

对环境库兹涅茨曲线的实证研究

——基于上海数据的时间序列分析

吴联选

(浙江大学 城市学院 浙江 杭州 310015)

【摘要】 Grossman 和 Krueger 率先指出了“环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC)”的存在,即一国的人均收入水平与其环境质量呈倒置的“U”型关系,一国的污染水平随人均收入的增长而增长,而当人均收入到达一定水平后,污染水平却又随人均收入的增长而减少。对 EKC 假说的实证研究一直是环境经济学的核心问题。文章对 1990 年至 2006 年上海空气的污染水平与同期上海人均 GDP 的关系进行了计量分析,并在协整的基础上,进一步建立了相关序列间的误差修正模型。虽然限于数据严重短缺的限制无法完全证实 EKC 假说,但所得结果仍部分地验证了 EKC。

【关键词】 环境库兹涅茨曲线;经济增长;ADF 检验

【中图分类号】 F062.2 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-2768(2009)04-0074-04

随着中国经济的高速增长,环境污染情况日益严重,许多污染问题甚至到了无以复加的地步。分析造成严重污染的原因,除了中国尚处在发展中国家阶段,许多生产技术相对落后之外,更重要的原因是:(1)多年实行计划经济体制,环境资源产权界定不清、个人或小群体利益与社会整体利益不一致;(2)缺乏对环境在一国经济持续发展中的战略影响的认识;(3)缺乏有效的环境监管与惩罚机制(以及在微观层面,缺少对有效监管的激励)。

除了对污染的原因及相应治理措施的分析,持续地经济增长对环境的影响更引起了国内外学者的注意。Grossman 和 Krueger^①在分析由北美自由贸易区(NAFTA)对相关国家带来的环境影响时,率先指出了“环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve^②),以下简称 EKC)”的存在,即一国的人均收入水平与其环境质量呈倒置的“U”型关系,一国的污染水平随人均收入的增长而增长,而当人均收入到达一定水平后,污染水平却又随人均收入的增长而减少。

EKC 假说一经提出,即受到经济学界的特别重视,因为倘若(经济增长与环境污染)这种关系真的存在,则在长期里解决一国环境污染的关键点又回到了经济增长这个根本问题上。

一、文献综述

国外有大量关于 EKC 实证研究的文献。Grossman 和 Krueger(1993)通过对 42 个国家的面板数据的研究,发现空气质量的一些指标和人均 GDP 之间的确存在“驼峰型”

(hump-shaped)的关系。即最初污染随人均收入上升而上升,但当人均收入到达一定程度后,又呈现反向关系,逐步下降。Selden 和 Song(1994)发现,空气中硫的(不定)氧化(污染)物(比如 SO₂ 等),亦与人均收入成相似关系。除了空气污染, Grossman 和 Krueger(1995)以及 Shafik 和 Bandyopadhyay(1992)的研究发现,饮用水的污染随人均 GDP 上升而单调下降,但二氧化碳的污染水平却同步上升。

在国内方面,范金(2000)以我国 81 个大中城市 1995 年~1997 年度氮氧化物、二氧化硫、总悬浮颗粒物浓度和年人均降尘量的面板数据的研究发现,绝大多数污染物与收入确实存在倒 U 型关系。陆虹(2000)考察了我国人均二氧化碳排放量与人均 GDP 的关系,发现两者之间确实存在一定的交互影响作用,(虽然不是呈简单的倒 U 型关系)。陈华文、刘康兵(2003)以上海市环保局 1990 年~2001 年度有关空气质量的环境指标数据,通过回归一个简化型模型论证了人均收入与环境质量之间的关系。发现对于多数指标而言,环境库兹涅茨曲线假说的确成立,并证实不同的环境质量指标对应于不同的转折点。

二、对 EKC 假说的理论分析

假设一国只生产一种产品 X,生产技术^③涉及两种要素投入,分别是劳动(L)和资本(K)。同时,在生产过程中每一单位的 X 产品会有一单位的污染物 Z 产生(假设该国的其他污染都相对固定)。则一国的总污染量为:^④

$$Z=X(p, K, L) \quad (1)$$

【收稿日期】 2008-12-03

^①Grossman, G. M. and Krueger, A. 'Environmental Impacts of A NAFTA', 1993.

