

关税保护与经济绩效

——中国汽车产业市场敏感度实证分析

王元颖 金祥荣

ABSTRACT

Fragmentation of production make China's automobile industry scarce of efficiency. Based on the revised model of Tcha and Kuriyama(2003), We think the reason is that China's automobile industry has some degree of monopoly under protection policy, which leads to the automobile industry without scale economy and the automobile firms without enough sensitivity to the price signal. The increase of China's automobile industry depends partly on the investment impulse. So we should use the opportunity of China's entering into WTO, cancel the tariff barriers and NTBS of automobile trade as soon as possible and promote the trade liberalization of China's automobile industry. Thus, in order that China's automobile industry can develop healthfully and quickly after entry into WTO, technology innovation has to be strengthened and market openness, market competition, market sensitivity and scale economy need to be improved respectively at the same time.

关键词：汽车产业；关税；生产集中度；市场敏感度；福利效应

一、引言

在许多发展中国家, 关税保护导致了比市场规模所要求的更多的国内企业挤入某个部门, 而许多企业都以长期平均成本以下的生产规模生产相同的产品, 这种现象在某些分析模型中, 称为生产分裂 (fragmentation of production)。而这种情况在发展中国家中的汽车生产中最为常见。在关税水平一定的条件下, 如果国内价格是通过关税建立起来的, 那么消费者的损失是与当生产者获取垄断利润和当生产者的成本变得更高时相同的。但是生产分裂会导致一定量的实际资源的损失, 这种损失是由这个产业组织缺乏效率引起的。说明许多企业处于非帕累托效率(金祥荣, 1993)。汽车产业在中国是典型的多年来被关税保护的幼稚性产业。生产分裂使中国汽车产业组织缺乏效率, 许多企业处于非帕累托效率状态, 整个产业陷入了投资分散、企业数量众多, 但规模经济和市场

竞争却严重不足的怪圈。平新乔、魏军锋(2001)根据Bresnahan & Reiss(1991)发展的模型和计量方法, 对中国汽车产业的市场规模和企业数量进行了回归分析, 结果证实, 在中国汽车产业中同样存在着市场规模和企业数量

之间正相关关系。他们从实证角度指出。中国汽车工业规模小、企业数量多, 且投资分散。因此, 中国汽车产业

的重组、兼并与整合将面临着非常艰巨的任务。从 1992 年至 2001 年, 中国进口轿车的关税从 180% 下降到 80%, 进口发动机关税从 35% 下降到 20%。入世后, 按照既定的关税减让承诺, 中国从 2002 年 1 月 1 日起至 2006 年 7 月 1 日。各类轿车、载货车、专用车的关税都将有较大幅度的下阶, 平均关税降至 25% 左右。经过历次关税削减至 2002 年, 中国汽车产品的平均关税仍有 50% 左右。过高的汽车进口关税保护是进口车在我国国内市场所占的份额较低的重要。到 2002 年, 进口车仅占中国国内汽车市场份额的 3.94%, 国产汽车几乎垄断了国内市场。高关税保护政策造成的高利润率使得中国汽车厂商对价格信号反应不敏感, 投资拉动的粗放型增长和高关税保护使国内汽车产业具有某种程度的局部垄断特征, 汽车供给的价格弹性较低, 汽车产业的规模不经济与市场竞争度不足的现象长期存在。据此, 通过对 Tcha 和 Kuriyama (2003) 模型进行修正, 笔者拟对保护政策下中国汽车产业市场敏感度和福利效应做出实证分析, 以期对我国汽车产业的发展有所借鉴。

