{-\sigma} G_{t+1}^{b(1-\sigma)} (1 + R_{n,t}) \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (4)$$

$$(M_t/P_t)^{-\gamma} = S_t C_t^{-\sigma} - \beta E_t (S_{t+1} C_{t+1}^{-\sigma} P_t/P_{t+1}) \quad (5)$$

(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 ,从金融机构租用资本 K_t ,用以生产 $Y_{m,t}$ 数量的产品,可得如下生产函数:

$$Y_{m,t} = Z_t S_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (6)$$

其中, α 为资本产出弹性,且 $0 < \alpha < 1$, Z_t 为技术冲击。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冲击的正向影响,还受到环境规制的正向影响,正如前文所言,环境规制也可能对生产是负效应,对此,为了便于进行比较分析,本文将生产函数设置为:

$$Y_{m,t} = \frac{Z_t}{S_t} K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

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)式代入生产函数,可得:

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

将(9)和(10)式代入成本函数,得:

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

进而得到中间产品的边际成本函数:

$$MC_t = \frac{1}{\alpha} \frac{1}{Z_t S_t} R_{k,t} (R_{k,t} \frac{P_t}{W_t} \frac{1-\alpha}{\alpha})^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (11)$$

(3)最终产品厂商。加总产出 Y_t 仍为 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:

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

其中, ε_p 为产品的需求弹性,最优一阶条件为:

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

该式为中间厂商的产品需求曲线,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:

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

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 $Y_{m,t}$,选择最优价格水平 P_t^* 服从 Calvo(1983)的随机调整模型^[12],最优价格水平为:

$$P_t^* = \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} \frac{E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} (1 - \xi_p)^i (P_{t+i} \pi^{-i})^{1+\varepsilon_p} MC_{t+i} Y_{t+i} \right]}{E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} (1 - \xi_p)^i (P_{t+i} \pi^{-i})^{\varepsilon_p} Y_{t+i} \right]} \quad (12)$$

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:

$$P_t = \left[(1 - \xi_p) \pi_{t-1}^{1-\varepsilon_p} P_{t-1}^{1-\varepsilon_p} + \xi_p (P_t^*)^{1-\varepsilon_p} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_p}} \quad (13)$$

由(12)和(13)两式可得完全的凯恩斯主义菲利普斯曲线:

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \xi_p)(1 - \xi_p \beta)}{\xi_p} \hat{m}c \quad (14)$$

(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:

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

其中,参数 κ 为稳态下的贷存比,即贷款占存款比重, $(Y_t/Y)^{\tau}$ 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:

$$\Pi_t = (1 + R_{k,t})\pi_t I_t - (1 + R_{n,t})D_t \quad (15)$$

均衡时,金融机构的竞争使其利润为零,即 $\Pi_t = 0$ 。

(5) 政府部门。本文中的政府作用在于执行环境规制,但政府执行环境规制时还要考虑经济增长问题,因此,假设环境规制的执行是依赖于经济产出与投资的,建立如下关系:

$$S_t = \left[\mu^{\frac{1}{\varphi}} Y_t \frac{\varphi - 1}{\varphi} + (1 - \mu)^{\frac{1}{\varphi}} I_t \frac{\varphi - 1}{\varphi} \right]^{\frac{\varphi}{\varphi - 1}} \quad (16)$$

其中, $\mu \in (0, 1)$ 为本期经济产出对环境规制强度影响大小, $\varphi > 0$ 为相对影响弹性。

$$(6) \text{ 经济总约束。} Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (17)$$

(7) 外生冲击。在本文建立的基本 DSGE 模型中,对经济共有四种外生冲击,分别是技术冲击、环境规制冲击、劳动供给冲击和政府支出冲击,四种冲击的变化趋势相同:

$$\ln Z_t = (1 - \psi_z) \ln Z + \psi_z \ln Z_{t-1} + e_{zt} \quad (18)$$

$$\ln S_t = (1 - \psi_s) \ln S + \psi_s \ln S_{t-1} + e_{st} \quad (19)$$

$$\ln L_t = (1 - \psi_l) \ln L + \psi_l \ln L_{t-1} + e_{lt} \quad (20)$$

$$\ln G_t = (1 - \psi_g) \ln G + \psi_g \ln G_{t-1} + e_{gt} \quad (21)$$

其中, $-1 < \psi_z, \psi_s, \psi_l, \psi_g < 1$ 为自回归系数,反映了冲击的持续性, Z, S, L 和 G 为变量的稳态值,4 个冲击过程的随机扰动项 $e_{zt}, e_{st}, e_{lt}, e_{gt}$ 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。

