

重庆科技进步贡献率增长中的直辖效应

饶光明¹ 吴忠俊 丁思颖

(重庆工商大学长江上游经济研究中心, 重庆 400067)

【摘要】:运用 Cobb-Douglas 生产函数等模型, 分析重庆市科技进步对经济增长的贡献, 发现重庆科技进步贡献率增长存在显著的直辖效应:直辖前的 1986~1995 年间年均贡献率为 0.0298, 而直辖后 1997~2005 年间年均贡献率为 0.3938。

【关键词】:科技进步贡献率;增长;直辖效应;重庆

【中图分类号】:F062.4 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1001-8409(2008)01-0042-05

一、引言

关于科技进步对经济增长的贡献问题, 国内外学者已经进行了比较深入的探讨, 运用的研究方法也比较多。

(一) 国外对科技进步贡献率的研究

经济学家通过对生产函数的研究得出了资本、劳力和科技进步是影响经济产出的主要因素。科技进步增长率被描述为在其他要素投入不变的情况下, 由时间变化而引起的产出增长率。目前世界上关于科技进步贡献率的度量方法主要有以下几种:

1. 索洛对科技进步贡献率的度量方法

索洛对全要素生产率的度量是基于对柯布一道格拉斯生产函数(Cobb-Douglas)的规模收益不变、生产者均衡和技术变化中性的假设条件下进行的。依据生产函数经过数学处理后的增量方程, 测算公式可以简单表示为:

技术进步增长率=产出增长率- α 资本投入增长率- β 劳动投入增长率

其中 α 、 β 分别是资本和劳动的产出弹性系数。索洛的方法没有考虑要素分量间的差别。资本投入和劳动投入中的各个分量都视为同质, 比如, 1 个博士与 1 个文盲对产出的影响相同。目前我国的科技进步测算中, 多数采用索洛方法^[1]

2. 丹尼森的方法

¹收稿日期:2007-08-07

基金项目:国家社科基金项目(05XJY011);国家软科学研究计划项目(2005DGS3D057);“部市共建人文社会科学重点研究基地重庆工商大学长江上游经济研究中心资助项目

作者简介:饶光明(1965-), 男, 重庆大足人, 副教授, 重庆工商大学长江上游经济研究中心硕士生导师, 重庆大学在读博士, 研究方向为区域经济、技术经济与管理;吴忠俊(1982-), 男, 浙江温州人, 重庆工商大学长江上游经济研究中心硕士研究生, 研究方向为区域经济;丁思颖(1984-), 女, 山东济南人, 重庆工商大学长江上游经济研究中心硕士研究生, 研究方向为区域经济。

美国经济学教授丹尼森在索洛方法的基本上,首次把劳动投入增长按数量与质量区分开来。实际测算结果表明,在考虑这种要素投入质量因素后,对要素投入量和对最终测算结果都会有较大的影响。^[2]

3. 乔根森的方法

乔根森度量生产率的方法主要有两个特点。首先是生产函数采用超越对数生产函数的形式。其次是把资本投入与劳动投入同样分解为数量与质量两个部分,并且对质量的分解因素考虑得更加细致。如劳动力是按行业、性别、年龄、教育、就业类别和职业六个特征进行交叉分类。在乔根森的理论中,劳动投入的增长是工作小时数和劳动质量这两者变动的总和。^[3]

(二)国内关于科技进步贡献率的研究

国内曾对科技进步贡献率进行过测算的机构主要有:科技部、国家计委和国家统计局系统、中国社科院数量经济技术经济研究所、中国科学院及若干大学学者等。(1)科技部研究中心的测算结果是:1978~1997年我国GDP年均增长9.81%,资本和劳动投入年均分别增长8.8%和2.2%,资本和劳动力对经济增长的贡献率分别为37%和16%;科技年均进步率为5%,贡献率为47%^[4]。(2)原计委科技司课题组的测算结果是:1979~1996年我国GDP年均增长9.87%,资本和劳动投入年均分别增长8.6%和2.3%,资本和劳动力对经济增长的贡献率分别为42%和12%;科技年均进步率为4%,贡献率为46%^[5]。(3)计委宏观经济研究院的测算结果是:1991~2000年中国科技进步贡献率为39.6%^[6]。(4)中国社科院数量经济技术经济研究所的测算结果是:1978~1996年的中国科技进步贡献率为38.96%(周方)。中国社会科学院数量经济与技术经济研究所课题组测算的结果:1978~1995年的中国科技进步贡献率为36.23%。^[7]

