

我国税收政策对经济增长的非线性效应研究

——基于总量与结构效应双重视角的实证分析

童大龙¹, 何 塞², 储德银¹

(1. 安徽财经大学 财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030;
中国人民银行 淮南中心支行, 安徽 淮南 232000)

摘要: 全面分析与科学把握我国税收政策方向与节奏不仅事关政府宏观调控与驾驭经济能力的提升, 更是实现有质量、有效益、可持续经济增长的关键。文章首先基于创新驱动经济增长的内生增长模型构建税收对经济增长影响的理论分析框架, 然后采用 MS-VAR 模型与利用中国季度数据, 从总量与结构双重视角实证考察我国税收政策对经济增长的影响, 结果发现: 一是当处于区制1时, 无论是税收的总量抑或结构效应, 均表现出非凯恩斯主义特征, 但并不显著; 二是当位于区制2时, 税收对经济增长的总量影响表现为凯恩斯效应, 而商品税与所得税对经济增长的影响存在显著差异。其中商品税与经济增长正相关, 所得税与经济增长负相关。另外无论是税收的总量效应抑或结构效应, 在继续维持各自区制内的稳定性方面表现都非常强, 从一个区制向另一个区制发生转换的概率非常小。文章研究结论对于创新政府宏观调控方式与增强税收政策调控的前瞻性、针对性与有效性具有非常重要的理论与实际意义。

关键词: 税收政策; 经济增长; 非线性效应; MS-VAR 模型

中图分类号: F812.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-2154(2015)03-0023-11

The Non-linear Effect of Tax Policy on Economic Growth in China: Empirical Analysis from a Bilateral Perspective of the Total Volume and Structure

TONG Da-long¹, HE Sai², CHU De-yin¹

(1. School of Finance and Public Administration, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;
2. People's Bank of China, Huainan Branch, Huainan 232000, China)

Abstract: A comprehensive analysis and scientific understanding of the direction and rhythm of the tax policy of China is not only related to the promotion of the government macro-control capability and the ability of managing economy, but is also the key to maintaining a growing, cost-effective and sustainable economy. Based on endogenous growth model of the innovation-driven economic growth, this thesis constructed the theoretical framework of the tax impact on economic growth and then adopted MS-VAR model and used China quarterly data to study the impact of tax policy on economic growth from the bilateral perspective of both the total vol-

收稿日期: 2014-10-11

基金项目: 国家社会科学基金重大招标项目“推进农业转移人口市民化: 路径选择、财力保障与地方政府激励研究”(14ZDA032); 国家自然科学基金项目“中国经济结构转型问题研究: 基于公共投资、经济增长与结构转型内生关系的分析”(71173031); 安徽省哲学社会科学规划办课题“安徽省城乡居民收入结构对其消费需求的比较研究”(AHSK11-12D06); 博士后基金项目“财政政策非凯恩斯效应的理论架构与中国实证检验”(2012M520022); 安徽省自然科学基金面上项目“政府民生性支出的利益归宿及其形成机制研究”(1508085MG139)

作者简介: 童大龙, 男, 教授, 硕士生导师, 主要从事财税理论与政策研究; 何塞, 女, 经济学硕士, 中国人民银行淮南中心支行研究人员, 主要从事银行管理研究; 储德银, 男, 博士, 副教授, 硕士生导师, 主要从事财税理论与宏观调控研究。

ume and the structure. The results show that: when the model was in regime 1, both the total amount of the tax and the structural effect exhibited the non-Keynesian feature, but not evident. However, when the model is in regime 2, tax impact on the total amount of economic growth exhibit Keynesian effects, but there is significant difference between commodity tax and income tax on the economic growth. Still, the commodity tax and economic growth is positively related and the income tax negatively related. In addition, both the total effects and the structural effects of tax show so strong stability in maintaining their respective regimes that there is a small probability for them to transform from one regime to the other. The conclusion of this paper has remarkable theoretical and practical significance for the government to innovate its macro-control mode and make the tax policy more prospective, more targeted and more effective.

Key words: tax policy; economic growth; nonlinear effects; MS-VAR model

一、引言

面对错综复杂的国内外环境与日益增大的经济发展下行压力,如何健全宏观调控体系,创新宏观调控方式,加强财税政策与货币、产业、价格等政策手段之间的协调配合,增强宏观调控的前瞻性、针对性与有效性是当前中国政府亟待解决的重要研究课题。近年来,我国以“营改增”为主要标志的新一轮结构性减税政策不仅推动了产业结构优化与经济增长方式转型,还通过税收政策的相机抉择机制确保了经济健康持续增长。即无论税收政策如何调整以及税负水平是上升抑或下降,经济始终保持增长态势,而且维持在一个相对较高的增长水平。然而针对我国税收政策的这种经济增长效应,无论是按照传统的凯恩斯主义理论抑或新古典主义原理均难以做出行之有效的合理性解释。因此,为了进一步提高政府驾驭经济的能力以及增强其制定税收政策的科学经验,深入探究税收政策在宏观调控中的作用机制以及实际效果就具有非常重要的理论与现实意义。

