

经济自由及其变动的增长效应

——来自跨国经济增长面板数据的再检视

黄怡胜 舒元*

摘要 经济自由是市场经济的基础,是社会基础设施(Social Infrastructure)的核心内涵。经济自由的提升有利于提高存量资本的生产配置效率,并对国内外投资给出积极信号,推动经济增长。本文在新古典经济增长理论框架下,研究各国社会基础设施发展水平的不同及其转型动态,用近百个国家的增长面板数据验证经济自由水平及其提升的增长效应。此外,本文还用动态面板数据的GMM估计方法检验发现,经济自由是经济增长的Granger原因,而后者不是前者的Granger原因。该结论对发展中国家的经济发展政策具有指导意义。

关键词 经济自由,全要素生产率,经济增长,增长效应,因果关系

一、引言

新古典经济增长理论始于Solow(1956)和Swan(1956)开创性的工作。Solow(1956)的新古典经济增长理论认为,资本、劳动和技术进步是经济增长的源泉,在实证核算中技术进步只是经济增长的“索洛残余”(Solow Residual)。为解释索洛残余,后来还有内生化的技术进步的新增长理论(Romer, 1986; Lucas, 1988; Romer, 1990; Rebelo, 1991, 等等)。这些经济增长理论都以市场经济为基础,假定经济制度安排是既定的,在极大化效用的代表性家庭和最大化利润的厂商的整个生命期限内($t=0 \rightarrow \infty$),经济制度安排一成不变,从而不考虑社会基础设施及其演进对经济增长的作用。

社会基础设施及其演进对经济增长有没有贡献?经济自由¹水平较高的国家社会基础设施完善,体制和法律的生产偏好胜过资源转移(Diversion),社会全要素生产率相应较高,相同有形投入的产出更多,对经济增长必然有积极的贡献。

现实中多数国家的社会基础设施处于变迁之中,因此,探讨社会基础设施及其演进对经济增长的影响是有意义的。本文在新古典增长理论模型的框

* 中山大学岭南学院。通讯作者及地址:黄怡胜,广东省广州市中山大学学报编辑部,510275;电话:(020)84038740、(020)84111990、13642662332;E-mail:0214001006@163.com。作者感谢两位匿名审稿人分别提出的有益意见,当然,文责自负。

¹ Gwartney et al. (2005)认为,经济自由的关键内涵是个人选择、自由交易、参与竞争和经济环境稳定以及法律对个人财产的保护。具体定义参见 Fraser 研究所的网站 www.freetheworld.com。

架下,研究社会基础设施及其演进对经济增长速度的影响,检验经济自由及其变动的增长效应以及因果关系;由于一直都未见到关于经济自由变动产生增长效应的因果检验,本文还检验经济自由变动与经济增长的 Granger 因果关系。

二、文献综述

早在 1986 年,加拿大温哥华 Fraser 研究所的 Michael Walker 教授在经济学诺贝尔奖得主 Milton Friedman 的支持下,就发起了以“经济自由”为主题的讨论会,另外两位经济学诺贝尔奖得主 Gary Becker 和 Douglass North 先后都参与了进来。这样的经济自由论坛在 1986—1994 年间共举行了六次(Gwartney et al., 2005),产生了许多有影响的学术文章和创意。例如,经济自由概念的诞生和世界经济自由指数(Economic Freedom Index of the World, EFI)的评估。

Fraser 研究所的六次国际研讨会,经过 Robushka (1991)、Berggren (2003) 和 Gwartney et al. (2004) 总结以后,对经济自由实质的理解逐步达成了一致,与会者认同经济自由的四块基石:

- ① 个人选择而不是集体选择;
- ② 自愿交易由市场协调而不是经由政治过程的配置协调;
- ③ 进入国内外市场参与竞争的自由;
- ④ 对个人及其财产免于他人侵犯的保护。

随着全球一百多个国家和地区²“与市场经济接近程度”度量——经济自由指数的面世,经济自由与人均收入水平、与人均收入增长率关系吸引了不少经济学家的兴趣。Easton and Walker (1997) 最早在研究中利用经济自由数据:以 Mankiw-Romer-Weil (1992) 模型为基准,加入经济自由的变量后,提高了新古典增长模型的解释能力³,他们的结论认为经济自由对人均收入具有水平效应,但不涉及经济自由的增长效应。⁴

自 Easton et al. (1997) 后涌现出大量的相关文献,这些文献对经济自由的水平效应的认识能够达成一致,但关于经济自由的增长效应的认识则有分歧——认为有增长效应和没有增长效应。前者以 Dawson (1998) 为代表,后

² 为行文简洁,本文以下的“国家”都指经济体意义上的“国家和地区”。

³ 标准的 Mankiw-Romer-Weil 模型以物质资本投资率、人力资本投资(平均上学年数)和人口增长率的差别解释不同国家人均收入的差别,差别的 60% 以上可以被三者解释。Easton et al. (1997) 以 57 个国家为样本的截面回归中,添加的经济自由变量 $\ln(F)$ 的系数为 0.61,显著;使总体解释能力从 66% 提高到 72%。

⁴ 水平效应指外生参数的变化影响稳态下的人均收入水平;增长效应则指外生参数的变化影响稳态下的人均收入增长率大小。

者以 Haan and Sturm (2001) 为代表。Dawson (1998) 认为经济自由通过提升全要素生产率、刺激投资对经济增长速度产生影响, 同样, 经济自由与人力资本投资也存在重要的相关关系, 经济自由度越高, 则有越大力的人力资本投资, 推动了劳动投入产出能力的增长。Dawson 的观点得到数据的支持。经济自由为什么促进经济增长? 因为经济自由主要通过以下途径提供了推动经济增长的激励。

(1) Murphy et al. (1991) 认为, 经济自由通过低税收、独立司法体系和产权保护, 提升了生产性努力的回报, 也使社会人才配置到各自产生最大价值的地方, 于是一方面刺激生产, 另一方面提高资源配置效率, 从而刺激经济增长。

(2) Dawson (1998) 认为, 经济自由通过提高全要素生产率 (TFP) 的直接效应和刺激投资的间接效应推动了经济增长。

(3) Johansson (2001) 认为, 经济自由强化动态的、允许试错的 (trial and error) 经济环境, 在此环境下, 大量的商业尝试可以出现, 推动了经济增长。

(4) Berggren (2003) 将经济参与人分为企业家、创新者和金融家, 他们面对的激励很大程度上由制度安排决定, 而这些制度正如 North (1971、1990、1994、2002) 指出的那样, 可以是无效率的, 也可以是有效率的。制度朝向刺激生产活动方向发展, 它就会对经济增长有贡献。Berggren (2003) 认为, 经济自由环境下, 因为政府管制和政府企业少, 经济参与人之间的竞争不断发生, 提高了生产率; 经济自由要求低的、稳定的通胀率, 便利了可预期的、理性的决策的产生并促进了贸易发展, 吸引了各种资本投放到预期收益最高的经济自由地区, 直接刺激了经济增长。