由于采取的测量方法不同,对数据处理方法也不同,导致了不同的测量结果。(1)国内用于测算科技进步贡献率的方法目前至少有3种。即使使用最多的索洛方法,学者们在 α 、 β 两个重要参数计算上也派生出几种不同算法。(2)3个基础数据(Y、K、L)的变化会使测算结果相差很大。目前我国公开发表的统计数据还不能全部直接用来测算科技进步贡献率。尤其是代表资本存量和增量之和的资本K,我国目前没有准确统计数据。此外使用统计数据系列的长短不同也会影响测算结果^[11]

(三)本文的研究

创建创新型区域是中国建设创新型国家的重要组成部分。重庆作为中西部地区唯一直辖市,肩负老工业基地振兴、大城市带大农村等艰巨任务,如今成为全国城乡统筹发展的综合改革实验区,科技作为第一生产力对本区域发展的作用如何、现状怎样、将来如何发挥更大作用,亟待深入研究。因此本文采用以下三种方法对重庆科技进步贡献率增长做一分析。

1. Cobb-Douglas 生产函数模型。柯布一道格拉斯生产函数(Cobb-Douglas)是描述生产过程中投入生产要素的某种组合同它可能的最大产出量之间的依存关系的数学表达式。C-D生产函数虽然形式简单,却不仅包含了生产要素中最基本、最主要的要素:劳动力和资本,而且考虑了科技进步因素的作用。本文拟采用引入时间T的C-D生产函数,其表达式为: $Y=A_0 e^{rt} K^{\alpha} L^{\beta}$ 。其中 A_0 为基期技术水平,T为时间序列,K、L分别为资本投入和劳动的投入, α 、 β 分别为资金投入弹性系数和劳动投入弹性系数,r为技术的年进步速度。 $A_0 e^{rt}$ 反映了技术进步对产出的影响。 $\alpha+\beta$,反映了规模报酬水平, $\alpha+\beta>1$ 表示规模报酬递增; $\alpha+\beta<1$ 表示规模报酬递减; $\alpha+\beta=1$ 则表示规模报酬不变。

2. 科技进步贡献率的测算方法。本文拟采用国家发展改革委员会、国家统计局推荐的增长速度方程: $r=y-\alpha k-\beta I$,式中r、y、k、I分别代表技术进步速度、经济增长速度、资金投入增长速度、劳动投入增长速度。则可以得出科技进步、资金与劳动分别对产出增长速度的贡献率 $E_a=r/y \times 100\%$, $E_k=\alpha k/y \times 100\%$, $E_I=\beta I/y \times 100\%$ 。本文拟利用多元回归方法求出参数 α 、 β 、r和LNA0,进而测算出资本、劳动、科技进步对经济增长的贡献率。

3. 为了进一步弄清楚直辖前后重庆科技进步贡献率的变化情况, 本文还采用 Chow 检验方法, 以发现重庆科技进步贡献率增长中的直辖效应。

二、重庆经济增长中科技进步贡献率增长的测算

重庆市经济增长中科技贡献的测算拟通过以下步骤来展开。

(一) 建立模型

依据 C-D 生产函数 $Y = A_0 e^{\gamma T} K^{\alpha} L^{\beta}$, 建立模型: $Y = A_0 e^{\gamma T} K^{\alpha} L^{\beta} e^{\eta}$

两边取对数: $Y = \ln A_0 + \gamma T + \alpha \ln K + \beta \ln L + \eta$

1. 数据采集

由于重庆直辖的原因, 本文的数据采集分为两部分。1997 年以前的数据来自《重庆统计年鉴》, 1997 年以后的数据(包括 1997 年)来自《中国统计年鉴》。1985~1997 年间, 我国经历了通货膨胀, 1997~2005 年则处在一个较平稳时期, 某些年份甚至出现了通货紧缩。为此, 本文采用居民消费价格总指数(以 1985 年为基期)对重庆市生产总值和重庆市全社会固定资产投资总额进行了调整。Y 为调整后历年的重庆市生产总值, K 为调整后重庆市全社会固定资产投资总额, L 为重庆市历年年底从业人数, T 为时间变量。

