

□数量经济理论及应用

投资政策与生产资料需求的关联性研究

——以我国中重型商用车市场为例

孙 巍 张馨月 徐笠崑

[摘要] 在中国经济转型过程中,投资政策作为影响生产资料需求的最主要宏观因素,其主导地位发生着微妙变化。选择 SUR 模型和面板协整检验及对应的 FMOLS 估计,研究不同经济发展阶段,投资政策对以中重型商用车为例的生产资料市场的影响。实证分析结果表明,伴随着我国经济增长方式的转变,投资政策依旧是现阶段拉动生产资料整体市场需求的主要动力;投资政策同时推动了生产资料内部需求结构的改变;省际经济发展水平的差距导致内部需求结构存在区域性差异。

[关键词] 投资政策;生产资料;SUR模型;面板协整

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(10JJD790032);教育部新世纪优秀人才支持计划

[收稿日期] 2010-09-22

[作者简介] 孙 巍,吉林大学数量经济研究中心教授,博士。(长春 130012)

一、引言

现代经济周期波动理论中,投资波动是导致经济波动的主要原因。由于消费需求变化路径的平滑性以及激烈国际竞争下净出口驱动作用的降低,投资需求成为经济波动中较大的成分。这种现象在我国经济发展过程中体现的较为明显。尽管依靠投资和出口支撑的粗放经济增长方式曾经维持了我国经济在20世纪90年代的高速增长,然而随着投资比例的不断提高,投资的效率却越来越低。经历了1998年的亚洲经济危机和2008年的全球金融危机,面临进出口对经济增长贡献度下降以及中国经济转型所带来的双重压力,国务院出台了“扩大内需十措施”和4万亿元的投资计划。由此可见,当前中国宏观经济调控的主要政策方式即为投资需求的管理。

在对我国投资需求问题的研究当中,早期的学者多集中于对固定资产投资与经济增长和经济周期波动的关系研究,并在此基础上进一步细化对投资贡献率的分析。^[1-4]以郭克莎为代表的一些学者侧重于对产业的研究,探讨了固定资产投资影响下产业结构的变动趋势以及几大产业的分布特征。^[5-6]近年来,关于固定资产投资的探讨已深入到行业层面,相关文献主要刻画其与工业行业全要素生产率和制造业的产能利用率的作用关系。^[7-9]不难发现,投资需求,尤其是固定资产投资问题的研究,通常被作为投资政策实施的载体,对其作用效果的分析趋势,也逐渐从传统

经典的宏观经济形势过渡到微观层面。然而,当笔者从微观经济学中的需求角度重新审视这一问题时,不禁产生这样的疑问,投资政策的实施效果如何通过投资需求体现?更进一步,固定资产投资究竟将即时地对哪些商品的需求带来影响?当4万亿元的投资计划落实到工程项目建设中时,是否可以通过这种商品需求的变化来反映投资政策的作用效果?鉴于此,本文希望通过一个全新的角度,以典型商品的需求分析出发,探讨投资政策的影响方式以及作用效果。

固定资产投资与生产资料的联系十分紧密,通常情况下,在其快速增长时对工程建筑类生产资料需求的拉动作用最为显著。中重型商用车作为一种典型的生产资料,多用于大型的基础设施建设,其需求量主要受到宏观经济政策的影响,通常情况下,投资政策与商用车市场有着最为密切的联系。^[10]积极投资政策带来固定资产投资规模的扩大无疑会影响到基础建设、房地产以及工业投资的增加,这些都会带来运输需求的增加,从而直接拉动了商用车市场需求。^[11-14]从上个世纪90年代开始国内商用车市场步入了快速增长期,截至2007年中重型车销量已增长近3倍。尽管固定资产投资的拉动作用更为直接,但近些年来也有学者认为,经济发展水平提高带来的物流水平提高、运载货物价值增加和社会购车能力增强,也成了近年来拉动商用车市场发展的主要动力。^[15-16]同时,两种宏观因素的综合作用不仅拉动了商用车市场的整体增长,也导致其内部的需求结构发生明显分化。^[13,17]自2002年重型车销量首次超越中型车后,2007年其在中重型车总销量中所占比重已达到70%。