与上述经济自由促进经济增长观点相反的是, Haan and Sturm (2001) 考虑了数据异常点可能的影响, 先使用 Rousseeuw (1984, 1985) 发展的“最小二乘中数法” (Least Median of Squares, LMS) 去掉异常数据后⁵, 再用加权二乘法估计, 结果发现经济自由水平高低对经济增长没有显著的贡献, 因此得出结论, 认为经济自由水平没有增长效应。

暂且不论经济自由水平是否有增长效应, 在认为有增长效应的经济学家阵营内部, 对经济自由与经济增长之间的因果关系仍存在明显分歧。Farr, Lord and Wolfenbarger (1998) 的面板数据 LSDV 方法因果检验显示, 无论在 20 个工业化国家还是 78 个非工业化国家, 都没有发现经济自由与经济增长之间存在 Granger 因果关系。但 Gwartney et al. (1999) 和 Vega-Gordolli and Alvarez-Arce (2003) 的修正 LSDV 方法检验都发现经济自由是经济增长的 Granger 原因, 而后者不是前者的 Granger 原因。

⁵ 他们的 80 个数据中有 3—5 个异常点。

虽然对经济自由水平是否有增长效应的认识存在分歧,认为具有增长效应的阵营内部对两者之间的因果关系也有不同的看法,但经济学家关于经济自由变动(增量)⁶对经济增长贡献的认识却出奇地一致。例如,前述 Dawson (1998)、Gwartney et al. (1999)、Haan et al. (2001)、Vega-Gordolli and Alvarez-Arce (2003) 和 Cole (2003) 的检验都发现经济自由变动与经济增长显著正相关。但一直没有关于经济自由变动产生增长效应的因果检验(见表1)。

表1 对经济自由水平及增量的增长效应认识分歧

变量	增长效应	代表文献	因果关系	代表文献
经济自由水平	显著	Dawson (1998); Farr, Lord and Wolfenbarger (1998); Cole (2003)	经济自由是经济增长的 Granger 原因,但后者不是前者的 Granger 原因	Gwartney et al. (1999) ($N=72, T=5$); Vega-Gordolli and Alvarez-Arce (2003) ($N=45, T=5$)
	不显著	Haan and Sturm (2001); Heckelman and Stroup (2000)	未发现经济自由与增长之间有因果关系	Farr, Lord and Wolfenbarger (1998) ($N=20, T=4$)
经济自由增量	显著	Dawson (1998); Haan and Sturm (2001); Vega-Gordolli; and Alvarez-Arce (2003)		(无)

总之,当前对经济自由水平的认识在于有增长效应和没有增长效应,在认为有增长效应的阵营内部对因果关系的认识又有分歧;对经济自由变动的增长效应虽然认识一致,但一直没有因果关系检验。

本文剩余部分结构安排如下:第三部分是模型和数据;第四部分是增长效应的检验方法与结果以及方法讨论,也包括稳健性检验以及增长效应的因果关系检验;第五部分是结论和启示。

三、增长效应和因果关系检验模型与数据说明

本节建立检验经济自由的增长效应的模型,然后介绍动态面板数据的 GMM 稳健估计模型,用于检验经济自由与经济增长之间的因果关系。

(一) 检验增长效应的模型

我们用 Solow 新古典经济增长模型检验经济自由及其变动的增长效应。

⁶ 包括大小和方向。

假设经济的总生产函数 $Y(t) = F(K(t), A(t)L(t))$ 是一次齐次的 C-D 生产函数；即两类投入量翻番，总产出也刚好翻番。生产技术 $A(t)$ 是劳动扩增型的，其他假设和记号不再赘述。

由总生产函数的一次齐次性容易得到：

$$Y(t) = A(t)L(t)F\left(\frac{K(t)}{A(t)L(t)}, 1\right).$$

记劳动力人均量 $y(t) = Y(t)/L(t)$, $k(t) = K(t)/L(t)$, $f(\cdot) = F(\cdot, 1)$, 则在 C-D 生产函数情况下，

$$y(t) = A(t)f\left(\frac{k(t)}{A(t)}\right) = A(t)\left[\frac{k(t)}{A(t)}\right]^\alpha,$$

两边取增长率，得

$$g_y = \frac{y(t)}{y(t)} = \frac{A(t)}{A(t)} + \alpha \left[\frac{k(t)}{k(t)} - \frac{A(t)}{A(t)} \right] = (1 - \alpha) \cdot \frac{A(t)}{A(t)} + \alpha \cdot \frac{k(t)}{k(t)}, \quad (1)$$

其中 α 是资本的产出弹性，假定为常数，而且所有国家都相同。⁷ 另外，Solow 增长模型中人均资本的增量受到如下方程约束：

$$k(t) = sf(k(t)) - (n + \delta)k(t). \quad (2)$$

上式表示人均产出的储蓄一部分用于弥补资本的折旧，一部分用于装备新增劳动力（资本广化），剩余部分才增加资本存量。其中 δ 是资本的折旧率， n 是劳动力增长率。⁸ 资本折旧率和劳动力增长率都假定为常数。

(2) 式代入 (1) 式得

$$g_y = (1 - \alpha) \cdot \frac{A(t)}{A(t)} + \alpha \cdot \left[\frac{sf(k)}{k(t)} - (n + \delta) \right]. \quad (3)$$

可见，人均资本量 k 直接影响到人均收入增长率，但影响的方式有待进一步分析。一般地，新古典生产函数都满足 Inada 条件，资本的边际产出从无穷大不断递减，因此⁹，当一国资本贫乏时，资本边际产出高，产出的储蓄部分足以弥补资本折旧和资本广化；但当资本很充裕时，由于资本边际产出低，产出的储蓄部分不足以弥补资本折旧和资本广化，充裕的资本反而受自身约束不能积极推动经济增长。

事实上，(3) 式中的生产技术进步不完全由外生决定，而是部分地由制

⁷ α 代表物质资本占收入的份额，Mankiw et al. (1992) 的跨国经济增长比较也假定 α 是各国相同的常数。他们还多次强调国际经验是 α 约为三分之一，并作为他们模型中加入人力资本前后比较的基准之一。

⁸ 若假设劳动力占总人口的比例不变，则 n 也是人口增长率。

⁹ 由(3)式容易看出：使 $sf(k) = (n + \delta)k$ 的人均资本存量是一个临界点。在临界点，资本边际产出的投资部分刚好弥补资本折旧和资本广化。

度安排决定。经济自由提供了更好的社会基础设施制度安排,也提升了竞争程度和社会生产效率,同时可以刺激物质资本投资以及促使人力资本投资,两类投资的社会溢出效应都可以不断地提升全要素生产率,尤其是人力资本投资,通过劳动力吸收高端技术和易于被社会保有而推动社会生产力提高,最终提高经济增长速度(Barro, 2001, p. 14)。我们假定全要素生产率 $A(t)$ 的进步速度是经济自由的增函数,用式子表示为 $A(t)/A(t) = g_A(EF, \cdot)$ 且 $\frac{\partial}{\partial EF} g_A(EF, \cdot) > 0$ 。其中,影响 $A(t)$ 进步速度的其他因素例如储蓄率、资本存量等用 \cdot 表示。