二、理论模型与市场敏感度实证分析

1. 理论模型

Tcha 和 Kuriyama(2003)运用局部均衡模型,通过关税对澳大利亚汽车产业的福利效应分析,评估了规模经济下关税保护政策的效果。结果发现,澳大利亚汽车产业具有负的长期供给弹性,表明该产业存在着显著的规模经济。究其原因主要有:(1)资本投资的增加;(2)组装汽车和汽车配件关税的逐步减让。这样,由于规模经济的存在,供给价格弹性为负,给予汽车产业关税保护实际上减少了国内汽车生产。而且,进口关税的连续减让,降低了汽车价格,结果有助于增加汽车产业的就业。Tcha 和 Kuriyama(2003)使用的模型如下:

$$\text{需求: } NR = a_1 \times (PC)^{b_1} \times (RI)^{b_2} \quad (1)$$

$$\text{供给: } CA = a_2 \times (PC)^{c_1} \quad (2)$$

其中: NR 为每年汽车需求量; PC 为汽车的平均价格; RI 为实际国民收入; CA 为每年汽车生产量。 b_1 为需求的价格弹性, b_2 为需求的收入弹性, c_1 为供给的价格弹性。通过对数变换,把上述非线性方程转化为对数线性形式,则有:

$$\text{需求: } \ln(NR_t) = a_1 + b_1 \ln(PC_t) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon \quad (3)$$

$$\text{供给: } \ln(CA_t) = a_2 + c_1 \ln(PC_t) + v \quad (4)$$

汽车在澳大利亚和我国同属长期受高关税保护的典型的幼稚性产业,在汽车产业上,两国的市场结构和竞争机制具有某种相似性。从汽车需求来看,虽然影响因素有很多,比如:消费习惯、教育程度、价格、收入等,但是价格和收入是最重要的影响因素。从汽车供给来看,价格也是影响汽车供给的一个非常重要的因素。因此, Tcha 和 Kuriyama(2003)模型对我国汽车市场具有一定的适用性。根据 Tcha 和 Kuriyama(2003)模型,结合我国汽车工业的高投资拉动的粗放型增长的特征,笔者增加了我国汽车工业投资额指数(KI)变量,可给出修正的理论模型:

$$\text{需求: } NR = a_1 \times (PC)^{b_1} \times (RI)^{b_2} \quad (1^*)$$

$$\text{供给: } CA = a_2 \times (PC)^{c_1} \times (KI_{t-1})^{c_2} \quad (2^*)$$

其中: NR 为每年的汽车需求量; PC 为汽车的平均价格; RI 为实际国民收入指数; CA 为每年汽车生产量, b_1 为需求的价格弹性, b_2 为需求的收入弹性, c_1 为供给的价格弹性, c_2 为供给的投资弹性, a_1 为影响消费偏好的其他外生因素(如:人口、年龄、教育程度、消费习惯等,但是价格和收入除外,而且 a_1 不影响需求弹性), a_2 为影响生产的其他外生因素(如:技术、制度、生产成本、国家政策等,但是价格和投资除外,而且 a_2 不影响供给弹性)。(原因如下: $dNR/dPC/NR = a_1(PC)^{b_1-1}(RI)^{b_2}b_1/NR = b_1/PC$, 即 a_1 不影响需求弹性,同理 a_2 不影响供给弹性)由于汽车的投资对汽车的供给具有滞后的影响,所以汽

车工业投资额指数采用滞后一期的变量。通过对数变换,把上述非线性方程转化为线性形式,则可以建立计量经济模型:

$$\text{汽车需求: } \ln(NR_t) = a_1^* + b_1 \ln(PC_t) + b_2 \ln(RI_t) + \varepsilon_t \quad (3^*)$$

$$\text{汽车供给: } \ln(CA_t) = a_2^* + c_1 \ln(PC_t) + c_2 \ln(KI_{t-1}) + v_t \quad (4^*)$$

其中, $a_1^* = \ln a_1$, $a_2^* = \ln a_2$ 分别是回归方程(3*)、(4*)的常数项,参数 a_1 , a_2 ; c_1 , c_2 分别是变量的偏回归系数。我们把其他未知隐性因素的影响都包含在误差项 ε_t 和 v_t 内。由此,根据样本数据集(见表1)可以计算出偏回归系数,然后检验这些解释变量是否与汽车需求量和汽车供给量具有显著的相关性。