上述文献比较系统地分析了以商用车为例的典型生产资料市场的需求规律,但仍有三个问题值得我们进一步探讨。首先,目前关于投资政策对典型生产资料作用效果的定量分析还未见,现阶段经济形势下对其的讨论就显得尤为必要;其次,由于中重型商用车市场发展过程中产生了内部需求结构的分化,因此对其需求的研究还应考虑到不同车型间的替代效应;第三,我国各省的经济发展水平和增长方式都存在明显差异,这很可能会导致商用车需求方式具有地域性特征,因此基于省域微观数据的研究就显得有重要的理论意义和实践价值。

鉴于以上问题,本文将以中重型商用车为例,研究投资政策与典型生产资料市场需求的关联性。首先采用1999—2007年的时间序列数据,应用SUR(Seemingly Unrelated Regression,似不相关回归)模型有效解决中、重型车之间替代关系的同时,对细分车型市场的主要影响因素及需求规律演变过程进行分析;其次采用2005—2008年的面板数据,检验固定资产投资与中重型商用车需求之间的协整关系,并通过FMOLS(Fully Modified OLS,完全修正的最小二乘估计)方法从时间和空间两个维度揭示现阶段区域发展差异下各地区中重型商用车需求的规律。

二、分析方法及相关指标选取

(一) SUR模型^[18]

当我们研究不同产业或者是不同产品时应该运用不同的需求方程时,将产生一系列的回归方程组。当我们估计这些回归方程的时候,如果它的扰动项是相关的,那么OLS估计将不再有效,我们将使用更有效的SUR模型。如果假定有 g 个变量,以 i 为下标,设 y_i 表示第 i 个因变量观测形成的 n 维向量, X_i 表示第 i 个方程中的回归因子形成的 $n \times k$ 矩阵, β_i 表示 k_i 维参数向量, u_i 表示 n 维误差向量。多变量线性回归模型中的第 i 个方程可以写为:

$$y_i = X_i \beta_i + u_i, \quad E(U_i U_j^T) = \sigma_{ij} I_n \quad (1)$$

其中, I_n 为 $n \times n$ 单位矩阵。大多数情况下,两个或多个 X_i 具有一些相同的列向量。由于(1)是具有i. i. d.误差项的线性回归方程,这没有考虑不同方程间误差项的相关性。为了反映这种相关性,对模型(1)中的误差项作如下假设:

$$\text{对所有 } t, E(u_{it} u_{jt}) = \sigma_{ij}; \text{ 对所有 } t \neq s, E(u_{it} u_{js}) = 0 \quad (2)$$

其中, σ_{ij} 为 $g \times g$ 正定矩阵 Σ 的 (i, j) 位置上的元素。将误差项排成一个 $n \times g$ 矩阵 U , 其代表行是 $1 \times g$ 向量 U_i 。从 (2) 得出:

$$E(U_i' U) = \frac{1}{n} E(U' U) = \Sigma \quad (3)$$

将 $i = 1, \dots, g$ 的 (1) 中的方程和假设 (3) 放在一起, 就得到了古典 SUR 模型。

(二) 面板数据的单位根检验和协整检验

所谓面板数据的单位根检验是指将面板变量各横截面序列作为一个整体进行单位根检验。本文应用由 Im、Pesaran 和 Shin 在 1997 年提出的方法 (IPS 检验) 来进行有关数据的面板单位根检验。^[19] Pedroni 考虑的面板数据协整模型^[20]为:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_{M_i} x_{M_{it}} + e_{it} \quad (4)$$

Pedroni 提出的协整检验统计量可以分为两种, 一种基于组内维度, 一种基于组间维度。他将组内残差和组间残差联合起来, 分别构造了 4 个面板均值统计量和 3 个群均值统计量, 即面板 v 统计量 (Panel v -Statistic)、面板 ρ 统计量 (Panel rho-Statistic)、面板 t 非参数统计量 (Panel PP-Statistic)、面板 t 参数统计量 (Panel ADF-Statistic)、群 ρ 统计量 (Group rho-Statistic)、群 t 非参数统计量 (Group PP-Statistic) 和群 t 参数统计量 (Group ADF-Statistic)。这些统计量的渐近分布具有如下形式:

$$(\kappa_{NT} - \mu \sqrt{N} / \sqrt{v} \Rightarrow N(0, 1) \quad (5)$$

其中: κ_{NT} 为上述各检验统计量的渐近标准形式, μ, v 是布朗运动泛函表达的矩的函数。

(三) 面板协整的 FMOLS 估计

为了获得较为稳健的协整关系估计结果, Pedroni 建议使用完全修正普通最小二乘法 (FMOLS) 对协整方程进行估计。^[21]