根据内生增长理论,高的储蓄率就有高的经济增长率(Rebelo, 1991: p. 506, 第1式);资本的外部性使规模报酬递增,资本存量也具有增长效应(Romer, 1986: p. 1003);而 Rebelo (1991: p. 504, 第2式)的结论认为,由于资本折旧降低了资本的净收益率,折旧率同样影响到长期经济增长率的大小。这些特征与表示经济处于转型动态的(3)式也是一致的,除了经济自由以外,储蓄率、资本存量和资本折旧率都可能具有增长效应。

综上,(3)式可以紧凑地写为

$$g_y = g(EF, s, k, n + \delta). \quad (4)$$

上式中,偏导数 $g'_1 > 0$, $g'_2 > 0$ 和 $g'_4 < 0$;而当人均资本 k 不大时, $g'_3 > 0$, 但人均资本 k 较大时, $g'_3 \leq 0$ 。¹⁰考虑了资本存量对经济增长影响的方程(4)是本文检验经济自由的增长效应的基础,把它一阶 Taylor 展开,则得到线性化的检验模型:

$$g_y = c + g'_1 \cdot EF + g'_2 \cdot s + g'_3 \cdot k + g'_4 \cdot (n + \delta) + \epsilon. \quad (5)$$

由于经济自由提升将提供更完善的社会基础设施制度安排、给出积极的经济信号,也加剧了企业竞争,因此,关于经济自由变动的增长效应的检验,本文同样在标准的 Solow 新古典经济增长框架下补充假设全要素生产率 $A(t)$ 的进步速度还是经济自由变动的增函数, $\frac{A(t)}{A(t)} = g_A(\Delta EF, \cdot)$ 且

$\frac{\partial}{\partial \Delta EF} g_A(EF, \cdot) > 0$, 其中 ΔEF 表示经济自由变动, \cdot 表示经济自由以外的其他因素。此外,经济自由的变动和资本逐利性引起社会存量资本的重新配置,提升存量资本的资源配置效率,经济自由变动与现有资本存量结合才对经济增长产生作用,所以紧凑形式的理论模型是

$$g_y = g(EF, s, k \cdot \Delta EF, n + \delta). \quad (6)$$

¹⁰ 这也是本文将全体国家分为非工业化国家组和工业化国家组的理由之一。

可以预见，四个变量对经济增长的贡献是 $g'_1 > 0$ 、 $g'_2 > 0$ 、 $g'_3 > 0$ 和 $g'_4 < 0$ 。把非线性模型 (6) 一阶 Talor 展开则得到线性化的实证检验模型：

$$g_y = c + g'_1 \cdot EF + g'_2 \cdot s + g'_3 \cdot (k \cdot \Delta EF) + g'_4 \cdot (n + \delta) + \varepsilon. \quad (7)$$

(二) 检验因果关系的模型

以上建立了检验经济自由的增长效应模型。经济自由与经济增长两者之间的因果关系还有待研究，以下介绍本文检验因果关系的一阶差分 GMM 模型。

Granger (1969) 给出了标准的双变量因果关系检验思想和方程，精简的一阶滞后检验方程设定如下：

$$z_{it} = \alpha_i + \gamma \cdot z_{i,t-1} + \delta \cdot x_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \quad (8)$$

判定 x 变量是不是 Granger 引起 z ，简单地就看回归系数 δ 的 t 统计值是不是显著，以代替滞后多期一般情形下的 F 检验方法。给定置信水平 α ，若 t 值显著，则 x 是 z 的 Granger 原因；若不显著，则不认为 x 是 z 的 Granger 原因。

注意到以上检验方程中的经济变量是最一般意义下的，因此对换 z 和 x 的位置，就同样可以检验 z 是不是 x 的 Granger 原因。

但 Judson and Owen (1999) 发现，由于检验方程 (8) 右边含有被解释变量滞后项，传统的 LSDV 系数估计将可能是不一致和有偏的¹¹，因此本文不使用 LSDV 方法，改而使用适合于观测期数 T 较小、截面个体又较多的面板数据一阶差分 GMM 估计方法（广义矩方法）。¹² 由 Arellano and Bond (1991) 提出、最后定型于 Ahn and Schmidt (1995) 的一阶差分 GMM 估计量是一致的，它能够克服单方程截面回归（Cross-Section Regressions）和普通面板回归（Panel Regressions）中的一些问题，如个体效应（Individual Effect）与解释变量的相关性、解释变量的内生性等问题。GMM 也称动态面板数据回归（Dynamic Panel Data Regression）技术。

Ahn and Schmidt (1995) 列出了识别模型参数的所有矩方程

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{is} [(z_{it} - z_{i,t-1}) - (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta - \delta (z_{i,t-1} - z_{i,t-2})] = 0, \\ s = 0, \dots, t-2; t = 2, \dots, T. \quad (9)$$

这样的方程共有 $T(T-1)/2 + (T-2)$ 个，据此就可以无偏、渐近一致地

¹¹ Judson and Owen(1999)用 Monte Carlo 方法重复 1000 次实验，证实时间维度较小($T \leq 30$)的 Panel 数据，若估计方程的解释变量组合含有被解释变量的滞后项(如标准的 Granger 因果检验)，则普通 LSDV 估计量是有偏的。他们举例说明了对 $T=30$ 情形，偏差甚至可以达到系数真实值的 20%！

¹² 虽然估计方法有所不同，但检验的思想仍然是 Granger 因果检验。

估计所有的参数。¹³更难能可贵的是,由于GMM方法的适用稳健性,它除了用于平衡的动态面板数据外,同样可用于非平衡动态面板数据(UDPD)。本文收集的数据就不是平衡的,因而很大程度上要依赖于GMM估计方法。

(三) 数据来源与说明

我们的研究涉及全球近百个国家和地区,时间跨度也有23年,变量包括人均收入水平、收入增长率、经济自由指数、人口增长率、投资率、资本存量等,总计近万个数据,数据准备成为检验成功与否的关键。

本文数据主要来自世界银行和欧洲著名的电子商业信息出版商BvD(Bureau van Dijk)数据公司提供的Economist Intelligence Unit(EIU)数据库¹⁴,包括各国逐年人均收入(PPP调整)、人均收入增长率、人口总量与增长率、劳动力总量与增长率、投资率(储蓄率)。另一组核心数据是经济自由指数(Economic Freedom of the World,EFI),来自加拿大Fraser研究所于2005年9月7日公布的全球经济自由指数EFI面板数据,包括1980、1985、1990、1995、1997、1999—2003年共10个年度。¹⁵虽然2005年度报告还提供了1975年甚至1970年的EFI,但上述EIU数据库只回溯到1980年,因此之前两年的EFI数据不使用。¹⁶