虽然国外针对财政政策非线性效应的研究最早可追溯到 Feldstein(1982)^[1],但其重点关注的是支出政策的非线性效应,而就税收政策对经济增长影响的研究相对甚少。Easterly 和 Rebelo(1993)^[2]以125个国家1970-1988年间的跨国面板数据为例,发现税率水平与经济增长之间关系并不显著,即使存在税收与经济增长之间负相关关系的证据,但一旦引入新的约束条件或实证样本发生变化,二者之间这种负相关随时都有可能消失。Stokey 和 Rebelo(1993)^[3]则通过对美国的经验数据进行实证分析后,认为美国虽然在二战后大幅提升所得税率,却很难发现对经济增长的负面影响。Jones(1995)^[4]认为政府税收政策的变动与经济增长率的变化趋同,这是因为影响经济增长率的所有因素的变动恰好彼此抵消了,但更为合理的解释是,政府政策的长久变动对经济长期增长率缺乏影响。Romer 和 David(2010)^[5]在研究税收政策对经济增长的短期影响时,认为税收的持续变化只会对产出有短暂影响,而对经济的长期增长不产生任何影响。随后 Romer 和 David(2012)^[6]在研究美国内战期间税收对产出的影响时发现,尽管边际税率在此期间发生了较大变化,但短时间内对美国经济状况却无显著影响。Piketty 等(2011)^[7]在其实证研究中发现,虽然自1975年以来 OECD 国家的边际所得税率有了较大幅度调整,但其经济增长率的变化却与其无关。

近年来,国内学者围绕税收与经济增长之间的线性关系展开了多维度的分析,但是对于二者之间的非线性关系的研究相对涉及较少。刘溶沧和马栓友(2002)^[8]对我国几大税类在1985-1999年间的有效税率进行了估算,并在此基础上实证考察了税收结构对经济增长的实际影响,结果发现,较之资本所得税与劳动收入税对经济增长产生明显的负效应,消费税虽然有利于经济增长,但效果甚微。李绍荣和耿莹(2005)^[9]在以我国1997-2002年间的省级面板数据为例进行实证分析中发现,我国的税制结构在调节宏观经济运行方面发挥了积极作用,并从推动经济增长和公平收入分配角度考虑,应该在降低财产税类占比的同时,提高所得税类的比重。严成樑和龚六堂(2009)^[10]实证考察直接税和间接税的经济增长效应时发现,不同于间接税,直接税占比的变化在促进经济增长的过程中所表现出的作用并不明显。严成樑和龚六堂(2012)^[11]随后又进一步考察了不同具体税种的经济增长效应,并对中国宏观税负的经济增长效应作出了进一步的测算,认为在其他影响因素保持不变的情况下,如果财政收入占 GDP 的比例提升10%,经济增长率便随之会降低2.55%;反之如果降低15%时,经济增长率会因此增加2.71%。

本文与已有研究相比,创新之处主要体现在以下三个方面:一是基于创新驱动经济增长的内生增长模型框架下全面分析税收对经济增长的影响,并全面构建税收与经济增长之间关系的理论分析框架;二是从总量与结构双重视角实证考察税收对经济增长的影响,本文认为政府不仅应注重税收总量对经济增长的影响,更应充分发挥税收对经济增长的结构效应,因为不同税种对经济增长的作用机制与影响效应存在较大差异;三是采用MS-VAR模型实证考察税收对经济增长的影响,该方法不仅可以克服因为外生财政时期划分所带来的指标、临界值与持续时间长短选择的主观性与随意性问题,而且还能发现在不同区制状态间发生转换的概率。与之相对,本文后面部分的结构安排如下:第二部分是构建税收与经济增长之间关系的理论分析框架;第三部分是实证方法、变量选取与数据处理;第四部分是从总量与结构双重视角实证考察税收对经济增长的影响;最后是本文的结论与政策建议。

二、构建税收与经济增长之间关系的理论分析框架

根据凯恩斯理论,政府在经济萧条时应采取扩张性财政政策刺激私人消费和投资,从而扩大生产和增加就业;反之当经济处于繁荣时期,政府为了防止经济过热应采取紧缩性财政政策控制物价上涨和过度总需求。即凯恩斯理论认为政府应按照逆周期理论实行相机抉择财政政策。然而税收非线性效应的存在却对凯恩斯主义的逆周期理论提出了质疑并形成了新的挑战。税收对经济增长的非线性效应是指政府的税收政策在有的区制,如凯恩斯所述,税负水平与经济增长之间呈现负相关;但与之相对,税收政策对经济增长的影响在某些区制表现出非凯恩斯效应特征,即税负水平的上升不仅没有抑制经济增长,反而使得经济以更快的速度增长。本文在借鉴Howitt和Aghion(1998)^[12]以及Nir和Sergio(2012)^[13]研究的基础上,基于创新驱动经济增长的内生增长模型框架,且假设一个封闭的经济体是由具有无限生命期的代表性个体、最终产品生产部门、中间产品生产部门和政府所构成,并以企业所得税为例,全面分析税收对经济增长的影响。

(一) 最终商品生产商

基于Howitt和Aghion有关创新驱动经济增长模型的研究,我们假设最终商品生产商所遵从的生产函数满足规模报酬不变,即最终产品生产部门利用劳动 L 、中间产品 x_i 来生产最终产品 Y ,并将劳动 L 与中间产品 x_i 数量的连续测度 n 相联系,可以得到:

$$Y = L^\alpha \int_0^n x_i^{1-\alpha} di \quad (1)$$

最终商品生产商的目标是通过选择劳动与中间产品的数量使税后收益最大化,而其税后收益可表示为:

$$\pi_f = \left(L^\alpha \int_0^n x_i^{1-\alpha} di - \int_0^n p_i x_i di - \omega L \right) (1 - \tau_\pi) \quad (2)$$