FMOLS 的估计方法: 首先进行 OLS 回归, 然后对因变量和估计参数进行修正。OLS 的渐近分布依赖于残差 ω 的长期方差—协方差矩阵, 第 i 个序列的长期方差—协方差矩阵为:

$$\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E \left(\sum_{t=1}^T \tilde{\omega}_{it} \right) \left(\sum_{t=1}^T \tilde{\omega}_{it} \right)' = \Sigma_i + \Gamma_i + \Gamma_i' = \begin{pmatrix} \tilde{\omega}_{u,t} & \tilde{\omega}_{ue,t} \\ \tilde{\omega}_{ue,t} & \tilde{\omega}_{e,t} \end{pmatrix}$$

其中: $\Sigma_i = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E \left(\sum_{t=1}^T \tilde{\omega}_{it} \tilde{\omega}_{it}' \right) = \begin{pmatrix} \sigma_{u,i}^2 & \sigma_{ue,i} \\ \sigma_{ue,i} & \sigma_{e,i}^2 \end{pmatrix}$ 为同期相关系数矩阵; $\Gamma_i =$

$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{k=1}^{T-1} \sum_{t=k+1}^T E(\tilde{\omega}_{it} \tilde{\omega}_{it-k}') = \begin{pmatrix} \gamma_{u,i} & \gamma_{ue,i} \\ \gamma_{ue,i} & \gamma_{e,i} \end{pmatrix}$ 为自协方差矩阵, 它是按照 Newey 和 West 进行加权的^[22]。定义

$$\theta_i = \begin{pmatrix} \theta_{u,i} & \theta_{ue,i} \\ \theta_{ue,i} & \theta_{e,i} \end{pmatrix} = \Sigma_i + \Gamma_i = \sum_{j=0}^{\infty} E(\tilde{\omega}_{ij} \tilde{\omega}_{i0}')'$$

通过对因变量的变形 ($y_{it}^* = y_{it} - \tilde{\omega}_{ue,i} \tilde{\omega}_{ue,i}^{-1} \Delta x_{it}$) 来实现对内生性的修订, 此时, FMOLS 估计量 $\hat{\beta}_i^* = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i^* - T \hat{\theta}_{eu}^*)$, 其中 $\hat{\theta}_{eu}^* = \hat{\theta}_{eu} - \hat{\theta}_{e} \tilde{\omega}_{e,i}^{-1} \hat{\theta}_{eu,i}$ 提供了对自相关的修正。

(四) 指标选取和数据来源

样本数据由 2005—2007 年和 2005 年第 1 季度—2008 年第 3 季度的 3 年和 15 个季度两个时期的汽车工业数据及国民经济数据构成。数据分别来源于《中国统计年鉴》以及《汽车工业产销快讯》。商用车需求量采用全国及各地区中重型商用车的销售数量来表示; 投资水平采用各地区城镇固定资产投资完成额来表示; 经济的发展水平采用各地区 GDP 来表示; 公路货运发展水平用各地区的公路货运周转量来表示; 燃料价格采用动力类燃料原材料购进价格表示。

三、模型构建及实证分析

(一) 中重型商用车需求影响因素的实证分析

本文选取影响中重型商用车需求的最主要的四个因素，即固定资产投资、经济发展水平、公路货运周转量和动力类原材料购进价格指数，首先构建中重型商用车的整体需求模型：

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 * \ln IFA_t + \alpha_2 * \ln GDP_t + \alpha_3 * \ln THW_t + \alpha_4 * \ln OPI_t + \varepsilon_t$$

其中， IFA 表示固定资产投资； GDP 表示经济发展水平； THW 表示货运周转量； OPI 表示动力类燃料购进价格指数。对模型进行估计得到以下结果。

$$\ln Y_t = 73.25 + 1.93 * \ln IFA_t + 1.77 * \ln GDP_t + 4.05 * \ln THW_t - 14.72 * \ln OPI_t$$

(6.15) (7.82) (5.94) (8.53) (-5.15)