	名义 Y	名义 K	CPI	Y	K	L	LN Y	LN K	LN L	T
1985	151.96	36.48	100.00	151.96	36.48	1432.03	5.02	3.60	7.27	1
1986	170.34	42.07	104.23	163.43	40.36	1469.13	5.10	3.70	7.29	2
1987	190.35	48.24	114.43	166.35	42.16	1507.33	5.11	3.74	7.32	3
1988	240.05	55.83	140.41	170.97	39.76	1512.49	5.14	3.68	7.32	4
1989	278.47	54.75	164.43	169.36	33.30	1540.03	5.13	3.51	7.34	5
1990	299.82	69.31	166.69	179.86	41.58	1569.34	5.19	3.73	7.36	6
1991	341.55	85.16	178.32	191.53	47.76	1620.67	5.26	3.87	7.39	7
1992	420.18	106.39	198.26	211.93	53.66	1662.58	5.36	3.98	7.42	8
1993	553.05	155.05	235.35	234.99	65.88	1658.95	5.46	4.19	7.41	9
1994	755.96	202.92	305.21	247.68	66.48	1729.55	5.51	4.20	7.46	10
1995	1016.25	270.97	364.43	278.86	74.35	1709.26	5.63	4.31	7.44	11
1996	1187.47	320.73	399.77	297.04	80.23	1674.90	5.69	4.38	7.42	12
1997	1350.10	375.57	412.99	326.91	90.94	1689.90	5.79	4.51	7.43	13
1998	1429.26	492.97	398.11	359.01	123.83	1645.10	5.88	4.82	7.41	14
1999	1479.71	525.26	395.32	374.31	132.87	1639.40	5.93	4.89	7.40	15
2000	1589.34	572.59	382.25	415.78	149.79	1636.50	6.03	5.01	7.40	16
2001	1749.77	697.03	388.75	450.11	179.30	1624.00	6.11	5.19	7.39	17
2002	1971.30	899.26	387.16	509.17	232.27	1640.20	6.23	5.45	7.40	18
2003	2250.56	1161.51	389.50	577.81	298.20	1659.50	6.36	5.70	7.41	19
2004	2665.39	1537.10	403.93	659.87	380.54	1689.50	6.49	5.94	7.43	20
2005	3070.49	1933.20	407.18	754.10	474.78	1720.80	6.63	6.16	7.45	21

2. 模型估计

输入原始数据用 eview 回归得到：

$$\begin{aligned} \ln(Y) = & 4.17981 + 0.034637^* T + 0.3579 \ln(K) + (-0.0681) \ln(L) \\ T(\text{值}) \quad & (2.4730) \quad (6.2017) \quad (10.118) \quad (-0.3077) \\ R^2 = & 0.9976 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.9975 \quad F = 2331.99 \\ SE = & 0.0267 \quad D.W = 1.0549 \end{aligned}$$

3. 参数检验

在 $\alpha = 0.05$ 的显著水平下, F 检验显著通过, 拟合度达到 0.9976。LN(K) 和 T 的 t 检验显著通过, 但 LN(L) 的 $t = -0.3077 < 2.08$ 检验没有通过。模型 t 检验通不过有多种原因, 其中一种可能性为模型存在多重共线性。

通过对 LN(K) 与 LN(L) 的相关系数矩阵检验得到下表：

	LN(K)	LN(L)
LN(K)	1.000000	0.622145
LN(L)	0.622145	1.000000

由表可以看出 LNk 与 LNL 的相关系数达到了 0.622。可以认为 LN(k) 与 LN(L) 之间存在多重共线性。(二)对模型进行修正

1. 修改模型

假设规模经济不变, 即 $\alpha + \beta = 1$ 。从而消除 LN(K) 与 LN(L) 中的一个变量。

将方程 $Y = A_0 e^{\alpha T} K^{\alpha} L^{\beta} e^{\eta}$ 两边同除以 L, 模型调整为 $Y/L = A_0 e^{\alpha T} (K/L) e^{\eta}$

$$\text{即 } \ln(Y/L) = \ln A_0 + \alpha T + \alpha \ln(K/L) + \eta$$

带入数据用 eveiw 回归得

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) &= -0.711 + 0.0213T + 0.4306 \ln(K/L) \\ T(\text{值}) &(-5.651) (5.6684) (14.5134) \\ R^2 &= 0.9958 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.9954 \quad F = 2145.62 \\ SE &= 0.0318 \quad DW = 0.9482 \end{aligned}$$