^②库兹涅茨在其 1955 年发表的论文“Economic Growth and Income Inequality”(AER, 45)中提出一个假说,即在经济发展过程中,收入差距先扩大再缩小。收入差距与人均收入增长之间的倒 U 关系,被称为库兹涅茨曲线(Kuznets Curve)。

^③方便起见,本文中生产技术与生产函数含义相同,都表示特定的投入产出关系。另外,由于本文中并不涉及具体的生产过程的分析,故只假设生产函数是线性(零阶)齐次的。

^④该模型来自 Copeland, B. R. and M. S. Taylor: North-South Trade and the Environment, Quarterly Journal of Economics, 109 (1994): 755-787. 为方便讨论,略做修改(忽略了对污染价格的考虑)。

【作者简介】 吴联选,男,浙江温州人,浙江大学城市学院国际贸易系,研究方向:经济理论。

式中 p 表示每单位产品 X 的价格。

该国的收入为：

$$Y=F(p, K, L, Z) \quad (2)$$

式中 Y 表示该国的总收入, $F(\cdot)$ 表示生产函数。

对上述式(1)和式(2)分别求微分,得：

$$dZ=X_p dp+X_K dK+X_L dL \quad (3)$$

$$dY=F_p dp+F_K dK+F_L dL+F_Z dZ \quad (4)$$

现假设一国的经济增长全部源自资本的积累,且设 L 为常数,则有：

$$X_p = X_L = 0$$

$$F_p = F_L = F_Z = 0 \quad (5)$$

代入式(5),经变形可得到：

$$\frac{dZ}{Z} = \varepsilon_{XK} \cdot \frac{dK}{K} \quad (6)$$

$$\frac{dY}{Y} = \alpha \cdot \frac{dK}{K} \quad (7)$$

式中 $\varepsilon_{XK} > 0$, 表示 X 产出与资本的弹性。 $\alpha > 0$ 表示该国收入中资本所占的份额(使用希腊字母 α 以使与大量经济增长文献的习惯一致)。当该国资本积累增加时(即 $\frac{dK}{K} > 0$ 时),收入和污染同时增长。

合并式(6)和式(7)得到了污染与收入的关系：

$$\frac{dZ}{Z} = \frac{\varepsilon_{XK}}{\alpha} \cdot \frac{dY}{Y} \quad (8)$$

式(8)表明在没有污染控制政策时,污染随收入的单调递增而递增。

假设资本积累到一定程度,人均资本赋有量已趋于其稳态水平,则新的增长将主要来自人力资本。在这种条件下,有：

$$\frac{dZ}{Z} = \frac{\varepsilon_{XL}}{\gamma} \cdot \frac{dY}{Y} \quad (9)$$

式(9)中 ε_{XL} 表示 X 产出与人力资本的弹性, γ 表示该国收入中人力资本所占的份额。易知必有 $\gamma > 0$ 。但另一方面,人力资本的积累必然使人力资本成为该国新的比较优势,由雷布津斯基第一定理,该国会专注于人力资本密集的行业的生产(由经验我们可以发现,人力资本密集的行业往往污染排放很少,甚至没有污染排放)。产业重点的转移,必然会使社会资源由初始条件下的“污染”部门向轻污染部门转移。而作为“污染”部门的产品 X 的产出必然会下降。故必有 X 产出与人力资本的弹性 $\varepsilon_{XL} < 0$, 进而式(9)： $\frac{dZ}{Z} = \frac{\varepsilon_{XL}}{\gamma} \cdot \frac{dY}{Y} < 0$ 。这表明,随一国人力资本的积累,该国会转而生产其具有比较优势的“干净”行业,这使此阶段内,污染随收入的单调递增而递减。

三、实证检验

(一)概述

空气质量(即空气中污染物浓度)是目前 EKC 实证检验中最广泛使用的一类用以刻画环境污染程度的外生变量。具体而

言,空气质量数据包括二氧化硫、总悬浮颗粒(TSP)、氮氧化物和一氧化碳(CO)等大气主要污染物的浓度(mg/m^3)。以及一些产生臭氧空洞和温室效应的污染物,如 CFCs、 CO_2 和 CH_4 等。