还有一个重要的宏观经济变量是各国逐年的人均资本存量。虽然也有国际研究机构提供跨国的资本总量序列¹⁷,但与我们的考察期重合相差太远,不能使用。为保持所考察的近百个国家资本量的一致性,我们用永续盘存法¹⁸重新生成。所涉及的数据库有三个:哈佛大学的Center for International Development,提供57个国家1979年的初始资本总量;宾夕法尼亚大学的Penn World Table,提供60个国家开始于1950年的投资率和人均收入,用于生成1979年的人均资本存量;欧洲BvD公司的EIU,提供一百多个国家1980年后的人均收入、投资率。前两个数据库用于得到1979年人均资本量,第三个才完全覆盖本文的考察期:1980—2003年。

至于资本折旧率的选择,为稳健起见,我们分别选取 $\delta=0.03、0.05、$

¹³ 即使 $T=3$,是“动态”极端小的情形,也可以估计出4个参数。此参数容量对简单的双向因果关系检验来说是足够的。

¹⁴ 网址:www.countrydata.bvdep.com。

¹⁵ 2005年的数据集没有1997年和1999年的数据,分别从该研究所1999年度和2001年度全球经济自由报告补充获得。网址:http://www.freetheworld.com。

¹⁶ 未使用该数据的另一个原因是它们覆盖的国家太少,分别只有72个和54个,而1980年后的数据都覆盖一百个以上国家。

¹⁷ 如哈佛大学的Center for International Development就有57个国家于1950—1992年期间的资本总量估算。

¹⁸ 该方法由戈德史密斯在1951年提出,后被广泛应用于多数经合组织国家(OECD),永续盘存法可表示为 $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$,其中 K_t 为 t 时期的资本存量, I_t 为同期投资量, $\delta > 0$ 为资本折旧率(假定资本重置率与折旧率相等)。数学上已证明,当时间足够长时, K_t 收敛,即初始资本量 K_0 的选择对较长时间后的 K_t 影响不大。

0.06、0.08和0.10，分别构造出五个资本存量面板。^{19,20}构造资本存量序列的初始资本以及逐年人均收入均按1990年不变价美元计算，生成的资本存量序列自然地以1990年不变价美元计价。

经济自由和经济自由增量的增长效应检验以及因果关系检验都要进行横向和纵向比较，而有些“增量”的时间跨度是五年或两年，为使结果具有可比性，方程回归的所有数据都折算为以“每年”作为标准。

四、增长效应的检验

本节检验使用近百个国家1980—2003年的面板数据，以比较近百个国家增长速度的差距决定因素中²¹经济自由的差别对解释各国经济增长有无积极的作用，也就是说，经济自由及其变动有无增长效应。

（一）经济自由水平的增长效应检验

由（4）式和（6）式可以预见，在其他条件相同的情况下，高的储蓄和投资率意味着产出的更大比例用于投入生产，立竿见影地提高经济增长率，经济增长速度与储蓄率同方向变动。经济自由变量 EF 的回归系数也将是正的，因为高经济自由度的国家的社会基础设施（Social Infrastructure）发达，生产效率和全要素生产率都高，相同投入的产出更多，或者用更少的投入就有相同的产出。 $n+\delta$ 的系数预计是负的，因为高的人口增长率或是资本折旧率都摊薄了人均资本存量，降低了产出能力。

另外，（4）式估计经济自由水平的增长效应，人均资本存量的作用可能是双向的。正如（3）式所推断的，资本量 k 不大时，资本量对经济增长起正面的作用，系数大于0；但 k 足够大以后，资本量所能起的作用有限，系数是负的，或者虽然大于零但不显著。²²

表2是经济自由增长效应检验结果²³，数据为间隔五年的。按文献横向比

¹⁹ $\delta=0.03$ 是世界上相当低的资本折旧率，在这样的折旧率下，资本折旧一半大约经过24年时间，相反地， $\delta=0.10$ 是相当高的折旧率，不到7年时间就可以把资本折旧一半。

²⁰ 与预期一致，折旧率 $\delta=0.03$ 生成的资本量偏高，使一些国家资本—产出比率在5.0以上；折旧率 $\delta=0.10$ 生成的资本量偏低，使一些国家资本—产出比率约为1.0上下。可以与作者联系索取五个资本存量面板的10000多个数据。

²¹ 无疑，投资率是决定经济增长率最重要的因素。

²² 工业化国家与非工业化国家的增长方式可能相当不同。单纯地增加投资直接拉动经济增长已为多数工业化国家抛弃，他们更多的是关注怎样提高TFP，即式中的因子 A 。多数非工业化国家则相反，由于资本仍相对贫乏，资本的边际产出高，简单地增加要素投入就可以有高的经济增长率，从而单纯地增加投资为不少发展中国家所钟爱。

所有的工业化国家都经历过从资本稀缺的历史状态逐步演变成为“工业化”的过程，“过量”的人均资本量以至阻碍经济增长的情况不太可能，可能的结果是资本在工业化国家对经济增长的作用不显著。

²³ 指1980、1985、1990、1995、2000年组合。由于篇幅关系，另两个组合：1995、1997、1999、2001、2003年组合以及1999—2003年组合的结果不再列出，有兴趣可与作者联系索取。注意：每个组合都有5个观察期。

较的惯例,表中的国家分为工业化国家(21个)和非工业化国家(76个)。用于生成资本序列的五个折旧率 $\delta=0.03, 0.05, 0.06, 0.08$ 和 0.10 代表了折旧率偏低(0.03)和折旧率偏高(0.10)以及比较适中(0.05、0.06、0.08)三类情形,覆盖了世界上绝大多数国家的折旧率事实。同时,表中还可以看到,不同折旧率生成的资本量对结果影响不大,大致是稳健的。