模型求解主要采用线性化处理,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,则有 $X_t = X e^{\hat{x}_t} \approx X(1 + \hat{x}_t)$ 。由以上各式可得 14 个对数线性化方程以及 14 个内生变量,4 个外生冲击,方程可由此解出。

三、数据来源及参数校准

1. 数据来源及处理

根据研究需要,本文运用 1985—2010 年度数据,来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。本文用 GDP 的波动作为衡量经济周期的指标,并利用相关各年价格指数将相关数

据换算为 1985 年的不变价数据。其他数据也做相应处理,其中,对于资本存量数据,1985—2006 年使用单豪杰得出(2008)的数据^[13],2007—2010 年数据使用单豪杰的方法计算得出,由于单豪杰估算的资本存量是以 1952 年的不变价计算的,为了保持数据的一致性,本文以 1985 年的不变价进行了重新换算。对于劳动投入量数据,本文利用各年年末的就业者人数作为各年的劳动投入量。目前,对环境规制冲击度量的方法较多,比如污染治理支出和成本、环境治理情况以及污染排放情况等。考虑到当企业面临较严格的环境规制时,在污染治理上会花费较多的成本,污染治理成本和支出会随着环境规制强度的提高而增加,使用污染治理支出和成本能够较好地反映产业面对的环境规制强度。因此,本文使用年度污染治理支出反映环境规制强度。

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,主要分为三类:一是结构性参数,如消费跨期替代弹性的倒数 σ 等,需要在相关文献的基础上对其校准;二是与外生冲击变量相关的参数,包括各种冲击的标准差和自回归系数,本文根据中国数据进行估计;三是变量稳态值,也需要在中国数据基础上进行校准。

与家庭相关的参数主要有消费跨期替代弹性的倒数 σ 、实际货币余额弹性替代弹性的倒数 γ 、劳动供给跨期替代弹性的倒数 η 、主观贴现率 β 、环境规制冲击的自相关系数及标准差。现有研究对消费跨期替代弹性的估计大多是大于 1 的值,马铁群和李晓春(2011)使用与本文较为相近的数据估计的弹性为 1.102^[14],因此,本文 σ 的取值为 $1/1.102 = 0.907$ 。参照黄志刚(2011)^[15],将实际货币余额弹性替代弹性的倒数 γ 校准为 3。参考全冰(2010)的取值^[16],将 η 校准为 1。1985—2010 年居民消费价格指数平均上升了 6.1%,故设定贴现因子 β 为 0.943,根据 $1 = \beta(1 + R_n)$,将 R_n 校准为 0.06。对于资本折旧率 δ ,通常假设每年折旧 10%。参考李松华(2010),设金融机构对经济状态的敏感性参数 τ 为 1.12^[17]。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(15)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。经估算,环境规制冲击的自相关系数 ψ_s 及标准差分别为 0.941 和

6. 153%。

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 、技术冲击的自相关系数及标准差,与 Rotemberg and Woodford(1992)一致^[18],产品的需求弹性 ε_p 取值为 6。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,这里,使用本文的数据进行估算,得到资本弹性 α 为 0.531,劳动弹性为 0.469。价格粘性参数 ξ_p 一般在 0.5~0.85 之间,本文设置为 0.5。技术冲击的自相关系数 ψ_z 及标准差分别为 0.899 和 5.945%。

其他相关参数有稳态下的产出影响系数 μ 、产出影响相对弹性系数 φ 。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 0.475,同时得出投资占比 I/Y 和资本占比 K/Y ,分别为 0.372 和 3.72,进而可以得到 G/Y 为 0.153。本文相对弹性系数 φ 设置为 2,假设环境规制对本期产出影响较大,将 μ 设置为 0.7。参考魏巍贤等(2012)^[19],家庭消费与政府购买支出的关系系数 b 为 0.651,自相关系数 ψ_g 及标准差分别为 0.4767 和 4.82%。劳动供给产出自相关系数 ψ_l 及标准差分别为 0.8977 和 1.51%。