传统观念中通常认为固定资产投资在中重型商用车的需求中起到的决定性作用，而 GDP 的作用较小，但上述实证分析结果却与以往经验分析略有差异：需求对 GDP 变动的敏感程度十分接近固定资产投资的效果；整体市场中货运周转量波动对需求起到了正向作用效果；燃料价格指数的增加将直接影响需求量的增长。考虑到 2002 年以后在中重型商用车内部发生的巨大分化（重型商用车需求超过中型，两极化增长趋势明显），为了进一步反映内部需求结构变化以及从统计方法上解决这种变化带来的相互影响，本文用 Y_t^k 表示第 k 种车型的需求量，拟建立如下的 SUR 模型进行实证分析。

$$\begin{cases} \ln Y_t^{\text{重卡}} = \beta_0^a + \beta_1^a \ln IFA_t + \beta_2^a \ln GDP_t + \beta_3^a \ln THW_t + \beta_4^a \ln OPI_t + \varepsilon_t^a \\ \ln Y_t^{\text{中卡}} = \beta_0^b + \beta_1^b \ln IFA_t + \beta_2^b \ln GDP_t + \beta_3^b \ln THW_t + \beta_4^b \ln OPI_t + \varepsilon_t^b \end{cases}$$

表 1 SUR 模型的估计结果

	IFA	GDP	THW	OPI	R^2
重型商用车	7.47	3.67	15.01	53.54	0.88
中型商用车	-3.48	1.87	4.74	-15.51	0.93

表 1 的估计结果显示，各宏观经济指标对两种卡车的影响效果存在显著差异，重型商用车对宏观政策作用效果的反应程度要明显高于中型商用车；对于直接表示投资需求的固定资产投资，其对重型商用车的影响程度占最主要位置，却导致了中型商用车需求的反向波动；反映消费需求的 GDP，其对重型商用车的影响亦大于中型商用车，但却替代了固定资产投资成为导致后者需求正向增长的主要因素之一。由于固定资产投资才是直接反映投资政策的作用载体，因此本文从这一角度更进一步探讨其影响效果在区域间的差异。

(二) 固定资产投资对中重型商用车需求的面板协整分析

根据需求模型的结果并借鉴文献资料和前人的研究，本文将重点研究固定资产投资与商用车市场的关联。由此建立面板数据模型的一般形式如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， β_i 度量了 i 地区固定资产投资水平对商用车需求的影响。由于 α_i 和 β_i 均取决于地区特征，而各地区固定资产投资水平对商用车需求的影响是不同的，所以模型将呈现异质性的特征。此外， α_i 可以有效地克服由于地区差异性特征所造成的遗漏变量问题。

由表 2 可知，两个变量的面板数据水平值的 t -bar 检验的下尾单侧 P 值均大于 50%，不能拒绝存在面板单位根的原假设；而其一阶差分数据的 t -bar 检验的下尾单侧 P 值均近乎为 0，高度显著地拒绝原假设。所以，由面板数据水平值和一阶差分数据的检验结论可知，两个变量的面板数据均为 $I(1)$ 过程所生成。这一结论不仅刻画了国内中重型商用车需求水平和固定资产投资水

平的非平稳特征，也是下文面板数据协整检验与估计的基础。

表2 中重型商用车需求和固定资产投资的的面板数据单位根检验结果

变量		y	Δy	x	Δx
IPS	\bar{t} 检验统计量	-2.8417	-31.5709	1.6233	-25.1559
	P 值	0.0022	0.0000	0.9477	0.0000
ADF	\bar{t} 检验统计量	193.294	813.227	31.0649	594.242
	P 值	1.0000	0.0000	0.9996	0.0000
PP	\bar{t} 检验统计量	396.273	1127.59	33.0500	594.386
	P 值	0.9972	0.0000	0.9991	0.0000

从表3的检验结果可以看到，所有检验一致支持我国各地区的固定资产投资水平和商用车需求水平之间存在长期、稳定的协整关系。

表3 中重型商用车需求和固定资产投资的的面板数据协整检验结果

	组内		组间	
	统计量	P 值	统计量	P 值
Panel-v	-2.9970	0.0045		
Panel-rho	-8.0467	0.0000	Group-rho	-6.0246 0.0000
Panel-PP	-13.1263	0.0000	Group-PP	-14.4151 0.0000
Panel-ADF	-19.7648	0.0000	Group-ADF	-16.4284 0.0000