表2 经济自由水平的增长效应(间隔5年期:1980、1985、1990、1995、2000年)
被解释变量:逐段5年期的平均经济增长率

变量	非工业化组(N=76)					工业化组(N=21)				
	$\delta=0.03$	$\delta=0.05$	$\delta=0.06$	$\delta=0.08$	$\delta=0.10$	$\delta=0.03$	$\delta=0.05$	$\delta=0.06$	$\delta=0.08$	$\delta=0.10$
常数C	-7.76 (0.149)	-7.21 (0.040)	-7.13 (0.084)	-9.379 (0.043)	-7.183 (0.082)	20.53 (0.383)	20.37 (0.092)	19.82 (0.000)	19.62 (0.161)	19.53 (0.269)
EFI	1.636 (0.000)	1.535 (0.003)	1.515 (0.000)	1.539 (0.003)	1.597 (0.000)	0.096 (0.052)	0.083 (0.016)	0.081 (0.036)	0.072 (0.092)	0.072 (0.069)
s	0.046 (0.015)	0.041 (0.033)	0.039 (0.028)	0.037 (0.038)	0.032 (0.033)	0.097 (0.018)	0.076 (0.011)	0.100 (0.051)	0.038 (0.027)	0.035 (0.011)
lnk	1.736 (0.131)	1.661 (0.020)	1.645 (0.061)	1.642 (0.019)	1.638 (0.044)	-2.75 (0.330)	-2.73 (0.783)	-2.72 (0.182)	-2.72 (0.119)	-2.72 (0.226)
$n+\delta$	-0.004 (0.912)	-0.008 (0.843)	-0.000 (0.993)	-0.008 (0.845)	-0.007 (0.862)	-0.385 (0.057)	-0.410 (0.077)	-0.384 (0.000)	-0.424 (0.000)	-0.426 (0.000)
R ²	0.422	0.428	0.419	0.428	0.426	0.567	0.525	0.586	0.510	0.504
s. e.	4.811	4.840	4.823	4.839	4.795	1.611	1.641	1.576	1.667	1.678
F	1.83	1.88	1.81	1.88	1.86	4.19	3.54	4.53	3.33	3.25
样本数	281	281	281	281	281	105	105	105	105	105

注:回归方法是面板LSDV,常数是个体固定效应的均值;系数下面括号中的数值是t统计值对应的p概率值,一般地认为 $p<0.05$ 为显著, $p<0.01$ 为很显著, $p<0.001$ 为极显著。

由实证检验结果看到,在非工业化国家组($N=76$),经济自由对经济增长非常重要,其系数大致在1.50上下,且一致地很显著($p<0.01$);储蓄和资本量都是非工业化国家经济增长的重要源泉,特别是人均资本量,系数达到1.6。也就是说,非工业化国家之间经济增长速度的差异可以从经济自由程度、投资率大小、资本丰裕程度中找到部分解释。在工业化国家组($N=21$),经济增长速度的差异也可以从经济自由度、储蓄率大小、资本丰裕程度的差异中得到启示,所不同的是人均资本量高的国家经济增长率倾向于低(但不显著),这也许意味着资本量很丰裕的国家由于资本边际收益低,经济增长不再主要靠有形物质资本的推动。

另外,从两组国家投资率的系数比较看,总体而言,工业化国家经济增长对投资率变动相对敏感,从一个侧面反映了工业化国家投资转化为增长的效率较高。综合两组国家的检验结果可以发现,经济自由具有显著的增长效应,并且增长效应不随折旧率的变动而隐现,这样的效应是稳健的。我们的结论与Dawson(1998)的结论相互印证。

(二) 经济自由变动的增长效应检验

以上检验证实了经济自由具有增长效应，那么经济自由的变动是否影响经济增长速度？这里作一检验。

(6) 式检验经济自由增量 ΔEF 的增长效应。若提升经济自由 (ΔEF 大于 0)，资本逐利性和经济竞争使得存量资本效率增加，资源再配置就可以使产出增加和经济增长；相反地，经济自由度降低 (ΔEF 小于 0)，结果是总体上社会基础设施变差，存量资本逐利的效率与空间双双缩小，导致部分资本闲置，甚至基于风险考虑而撤资，从而都会引起产能下降、对经济增长贡献打折扣。可以预计，经济增长与 ΔEF 同向变动， $k \cdot \Delta EF$ 的系数大于 0。

表 3 结果表明，加入经济自由变动对经济增长的影响后，(1) 基础经济自由仍然是显著因素；(2) $EFI * \ln k$ 是显著的，即经济自由的提升确实可以通过提高存量资本效率而提高经济增长速度；(3) 投资率 s 的显著性被降低了，可能的解释是社会基础设施的变化改变了激励结构，投资率本身就受到经济自由变动的影 响 (Jones, 1998, Figure 7-1)。总之，经济自由变动也有增长效应。

表 3 经济自由增量的增长效应(间隔 5 年期)
被解释变量: 逐段 5 年期的平均经济增长率

变量	非工业化组(N=76)					工业化组(N=21)				
	$\delta=0.03$	$\delta=0.05$	$\delta=0.06$	$\delta=0.08$	$\delta=0.10$	$\delta=0.03$	$\delta=0.05$	$\delta=0.06$	$\delta=0.08$	$\delta=0.10$
常数 C	-1.749 (0.702)	-1.740 (0.705)	-1.737 (0.706)	-1.730 (0.709)	-1.725 (0.711)	-1.566 (0.692)	-1.569 (0.691)	-1.570 (0.691)	-1.574 (0.691)	-1.579 (0.690)
EFI	0.919 (0.046)	0.917 (0.047)	0.916 (0.047)	0.914 (0.047)	0.913 (0.047)	0.394 (0.045)	0.393 (0.046)	0.393 (0.047)	0.391 (0.048)	0.391 (0.049)
$\Delta EFI *$	0.033 (0.059)	0.034 (0.059)	0.034 (0.059)	0.035 (0.059)	0.036 (0.059)	0.033 (0.004)	0.034 (0.005)	0.035 (0.005)	0.036 (0.005)	0.037 (0.005)
$\ln k$	0.047 (0.049)	0.047 (0.050)	0.047 (0.050)	0.047 (0.050)	0.047 (0.050)	0.085 (0.054)	0.085 (0.054)	0.085 (0.054)	0.085 (0.054)	0.086 (0.054)
s	0.039 (0.165)	0.039 (0.165)	0.039 (0.165)	0.039 (0.166)	0.039 (0.166)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)
$n+\delta$	0.439 (0.000)	0.439 (0.000)	0.439 (0.000)	0.439 (0.000)	0.439 (0.000)	0.526 (0.000)	0.526 (0.000)	0.526 (0.000)	0.526 (0.000)	0.526 (0.000)
R^2	4.072	4.072	4.072	4.072	4.071	1.640	1.640	1.640	1.640	1.640
s. e.	1.497	1.497	1.498	1.498	1.498	2.619	2.619	2.619	2.619	2.619
F	233	233	233	233	233	84	84	84	84	84
样本数	233	233	233	233	233	84	84	84	84	84

注：回归方法是面板 LSDV，常数是个体固定效应的均值；系数下面括号中的数值是 t 统计值对应的 p 概率值，一般地认为 $p < 0.05$ 为显著， $p < 0.01$ 为很显著， $p < 0.001$ 为极显著。

表 2 和表 3 的结果表明，不同资本折旧率 δ 生成的资本序列对回归的定性与定量影响都很小，基于资本折旧率定性上不改变结论的事实，在以下表 4 的对照组当中，仅仅以代表性的 $\delta=0.06$ 生成的资本序列²⁴为基础，进行不同时间间隔和有、无资本影响的交叉稳健性检验。表 2、表 3 的 $\delta=0.06$ 纵列结

²⁴ $\delta=0.06$ 是 5 个折旧率的中间值，在幅度上也与国际通常使用的折旧率接近。

果和表4结果表明,无论哪种时间间隔结构,经济自由水平都有增长效应,而经济自由增量通过资本的作用也表现出增长效应,也就是说,经济自由的增长效应是稳健的。此外,无论从单项 t 统计值还是综合 F 值看,资本存量的作用都是显著的。