四、数值模拟结果分析

使用以上校准的参数,通过 MATLAB 的迭代计算可得技术进步冲击、环境规制冲击、政府支出

冲击和劳动供给冲击的动态效应。

1. 模拟经济与实际经济特征比较

表 1 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,模拟经济 I 和模拟经济 II 比较了不同设置下环境规制冲击厂商生产的效果。从表 2 中可看出,模拟经济变量标准差均高于实际经济,对此,魏巍贤等(2012)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^[19]。本文使用各变量与产出标准差比值表示经济相对波动程度,可以发现总体上模拟经济 II 的经济波动最为显著,其次是模拟经济 I 的波动,相比实际经济,模拟经济的外生冲击放大了消费和就业波动,抹平了资本波动。经济的周期性特征通过分析变量与产出的相关系数得到,实际经济中的消费和资本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 II 的消费、就业和资本均为顺周期性,且程度较弱,相比而言,模拟经济 I 较好的模拟了实际经济的周期波动性,特别是消费和资本存量的波动程度与实际经济非常接近,这说明环境规制对厂商生产正向冲击的假设优于负向冲击的假设,这也在一定程度上印证了“波特假说”,基于以上结论,本文接下来仅讨论模拟经济 I 中宏观经济对相关冲击的动态响应过程。

表 1 模拟经济与实际经济的特征比较

	实际经济			模拟经济 I (环境规制正向影响)			模拟经济 II (环境规制负向影响)		
	标准差	与产出相关系数	与产出标准差比值	标准差	与产出相关系数	与产出标准差比值	标准差	与产出相关系数	与产出标准差比值
Y	0.0423	1.000	1.000	0.1796	1.000	1.000	0.1358	1.000	1.000
C	0.0333	0.896	0.787	0.2757	0.8946	1.5351	0.4329	0.2881	3.1878
N	0.0236	-0.308	0.558	0.2220	-0.8759	1.2361	0.4500	0.1784	3.3137
K	0.1220	0.861	2.884	0.1585	0.8025	0.8825	0.2986	0.4764	2.1988

2. 脉冲响应函数模拟结果分析

第一,技术进步对宏观经济的动态冲击(见图 2)。从模拟经济看,技术进步的冲击是持续下降的过程,从期初一直下降到考察期结束,技术进步对产出和消费都产生了正向冲击效应,对就业、投资、资本存量、物价和产出成本是负向冲击效应,另外,对实际工资是前期正向冲击,中后期为负向冲击。

在正向冲击中,变量变化轨迹基本相同,具有中短期效应,长期没影响。其中,对居民消费的影响

强度较大,受到技术进步 0.05945 的冲击,消费在期初就实现最大值,接近于 0.1,消费的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;技术进步对产出的冲击也具有中短期效应,但效应较小,这可能是因为加入环境规制等冲击后分解了技术冲击的作用。