(三) 中重型商用车需求与固定资产投资面板协整的 FMOLS 分析

表4 FMOLS 的估计结果

地区	a_i	t 检验值	b_i	t 检验值	地区	a_i	t 检验值	b_i	t 检验值
北京	0.107	38.52	0.095	5.67	湖北	0.247	27.86	0.213	26.40
天津	0.071	10.34	0.079	6.51	湖南	0.374	42.74	0.331	5.85
河北	0.391	14.95	0.226	0.63	广东	0.326	38.53	0.337	7.52
山西	0.208	38.82	0.198	17.19	广西	0.338	61.85	0.365	5.73
内蒙古	0.344	37.92	0.193	13.10	海南	0.512	1.60	0.475	1.11
辽宁	0.314	24.57	0.140	15.51	重庆	0.171	30.47	0.163	15.15
吉林	0.242	34.49	0.082	23.00	四川	0.303	53.05	0.331	22.15
黑龙江	0.458	35.56	0.404	25.33	贵州	0.589	50.54	0.693	17.98
上海	0.013	4.11	0.089	9.41	云南	0.463	43.89	0.486	18.24
江苏	0.162	6.19	-0.067	-4.36	西藏	0.055	0.78	-0.281	-0.78
浙江	0.094	16.74	-0.106	-28.02	陕西	0.485	54.92	0.487	20.44
安徽	0.227	56.21	0.017	1.15	甘肃	0.154	3.22	-0.279	-19.03
福建	0.201	12.82	0.089	9.50	青海	0.141	2.95	-0.185	-2.59
江西	0.235	37.57	0.091	4.18	宁夏	0.365	14.27	-0.261	-9.40
山东	0.183	8.46	0.104	4.45	新疆	0.361	93.64	-0.389	-4.17
河南	0.22	36.14	-0.118	-5.35					

表4结果显示，固定资产投资的变化对典型生产资料市场的影响在区域间存在显著差异。河北、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、山东、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵

州、云南、陕西等地区的固定资产投资水平对中重型商用车需求呈现非常大的影响，处于经济政治中心的城市（如北京、上海等）及投资活动较弱的地区（天津、吉林、江西等），投资水平对商用车需求的影响较小。实证结果还表明地区间商用车的需求水平和固定资产投资水平间并不简单存在一个正向或负向影响关系。其中北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、福建、江西、山东、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西，这些地区的中重型商用车需求与固定资产投资水平之间呈现出正向作用关系。而江苏、浙江、甘肃、青海、宁夏、新疆，这些地区的中重型商用车需求与固定资产投资水平之间呈现出负向作用关系。由此可见，中国多数地区的经济发展方式依旧以投资拉动为主，而以上海为首的许多沿海发达地区正在慢慢实现经济发展方式的转变，因此带来了固定资产投资水平与商用车需求之间作用关系正负的差别。

四、基本结论

本文应用 1999—2008 年我国固定资产投资、国内生产总值、公路货运周转量、动力类原材料购进价格指数以及中重型商用车销量的月度数据和 2005—2008 年我国 31 个地区固定资产投资和中重型商用车销量的季度数据，通过 SUR 方法和面板协整理论分析和检验了中重型商用车为例的典型生产资料市场需求的影响因素以及其在各地区产生的差异，得到如下结论。

第一，尽管从投资需求角度，固定资产投资对典型生产资料整体市场的作用效果仍占据主要地位，但以典型生产资料需求分析为出发点的实证结果表明，在投资政策影响下的消费需求对细分市场的影响效果同样不容忽视，两者结合可以从更微观的层面、更全面地反映投资政策对投资需求的作用效果。作为典型工程型生产资料的中重型商用车，一方面，固定资产投资对整体市场的影响依旧十分直接和明显，单位固定资产投资波动将带动整体需求 1.94 个百分点的增长；另一方面，随着经济增长方式由投资拉动向投资、消费双向拉动的转型，近年来以 GDP 为代表的消费需求也逐渐发展成为影响中重型商用车需求的重要因素之一，单位 GDP 波动带动整体需求 1.77 个百分点的增长效果已与投资需求的影响相当接近。