其中 p_i 为最终商品 i 的价格, ω 代表工资率, τ_π 表示政府对企业利润征收的税率,在此称之为企业所得税税率。通过求解上述最终产品生产部门的税后收益极大化问题,可得到其一阶条件,亦即最终产品生产部门对劳动和中间产品的需求函数分别为:

$$p_i = (1 - \alpha) L^\alpha x_i^{-\alpha} \quad (3)$$

$$\omega = \alpha L^{\alpha-1} n x_i^{1-\alpha} \quad (4)$$

(二) 中间产品生产商

经济中的每一个代表性个体都可以选择是在最终商品生产部门工作或是成为创新者。选择前者的代表性个体将接受工资率 ω ;而选择成为创新者的代理人则创造出 δn 数量的新产品,并获得这些创造成果的永久专利权。经济中各种产品的专利数量满足下式,其中 H 是代表性个体的规模:

$$\frac{\dot{n}}{n} = \delta(H - L) \quad (5)$$

每单位中间产品 x_i 能够创造出 η 单位的最终产品,中间产品生产部门所产生的利润由(6)式予以决定:

$$\pi_i = (p_i - \eta) x_i (1 - \tau_\pi) \quad (6)$$

进而可以求出最优价格和 innovator 所创造的产品数量:

$$p = \frac{\eta}{1-\alpha}, x = L \left[\frac{(1-\alpha)^2}{\eta} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (7)$$

由于当所有生产商对价格和数量做出相同决策时,下标 i 即可省略,因而每项专利的利润极大化问题可归结为:

$$\pi = \alpha(1-\alpha)^{\frac{(2-\alpha)}{\alpha}} \eta^{-\frac{(1-\alpha)}{\alpha}} L(1-\tau_\pi) \quad (8)$$

此时的均衡工资率可由(9)式来描述,其表明该均衡工资率 ω 与 n 保持一定比例增长:

$$\omega = \alpha n \left[\frac{(1-\alpha)^2}{\eta} \right]^{\frac{(1-\alpha)}{\alpha}} \quad (9)$$

(三) 代表性个体

假设代表性行为者拥有相同的偏好,且其效用是建立在自身消费和休闲基础上。代表性个体的决策是指代表性个体通过选择自己的消费水平、劳动供给以极大化自身效用,某个代表性个体 i 的效用函数为:

$$U_i = \int_0^\infty e^{-\rho t} \frac{(C_t^i)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt \quad (10)$$

其中 ρ 代表主观贴现率, σ 是刻画代表性个体风险偏好的参数, C_t^i 表示某个代表性个体 i 的消费函数。不失一般性,本研究假定代表性个体拥有与最终商品生产企业的相同股份。另外,某一个代表性行为者 i 的预算约束方程可以由以下方程来描述:

$$\dot{b}_t^i = (1-\tau_b)r_t b_t^i + (1-\tau_\omega)\omega_t l_t^i + m_t^i \pi_t + \frac{\pi_t^f}{H} - (1+\tau_c)C_t^i + T_t \quad (11)$$

其中 b_t^i 表示代表性个体 i 在 t 时段所持有的债券, l_t^i 在代表性行为者选择成为工人时为 1, 否则为 0, r_t 和 T_t 分别表示实际利率和政府一次性转移支付。 τ_b 、 τ_ω 、 τ_c 分别表示资本所得税率、劳动所得税率和消费税率。 m_t^i 表示在 t 时刻某代表性个体 i 所拥有的专利数量, 且其运动规律为:

$$\dot{m}_t^i = \delta n_t (1 - l_t^i) \quad (12)$$

(12) 式表明选择成为工人的代表性行为者在其投资组合中拥有固定数量的专利项目; 而作为创新者的代表性个体, 其所持有的专利数量有一瞬时增加的情况发生。

消费者问题的一阶条件可以表示为:

$$\frac{\dot{C}_t^i}{C_t^i} = \frac{\gamma_t - \rho}{\sigma} \quad (13)$$

由于当代表性个体面临相同的实际利率时, 他们会选择相同的消费增长率, 故而将该增长率表示为 g 。假定在零时刻, 经济中 H 个代表性行为者对现有专利都占有相同的份额且债券持有量为 0, 并且这一假定对任一代表性个体 i 而言均是适用的, 即:

$$m_0^i = \frac{n_0}{H}, b_0^i = 0 \quad (14)$$

正如前面所论述的, 该假定保证所有代表性个体的消费路径均是相同的。

关于代表性个体的问题, 可以通过最大化其财富收益, 继而选择出使其财富最大化的最优消费路径。

通过积分预算约束方程并结合非蓬齐博弈条件: $\lim_{t \rightarrow +\infty} \int_0^t e^{-\int_0^s r^j ds} b_s^i ds = 0$, 可以得到:

$$\int_0^\infty e^{-\int_0^s r^j ds} \left(\omega_s l_s^i + m_s^i \pi_s + \frac{\pi_s^f}{H} \right) ds = \int_0^\infty e^{-\int_0^s r^j ds} C_s^i ds \quad (15)$$

(15) 式左边表示某个代表性个体 i 的财富水平, 而右边则代表该代表性个体的消费现值水平。

因而代表性个体的财富最大化问题可归结为:

$$\max \int_0^\infty e^{-\int_0^s r^j ds} \left(\omega_s l_s^i + m_s^i \pi_s + \frac{\pi_s^f}{H} \right) ds \quad (16)$$