在负向冲击中,除资本存量和实际工资外,其他变量的轨迹基本相同。技术进步对生产成本的影响较大,可以有效降低企业的生产成本,在期初

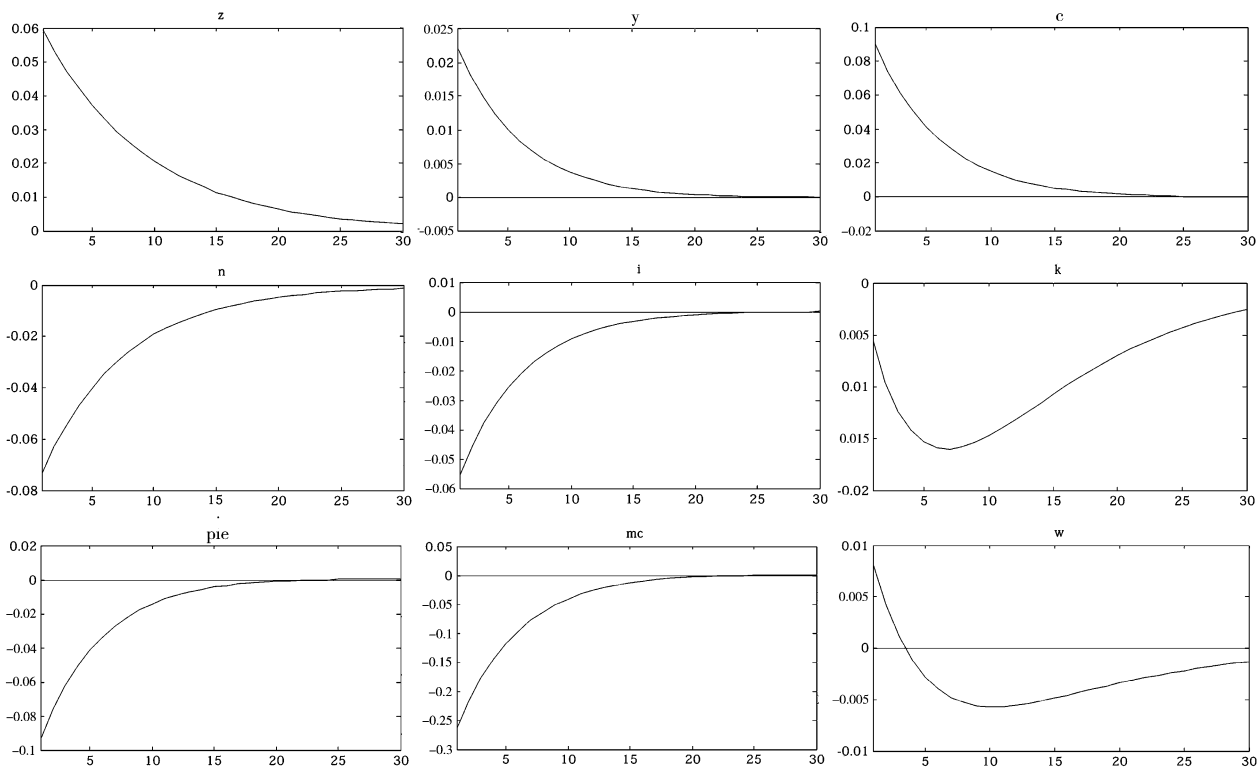


图 2 技术进步对各变量的动态冲击

就接近于 0.3,随后这种降低企业生产成本的作用快速下降,在第 20 期回到均衡状态不再起作用;技术进步对物价的抑制也主要是在 15 期内发挥作用,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,从而减少了物价的上涨幅度;对就业也存在较大的影响,技术进步对就业在考察期内都存在替代效应,学界在技术进步对就业的影响上仍存在一定的分歧,张军(2002)认为技术进步及相应的“资本深化”过程,使得以国有工业企业为主的企业资本密集度迅速提高,不仅不吸收新增劳动力,还不断排斥大量富余人员,导致我国经济增长的就业弹性持续下降、失业压力日益严峻^[20]。余源源(2008)运用向量自回归模型就技术进步对就业的效应进行了实证分析,得出长期技术进步对就业具有“扩张效应”的结论^[21]。马铁群和李晓春(2011)将 RBC 模型应用至对就业的研究,得出与张军相似的结论^[14]。对此的解释是,技术冲击推动产出的增加,居民收入增加后,为了使自己的期望效用最大,在考虑跨期替代时,会减少工作的时间;技术进步对投资和资本存量也是负向影响,说明当企业通过技术进步就可以取得较高收益时,就可能会抑制企业增加投资的动力;技术进步对工资收入的冲击效应表现为,期初是正向冲击,而后快速下降为负向冲击,且具有长期负向冲击效

应,工资收入期初的正向响应可能是由于新技术的出现,需要增加工资水平才能雇佣到较高层次的劳动力,新技术被一般劳动力普遍接受之后,工资收入随之下降。

第二,环境规制对宏观经济的动态冲击(见图 3)。从图 3 可知,环境规制对产出、消费、投资及资本存量是正向冲击,对就业、物价、生产成本及工资收入是负向冲击。

在正向冲击中,首先环境规制对投资的影响强度最大,且具有长期效应,期初投资受到环境规制 0.06153 的冲击,响应值接近于 0.1,说明环境规制对投资产生了强烈的影响,可能是因为环境规制的执行要求企业增加投资,及时更新生产和环保设备,因为资本存量依赖于投资,投资增加必然影响资本存量的变化;其次是对产出的长期正向影响,与前文分析相符,“波特假说”在本文再次得到印证;对居民消费也存在较大影响,这是因为本文模型假设家庭更青睐消费环保产品,环境规制越强,环保产品品种和产量越多,增加了家庭对环保产品的选择,进而对家庭消费产生较大影响。