表1 1982~2002年21个年度我国汽车

产业基本数据表

年份	NR	PC	RI	CA	$CA-NR$	K	KI_{t-1}
1982	184125	44313.3	133.3	196304	12179	41315	
1983	169956	50172.2	148.2	239886	69930	55565	100.00
1984	206583	52006.4	170.9	316367	109784	94970	134.49
1985	453413	53079.6	193.5	443377	-10036	214350	229.87
1986	687337	49508.1	209.9	372753	-314584	209486	518.82
1987	548476	49451.8	234.1	472538	-75938	309917	507.05
1988	653443	50176.6	260.5	646951	-6492	412895	750.13
1989	498281	59142.3	271.5	586936	88655	378810	999.38
1990	561202	91916.9	283	509242	-51960	412962	916.88
1991	278224	92294.2	308.8	708820	430596	589294	999.54
1992	900592	97437.7	352.2	1061721	161129	1027520	1426.34
1993	1161154	108947.2	398.4	1296778	135624	1642657	2487.04
1994	1243698	125137.8	448.7	1353368	109670	1987655	3975.93
1995	980496	140612.1	489.1	1452697	472201	2313418	4810.98
1996	600735	158189.5	536.8	1474905	874170	1949043	5599.46
1997	1190136	172591.1	582.9	1582628	392492	2039577	4717.52
1998	1002134	183397.5	628.4	1629026	626892	1961231	4936.65
1999	1336379	185938.6	673.5	1834349	497970	1939887	4747.02
2000	1559688	190330.2	730	2077371	517683	1787479	4695.36
2001	1931307	207079.3	782.6	2340209	408902	1942774	4326.46
2002	2511269	210892.5	848.9	3262947	751678	2831570	4702.35

注: NR 表示年汽车需求量(辆); PC 表示汽车年平均价格(元); RI 表示实际国民收入指数,以1978年=100的GDP可比价格指数替代; CA 表示年汽车供给量(辆); K 表示汽车工业投资额(万元); KI 表示汽车工业投资额指数,以1983年为基准年。

资料来源:中国统计年鉴2003,中国汽车年鉴2003,中国汽车市场年鉴2003。

从以上数据可以看出,随着国民收入的提高和生产的发展,我国汽车的供给和需求都有较大程度的增加。除了少数年份(1985、1986、1987),中国汽车工业的生产量几乎都是大于国内汽车需求量的,但是每年都有巨额的汽车进口(见附表1),造成中国汽车贸易的不断增长的贸易赤字,巨额的贸易赤字说明我国汽车供给结构与需求

结构不匹配,国产车在质量、技术、车型、款式上还远远不能满足消费者的需求。所以,应尽快采取措施,提高中国汽车产品的技术水平、附加价值、促经整个汽车产业自主研发能力和国际竞争力的提高。

2 回归变量的平稳性检验

(1)相关变量的单整检验

如果变量的均值和方差随时间波动,那么变量就存在非平稳或称单位根问题。为了避免伪回归,在回归之前需要对时间序列变量作协整检验。首先在此处运用ADF检验,对回归各变量的平稳性进行单位根检验。①

表 2 相关变量的单整检验: ADF 检验概要
(原序列, 以对数形式)

变量	T 检验(a)	ADF 检验(b)	单位根	阶数
LNR	-3.093453	-3.2677	是	$\neq I(0)$
ICA	-3.5941	-3.2762	否	$\neq I(0)$
LRI	-3.603781	-3.2762	否	$\neq I(0)$
LPC	-2.5226	-3.2762	是	$\neq I(0)$
LKI	-0.93395	-3.2762	是	$\neq I(0)$