同时服从:

$$\dot{m}_t^i = \delta n_t (1 - l_t^i) \quad (17)$$

为解决以上最大化问题, 我们可以构建如下现值的 Hamiltonian 函数:

$$H = \left(\omega_t l_t^i + m_t^i \pi_t + \frac{\pi_t^f}{H} \right) + \nu_t^i \delta n_t (1 - l_t^i) \quad (18)$$

其中 ν_t^i 是与 m_t^i 运动规律有关的拉格朗日乘数。通过求解上述优化问题, 可以得到关于 m_t^i 的最优性条件:

$$\dot{\nu}_t^i = \gamma_t \nu_t^i - \pi_t \quad (19)$$

进而求解该差分方程可以得出:

$$\nu_t^i = \int_0^\infty \pi_t e^{-\int_0^s \gamma_t^j dt} \quad (20)$$

其表明新产品专利的价值等于每项专利税后收益的贴现值。在上述表达式中, 由于 ν_t 的值在各个代表性个体之间均是相同的, 故而下标 i 省略。另一方面, 也可求出关于 l_t^i 的一阶条件为:

$$\begin{cases} n\delta\nu_t < \omega_t, l_t^i = 1 \\ n\delta\nu_t = \omega_t, l_t^i \in \{0, 1\} \\ n\delta\nu_t > \omega_t, l_t^i = 0 \end{cases} \quad (21)$$

从某个代表性个体 i 的财富表达式可以看出, 各代表性行为者的财富最大化水平是相同的, 同时前文已提到他们会选择相同的消费增长速度, 因而所有的代表性个体都具有相同的消费路径。

另外, 将代表性行为者问题的一阶条件加以改写, 可以得到有关 L 的条件表达式:

$$n\delta\nu_t < \omega_t, L = H; n\delta\nu_t = \omega_t, L < H \quad (22)$$

当 $n\delta\nu_t < \omega_t$ 时, 对创新的奖励不足以弥补代表性行为者放弃成为工人所承担的机会成本 (该机会成本即为代表性行为者选择成为工人所获得的工资报酬), 因而代表性行为者缺乏创新的动力。在该种情况下, 所有代表性行为者均会选择在生产部门工作, 此时在生产部门工作的劳动人数 L 恒等于代表性行为者的总体数量 H , 且经济中的商品数量保持恒定。当 $n\delta\nu_t = \omega_t$ 时, 对于选择进行创新的代表性行为者数量 $H - L$, 存在一个内生的解。需要注意的是, 虽然在该情形中 $L < H$, 但 L 的取值应始终严格保持为正, 否则将无法生产出最终产品, 同时创新的价值归于零。

接下来就是推导出当存在内生解时的 L 表达式。首先可以看出在该模型设定中, 经济是缺乏转型动力的, 因而实际利率和增长率不会随时间的推移而做出改变, 即一直保持常量。根据以上结论, 将等式 (22) 加以改写, 可以得到如下等式:

$$\delta n \frac{\pi}{r} = \omega \quad (23)$$

将上文中每项专利的最大税后收益 π 和均衡工资率 ω 的表达式代入上式, 则可以得出:

$$L = \frac{r}{\delta(1-\alpha)(1-\tau_\pi)} \quad (24)$$

因为实际利率、经济增长率保持恒定, 故消费者问题的一阶条件表达式被改写为:

$$r = \sigma g + \rho \quad (25)$$

利用该式, 上述 L 的表达式又可以写成:

$$L = \frac{\sigma g + \rho}{\delta(1-\alpha)(1-\tau_\pi)} \quad (26)$$

该式表明, 在生产部门工作的劳动人数 L 为一固定常数。而在平衡增长路径上, 产出由下式给出:

$$Y = L^\alpha n x^{1-\alpha} \quad (27)$$

加之等式 (7) 中创新者创造出的产品数量 x 表达式也意味着其为常数, 因而表明产出保持与专利产品数量 n 相同的速率增长。

(四) 政府

作为经济中的另一个行为者,政府为了支出融资,通常会以课征消费税、劳动收入税、资本所得税以及企业所得税的方式来满足其对资金的需求。与 Lucas 和 Robert(1988)^[14] 的理论相同,我们假设政府公共支出不进入生产函数和效用函数。因而政府的预算约束方程为:

$$\tau_c C_t + \tau_\omega \omega L + \tau_b r_t b_t + \tau_\pi (n_t \pi_t + \pi_t^f) = G \quad (28)$$

上述方程左边的四个分项依次指代政府课征的消费税、劳动收入税、资本收入税和企业所得税,而方程右边则代表政府支出的规模。

(五) 宏观经济均衡

鉴于债券的净供给为零,故而信贷市场要实现均衡须满足: $\int_0^H a_t^i di = 0$ 。另外前文曾提及,所有的代表性个体都具有相同的消费路径。但是另一方面,生产工人与创新者具备不同的收入途径,故而可以推测出当处于均衡状态时,代表性行为者之间将会存在借贷行为。

对于商品市场而言,实现均衡则意味着: $\int_0^H C_t^i di + \eta n_t x_t = Y_t$ 。而劳动力市场的均衡将表明代表性行为者要么选择成为生产工人,此时 $l_t^i = 1$; 要么选择作成为创新者,即 $l_t^i = 0$, 并且该状态下存在: $\int_0^H l_t^i di + \int_0^H (1 - l_t^i) di = H$ 。