本文尝试以上海空气质量的年度时间序列数据对 EKC 假设进行实证检验。应该指出,标准的 EKC 假说包括了环境质量随人均 GDP 的增加而增加,以及当后者达到一定水平后,环境质量又随人均 GDP 的增加而下降的两部分内容。但事实上,由于中国经济的高速增长始于 1978 年改革开放,而 1978 年至 1990 年的 12 年的空气污染数据又无法获得。故此,本文只就环境与经济增长的相关性作一个初步的研究,而尚无法完全验证 EKC 假说。

(二)数据说明

数据主要来自(1990 年至 2006 年)上海市环境保护局(1990 年起发布的)一年一度的《上海市环境状况公报》^①和(2001 年起发布的)《上海市空气质量日报》。^②

作为唯一的官方数据,《公报》和《日报》所披露的空气污染物仅包括二氧化硫(SO_2)、总悬浮颗粒(TSP)和二氧化氮(NO_2)。其中,考虑到二氧化氮(NO_2)的数据在样本期(1990 年至 2006 年)内有多年的缺失,笔者认为如此小的样本已不再有实证意义。而空气中总悬浮颗粒(TSP)的指标,由于绿化水平较之经济发展对其有更大的影响,故也被舍弃了。经权衡,笔者以 1990 年至 2006 年上海大气中的二氧化硫(SO_2)^③含量的时间序列数据^④来刻画此段时间的上海市的环境污染水平。

(三)模型假设

EKC 假说中认为一个国家或地区的人均 GDP 对当地的环境污染水平有着最直接的联系。但笔者认为除了人均 GDP,当地的产业结构,尤其作为污染物主要排放源的工业占当地社会总产值(GDP)的比重也是一个重要的因素。借鉴 Grossman 的做法,构建以下简化模型：

$$\text{SO}_2 = \beta_0 + \beta_1 \times \text{GDP_PC}_i + \beta_2 \times \text{INDUS_PRP}_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

SO_2 为大气中二氧化硫的含量, GDP_PC_i 表示各年人均 GDP, INDUS_PRP_i 表示各年工业占 GDP 的比重。

(四)具体实证检验步骤

首先对 SO_2 进行 ADF 检验以检验其平稳性,选择有截距形式(滞后期由 Eviews 5 软件根据 AIC 自动选择),依次对无差分,一阶差分,二阶差分形式进行 ADF 检验,结果见表 1~表 3。

表 1 无差分时 SO_2 序列的平稳性

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.012731	0.2785
Test critical values:	1% level	-4.004425	
	5% level	-3.096996	
	10% level	-2.690439	

表 2 一阶差分时 SO_2 序列的平稳性

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.741969	0.3895
Test critical values:	1% level	-4.057910	
	5% level	-3.119910	
	10% level	-2.701103	

表 3 二阶差分时 SO_2 序列的平稳性

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.611125	0.0039
Test critical values:	1% level	-4.057910	
	5% level	-3.119910	
	10% level	-2.701103	

①可从 <http://www.envir.gov.cn/law/bulletin.asp> 获得。

②可从 <http://www.envir.gov.cn/airnews/> 获得。

③单位为 毫克 / 立方米

④其中,1990 年至 2000 年的数据取自《上海市环境状况公报》的年度平均数据,2001 年至 2006 年的数据根据《上海市空气质量日报》的日数据计算得来。

由上可以发现,时间序列 SO_2 本身并不是平稳的,但经过二阶差分后是平稳的。换言之, SO_2 是二阶单整序列(即 SO_2 是 $I(2)$ 的)。

根据前文提出的模型,若 EKC 假说成立,一个比较强的必要条件是:空气质量(本文中的 SO_2)与充当解释变量的序列(人均 GDP、工业产值比重)具有相同的单整性。故此,以下只对人均 GDP 和工业产值比重进行有截距的、二阶差分形式的 ADF 检验。结果见表 4 和表 5。

表 4 二阶差分时人均 GDP 序列的平稳性

Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.592768	0.0309
Test critical values:				
1% level			-4.004425	
5% level			-3.098896	
10% level			-2.690439	