2. 在 0.05 的显著水平下, F 检验显著通过, 拟合度优度达到 0.996。C, T 和 LN(K/L) 的 t 检验均显著通过, 但 DW=0.9482, 说明存在序列相关。

(三)模型再次修正

模型引入 AR(1) 消除一阶序列相关得:

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) &= -0.777 + 0.0895T + 0.2404 \ln(K/L) + 0.8305AR(1) \\ T(\text{值}) &(-3.959) (3.33296) (4.095) \quad (8.0039) \\ R^2 &= 0.9979 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.9975 \quad F = 2545.6 \\ SE &= 0.0231 \quad DW = 2.2157 \end{aligned}$$

1. 参数检验

在 0.05 的显著性水平下查表可知 F 检验显著通过, 拟合度达到 0.99769。C, T, LN(K/L), AR(1) 的 T 检验都显著通过。

2. 异方差检验

怀特(white)检验是异方差的检验方法之一。用怀特检验得结果如下:

White Heteroskedasticity Test			
F-statistic	0.841499	Probability	0.520184
Obs* R-squared	3.665466	Probability	0.453169

经检验: $P > \alpha$ ($\alpha = 0.05$)。因此应接受不存在异方差的原假设,故不存在异方差。

3. 自相关检验

用德宾-沃特森检验法检验自相关。经查表:在 $\alpha = 0.05$ 显著水平下, $1.45 < DW(2.22) < 2.55$, 所以在 $\alpha = 0.05$ 显著水平下, 认为模型无序列自相关。

4. 模型系数的经济含义

将求得的参数: $\alpha = 0.24$, $\beta = 0.76$, $r = 0.0595$ 及 A_0 代入原生产函数方程可得: $Y = 0.4598 e^{0.0595t} K^{0.24} L^{0.76}$

其中： $\alpha=0.24$, 表示重庆市资本投入增长 1%可以带来重庆市生产总值 0.24%的增长。

$\beta=0.76$, 表示重庆市劳动投入增长 1%可以带来重庆市生产总值 0.76%的增长。

$r=0.0595$, 表示重庆市技术进步的年增长速度为 5.95%。

三、直辖前后重庆科技进步贡献率增长的比较

(一)各要素贡献率整体测算结果

带入 α 、 β 、 r , 用索洛余值法可测得重庆市各要素贡献率和技术进步速度如下表:

观察上表数据发现某些年份要素贡献率出现了异常情况。尤其是 1989 年, 资本贡献率达到了 4.151, 其它两要素的贡献率均为负数。这可能是由于重庆市 1989 年的实际生产总值和实际全社会固定资产投资负增长引起的。

对重庆直辖前后的各要素进行分别考察, 可以看到直辖前(1986~1996 年)资本对 GDP 增长贡献最大, 达到了 0.68, 科技进步对 GDP 增长的贡献只占到了 0.22。直辖后(1997~2005 年)科技进步对 GDP 增长的贡献略高于资本, 分别为 0.508 和 0.488, 而劳动力的贡献率呈下降趋势。科技进步速度从直辖前 0.033 提高到了直辖后的 0.054。