(六) 税收的影响效应

通过对平衡条件的求解,可以得出消费、产出与专利产品数量保持相同的速率增长,即:

$$g = \delta(H - L) \quad (29)$$

将存在内生解时的 L 表达式代入上式,可以得到以下关于经济增长率的等式:

$$g = \frac{\delta H(1 - \alpha)(1 - \tau_\pi) - \rho}{(1 - \alpha)(1 - \tau_\pi) + \sigma} \quad (30)$$

该式暗含了在最终生产部门工作的代表性个体由下式来衡量:

$$L = \frac{\sigma \delta H + \rho}{\delta[(1 - \alpha)(1 - \tau_\pi) + \sigma]} \quad (31)$$

若以企业所得税为例进行分析,上述经济增长率的表达式说明,当关于 L 的解为内生时,企业所得税对经济增长的边际效应为负,即:

$$\frac{dg}{d\tau_\pi} = - \frac{(1 - \alpha)(\rho + \delta H \sigma)}{[(1 - \alpha)(1 - \tau_\pi) + \sigma]^2} < 0 \quad (32)$$

三、实证方法、变量选取与数据处理

(一) 实证方法

虽然税收非线性效应潜在时期有内生与外生两种划分方法,但由于外生时期划分方法存在指标、临界值和时期长短选择的主观性与随意性问题,本文将采用内生区制转移向量自回归模型(简称 MS-VAR 模型)来实证分析税收政策的非线性效应。虽然 MS-VAR 模型参数的估计可以采用最大似然估计法和 Gibbs 抽样估计法等,其中最大似然估计法主要适用于待估参数较少的情形,而 Gibbs 抽样法则用于相对复杂的实证模型,但是通过综合考虑,本文采用了 EM(Expectation-Maximization) 算法对 MS-VAR 模型参数进行估计,即利用最大化的期望值并通过卡尔曼滤波加以预测方差分解,来获取模型中参数的最大似然估计值。EM 算法其实质是一种迭代最大似然估计的方法,通常适用于估计以下一类模型参数,即模型中的可观测时间序列取决于某个无法观测的随机变量。当运用 EM 算法估计时,一般会涉及到三种形式的概率,分别是平滑概率、滤波概率以及预测概率。平滑概率是指在已知到目前为止所有的信息基础上,估计过去

区制状态发生的概率, 如果 $Y_{t-1} = (y_1, y_2, \dots, y_{t-1})$ 表示 t 时期以前所观测到的一切信息, 则平滑概率可用 $P(y_{t-1} | Y_t)$ 来描述。而滤波概率则是利用当前或者最新的信息去估计处于当前区制状态的概率, 可将其表示成: $P(y_t | Y_t)$ 。预测概率是根据目前所观测到的信息去估计未来状态所得出的概率, 可将其表示成: $P(y_t | Y_{t-1})$ 。

若 Y_{t-1} 已知, 即到 $t-1$ 时刻为止的所有信息的集合已经明确, 在此前提下预测当下的区制状态, 其预测概率为:

$$\begin{aligned} P(y_t | Y_{t-1}) &= \sum_{i=1}^m P(y_t | S_{t-1} = i, Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m P(y_t, S_t = j | S_{t-1} = i, Y_{t-1}) \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m P(y_t | S_t = j, S_{t-1} = i, Y_{t-1}) P(S_{t-1} = i | Y_{t-1}) P_{ij} \end{aligned} \quad (33)$$

由于在公式(33)中的滤波概率 $P(S_{t-1} = i | Y_{t-1})$ 需要采用迭代法估计, 以下对迭代的具体步骤进行简单说明。假若 $t-1$ 时刻之前所有信息已知, 从而事先预测模型在 t 时刻处于某种区制状态的概率: $P(S_t = j | Y_{t-1}) = \sum_{i=1}^m P(S_t = j | S_{t-1} = i) P(S_{t-1} = i | Y_{t-1})$, 然后再引入 t 时刻所观测到的信息将以上的滤波概率予以更新:

$$P(S_t = j | Y_t) = P(S_t = j | y_t, Y_{t-1}) = \frac{P(y_t | S_t = j, Y_{t-1}) P(S_t = j | Y_{t-1})}{\sum_{j=1}^m P(y_t | S_t = j, Y_{t-1}) P(S_t = j | Y_{t-1})}$$

根据以上两步迭代, 即可得到不同状态的滤波概率值 $P(y_2 | y_1), P(y_3 | y_2), \dots, P(y_t | y_{t-1})$, 进而求出整体观测数据的条件概率对数估计: $\ln(P(y_1, y_2, \dots, y_t)) = \sum_{k=1}^t \ln(P(y_k | y_{k-1}))$ 。继而可以利用对数最大似然估计法来求出所有系数的导数, 通过使 $\ln(P(y_1, y_2, \dots, y_t))$ 取最大值的方法进而获得模型在不同区制状态下的估计值。

(二) 变量选取与数据处理

首先, 本文在对税收非线性效应进行实证分析时, 鉴于我国分税制改革始于1994年, 故而选取的样本区间为1994年第1季度至2013年第4季度, 所有原始数据均来源于《中国统计年鉴》与中经网统计数据库。

其次, 在采用 MS-VAR 模型对税收非线性效应的潜在时期进行划分时, 具体变量指标包括有: 国内生产总值(GDP)、政府总税收(TAX)、流转税(TAX1)以及所得税(TAX2)。^①其中, GDP 表示经济产出, TAX 代表税收对经济增长的总量效应, 而 TAX1 和 TAX2 则大体反映我国税收结构对经济增长的影响。另外为了消除通货膨胀对实证结果的影响, 我们采用 GDP 平减指数和居民消费价格指数分别对 GDP 和税收变量的时间序列进行指数平减。