注: a 代表 ADF 的值, b 代表 ADF 检验 90% 的置信度临界值。

由表 2 可以看出, 变量都存在单位根, 属于非平稳序列, 需要用差分形式对存在单位根的变量进行单整检验。

表 3 相关变量的单整检验: ADF 检验概要:
(一阶差分序列, 以对数形式)

变量	T 检验	ADF 检验	单位根	阶数
dLNR	-5.2704	-3.2762	否	$= I(1)$
dLPC	-3.3254	-3.2762	否	$= I(1)$
dLKI	-3.662679	-3.2856	否	$= I(1)$

由表 3 可以看出, 一阶差分后, 所有变量都已经通过了单位根检验, 属于同阶单整, 满足了做协整检验的前提条件。

(2)相关变量的协整检验

利用 1982~2002 折 21 个年度数据集(具体回归数据参见附录 1), 运用 Eviews 计量软件对需求方程有关变量和供给方程相关变量进行 EG 协整检验, 检验结果见表 4。

表 4 需求变量 Johansen 协整检验结果(滞后二期)

特征值	似然比检验统计量	5%水平的临界值	1%水平的临界值	假设检验结果
0.630270	26.83153	24.31	29.75	None *
0.387511	8.921846	12.53	6.31	At most 1
0.005419	0.097804	3.84	6.51	At most 2

注: (* *)表明在 5%(1%)显著性水平下拒绝假设。LR 检验表明在 5% 的显著性水平存在一个协整关系。

表 5 供给变量 Johansen 协整检验结果(滞后二期)

特征值	似然比检验统计量	5%水平的临界值	1%水平的临界值	假设检验结果
0.849421	56.66521	24.31	29.75	None **
0.786936	26.37289	12.53	16.31	At most 1 **
0.097088	1.634076	3.84	6.51	At most 2

注: (* *)表明在 5%(1%)显著性水平下拒绝假设。LR 检验表明在 5% 的显著性水平存在两个协整关系。

经过协整检验, 表明供给方程和需求方程相关变量都存在协整关系, 所以避免了谬误回归, 可以运用 OLS(最小二乘法)对汽车的供给和需求进行多元线性回归分析。

3 市场敏感度分析

根据计量经济模型方程(3 *), 利用 1982~2002 年 21 个年度数据集, 数据来源见《中国汽车年鉴 2003》, 根据 OLS(普通最小二乘法)对因变量——每年的汽车需求量 NR 和 2 个解释变量(汽车的平均价格 PC、实际国民收入指数 RI)进行多元对数线性回归分析, 得到回归结果见表 6:

表 6 汽车需求量回归结果输出

变量 (Variable)	参数 (Coefficient)	标准差 (Std. Error)	T 值 (t-Statistic)	P 值 (Prob.)
C(常数项)	14.10396	2.753803	5.121629	0.0001
汽车的平均价格(lnPC)	-1.316821	0.462989	-2.844172	0.0108
实际国民收入指数(lnRI)	2.463076	0.466478	5.280156	0.0001
复判定系数 R ² (R-squared)	0.857574	因变量均值 (Mean dependent var)		13.45533
校正的 R ² (Adjusted R-squared)	0.841749	因变量标准差 (S.D. dependent var)		0.757111
回归标准差 S. E. of regression)	0.301184	赤池信息准则 AIC (Akaike info criterion)		0.569375
残差平方和 (Sum squared resid)	1.632817	施瓦茨准则 SC (Schwarz criterion)		0.718593
对数似然值 L (Log likelihood)	-2.978441	F 值 (F-statistic)		54.19091
DW 统计值 d (Durbin-Watson stat)	2.159789	P 值 (Prob(F-statistic))		0.000000