在负向冲击中,环境规制对就业的影响是值得关注的,在已有研究中鲜有这方面的探讨,尽管环境规制对就业的负向影响较弱,但影响具有长期性,期初 0.04 的负向影响在微弱下降后实现最小

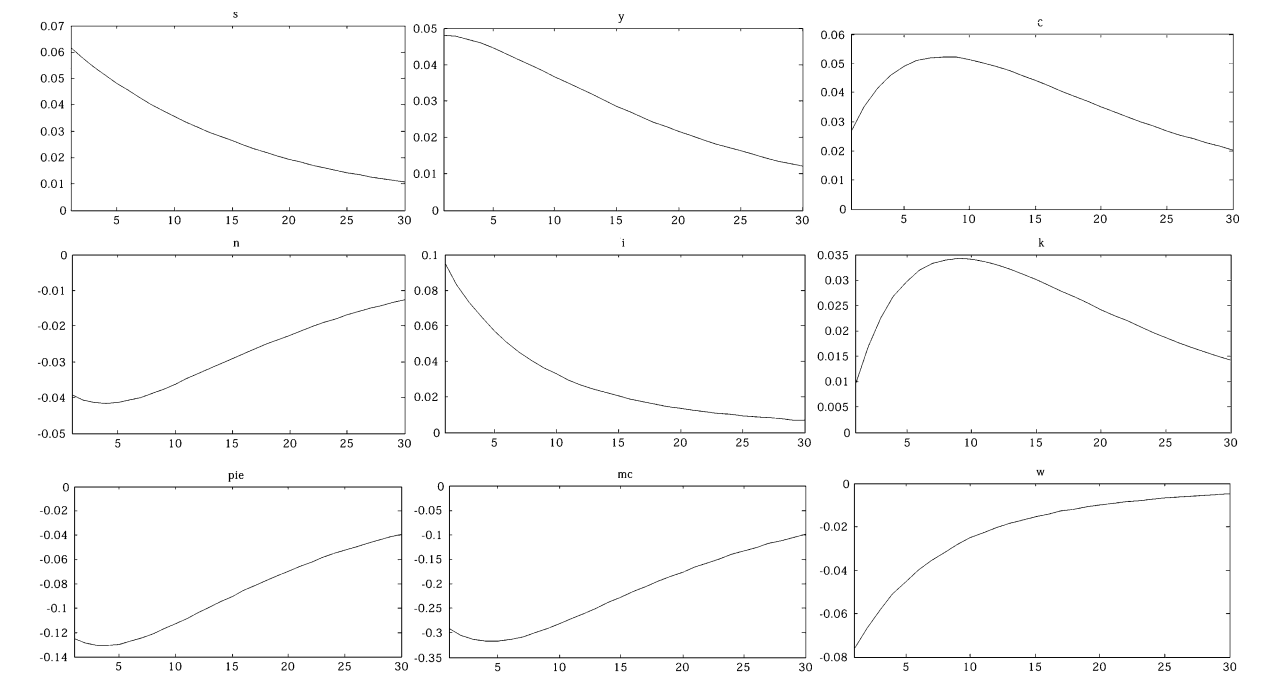


图 3 环境规制对各变量的动态冲击

值,然后快速持续上升,但在考察期仍为负值,在 DSGE 模型中,劳动供给是由家庭决定,劳动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,因为环境规制刺激了家庭消费,提升了家庭的效用,在同等效用下家庭就可以减少劳动的供给,从图 3 也可以看出,家庭消费和劳动供给受环境规制的影响是相反的,且具有一定的对称性。环境规制对厂商生产成本的影响强度较大,具有长期负效应,在第 5 期左右为最小值,超过 0.3,此后开始持续上升,对此的解释是,环境规制促使企业增加新技术和新设备的使用,新技术和新设备的优势不仅体现在环保上,也会降低企业生产成本,增加企业产出,由于在中长期更先进的设备和技术投入弱化了原有新技术和新设备的优势,进而使得环境规制在中长期降低成本的作用下降。物价对环境规制冲击的响应轨迹与就业及成本较为一致,具有长期负效应,在第 5 期左右达到最小值,然后开始持续上升,在考察期结束仍为负值,这可能是因为在同样消费水平下,环境规制使得居民效用提高,居民对通过获得更多产品增加效用的动力不足,进而抑制了物价水平。