第三, 因为采用的是季度数据, 为了消除各指标变量的季节性特征, 对所有变量采用 X12 季节性调整。此外为了进一步增强数据的平稳性, 本文对消除了通货膨胀与季节性影响因素之后的各变量一律取自然对数, 从而得到 LnGDP、LnTAX、LnTAX1 和 LnTAX2。

四、税收对经济增长影响效应的实证分析

(一) 平稳性检验

在建立 MS-VAR 模型实证考察税收对经济增长的非线性效应之前, 首先需要对各变量进行平稳性检

^①虽然根据课税对象的性质, 税收可以分为商品税、所得税、财产税、资源税和行为课税, 但因为在我国当前以商品税为主体税种的税制结构中, 商品税与所得税占整个税收的比重基本维持90%左右, 例如2013年为88.6%。鉴于其他税种占比较小, 本文在分析税收对经济增长的结构效应时仅选择商品税和所得税。

验,只有当所有变量时间序列为平稳序列时才能满足建模的要求。本文采用常用的 ADF 检验进行平稳性检验,具体检验结果由表1给出。

表1 各变量的平稳性检验结果

变量	检验类型(c,t,K)	ADF 统计量	5% 临界值	平稳性
LnGDP	(c,0,0)	1.0706	-2.9001	不平稳
LnTAX	(c,0,1)	-0.6213	-2.9007	不平稳
LnTAX1	(c,0,1)	-1.4710	-2.9007	不平稳
LnTAX2	(c,0,4)	-0.3293	-2.9024	不平稳
Δ LnGDP	(c,t,0)	-8.7934	-3.4709	平稳
Δ LnTAX	(c,t,0)	-16.0849	-3.4709	平稳
Δ LnTAX1	(c,t,0)	-15.0904	-3.4709	平稳
Δ LnTAX2	(c,t,3)	-8.1836	-3.4734	平稳

备注:(c,t,K)中各项依次代表常数项、趋势项和滞后期数,其中滞后期数是依据 AIC 和 SC 信息准则来确定的。

根据以上各变量的 ADF 检验结果可以看出,各变量均为一阶单积序列,因而可以采用变量的一阶差分序列建立 MS-VAR 模型。

(二) 税收对经济增长影响效应的实证估计结果与分析

因为本文将从总量与结构双重视角分析税收对经济增长的影响效应,所以需要建立两个 MS-VAR 模型。在税收总量效应模型中,区制转移变量为 Δ LnTAX。与之相对在税收结构效应模型中,区制转移变量则包含 Δ LnTAX1 和 Δ LnTAX2 这两个变量。

1. 滞后阶数的确定

鉴于 MS(m) - VAR(q) 模型是将区制转移因素与传统的 VAR 模型相结合,故而类似于传统的 VAR 模型,区制转移向量自回归模型也会涉及到变量滞后阶数的选择问题。关于滞后阶数的确定,一方面希望滞后期数目足够大,从而使得变量能够全面呈现所构建模型的动态特征;然而另一方面,滞后阶数越大,待估参数也就越多,这样就会减少模型的自由度。因此通常在对其进行选择时,既要考虑是否具有足够数目的滞后项,也要顾及是否拥有充分数目的自由度。本文采用 AIC、SC、HQ 等信息准则对税收总量效应与结构效应两模型的滞后阶数进行减压,从而选择最优的滞后阶数,具体检验结果由表2给出。由表2可知,税收总量效应模型中无论是 AIC 信息准则,还是 SC 信息准则,抑或 HQ 信息准则均倾向于选择1阶滞后。但对于税收结构效应模型而言,检验结果存在不一致,AIC 信息准则支持相对较长的滞后期,其他两种准则均支持较短的滞后阶数。因考虑到较长滞后阶数的实践意义不强,同时还会使模型估计的自由度降低并增加待估参数的个数,本文也将税收结构效应模型的最优滞后阶数 q 确定为1期。

表2 模型最优滞后期的检验结果

滞后期	税收总量效应模型			税收结构效应模型		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-5.9361	-5.8738	-5.9113	-5.2485	-5.1544	-5.2110
1	-6.2376*	-6.0508*	-6.1631*	-5.6782	-5.3017*	-5.5282*
2	-6.1653	-5.8540	-6.0411	-5.5329	-4.8740	-5.2703
3	-6.1931	-5.7539	-6.0181	-5.7865*	-4.8452	-5.4113

备注:表中*表示从每一列滞后长度标准中选出的滞后阶数。

2. 区制数的确定

本文利用极大似然比检验(LR)来确定税收总量效应与结构效应两个MS-VAR模型,具体计算公式为 $LR = -2(L_r - L_u)\chi^2(n)$ 。其中, L_u 和 L_r 分别是不受限模型和受限模型的极大似然估计值,而 n 则表示受限变量的数量。针对本文所构建的税收总量效应与结构效应模型,由于线性VAR模型与两区制模型的极大似然比均大于各自的临界值,以税收的总量效应模型为例,线性VAR模型与两区制模型的LR值为13.8326,大于5%的显著性水平下的临界值5.9914,即表示拒绝模型为线性的原假设,故而选取两区制状态MS-VAR模型要比传统的线性VAR模型更为合适。然后经过反复测试以及借鉴王立勇和刘文革(2009)^[15]的经验做法,发现两区制的MS-VAR模型能够更好地诠释本文的研究目标,因而将MS-VAR模型的最优区制状态个数 m 设定为2。