回归结果分析: 由表 6 可知, F 值= 54.19091, P 值= 0.00000< 0.01, 复判定系数 R² 为 0.8576 校正 R² 为 0.8417。F(0.01; 2, 18)的临界值为 6.01。这样, F 值大于临界值且 P 值较小, 回归结果拒绝零假设, 变量的样本统计显著性水平较高。由于复判定系数为 0.8576 表示每年新增汽车需求量中有 85.76% 可由汽车的平均价格、实际国民收入指数来解释, 所以该样本线性回归结果总体解释程度较高。|T| (0.05, 18)的临界值为 2.101, 常数项和解释变量的 |T| 值都大于临界值 2.101 且 P 值较小, 所以常数项和解释变量的参数估计在 95% 的置信度以上拒绝 T 检验零假设。因此, 该样本回归分析中参数所对应的解释变量在统计上都是显著的。据此, 根据表 6 参数估计值, 得到拟合的多元对数线性回归方程为:

汽车需求: $\ln(NR_t) = 14.104 - 1.317 \times \ln(PC_t) + 2.463 \times \ln(RI_t)$

由此, $a_1 = -1.317$, $a_2 = 2.463$ $\ln a_0 = a_0^* = 14.104$ 得到 $a_0 = e^{+14.104}$

所以汽车需求: $NR = e^{14.104} \times (PC)^{-1.317} \times (RI)^{2.463}$

从需求拟合的模型来看, 我国每年新增汽车需求量中有 85.76% 可由汽车的平均价格、实际国民收入指数来解释。具体来说, 我国汽车需求的价格弹性为 -1.32, 大于单位弹性, 表明汽车是富有弹性的商品, 中国消费者对

① 本文仅有 21 个观察值, 对于做单位根检验来说, 数据不够充分, 但是我们还是相信, 通过单位根检验, 可以提供更为信赖的结果。

价格信号敏感度较高,符合经济学基本理论假设。因此,可以运用价格杠杆来调节消费者对汽车的需求。汽车需求的国民收入弹性为 2.46,说明国民收入提高 1%,对汽车的需求提高 2.46%,这也从另一方面表征汽车是富有弹性的商品。随着我国经济的进一步发展,人民收入水平的提高,对汽车的需求还将有较大的增加,我国汽车产业还将有较大的发展空间,在这个过程中,可以灵活运用价格杠杆来调节公众对汽车的需求。

汽车产业投资并不能同期产生效应,往往上年投资下年才会反映出来,在这里对我国汽车工业投资额做滞后一期处理。这样,根据计量经济模型方程(4*),利用 1983~2002 年 20 个年度数据集(具体回归数据参见附录 2 和附录 3),根据 OLS(普通最小二乘法)对因变量每年汽车供给量 CA 和 2 个解释变量(汽车的平均价格 PC、汽车工业投资额 KI)进行多元对数线性回归分析,得到回归结果见表 7:

表 7 汽车供给量回归结果输出

变量 (Variable)	参数 (Coefficient)	标准差 (Std. Error)	T 值 (t-Statistic)	P 值 (Prob.)
常数项(C)	4.278349	1.773533	2.412331	0.0274
汽车的平均价格(lnPC)	0.640424	0.202348	3.164956	0.0057
汽车工业投资额(lnKI _{t-1})	0.286091	0.087425	3.272432	0.0045
复判定系数 R ² (R-squared)	0.929896	因变量均值 (Mean dependent var)		13.74484
校正的 R ² (Adjusted R-squared)	0.921648	因变量标准差 (S.D. of dependent var)		0.741032
回归标准差 (S. E. of regression)	0.207425	赤池信息准则 AIC (Akaike info criterion)		-0.170611
残差平方和 (Sum squared resid)	0.731428	施瓦茨准则 SC (Schwarz criterion)		-0.021251
对数似然值 L (Log likelihood)	4.706113	F 值 (F-statistic)		112.7481
DW 统计值 d (Durbin-Watson stat)	1.183462	P 值 (Prob(F-statistic))		0.00000