表 5 二阶差分时工业总产值比例的序列的平稳性

Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.384216	0.0009
Test critical values:				
1% level			-4.004425	
5% level			-3.098896	
10% level			-2.690439	

观察发现,人均 GDP 序列和工业产值比重序列都是二阶单整序列。为检验其协整性,以此二变量对 SO_2 做最小二乘估计,得到结果见表 6。

表 6 以人均 GDP 序列和工业产值比重序列对 SO_2 做最小二乘估计的结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.082210	0.029731	-2.765115	0.0152
GDP_PC	-0.001245	0.001580	-0.787916	0.4439
INDUS_PRP	0.003053	0.000630	5.759820	0.0000
R-squared	0.866640	Mean dependent var		0.061474
Adjusted R-squared	0.847588	S.D. dependent var		0.023111
S.E. of regression	0.009022	Akaike info criterion		-6.419428
Sum squared resid	0.001140	Schwarz criterion		-6.272391
Log likelihood	57.56514	F-statistic		45.48932
Durbin-Watson stat	1.571939	Prob(F-statistic)		0.000001

上述结果可以表示为:

$$SO_2 = -0.08221 - 0.001245 \times GDP_PC_t + 0.003053 \times INDUS_PRP_t$$

此回归式的经济意义很明显,即(上海地区)人均 GDP 每上升一万元人民币,则每立方米空气中的二氧化硫的含量将下降 0.001245 毫克。无疑地,此结果验证了 EKC 假说中关于当人均 GDP 上升到一定水平后,污染水平会随人均 GDP 的进一步上升而下降的断言。

为检验此方程各变量间的协整性,对上述最小二乘估计的残差做无差分(LEVEL)的 ADF 检验。结果见表 7。

表 7 (表 6 中)最小二乘估计残差的无差分 ADF 检验结果

Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.269870	0.0070
Test critical values:				
1% level			-4.057910	
5% level			-3.119910	
10% level			-2.701103	

其 ADF 统计量值为 -4.269870,小于显著性水平 0.01 时的临界值 -4.057910,因此可以认为 OLS 估计的残差序列 E_{OLS} 为平稳序列,进而序列二氧化硫(SO_2)与人均 GDP、工业产值比例具有协整关系。

由协整关系,可以进一步建立误差修正模型。具体来说,有两种可行方法:

第一种,以序列人均 GDP、工业产值与误差修正项 ECM_t 的一期滞后值对二氧化硫(SO_2)进行最小二乘估计,结果见表 8。

也可表示为:

$$SO_2 = -0.081587 - 0.001276 \times GDP_PC_t + 0.003043 \times INDUS_PRP_t + 0.214027 \times ECM_{t-1}$$

①即前面得到的残差序列 E_{OLS} ,此处明显起见将其命名为 ECM_t 。

表 8 第一种误差修正模型最小二乘估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.081587	0.033178	-2.459047	0.0301
GDP_PC	-0.001276	0.001671	-0.764026	0.4596
INDUS_PRP	0.003043	0.000606	5.033229	0.0003
ECM(-1)	0.214027	0.282465	0.757711	0.4632
R-squared	0.843982	Mean dependent var		0.059066
Adjusted R-squared	0.804978	S.D. dependent var		0.021554
S.E. of regression	0.009619	Akaike info criterion		-6.258832
Sum squared resid	0.001087	Schwarz criterion		-6.065685
Log likelihood	54.07066	F-statistic		21.63807
Durbin-Watson stat	1.571313	Prob(F-statistic)		0.000039

上述结果的经济学解释是:(上海地区)每立方米空气中的二氧化硫的含量与人均 GDP 负相关,后者每上升一万元人民币,则每立方米空气中的二氧化硫的含量将下降 0.001276 毫克。但空气污染水平与工业产值比重及误差修正项 ECM 正相关。这意味着:(上海地区的)污染水平一方面(短期内)会随工业总产值比重(或者更直观地,随工业产出)的提高而加剧;另一方面(长期内)人均 GDP 的前期提高使家庭的生活水平持续上升,这一上升会使社会对(包括工业在内的)产出有更大的需求,从而加大了生产规模,并最终导致污染的加剧。