3. MS-VAR模型的实证结果与分析

在滞后阶数和区制数确定后,采用极大似然估计法对本文所构建的两个MS-VAR模型进行估计。其中在税收总量效应模型中,将全国总税收收入自然对数的差分 ΔLnTAX 和常数项作为区制转移变量,故而 ΔLnTAX 的系数和常数项会在不同区制状态下有不同的取值,其他变量的系数此时仍可以视为遵从线性模型的要求,从而便能独立地考察税收总量对经济增长所表现出的非线性特征。而对于税收结构效应模型,将 ΔLnTAX1 、 ΔLnTAX2 与常数项作为区制转移变量,从而在设定其他变量系数为线性的情况下,可以单独分析商品税和所得税对经济增长的非线性影响。我们利用Oxmetrics软件得出两个MS-VAR模型各变量参数和常数项的估计结果,如表3所示。

表3 各变量参数和常数项的估计结果

变量		区制1			区制2		
		估计值	标准差	T统计量	估计值	标准差	T统计量
税收总量 效应模型	ν_1	0.4818	1.0735	0.4531	0.4472	0.4329	1.0362
	$\Delta \text{LnGDP}_{t-1}$	0.7306	0.1386	5.2722	0.9319	0.1341	6.9486
	$\Delta \text{LnTAX}_{t-1}$	1.1187	0.9365	1.1959	-0.5853	0.3402	-2.7253
税收结构 效应模型	ν_2	0.3613	1.2417	0.2919	0.4716	0.6098	0.7874
	$\Delta \text{LnGDP}_{t-1}$	0.8144	0.1582	5.1489	0.9817	0.1497	6.5584
	$\Delta \text{LnTAX1}_{t-1}$	0.4392	0.4776	0.9225	0.3032	0.1469	2.0643
	$\Delta \text{LnTAX2}_{t-1}$	0.0705	0.0876	0.8135	-0.1972	0.1040	-1.8954

在上述两个模型中,非线性检验的极大似然比值分别为15.4271和4.4911,对应P值分别为0.0198和0.0341,因而拒绝模型为线性的原假设,即表明于1994第1季度至2013第4季度期间,我国税收对经济增长的总量效应与结构效应存在显著的非线性特征。

根据表3所示,我国税收对经济增长的总量效应和结构效应可以明显地划分为两个区制状态。首先对于税收对经济增长的总量效应模型而言,当处于区制1时,政府总税收收入的增加反而会刺激经济产出的增加,但因为此时各变量参数的估计值并不显著,这表明此时税收对经济增长的总量效应的非线性特征虽然存在,但并不明显。与之相对,当位于第2区制时,政府总税收与经济产出呈反方向变动,即表明政府增加税收收入会导致产出的下降。换言之,此时税收收入在区制2内对经济增长存在显著的凯恩斯效应。其次在税收结构效应模型中,当处于区制1时,商品税与所得税的系数大于零,即表明政府增加商品税和所得税不仅不会抑制产出的增加,反而会刺激产出的增长。因为系数估计值即使在10%的显著性水平下也未通过检验,这说明商品税与所得税对经济增长的非凯恩斯并不显著,同时也表示政府此时增加商品税和所得税虽然对经济增长的刺激效果非常微弱,但至少不存在负面抑制效应。与之相对,当位于第2区制时,商品税与经济增长正相关,所得税与经济增长负相关,系数估计值在10%的显著性水平下都通过了检验。这说明

商品税对经济增长产生了非凯恩斯效应,而所得税对经济增长表现为凯恩斯效应。因此当经济运行位于第2区制时,政府可以充分利用税收对经济增长的非线性结构效应,即通过结构性减税政策在刺激经济增长的同时,优化经济增长方式与实行产业结构调整。

税收对经济增长效应在两个区制间转换概率 P_{ij} 的估计结果如表4所示。转换概率表示在两种区制状态之间转换的可能性。根据表4所示:在税收总量效应模型中,两个区制之间发生转换的概率 P_{12} 和 P_{21} 分别为0.1035和0.1183;而各自保持在区制内的概率 P_{11} 和 P_{22} 分别是0.8965和0.8817,非常接近于1。综上结果表明两个区制状态的稳定性都非常强,从一个区制向另一个区制发生转换的可能性非常小。税收结构效应的情形与之类似,两个区制状态维持较为稳定,继续保持在各自状态的转换概率分别为 $P_{11} = 0.8548$ 和 $P_{22} = 0.8323$ 。

表4 模型的区制转换概率

税收总量效应模型			税收结构效应模型		
$j \backslash i$	区制1	区制2	$j \backslash i$	区制1	区制2
区制1	0.8965	0.1183	区制1	0.8548	0.1452
区制2	0.1035	0.8817	区制2	0.1677	0.8323

表5分别给出了税收总量效应与结构效应模型中处于两个区制状态的样本个数及其占总样本的比例(即为某区制出现的频率)与样本处于某区制状态的平均持续时间。其中,样本处于某区制状态的持续期 $D(S_i)$ 的计算公式为: $D(S_i) = \frac{1}{(1-p_{ij})}$ 。根据表5所示,在1994年第1季度至2013年第4季度期间,我国税收对经济增长的总量效应中处于区制1和区制2的频率分别为43.9%和56.1%,平均持续期分别为8.45和9.66。在税收对经济增长的结构效应中,处于区制1和区制2的频率分别为0.39和0.61,平均持续期分别为6.89和5.96。