回归结果分析:由表 9 可知,F 值=112.7481,P 值=0.00000<0.01。复判定系数 R² 为 0.9299,校正 R² 为 0.9216,F(0.01;2.17)的临界值为 6.11。这样,F 值大于临界值且 P 值较小,所以回归结果拒绝零假设,变量的样本统计显著性水平较高。由于复判定系数为 0.9299,表示每年新增汽车供给量中有 92.99%可由汽车的平均价格、汽车工业投资额来解释,所以该样本线性回归结果总体解释程度较高。|T| (0.05.17)的临界值为 2.110。这样,由于解释变量的|T|值都大于临界值 2.110 且 P 值较小,所以常数项和解释变量的参数估计 95%以上拒绝 T 检验零假设。该样本回归分析中参数所对应的解释变量在统计上都是显著的。所以,该模型拟合的多元对数线性回归方程是可靠的,即下面拟合的多元对数线性回归方程是有效的。

$$\ln(CA_t) = 4.278 + 0.640 \times \ln(PC_t) + 0.286 \times \ln(KI_{t-1})$$

由此, $b_1 = 0.640$, $b_2 = 0.286$, $\ln b_0 = b_0^* = 4.278$, 得到 $b_0 = e^{+4.278}$ 。

所以汽车供给: $CA = e^{+4.278} \times (PC)^{+0.640} \times (KI_{t-1})^{+0.286}$

从供给拟合的模型来看,我国每年新增汽车供给量

中有 92.99%可由汽车的平均价格、汽车工业投资额来解释。具体来说,我国汽车供给的价格弹性为 0.64,低于单位弹性,说明中国汽车厂商对价格信号反应不敏感。其主要原因在于:第一,对汽车产业的高贸易保护政策。我国的贸易和产业政策都把汽车定位为幼稚产业和需要火力扶持发展的支柱产业,在较高的关税和非关税壁垒保护下,我国汽车产业的利润率较高,制约了我国汽车产业的市场竞争力和市场灵敏度的提高,从而使我国汽车产业在多年的保护政策下具有某种垄断特征。高关税保护造成的进口汽车的过高的价格和国家对汽车价格的长期管制,使国产车价格明显高于进口车的价格,也是导致汽车供给缺乏弹性的重要因素。第二,政府失灵和体制造成的预算软约束,使汽车产业形成了较低的进入壁垒和极高的推出障碍。政府在推行保护政策的同时,既未能及时建立有效的进入管制体制,又没有全面引入市场竞争机制,由此大大降低了汽车产业的进入壁垒,造成了我国汽车产业的规模小,企业数量众多,且投资分散的局面。另一方面,受国有企业体制、地方和部门保护的影响,造成中国汽车工业的预算软约束和极高的退出障碍,这也是导致汽车供给缺乏弹性的重要原因。第三,市场竞争严重不足。由于贸易保护和政府扶植,使我国的汽车产业长期处于高利润率的“卖方市场”,导致市场竞争严重不足,汽车生产厂商对价格信号不敏感。而市场竞争的缺乏是中国汽车工业未能形成基本的优胜劣汰和生产集中机制的重要原因。第四,投资拉动型的粗放型增长。国内汽车产业超高的行业利润造成汽车投资过热,汽车工业的投资额从 1982 年的 41315 万元增加到 2002 年的 2831570 万元,增长了 67.54 倍。我国汽车工业投资额滞后一期的较好拟合,恰恰反映出我国汽车供给对投资额较高的市场敏感度,这也进一步证实了中国汽车产业的增长主要是靠投资拉动的粗放型增长,所以厂商对价格信号缺乏敏感性。

三、主要结论与政策建议

基于 Tcha 和 Kuriyama(2003)修正模型,通过对关税保护下中国汽车产业市场敏感度和关税的福利效应的实证分析,表明:

1. 从需求拟合的模型来看,我国每年新增汽车需求量中有 85.76%可由汽车的平均价格、实际国民收入指数来解释。具体来说,我国汽车需求的价格弹性为-1.32,大于单位弹性,表明汽车是富有弹性的商品,随着我国经济的进一步发展,人民收入水平的提高,对汽车的需求还将有较大的增加,我国汽车产业还将有较大的发展空间。我们可以充分利用汽车需求对价格和国民收入都富有弹性的特征,采取多种有效措施,积极刺激汽车市场需求,以此来促进我国汽车产业的发展。

粮食主产区农户最优 生产经营规模分析

钱贵霞 李宁辉

ABSTRACT

The paper constructs optimized operating farm scale model, calculates optimized operating scale using farm survey data of 10 main cereal producing provinces and brings forward some relevant policy suggestions.