第三,政府支出和劳动供给对宏观经济的动态冲击(见图 4 和图 5)。政府支出对产出在期初有个较大的正向冲击,产出的响应随后快速下降,在

第 5 期之前就回到 0 值,在第 20 期之前是微弱的负值响应,说明政府支出对产出具有短期正效应,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,中期微弱的负向影响,长期无影响,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,相应地对资本存量存在负向影响,这可能是政府支出也在一定程度上替代了投资。此外,政府支出短期内会增加生产成本,中长期无影响,短期会降低工资收入,中长期无影响。

由图 5 可知,劳动供给冲击越大,家庭获得的效用越低,为了增加效用,家庭会减少就业,因为消费同时减少,家庭需要增加货币持有,因此,劳动供给对就业为长期负向冲击,对产出及消费在中短期为负向冲击。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,劳动供给对投资、资本存量及工资收入均为正向冲击,且具有一定的长期性。此外,劳动供给对物价和生产成本具有长期的负向影响。

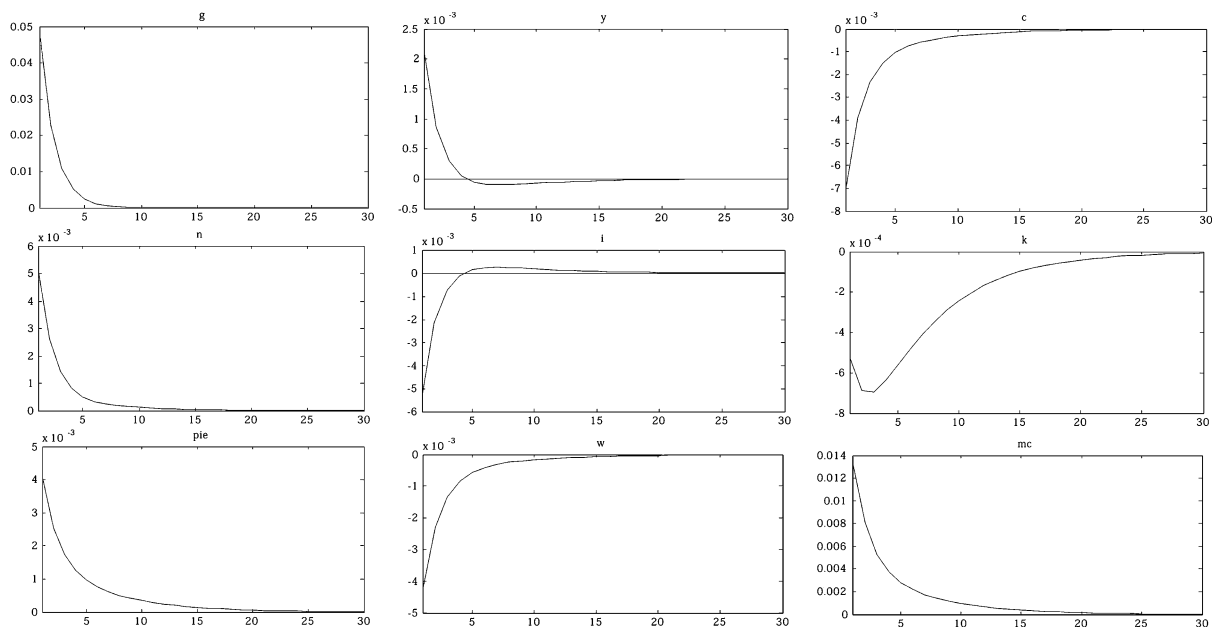


图 4 政府支出对各变量的动态冲击

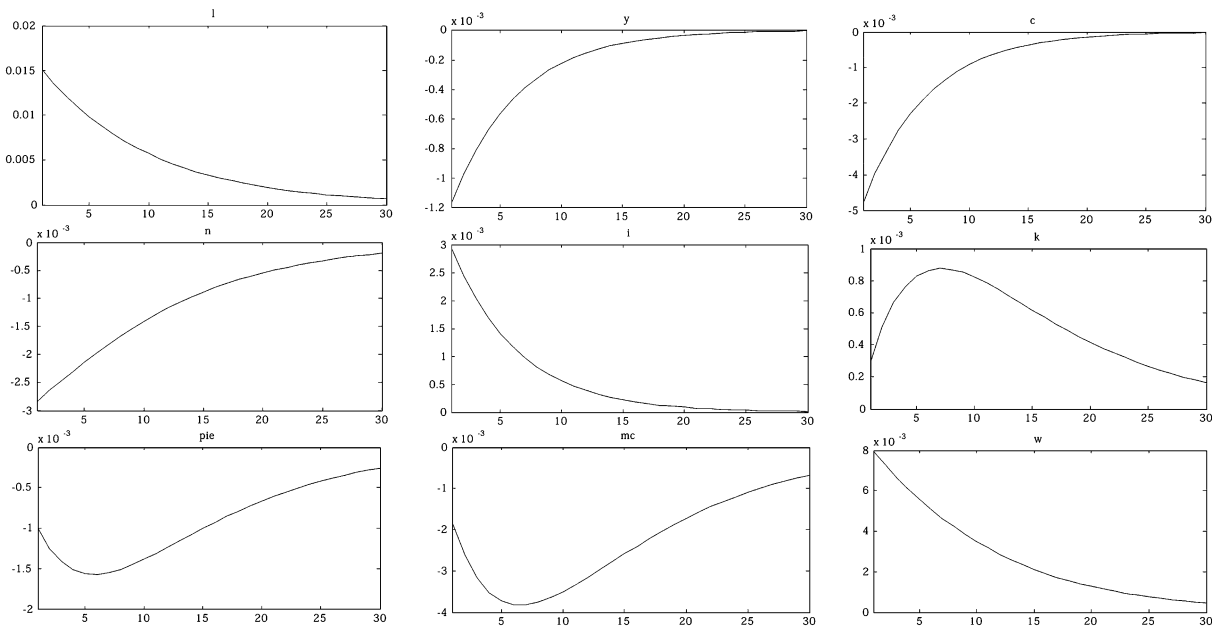


图 5 劳动供给对各变量的动态冲击

3. 宏观经济变量波动方差分解分析

本文利用方差分解技术分析了模型中四种冲击对产出等主要宏观经济变量变化的贡献率(见表 2)。从表 2 可以看出,产出的波动受环境规制冲击的影响显著大于其他三种冲击,这说明相比其他冲击,模型中环境规制对产出的影响非常突出,出现这样的结果,一方面体现了本文建立模型的初衷,即研究环境规制对宏观经济的影响,另一方面是因为随机扰动项的标准差决定了各冲击初始值