第二，随着生产资料需求的逐渐细化以及产品本身的不断完善，典型工程类生产资料的功能和专用性区分更加明确，SUR 模型从统计角度考虑了内部需求结构变动的影响，分析了投资政策对细分需求的作用效果。以中重型商用车为例，投资政策的实施将很快落实于基础设施建设，从而间接拉动工程型生产资料中载重量大的运输工具的需求，表现为单位固定资产投资增加将带动重型商用车 7.47 个百分点的增长；而载重量相对较低的中型商用车在投资政策的实施初期需求增速却有所减弱，这是由于作为主要影响因素的固定资产投资波动导致其需求 3.48 个百分点的反向增长。实证结果表明，投资政策的改变更多时候带来了典型生产资料市场内部需求结构的转换，即中重型商用车内部需求结构重型化的转变。

第三，面板协整检验首先确定了投资政策通过影响投资需求作用于典型生产资料需求的稳定关系，FMOLS 方法则从微观层面更进一步揭示了投资政策影响效果的地域性差异。由于甘肃、青海、宁夏和新疆等西部省市以及地处东部沿海的江苏和浙江对中重型商用车的本身需求偏低，因此投资政策在上述省份通常表现出负向的作用效果；在北京、上海等消费需求占主要位置的发达地区以及东部大多数地区，投资政策的作用效果系数相对较小；而在中南部的大多数内陆省份，对中重型商用车的需求相当可观，投资政策在这些省市有十分明显的作用效果。

[参考文献]

[1] 刘金全、范剑青：《中国经济周期的非对称性和相关性研究》，《经济研究》，2001 年 5 期。

- [2] 刘金全、于惠春：《我国固定资产投资和经济增长之间的影响关系的实证分析》，《统计研究》，2002 年 1 期。
- [3] 范剑平：《扩大内需政策效果评价与下一步对策》，《宏观经济研究》，1999 年 9 期。
- [4] 周业安、赵坚毅：《市场化、经济结构变迁和政府经济结构政策转型——中国经验》，《管理世界》，2004 年 5 期。
- [5] 郭克莎：《我国产业结构变动趋势及政策研究》，《管理世界》，1999 年 9 期。
- [6] 桥为过、周卫峰：《中国三次产业结构特征及解释》，《数量经济技术经济研究》，2004 年 11 期。
- [7] 朱钟棣、李小平：《中国工业行业资本形成、全要素生产率变动及其趋异化：基于分行业面板数据的研究》，《世界经济》，2005 年 9 期。
- [8] 张世贤：《工业投资效率与产业结构变动的实证研究——兼与郭克莎博士商榷》，《管理世界》，2000 年 9 期。
- [9] 孙巍、李何、王文成：《产能利用率与固定资产投资关系的面板数据协整研究——基于制造业 28 个行业样本》，《经济管理》，2009 年 3 期。
- [10] Greenwood J, Hercowitz Z, Huffman G W. Investment, capacity utilization, and the real business cycle, *American Economic Review*, 1988, 78 (3): 402 - 417.
- [11] Rajaram D. Liberalisation of automobile industry policy and demand for commercial vehicles, *Economic and Political Weekly*, 1986, 21 (8): 2 - 8.
- [12] Sanjay K. Commercial vehicles industry in India: a case history, 1928—1987, *Economic and Political Weekly*, 1987, 22 (42): 1809 - 1813, 1815 - 1823.
- [13] 徐长明：《2002 年中国汽车产销形式分析》，《中国汽车市场年鉴 2003》，2003 年。
- [14] 汪卫东：《国内商用车企业当前面临的市场环境变化及挑战》，《交通世界》，2006 年 11 期。
- [15] 姚丽萍、张会峰：《营销环境关键因素分析》，《市场研究》，2006 年 10 期。
- [16] 徐长明：《2008 年商用车市场形势预测》，《物流技术与应用》，2008 年 4 期。
- [17] 黄承林：《商用车市场调整后新局》，《商用汽车杂志》，2007 年 1 期。
- [18] 巴尔特格：《理论计量经济学精粹》，北京：北京大学出版社，2005 年。
- [19] Im K S, Pesaran M H, Shin Y. *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, Mimeo, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1997.
- [20] Pedroni P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61 (S1): 653 - 670.
- [21] Pedroni P. Purchasing power parity tests in cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83 (4): 727 - 731.
- [22] Newey W K, West K D. Automatic lag selection in covariance matrix estimation, *Review of Economic Studies*, 1994, 61 (4): 631 - 654.

[责任编辑：赵东奎]