第二种,以序列人均 GDP、工业产值比重及其各自的一期滞后项对二氧化硫(SO_2)进行最小二乘估计,得到结果见表 9。

表 9 第二种误差修正模型最小二乘估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.106115	0.038225	-2.776029	0.0180
GDP_PC	-0.021216	0.021321	-0.996110	0.3411
GDP_PC(-1)	0.023847	0.024252	0.983311	0.3496
INDUS_PRP	0.002251	0.002337	0.963355	0.3561
INDUS_PRP(-1)	0.001222	0.002253	0.542461	0.5983
R-squared	0.856238	Mean dependent var		0.059066
Adjusted R-squared	0.803961	S.D. dependent var		0.021554
S.E. of regression	0.009643	Akaike info criterion		-6.215642
Sum squared resid	0.001002	Schwarz criterion		-5.974208
Log likelihood	54.72514	F-statistic		16.37880
Durbin-Watson stat	1.481677	Prob(F-statistic)		0.000133

解析式表达:

$$SO_2 = -0.106115 - 0.021216 \times GDP_PC_t + 0.023847 \times GDP_PC_{t-1} + 0.002251 \times INDUS_PRP_t + 0.001222 \times INDUS_PRP_{t-1}$$

上式说明:(每年上海地区)每立方米空气中的二氧化硫的含量与当年人均 GDP 负相关,与前一年人均 GDP 正相关。之所以与当年的人均 GDP 负相关,说明了短期内人均资本以及生产技术的提高对环境的积极影响。但长期看,因为前一年人均 GDP 代表着人均资本存量的增加,在其未达稳态水平的前提下,更多存量意味着更多产出,进而更多污染。空气污染水平与当年及前一年的工业产值比重都呈现正相关,且当年的影响是前一年影响的一倍。直觉上易理解,随着总产值的逐步增加,前一年份所造成的污染影响日益减少了。

四、结论

(一)结论与发现

通过本文第三部分的模型推导,我们证明了 EKC 假说成立的理论依据。随后,由实证检验我们又进一步发现:(1)二阶差分后(作为污染水平测度的)二氧化硫与作为经济增长水平测度的人均 GDP 及工业产值比重序列均为平稳序列,且其组成了一个协整系统。这说明,长期里这三个序列之间的确存在着稳定的内在相关性,这为进一步研究他们的具体关系奠定了前提条件。(2)具体而言,以 1990 年至 2006 年的相关数据为样本,环境污染程度(SO_2)呈现出了随经济(人均 GDP 的)增长而逐

渐改善的现象(这也与 EKC 假设的后半部分基本一致)。(3)在协整性存在的前提下,我们以不同的形式构建了误差修正模型并发现:不同形式的误差修正模型,从不同角度将环境与经济增长的关系进一步细化了。相应的结果统计上都较理想,所有估计结果也都能给出合理的经济解释。

(二)缺陷与不足

由于原始数据严重受限,本文各时间序列的样本仅 16 个观测值,如此小的样本,其说服力是非常有限的。如果使用月度或季度数据,此实证研究将更有意义。通过误差修正模型(ECM),仅仅验证了 EKC 假说的后半部分。同时,对假说前半部分以及 EKC 对其他污染(诸如水污染等)能否成立,仍需进一步研究。

【参考文献】

[1] 范金.可持续发展下的最优经济增长[M].北京:经济管理出版社,

2002.

- [2] 陆虹.中国环境问题与经济发展的关系[J].财经研究,2000(10).
- [3] 潘家华.持续发展途径的经济学分析[M].北京:中国人民大学出版社,1997.
- [4] 上海市环境保护局.上海市环境状况公报(1990-2006).
- [5] 张帆.环境与自然资源经济学(第二版)[M].上海:上海人民出版社,2007.
- [6] Copeland B.R.and M.S.Taylor.North-South Trade and the Environment[J].Quarterly Journal of Economics,1994(109):755-87.
- [7] Grossman G.M. and Krueger A.Environmental Impacts of A North American Free Trade Agreement,In P. Garber, ed.The U.S.-Mexico Free Trade Agreement.Cambridge MA:MIT Press,1993:13-56.