大小,环境规制的标准差略高于其他冲击;对于消费的扰动,技术冲击占到 33.62%,环境规制冲击为 66.18%,两者较为接近,而政府支出和劳动供给冲击仅为 0.1%,这说明对于消费者来说,环境规制和技术进步带来消费的增加显著大于政府支出和劳动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,环境规制的扰动起到主要作用,为 87.23%,技术进步为 12.72%,政府支出和劳动供给总和为 0.05%,尽管技术进步对资本投

入产生替代效应,但是环境规制对资本存量是正向冲击,且对资本存量的扰动占较大比例,所以总体上,资本存量受多种冲击的影响,呈上升趋势;就业的变化受环境规制的影响,为 58.81%,而技术进步略低于环境规制的影响,为 41.02%,在所有宏观变量中,就业受到的影响最为接近,总体上就业呈下降趋势;与资本存量相同,环境规制对物价的扰动达到 85.90% 的水平,而技术冲击对物价的扰动仅有 14.07%,两种冲击同时抑制物价的上涨,但起主要作用的是环境规制。

表 2 主要宏观经济变量的方差分解 (%)

	产出	消费	资本	就业	物价
技术冲击	4.72	33.62	12.72	41.02	14.07
环境规制冲击	95.25	66.18	87.23	58.81	85.90
政府支出冲击	0.02	0.10	0.01	0.07	0.02
劳动供给冲击	0.01	0.10	0.04	0.11	0.02

五、结论与启示

经济的快速发展需要有效的环境规制与之适应,本文通过建立环境规制对各部门的影响机制,构建了一个多部门的 DSGE 模型,探讨了环境规制作用于宏观经济的内在机理及动态影响,基于以上实证研究,本文发现:建立在“波特假说”基础上的模拟经济能够较好地模拟实际经济特征,印证了“波特假说”在中国的成立,环境规制不仅对产出具有长期的正向冲击,对消费、投资和资本存量具有长期正向效应,对就业、物价、生产成本和工资收入具有长期负向效应,且在对各宏观变量变化的贡献中,环境规制发挥了主要作用。技术进步、政府支出和劳动供给对宏观经济的冲击与已有研究较为一致,但与环境规制相比,三种冲击对宏观经济的影响仅为中短期效应。