表4 经济自由的增长效应的稳健性检验(资本序列由折旧率 $\delta=0.06$ 生成)
被解释变量:逐段时期的年平均经济增长率

变量	非工业化组(N=76)				工业化组(N=21)			
	间隔2年期		间隔1年期		间隔2年期		间隔1年期	
常数 C	0.533 (0.505)	-1.892 (0.435)	0.521 (0.413)	-1.928 (0.712)	0.548 (0.677)	-1.445 (0.658)	0.486 (0.606)	-1.563 (0.569)
EFI	0.839 (0.046)	0.917 (0.047)	0.852 (0.045)	0.908 (0.047)	0.246 (0.045)	0.239 (0.046)	0.265 (0.047)	0.263 (0.048)
Δ EFI*		0.043 (0.005)		0.044 (0.005)		0.034 (0.048)		0.036 (0.049)
$\ln k$ s	0.047 (0.149)	0.034 (0.050)	0.047 (0.050)	0.034 (0.050)	0.079 (0.054)	0.076 (0.054)	0.080 (0.054)	0.077 (0.054)
$n+\delta$	0.039 (0.165)	0.039 (0.165)	0.039 (0.165)	0.039 (0.166)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.043 (0.000)
R^2	0.423	0.486	0.430	0.509	0.526	0.713	0.523	0.712
s. e.	3.169	3.112	3.172	3.089	1.640	1.570	1.640	1.570
F	2.385	2.418	2.578	3.297	3.745	5.863	3.700	5.834
样本数	336	281	349	293	105	84	105	84

注:回归方法是面板 LSDV,常数是个体固定效应的均值;系数下面括号中的数值是 t 统计值对应的 p 概率值,一般地认为 $p < 0.05$ 为显著, $p < 0.01$ 为很显著, $p < 0.001$ 为极显著。

(三) 因果关系检验

通过计量方法实证检验,我们发现,在考虑了人均资本的可能影响后,经济自由水平对解释国家间的经济增长速度差异有显著贡献,特别是发展中国家系数数值在 1.50 以上,也就是说,其他因素都相同的条件下,经济自由度提高 1.0 分,经济增长速度可以上升 1.5 个百分点。类似地,经济自由增量也有增长效应,不论在工业化组还是非工业化组,系数值介于 0.03—0.045 之间,虽然数值不大,但在工业化组里很显著。既然经济自由和经济自由增量两者与经济增长都积极相关,接来自然的问题是:经济自由(增量)与经济增长之间谁为因,谁是果,还是互为因果关系?我们用第二部分介绍的检验因果关系的 GMM 模型对两者之间的因果关系加以揭示。

对它们因果关系的可能猜测是,高的经济自由地区提供更好的社会基础设施,提升了全要素生产率,所以经济自由是经济增长的 Granger 原因;反之,由于经济增长,更高的经济发展水平对经济自由有新的需求,也会促使经济自由提升,但只是“发展水平”引起经济自由变动,而经济增长率的大小预计不会对经济自由变动有直接作用。所以,经济自由水平与经济增长的因果关系是单边的。

同样地，经济自由增量可以直接地提升存量资本的生产配置效率，也会吸引到新增的国内外投资，推动经济增长；而经济增长的结果——经济发展水平或许影响经济自由变动的幅度和方向，但经济增长率的大小本身不会与经济自由增量之间有直接的联系，因此，经济自由增量与经济增长的因果关系也是单边的：前者为因，后者为果。

表 2、表 3 以及间隔两年和间隔一年的结果都表明，不同资本折旧率 δ 生成的资本序列对回归的定性与定量影响都很小，表 4 以代表性的 $\delta=0.06$ 生成的资本序列为基础，稳健地证实经济自由具有增长效应。表 5 和表 6 分别是关于经济自由（变动）与经济增长的 Granger 因果关系检验结果。

表 5 经济自由与经济增长的 Granger 因果关系检验结果

变量	非工业化组(N=76)		工业化组(N=21)	
	F	G	F	G
工具变量集	C, G(-1), F(-2)	C, F(-1), G(-2)	C, G(-1), F(-2)	C, F(-1), G(-2)
常数 C	4.03 (0.000)	-0.982 (0.250)	4.37 (0.000)	-1.326 (0.162)
F(-1)	0.279 (0.001)	0.713 (0.000)	0.466 (0.000)	0.630 (0.000)
G(-1)	0.003 (0.812)	-0.027 (0.312)	0.008 (0.784)	-0.123 (0.279)
R ²	0.794	0.655	0.940	0.848
s. e.	0.521	4.021	0.418	1.806
J	1.76E-21	1.03E-23	1.36E-22	2.97E-24
样本数	185	185	63	63
结论	经济自由是经济增长的 Granger 原因 但后者不是前者的 Granger 原因		经济自由是经济增长的 Granger 原因 但后者不是前者的 Granger 原因	

注：变量 F 和 G 分别代表经济自由度与经济增长率；工具变量采用 Arellano 一阶和两阶滞后值；系数下面括号中的数值是 t 统计值对应的 p 概率值，一般地认为 $p < 0.05$ 为显著， $p < 0.01$ 为很显著。

表 6 经济自由变动与经济增长的 Granger 因果关系检验结果

变量	非工业化组(N=76)		工业化组(N=21)	
	ΔF	G	ΔF	G
工具变量集	C, G(-1), $\Delta F(-1)$, $\Delta F(-2)$	C, $\Delta F(-1)$, G(-2)	C, G(-1), $\Delta F(-1)$, $\Delta F(-2)$	C, $\Delta F(-1)$, G(-2)
常数 C	-0.721 (0.002)	4.118 (0.000)	-1.148 (0.024)	3.495 (0.000)
$\Delta F(-1)$	0.347 (0.013)	0.145 (0.609)	0.256 (0.026)	-0.117 (0.712)
G(-1)	-0.011 (0.612)	0.279 (0.067)	-0.017 (0.710)	-0.113 (0.157)
R ²	0.054	0.413	0.068	0.582
s. e.	1.203	4.112	0.511	1.880
J	5.756	2.13E-25	5.260	3.45E-27
样本数	111	185	42	63
结论	经济自由变动与经济增长 没有 Granger 因果关系		经济自由变动与经济增长 没有 Granger 因果关系	

注：变量 ΔF 和 G 分别代表经济自由变动与经济增长率；工具变量采用 Arellano 一阶和两阶滞后值；系数下面括号中的数值是 t 统计值对应的 p 概率值，一般地认为 $p < 0.05$ 为显著， $p < 0.01$ 为很显著。

表5的结果证实了我们当初的猜测:经济自由是经济增长的 Granger 原因,但经济增长不是经济自由的 Granger 原因;表6的结果却表明,经济自由变动与经济增长之间不存在 Granger 因果关系,与当初的基本判断不符。可能的原因是这里的观测期数太少($T=5$),工具变量还要求滞后,使时间自由度只有 $T=3$ 。