(责任编辑:L 校对:Z)

(上接第 73 页)大,军人的总体素质还不够高,官兵比例失衡,机关与基层倒挂,作为技术含量较低军种的陆军规模依然过大。从武器装备和工程设施的角度看,一方面,长期以来我军缺乏合理的军费存量资产调整机制,盲目投入,重复建设,造成物资积压严重,技术装备、工程设施闲置浪费;另一方面,武器装备以旧式装备为主,技术水平和作战性能不高,不仅缺乏高、精、尖的新式武器,而且许多早就应该淘汰的旧装备仍在用。为改善这种扭曲的资源配置状态,就需要充分利用行政手段予以资源重组。一是将裁军贯彻到底。一方面,该撤消的单位一定要予以撤消,以便把有限的资源投入到重点建设部队与重点建设方向上;另一方面,必须进一步压缩军队人员额,尤其是工作性质以劳动密集型为主的军事人员,以压缩生活费的比重,提高国防费分配的弹性。二是通过优化军队组织结构,升级国防系统。缩减技术含量低的军种,提高海、空、二炮等高新技术军兵种的规模,并通过规划将部队划分为目标部队、过渡部队与传统部队,并相应调整军事力量结构。三是强制性淘汰一批落后的武器装备,并增加高技术装备的数量。淘汰落后的武器装备,尽管从短期来看会造成一定损失,但从长远来说会节约大量的武器维护费用,促进武器装备的更新换代,有助于军事技术水平的迅速提高,更有利于军队建设的跨越发展。

(四)以军费流量的动态调整为牵引,实现国防建设各要素均衡协调发展

军费流量的动态调整,直接决定了资源分配的状态,对国防建设各子系统的均衡协调发展起到了决定性的影响。要实现国防建设的跨越式发展,就必须运用好这一政策工具。

1.从战斗力形态来讲。国防建设是一个由诸多子系统构成的庞大的系统工程,不仅是技术装备的发展,而且还涉及到经费物资保障、军事科技人才和新型指挥人才培养,以及理论创新、教育训练和体制编制调整等方方面面。装备建设作为国防建设的重点自然不言而喻,而军事人才队伍的建设更是需要长期的、不间断的大量投入来支撑,武器装备的效能也必须通过大量对军事训练的投入,才能实现人机结合,才能发挥出威力。因此,我军的军费投入重点,必须从片面强调装备发展转向“装

备与教育训练并重”。

2.从部门结构上讲。现代高技术战争大多是陆、海、空、天、电多维一体的联合作战,客观上需要诸军兵种力量协调发展。世界发达国家非常重视通过军费投入调整军兵种的比重关系,海空军经费占军费总额的比重一般在 60%以上,而我军目前只占到了 40%。因此,必须优化我军军费投向的部门结构,按照协同作战的要求,把加强高技术军兵种建设作为军费保障的重点,不断加强海军、空军、二炮的经费投入,确保军队的战斗力构成依据军事战略的需求均衡发展。

3.从时间因素上讲。要解决现实矛盾,更要面向未来。国防建设的跨越式发展是一个长远的规划。因此,在资源的配置上就不能光考虑到眼前需要。在形势允许的条件下,可以适当抓大放小,在战备水平不受影响的前提下,逐步完成对军队的信息化改造,实现短期军事斗争准备和长期军事发展战略的统一。

三、结论

国防系统、国防资源系统、军费系统是互相融合又互相关联的三个系统。国防建设的跨越式发展是建立在国防资源系统优化的基础上,而这种优化则必须通过军费系统的优化来实现。军费政策作为一个经济工具,在推动军事技术进步、促进国防系统升级、改善国防系统效率、保证军事能力最优均衡增长等方面,都发挥着不可替代的作用,是推进国防建设跨越式发展的根本动力。

【参考文献】

- [1] Boldrin M.,Montrucchio L..Acyclicity and Stability of Intertemporal Optimization Models.International Economic Review,1988,29(1):137-146.
- [2] 高宏业.西方经济学(上册:微观部分)[M].北京:中国经济出版社,1996.
- [3] 杨民青.军队信息化建设制约因素及对策[J].军事学术,2004(8).
- [4] 2002 年中国的国防[N].解放军报,2002-12-10.
- [5] 张莘,胡晓华.军事人力资本与新世纪军队质量建设[M].北京:军事科学出版社,2002.

(责任编辑:Z 校对:L)