本文的研究结论表明:(1)“波特假说”的成立为我国经济与环境的和谐发展提供了理论基础,在紧抓经济发展的同时,不能放松对环境的保护,从宏观上看加强环境保护有利于经济增长;(2)在依靠内需拉动增长的情况下,强化环境规制是一个有效的选择,因为环境规制不仅对消费和投资具有长期的促进作用,还可以抑制通货膨胀和降低企业生产成本;(3)当期我国的人口红利正逐渐消失^[22],环境规制通过家庭的跨期替代减少就业供给,因此对就业的长期负向效应可能在一定程度上加快了这样的趋势,而且环境规制较强的地区往往也是经济较为发达的地区,因此,应该尽快消除地区间及

城乡间劳动力自由流动的障碍,提供相应的职业技能培训,充实发达地区劳动供给,延缓人口红利的消失。

参考文献:

[1] Lanoie P, Lucchetti J, Johnstone N, Ambec S. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011(3).

[2] 童伟伟,张建民. 环境规制能促进技术创新吗——基于中国制造业企业数据的再检验[J]. 财经科学, 2012(11).

[3] Jaffe A B, Palmer K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. The Review of Economics and Statistics, 1997(4).

[4] 张中元,赵国庆. FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(4).

[5] 张卫东,汪海. 我国环境政策对经济增长与环境污染的影响研究[J]. 中国软科学, 2007(12).

[6] 耿强,章雳. 中国宏观经济波动中的外部冲击效应研究——基于金融加速器理论的动态一般均衡数值模拟分析[J]. 经济评论, 2010(5).

[7] 姜峰,张涛. 中国粮食价格变动的传导机制研究——基于动态随机一般均衡(DSGE)模型的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(7).

[8] 徐晓伟,王伟. 应对突发冲击的货币政策工具选择——基于动态随机一般均衡模型的分析[J]. 上海金融, 2012(2).

[9] 马轶群,史安娜. 金融发展对中国经济增长质量的影响研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2012(11).

[10] 黄贻琳. 中国经济周期特征与财政政策效应——一个基于三部门 RBC 模型的实证分析[J]. 经济研究, 2005(6).

[11] Smets F, Wouters R. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, 1(5): 1123-1175.

[12] Guillermo Calvo. Staggered Prices in A Utility-Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12(3): 383-398.

[13] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 [J]. 数量经济与技术经济研究, 2008(10).

[14] 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).

[15] 黄志刚. 货币政策与贸易不平衡的调整[J]. 经济研

究,2011(3).

[16] 仝冰. 货币、利率与资产价格——基于 DSGE 模型分析和预测[D]. 北京:北京大学博士学位论文,2010.

[17] 李松华. 基于 DSGE 模型的中国货币政策传导机制研究[D]. 武汉:华中科技大学博士学位论文,2010.

[18] Rotemberg J, Woodford M. Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity[J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6):1153-1207.

[19] 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).

[20] 张军. 资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征[J]. *经济研究*, 2002(6):3-13.

[21] 余源源. 中国技术进步的就业效应:基于 VAR 模型的实证分析[J]. *软科学*, 2008(6):11-21.

[22] 蔡昉. 人口红利终将成为往事[J]. *中国社会保障*, 2006(3):22-23.

(责任编辑:宋雪飞)

Environmental Regulation and Macro-economy in China ——Empirical Analysis Based on DSGE Model

LIANG Jie¹, MA Yiqun², SHI Anna¹

(1. School of Business, Hohai University, Nanjing 210098, China;

2. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: The paper set up a dynamic stochastic general equilibrium model including environmental regulation which used data simulation method to study the dynamic impact of environmental regulation influence on macro-economy in China based on an inherent logic frame of environmental regulation affecting macro-economy. Empirical findings show that : the simulation economy based on Porter's hypothesis can better simulate real economy, environmental regulation has positive shock for output, consumption, investment and capital stock in the long term, and has negative shock for employment, price, output cost and wage in the long term, environmental regulation play an important action of contribution for macro variables. The impact of technical progress, government expenditures and labor supply is the same with existent research, but three shocks have mid-term and short-term impact.

Key words: DSGE Model; Environmental Regulation; Macro-economy