其他两个间隔两年和间隔一年的面板也有类似结果(此处不再列出,需要者可与作者联系)。

(四) 检验方法的讨论

以上实证检验结果表明:(1)经济自由具有显著的增长效应,并且增长效应不随折旧率的变动而隐现,这样的效应是稳健的,该结论与 Dawson (1998) 的结论相互印证。(2)经济自由的改善可以通过提高存量资本效率而提高经济增长速度,经济自由变动也有增长效应。(3)经济自由是经济增长的 Granger 原因,但经济增长不是经济自由的 Granger 原因;没有发现经济自由变动与经济增长之间有 Granger 因果关系。

这些都是在 Solow (1956) 新古典增长理论框架下考虑了制度安排变化因素的结果,相对传统理论假定经济活动的制度环境安排是既定的,而且都是完美的市场经济,本文重新思考制度安排多样性对经济增长绩效的影响,是对新古典增长理论的补充。在传统的新古典理论下,长期经济增长完全由外生技术进步决定,于是,对技术进步内生决定机制的研究,就成为长期经济增长理论的核心问题。

对技术进步内生决定机制的认识有三类。第一类是以投资为基础的增长模型(Investment-based Growth Model),如 Romer (1986)、Lucas (1988) 和 Barro (1990) 等,他们考虑物质资本或人力资本积累产生正外部性,驱动技术进步和经济长期增长;第二类是以 R&D 为基础的内生模型(R&D-based Growth Model),例如 Romer (1990)、Grossman and Helpman (1991) 和 Aghion and Howitt (1992),他们理论中的技术进步源于有意识的研究与开发(Research and Development)活动;第三类是以技术转移为基础的增长理论(Transfer-based Growth Model),例如 Barro and Sala-i-Martin (1991)、Young (1991) 和 Brezis and Krugman (1993) 等,他们的理论是技术落后国家通过技术贸易或 FDI 引进、模仿先进技术。

不论内生技术进步通过哪类途径产生,国家之间社会基础设施或经济自由程度安排的不同,都对以上人力资本和物质资本投资、R&D 或技术引进活动产生不同的激励,影响内生技术进步速度,表现出制度安排的增长效应。在忽视产权的国家,人们就不愿意投资而愿意多生小孩²⁵;在知识产权得不到

²⁵ 在法律不健全或财产安全得不到保护的地方,“孩子”是最可靠的财产,与其指望靠积累人力资本获得未来“收益”,不如多生孩子来得实在。

有效保护的地方，R&D活动已没有激励的基础；对依靠FDI、技术外溢而增长的经济，如果没有良好的社会基础设施，进入后的收益不确定性会让部分先进技术选择观望。

虽然“增长效应”是相对于“稳态”而言的，但考虑制度安排及其变迁因素后，稳态要建立在制度安排的基础上，相对于只是理论上可能存在的“稳定增长状态”，“转型动态”有更为广泛的理论和实践意义。以下用更一般化的转型动态理论分析市场化进程经济的增长特征。如图1，以中国为典型实例，假设市场经济转轨国家的投资率是 s_1 ，初始的人均资本量是 k_1 ，相应的经济增长速度 $\gamma_1 = s_1 f(k_1)/k_1 - (n+g+\delta)$ 。现由于经济转型成功、经济自由环境改善，吸引了更多的投资，使总投资率上升、资本积累曲线上移，虽然人均资本量达到 k_2 的更高水平，资本边际收益递减规律使经济增长速度减缓，但由于旺盛的投资需求直接就拉动了经济增长，资本量 k_2 状态对应的经济增长速度 $\gamma_2 = s_2 f(k_2)/k_2 - (n+g+\delta)$ 未必就会低于资本量 k_1 对应的增长速度 γ_1 。

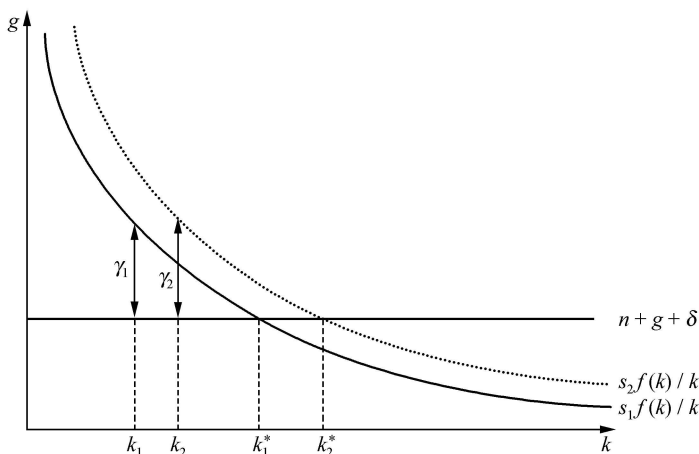


图1 经济制度安排变迁背景下，经济增长的转型动态分析

可见，随着经济转型的成功深入，经济自由程度提高，商业环境不断改善，经济自由变迁所引起的增长效应使经济一直保持高的增长速度，其“稳定增长状态”也只是相对的概念，会从 k_1^* 移至 k_2^* 并且还可能会不断地右移。反观少数市场经济发达国家和地区，它们的社会基础设施已经相对完善，各种社会、经济参数都处于相对固定的状态，投资率波动也很小，经济增长名副其实地处于“稳态”附近，经济增长速度一般不高。

五、结论与启示

传统的新古典增长理论和内生增长理论假定市场经济制度安排是既定的，将制度安排的作用排除在研究经济增长的因素之外。本文在新古典增长理论

模型的框架下,考虑社会基础设施安排及其演进通过相应激励影响经济增长,检视经济自由对解释跨国经济增长速度差异的重要作用。

实证检验证实了经济自由及其变动对解释跨国经济增长速度差异具有显著作用,而且这种作用在横向(两组国家)与纵向(不同时间段)数据的研究中都是稳健的,因此,经济自由对经济增长具有增长效应。利用 Granger 因果检验思想和一阶差分 GMM 估计方法证实了:经济自由是经济增长速度的原因,而后者不是前者的原因。

经济自由具有增长效应的结论,对发展中国家的经济发展政策具有指导意义。在非工业化的发展中国家,经济自由指数对增长率的回归系数达到 1.50 以上,显示经济自由对于发展中国家的经济增长具有可观的增长效应,在其他因素相同的条件下,一国的经济自由程度越高越有利于提高经济增长的速度。这启示发展中国家在经济制度安排上,应考虑以市场经济体制为导向,加强法律对生产性而不是转移性(Production v. s. Diversion)经济活动的鼓励,同时逐步放开经济主体参与国内外市场竞争的权利,加强个人财产的法律保护,以促进经济的持续稳定增长,提高人民的经济生活福利水平。