表5 各区制的样本数、频率和持续期

	税收总量效应模型			税收结构效应模型		
	样本数	频率	平均持续期	样本数	频率	平均持续期
区制1	36	0.439	8.45	32	0.39	6.89
区制2	46	0.561	9.66	50	0.61	5.96

五、结论与政策建议

全面分析与科学把握我国税收政策方向与节奏不仅事关政府宏观调控与驾驭经济能力的提升,更是实现有质量、有效益、可持续经济增长的关键。本文首先基于创新驱动经济增长的内生增长模型构建税收对经济增长影响的理论分析框架,然后采用MS-VAR模型与利用中国季度数据,从总量与结构双重视角实证考察我国税收政策对经济增长的影响,结果发现:一是当处于区制1时,无论是税收的总量抑或结构效应,均表现出非凯恩斯主义特征,但并不显著;二是当位于区制2时,税收对经济增长的总量影响表现为凯恩斯效应,而商品税与所得税对经济增长存在显著差异。其中商品税与经济增长正相关,所得税与经济增长负相关。另外无论是税收的总量效应抑或结构效应,在继续维持各自区制内的稳定性方面表现非常强,从一个区制向另一个区制发生转换的概率非常小。本文研究结论对于政府创新宏观调控方式与健全调控体系,以及增强税收政策调控的前瞻性、针对性与有效性都具有重要的理论与实际意义。

首先,与传统的线性模型相比较,非线性的MS-VAR模型能更好地刻画与解释税收政策在不同区制状态下对经济增长的影响,以及在不同区制状态之间发生转换的概率。

其次,本文从总量与结构效应双重视角实证考察税收对经济增长的影响,更加全面地把握税收政策与经济增长之间的关系,并能为政府利用税收政策进行宏观调控提供全新视角与新的判断依据。

第三,政府需要审慎制定与准确采取相机抉择的税收政策。因为税收在不同区制状态下对经济增长的影响存在较大差异,为了更好地发挥税收的宏观调控职能,政府应当审慎制定与准确采取适应不同区制状态特征的税收政策,确保在不同的经济环境下能够相机执行有效的税收政策,进而提高政府宏观调控的有效性与针对性。一方面需要判断未来的宏观经济是处于税收的凯恩斯效应区抑制或非凯恩斯效应区制;另一方面要根据不同区制下税收政策效应特征采用差异化的税收政策,即判断是遵循凯恩斯主义按照逆周期原理制定税收政策,抑或按照新古典增长理论采取顺周期的税收政策。

最后,对于处在改革深水区的中国政府而言,一方面后危机时代国内外各种不确定性因素依然存在,而且国际经济复苏的经济基础尚不牢固;另一方面,伴随国内各项改革的深入推进,新一轮财税体制不仅需要政府全面深化改革筑牢国家治理基础以及成为重要支柱,而且还需兼顾各方利益的调整。因此,当前正在积极推进的新一轮结构性减税政策该何去何从,如何形成与健全新的税收调控机制等都是我国政府亟待解决的重大课题。本文对税收经济增长效应的全面研究可以有助于政府检验和熟知税收非线性效应同时增强对其潜在时期正确判断的能力,并在此基础上对未来税收会处于何种效应区制状态作出科学预判,这对提高我国税收政策实施的有效性、灵活性与针对性都具有非常重要的理论与实际意义。

参考文献:

- [1] FELDSTEIN M. Government Deficits and Aggregate Demand[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1982, 9(1): 1-20.
- [2] EASTERLY W, SERGIO R. Marginal Income Tax Rates and Economic Growth in Developing Countries[J]. *European Economic Review*, 1993, 37(3): 409-417.
- [3] STOKEY N, SERGIO R. Growth Effects of Flat-Rate Taxes[J]. *Journal of Political Economy*, 1995, 103(3): 519-550.
- [4] JONES C. Time Series Tests of Endogenous Growth Models[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 495-525.
- [5] ROMER C, DAVID H. The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates based on a New Measure of Fiscal Shocks[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2): 763-801.
- [6] ROMER C, DAVID H. The Incentive Effects of Marginal Tax Rates: Evidence from the Interwar Era[R]. NBER Working Paper, No. 17860, 2012: 1-59.
- [7] PIKETTY T, EMMANUEL S, STEFANIE S. Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities[R]. NBER Working Paper, No. 17616, 2011: 1-26.
- [8] 刘溶沧, 马栓友. 论税收与经济增长[J]. *中国社会科学*, 2002(1): 67-76.
- [9] 李绍荣, 耿莹. 中国的税收结构、经济增长与收入分配[J]. *经济研究*, 2005(5): 118-125.
- [10] 严成樑, 龚六堂. 财政支出、税收与长期经济增长[J]. *经济研究*, 2009(6): 4-14.
- [11] 严成樑, 龚六堂. 税收政策对经济增长影响的定量评价[J]. *世界经济*, 2012(4): 41-61.
- [12] AGHION P, HOWITT P. *Endogenous Growth Theory*[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1998: 58-195.
- [13] NIR J, SERGIO R. Non-linear Effects of Taxation on Growth[R]. NBER Working Paper Series, 2012: 1-42.
- [14] LUCAS J, ROBERT E. On the Mechanics of Economic Development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [15] 王立勇, 刘文革. 财政政策非线性效应及其解释[J]. *经济研究*, 2009(7): 65-77.

(责任编辑 毕开凤)