关键词：粮食主产区；农民；收入；最优生产经营规模

一、问题的提出

粮食主产区肩负着加快农业和农村经济发展, 保证粮食等农产品供给的重大任务。因此粮食主产区的状况如何, 直接关系到我国农业和粮食生产的发展。受我国现行土地均分制度的影响, 粮食主产区目前的农户经营规模狭小, 人地矛盾非常突出。家庭经营的土地面积太小, 达不到规模效益。因此, 扩大土地规模经营是解决这一问题的根本出路。同时, 根据现行政策, 经营规模越大补贴越多, 也给农户带来了补贴规模效益。这对提高农民种粮的积极性、保障我国粮食安全具有重要意义。但如何扩大经营规模以及扩大多少, 至今没有统一的结论。本文将通过构造农户生产行为最优规划模型, 利用 10 个粮食主产区农户调查资料, 确定农户的最优的土地经营规模以及最优的劳地规模比例, 并进而确定劳动力转移

的数量。

二、理论框架

1. 农户土地规模经营决策的计量经济模型

本研究所采用的农户土地规模经营决策的计量经济模型是在吴桂英(2002)的研究基础上, 根据贝克尔家庭生产函数(Gary, S. Becker, 1976)推导出来的。

(1) 模型的设定和说明

① 初始禀赋(T, R)

T : 农户可投入的全部用于劳动的时间

R : 农户在土地承包制下拥有的土地总量

对于无遗产继承、外来援助和不参与金融信贷市场的普通农户, T 和 R 可视为他所拥有的财富总量, T 和 R 各自在质量上的差别暂不细分, 而只考察数量上的影响。

② 效用函数 $U =$ 货币收入($③ + ④$)

针对设定的初始禀赋, 农户的效用来自: 劳动和土地

2 从供给拟合的模型来看, 我国汽车供给的价格弹性为 0.64 低于单位弹性, 说明中国汽车厂商对价格信号反应不敏感。其主要原因在于(1)对汽车产业多年的高保护政策;(2)政府失灵和体制造成的预算软约束, 使汽车产业形成了极低的进入壁垒和极高的推出障碍;(3)市场竞争严重不足;(4)高额利润驱动下投资拉动的粗放型增长。对中国汽车产业多年的高关税保护带来的高额利润, 导致中国汽车产业进入壁垒过低、企业数量众多, 投资分散, 而规模经济却严重不足的生产分裂(fragmentation of production)现象。多年的生产分裂使众多汽车生产企业处于非帕雷托效率状态, 导致整个产业组织缺乏效率, 大大降低了我国汽车产业的国际竞争力和规模经济水平,

并造成了巨大的社会福利和生产资源净损失。

总之, 通过对中国产业市场敏感度的实证分析, 可以看见多年的关税保护造成了中国汽车产业经济绩效的巨大损失。由此, 我们应该利用入世的契机, 积极降低我国汽车贸易的各种关税和非关税贸易壁垒, 推进我国汽车贸易的自由化, 消除阻碍国内市场竞争的各种制度障碍, 以此给中国汽车产业以竞争的压力和动力, 培植良好的市场环境, 加快我国汽车产业重组、兼并和整合的步伐, 提高我国汽车产业的市场开放度、市场竞争度、市场敏感度、国际竞争力、规模经济程度和技术创新水平, 促进入世后我国汽车产业的良性、快速、健康发展。