最后,“经济自由”是一个整体概念,从 Fraser 研究所测度依据来看,它包含了五个主要内容(Area),即:(1)经济中政府的规模、支出、税收和企业;(2)法律结构和产权的安全性;(3)健全的货币和银行政策;(4)自由的国际贸易;(5)政府对信用和劳动市场的管制。那么,经济自由加速经济增长的机制究竟是由以上五个方面的哪些部分引起的,还需要做进一步的深入研究。

参考文献

- [1] Aghion P. and P. Howitt, “A Model of Growth Through Creative Destruction”, *Econometrica*, 1992, 60(2), 323—351.
- [2] Ahn S. and P. Schmidt, “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 5—28.
- [3] Arellano M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 77—297.
- [4] Barro R. J., “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), S103—S125.
- [5] Barro R. J., *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*. Cambridge: MIT Press, 1997.
- [6] Barro R. J., “Human Capital and Growth”, *American Economic Review*, 2001, 91(2), 12—17.
- [7] Barro R. J. and X. Sala-i-Martin, “Convergence across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, 1, 107—182.
- [8] Berggren N., “The Benefits of Economic Freedom: A Survey”, *The Independent Review*, 2003, 8(2), 193—211.
- [9] Brezis E. and P. T. Krugman, “Leapfrogging in International Competition: A Theory of Cycles in National Technological Leadership”, *American Economic Review*, 1993, 83(5), 1211—1219.

- [10] Cole J. H. , “The Contribution of Economic Freedom to World Economic Growth, 1980—1999”, *CATO Journal* , 2003, 23(2), 189—198.
- [11] Dawson J. W. , “Institutions, Investment, and Growth: New Cross-County and Panel Data Evidence”, *Economic Inquiry* , 1998, 36, 603—619.
- [12] Easton S. T. , and M. A. Walker, “Income, Growth, and Economic Freedom”, *American Economic Review* , 1997, 87(2), 328—332.
- [13] Farr W. K. , R. A. Lord and J. L. Wolfenbarger, “Economic freedom, Political Freedom and Economic Well-being: A Causality Analysis”, *CATO Journal* , 1998, 18(2), 247—262.
- [14] Granger C. W. J. , “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica* , 1969, 37(3), 424—438.
- [15] Grossman G. M. and E. Helpman, “Quality Ladders in the Theory of Growth”, *Review of Economic Studies* , 1991, 58(1), 43—61.
- [16] Gwartney J. G. , R. A. Lawson and R. G. Holcombe, “Economic Freedom and the Environment for Economic Growth”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics* , 1999, 155(4), 1—21.
- [17] Gwartney J. G. , R. A. Lawson, P. W. Wagh, et al. , *Economic Freedom of the World: 2004 Annual Report* . Vancouver: Fraser Institute, 2004. Retrieved from [http://www. freetheworld. com/2004/efw2004ch2](http://www.freetheworld.com/2004/efw2004ch2).
- [18] Gwartney, J. D. , Lawson R. A. and Park W. , *Economic Freedom of the World: 2005 Annual Report* . Vancouver: Fraser Institute, 2005. Retrieved from [http://www. freetheworld. com/2005/efw2005ch1](http://www.freetheworld.com/2005/efw2005ch1).
- [19] Haan J. and J. E. Sturm, “How Robust Is the Relationship Between Economic Freedom and Economic Growth?”, *Applied Economics* , 2001, 33(7), 839—844.
- [20] Heckelman J. C. and M. D. Stroup, “Which Economic Freedoms Contribute to Growth?” *Kyklos* , 2000, 53(4), 527—544.
- [21] Johansson D. , *The Dynamics of Firm and Industry Growth: The Swedish Computing and Communications Industry* . Stockholm: Royal Institute of Technology, 2001.
- [22] Jones C. I. , *Introduction to Economic Growth* . New York: Norton & Company Inc, 1998.
- [23] Judson R. A. , and A. L. Owen, “Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists”, *Economic Letters* , 1999, 65(1), 9—15.
- [24] Lucas Jr. R. E. , “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics* , 1988, 22(1), 3—42.
- [25] Mankiw N. G. , D. Romer and D. N. Weil, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics* , 1992, 107(2), 407—437.
- [26] Murphy K. M. , A. Shleifer and R. W. Vishny, “The Allocation of Talent: Implications for Growth”, *Quarterly Journal of Economics* , 1991, 106(2), 503—530.
- [27] North D. C. , “Institutional Change and Economic Growth”, *Journal of Economic History* , 1971, 31(1), 118—125.
- [28] North D. C. , *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* . Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [29] North D. C. , *Transaction Costs, Institutions and Economic Performance* . San Francisco: Institute for Contemporary Studies Press, 1992.
- [30] North D. C. , “Economic Performance through Time”, *American Economics Review* , 1994, 84(3), 359—368.
- [31] North D. C. , “The Process of Economic Changes”(Translated in Chinese), *China Economic Quarterly* , 2002, 1(4), 797—802.

- [32] Rebelo S. , “Long-run Policy Analysis and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), 500—521.
- [33] Robaska A. , “Preliminary Definition of Economic Freedom”, in W. Block(ed.) *Economic Freedom ; Toward a Theory of Measurement*. Vancouver, B. C. , Canada: The Fraser Institute, 1991.
- [34] Romer P. M. , “Increasing Returns and Long-Run Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002—1037.
- [35] Romer P. M. , “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), S71—S102.
- [36] Rousseeuw P. J. , “Least Median of Squares Regression”, *Journal of the American Statistical Association*, 1984, 79, 871—880.
- [37] Rousseeuw P. J. , “Multivariate Estimation with High Breakdown Point”, in Grossman W. , G. Pflug and I. Vincze (eds.), *Mathematical Statistics and Application*, vol B. Dordrecht: Reidel, 1985, 283—297.
- [38] Solow R. M. , “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70(1), 65—94.
- [39] Swan T. W. , “Economic Growth and Capital Accumulation”, *Economic Record*, 1956, 32(Nov.), 334—361.
- [40] Vega-Gordolli M. and J. L. Alvarez-Arce, “Economic Growth and Freedom: A Causality Study”, *CATO Journal*, 2003, 23(2), 199—215.
- [41] Young A. , “Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade”, *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 396—406.

The Growth Effects of Economic Freedom and Its Changes —An Empirical Revisit Based on Cross-country Data

YISHENG HUANG YUAN SHU
(*Sun Yat-sen University*)

Abstract The neoclassical and endogenous growth models are based on the assumption of given market-oriented institutions, therefore they do not study social infrastructure. In the framework of the neoclassical growth model with a reconsideration of institutional arrangements and dynamics, this paper investigates the role of social infrastructure in economic growth. Panel data of 97 economies are applied to test the contribution of economic freedom to economic growth. The robust growth effect of economic freedom is investigated. The GMM method of dynamic panel data shows that economic freedom is the Granger-causality for economic growth but the inverse causality does not hold.

JEL Classification E13, O38, O57