	$\Delta Y/Y$	$\Delta K/K$	$\Delta L/L$	资本 贡献率	劳动力 贡献率	科技进步 贡献率	技术进 步速度
1986	0.075	0.106	0.026	0.338	0.261	0.401	0.080
1987	0.018	0.045	0.026	0.599	1.104	-0.703	-0.013
1988	0.028	-0.057	0.003	-0.492	0.093	1.399	0.089
1989	-0.009	-0.163	0.018	4.151	-1.471	-1.679	0.016
1990	0.062	0.249	0.019	0.962	0.233	-0.195	-0.012
1991	0.065	0.148	0.033	0.549	0.383	0.068	0.004
1992	0.106	0.124	0.026	0.279	0.185	0.537	0.057
1993	0.109	0.228	-0.002	0.502	-0.015	0.513	0.056
1994	0.054	0.009	0.043	0.041	0.599	0.360	0.019
1995	0.126	0.118	-0.012	0.226	-0.071	0.845	0.106
1996	0.065	0.079	-0.020	0.291	-0.234	0.944	0.061
1997	0.101	0.134	0.009	0.319	0.068	0.613	0.062
1998	0.098	0.362	-0.027	0.884	-0.205	0.321	0.082
1999	0.043	0.073	-0.004	0.411	-0.062	0.651	0.028
2000	0.111	0.127	-0.002	0.276	-0.012	0.736	0.082
2001	0.083	0.197	-0.008	0.573	-0.070	0.497	0.041
2002	0.131	0.295	0.010	0.540	0.058	0.402	0.053
2003	0.135	0.284	0.012	0.505	0.067	0.428	0.058
2004	0.142	0.276	0.018	0.467	0.097	0.437	0.062
2005	0.143	0.248	0.019	0.416	0.098	0.485	0.069

	资本 贡献率	劳动力 贡献率	科技 贡献率	科技进步 速度
直辖以前 (1986~1996)	0.6768	0.097	0.226	0.033
直辖之后 (1997~2005)	0.4879	0.004	0.508	0.054

(二) Chow 检验结果

通过以上分析发现一个问题:直辖前后各要素对重庆经济增长的作用可能发生了结构变化,资本和劳动力的作用下降,科技进步的作用增强。为了验证这一假设,我们可以采用 Chow 检验。因为 Chow 检验用于检验回归模型的结构或参数的稳定性,结构的变化意味着,模型中的参数在整个时期内保持不变,即各变量对因变量变化的贡献发生了变化。将数据代入模型:

$$\ln(Y/L) = \ln A_0 + \alpha \ln(K/L) + u_t$$

用 Eview 在 1996 年处进行 Chow 检验得：

Chow BreakPointTest 1996			
F- statistic	4.464549	Probability	0.019746
Log likelihood ratio	13.40042	Probability	0.003846

在 5%的显著性水平下, 查表得: $F=4.465 > 3.29$ 。拒绝原假设, 所以模型结构即参数发生变化。因而将数据划分为两段: 1985~1995 年和 1997~2005 年。两段分别估计结果如下:

1985~1995:

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) &= -0.865 + 0.0182T + 0.3837\ln(K/L) \\ T(\text{值}) & \quad (-2.773) \quad (3.436) \quad (4.704) \\ R^2 &= 0.957 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.946 \quad F = 87.98 \\ SE &= 0.0324 \quad \alpha = 0.38 \quad \beta = 0.62 \end{aligned}$$

1997~2005

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) &= -0.8387 + 0.0425T + 0.2963\ln(K/L) \\ T(\text{值}) & \quad (-3.5459) \quad (2.807) \quad (3.895) \\ R^2 &= 0.998 \quad \text{Adjusted } R^2 = 0.997 \quad F = 1629.4 \\ SE &= 0.0137 \quad \alpha = 0.296 \quad \beta = 0.704 \end{aligned}$$

将以上所得两组参数分别用余值法测算各要素贡献率得:

年份	资本 年均贡献率	劳动力 年均贡献率	科技进步 年均贡献率	技术进步 年均速度
1986~1995	0.6986	0.2718	0.0298	0.0156
1997~2005	0.6023	0.0040	0.3938	0.0416

1997~2005 年的数据质量较好, 分段后的测算更精确地反映了各要素的贡献率。而 1995 年前的数据中, 多年的数据出现异常值, 所以 1986~1995 年段并不能非常准确地反映要素贡献率(以上 1986~1995 各要素贡献率的均值在剔除 1988 年和 1999 年后算术平均得来)。但比较两个时间段, 可以清楚地反映这样一种趋势: 劳动力要素的贡献率明显下降, 科技进步要素的贡献率明显提高, 资本要素的贡献率有所下降。

由 Chow 检验可以得出的结论是: 分段测算与整体测算相比更能准确地估计参数。而参数的变化可能是由于重大事件或政策的变化引起的。1997 年恰逢重庆直辖, 因此重庆直辖是影响参数变化的主要因素。

四、结论与对策建议

通过以上分析和测算, 我们认为, 重庆科技进步对区域经济增长贡献中的直辖效应是比较突出的, 重庆直辖和西部大开发的决策使科技第一生产力的作用在重庆经济增长中得到了显著的发挥。

直辖以来,科技要素对重庆经济增长的贡献尤其明显,原因是多方面的。首先,直辖产生的信息中心效应。信息的流通和物流的发展必然带来科技的进步;其次,直辖产生的政策效应。直辖后,重庆市具备了依据辖区科技实际制定相关政策等权限,减少了中间层次,实施了“科技兴渝百亿工程”、“三大科技平台”建设等项目并能立竿见影;第三,直辖形成的人才聚集效应。直辖后,由于对重庆高速发展的信心增强,各类高级人才愿意在重庆“生根”,带来人才聚集效应推动科技进步。

资本要素的贡献率虽然有所下降,但仍是促进重庆经济增长的第一要素。促使资本要素贡献率下降的原因有二:一是引资方面。重庆处于西部地区,基础设施建设还不完善,招商引资能力有待改善。二是资本利用方面。引进的资本在重庆得不到预期回报,导致后期资本投入减少,甚至外流。劳动力要素对重庆经济增长的贡献率明显降低。大城市带大农村是重庆的特殊市情,劳动力贡献率低也说明了重庆“三农”问题还有待解决。劳动力贡献率低主要是由于进城务工农民的生产力造成。现阶段,进城务工农民从事的都是最初等的劳动,如从事“棒棒(挑夫)”等纯体力的劳动,自然对GDP的增长贡献就小。

科技进步贡献率增长往往蕴含于经济增长的全要素贡献率变化中,因此可采取以下措施促进直辖效应在重庆科技进步贡献率增长中的进一步释放:

1. 继续保持和提高技术进步促进经济增长的势头,进一步推进以市场为导向、以企业为技术创新主体、以需求为目标的科研开发,通过商业合同促进企业创新,建立和完善科技与经济发展、生态建设相结合的运行机制;用好税收激励政策,扩大重庆“科技创新平台”的作用,促进科技资源的开放与共享;鼓励企业与院校相互合作,共同研发;在培养重庆自己的高科技人才的同时,加大吸引外来人才力度,吸引更多人才来重庆创业。^[10]

2. 以城乡统筹为抓手提升劳动贡献率,切实解决重庆大城市带大农村的问题。重庆已被列为国家城乡统筹综合改革试验区,这是一个千载难逢的好机会,因此,抓住“试验区”机遇,大胆创新各种有利于人口流入城市、技术与资本流入农村的体制和机制,包括推进农业产业化、提高劳动生产率,创新城市劳务信息系统、创新劳务培训、提高劳动力就业层次等。

3. 加强城乡基础设施建设,如修建公路、铁路、开辟工业园区等,从区域发展环境上增强招商引资能力;重点发展优势与特色产业,形成产业集群优势,以此提高投资回报率。

参考文献:

[1] 索洛. 经济增长理论[M]. 上海:上海三联出版社, 1994.

[2] [美]丹尼尔 L·鲁边费尔德, 罗伯特 S·平狄克. 计量经济模型与经济预测[M]. 钱小军等译. 北京:测机械工业出版社, 2006

[3] [美]达摩达尔 N 古扎拉蒂. 计量经济学基础[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2005.

[4] 狄昂照. 科技进步贡献率的规范化[J]. 中国科技论坛, 1997 (3).

[5] 姜均露. 我国经济增长中科技进步测算研究及分析. 经济增长中科技进步作用测算[M]. 北京:中国计划出版社, 1998.

[6] 史清琪. 2020 年:中国经济增长中的新课题[J]. 中外管理导报, 1997 (4)

[7] 宋卫国, 李军. “十五”规划我国科技进步贡献率目标选择分析[J]. 中国科技论坛, 2000 (6).

[8] 国家统计局. 中国统计年鉴 1986-2006[Z]. 北京:中国统计出版社, 1986-2006.

[9]国家统计局. 重庆统计年鉴 1998-2006[Z]. 北京:中国统计出版社, 1998-2006.

[10]饶光明. 提升重庆摩托车产业自主创新竞争力的对策[J]. 重庆工商大学学报(西部经济论坛)2003(5).

[11]王荣, 杨晓明. 科技进步对我国经济增长贡献的实证研究[J]. 价格月刊, 2007(2).