

文章编号 :1000-582X(2007)10-0152-07

基于 VAR 模型的中国铁路货运需求实证分析

文书生^{1,2}叶怀珍¹

(1. 西南交通大学, 四川成都 630031 2. 重庆工学院, 重庆 400050)

摘 要 在建立铁路货物运输、国民经济、铁路路网扩展的协整 VAR 模型基础上,对铁路货物运输需求的长期的收入弹性和供给弹性进行了估计,并对三者的短期动态关系进行了分析。结果表明,铁路货物运输具有长期平稳的、幅度不大的收入弹性,而长期的供给弹性大且不稳定。在短期中,国民经济是铁路货物运输的重要影响因素,路网扩展对其影响不大。铁路货运和路网扩展的短期变化对国民经济冲击不大。铁路货物运输是路网扩展的重要影响因素,而国民经济的短期变化对路网扩展的影响不大。

关键词 铁路;货物运输;需求;VAR

中图分类号 :U294

文献标志码 :A

铁路运输是国民经济发展的基础,同时也是国民经济的重要组成部分。中国是一个幅员辽阔的发展中国家,工农业生产所需的原材料、成品和半成品的运输大部分是靠铁路运输来完成的,铁路货运对社会经济的发展起到了极大的推动作用,另一方面随着国民经济的增长,政府财政对铁路基础建设的投资增加,铁路自身也得到了长足的发展。近几年来,由于公路和其他运输方式的发展,铁路货物运输受到了严重的挑战。于是铁路货物运输的预测以及货物运输与国民经济发展、铁路路网扩展的关系等问题受到人们的关注。

1 问题的提出

有关货物运输需求以及货物运输与国民经济、铁路路网扩展的关系问题的研究,大多是以传统的 OLS 的方法建立回归模型并得出结论^[1],这些研究大多没有考虑数据的时间特性,认为时间序列都是平稳的,其结果容易产生“伪回归”。实际上大多数经济时间序列都是非平稳的,Granger, Phillopins 等(1986)提出非平稳时间序列之间具有协整关系时才存在长期均衡的关系,产生真回归^[2]。笔者将用协整的 VAR 模型分析中国铁路货物运输需求的结构关系。

向量自回归(VAR)模型是近几年来经济研究中对多个相互联系的经济变量进行综合分析运用较多的一种方法,它不仅能考察各变量来自自身的影响,也能考察来自其它变量的影响,在 VAR 系统下可详细分析各变量之间的长期均衡和短期动态关系^[3]。近几年来,国外运用 VAR 模型对宏观经济和金融问题进行了大量的研究。中国在这一领域有人开始涉足,如蒋永志、王小莉(2005)用 VAR 研究了经济增长中的预算外非税支出的长期效应,陈洪海等(2005)研究了我国的卫生费用与经济增长的关系。然而国内外运用 VAR 对交通运输需求的研究较少。Mudit Kulshreshtha 等(2001)运用 VAR 模型研究了印度铁路货物运输与国民经济及货运价格的长期和短期的均衡关系,分析了印度铁路货物运输需求的收入弹性和价格弹性。刘建强、何景华(2002)运用 VAR 模型仅仅分析了我国交通运输的货运量、客运量与国民经济的协整关系和 Granger 因果关系。笔者根据我国的统计资料建立一个以铁路货物运输量、国内生产总值(GDP)、铁路运营路线里程三个变量的 VAR 模型,把国民经济的成长和铁路货运需求以及铁路路网扩展纳入一个系统考察其长期和短期均衡的动态关系,从而确定一个铁路货

收稿日期 2007-05-12

作者简介:文书生(1963-),男,西南交通大学博士研究生,重庆工学院副教授,主要研究方向为交通运输规划与管理,
(E-mail)wenshushengcq@126.com。

物运输需求分析系统。国民经济增长是货运需求的收入影响因子，路网扩展是货运需求的供给因子。笔者通过国民经济铁路货运铁路路网的 VAR 模型的估计和进一步分析(如协整分析、脉冲响应函数和变异分解)，旨在考察(1)铁路货运运输需求与国民经济增长和铁路路网扩张长期和短期的均衡关系。(2)国民经济、铁路货运和铁路路网扩张三者相互影响的关系本质是什么。(3)铁路货运需求系统对来自其它变量冲击的反应怎样。(4)从 3 者的本质关系的分析中可得到怎样的政策启示。

2 VAR 建模理论及相关问题

2.1 VAR 模型的确定

自 Sim (1980) 创立用向量自回归 (Vector Autoregression VAR) 建模方法以来，这一方法在宏观经济领域得到了广泛运用，它通常用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响的分析。向量自回归模型实际上是向量自回归移动平均 (VARIMA) 模型的简化，后者因参数过多带来很多问题而少有应用。一般的 VAR 模型数学表达式为

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \mu + \psi D_t + u_t, \quad (1)$$

其中 $t=1, 2, \dots, k$ $p=1, 2, \dots$ 。

这是一个具有 K 维 P 阶的向量自回归模型，其中 Y_t 是含有 k 维时间序列变量的一组向量 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt})'$ A_i 是 $k \times k$ 系数矩阵 μ_t 是 Gauss 白噪声带， u_t 和 u_s 是相互独立的，因 $t \neq s$ ，且 $u_t \sim N(0, \Sigma)$ D 是非随机的外生变量 Y_1, Y_2, \dots, Y_k 是参加确定分析的时间序列。本文 VAR 模型中 $k=3$ $Y_t = (TKM_{(t)}, GDP_{(t)}, L_{(t)})'$ GDP 是国民经济发展指标 - 国内生产总值， TKM 为铁路货运需求指标 - 货运周转率， L 为铁路路网扩展指标 - 运营里程数。 P 为滞后阶数，在实际研究中总希望 P 越长越能反应模型的动态关系，因此 $VAR_{(p)}$ 模型对 P 的确定也是一个关键。定阶的方法较多，本文根据 AIC 和 SC 信息量取值最小的准则确定模型的阶数。

2.2 单位根过程及协整关系

对于具有协整关系的向量自回归模型，首先要通过对单一序列的单位根过程检验。如果一个时间序列的均值或自协方差函数随时间而改变，那么这个序列就是非平稳时间序列。非平稳的时间序列(至少是低阶单整 $I(1)$)之间具有协整关系才能说明多变量间存在长期的均衡关系。

设随机过程 $\{y_t, t=1, 2, \dots\}$,

若 $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ 其中 $\rho = 1$ ε_t 为一平稳过程 且

$E(\varepsilon_t) = 0, Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \mu_t < \infty$ 这里 $s=0, 1, 2, \dots$ 则称这一过程为单位根过程 (Unit Rooted Process)。

若单位根过程经过一阶差分成为平稳过程，即

$$y_t - y_{t-1} = (1 - B)y_t = \varepsilon_t, \quad (2)$$

则该序列为一阶单整序列，记为 $I(1)$ ，若经过 d 次差分达到平稳，则称为 d 阶单整序列，记为 $I(d)$ 。 $I(0)$ 表明该序列是平稳的。如果系统中的变量都是 $I(0)$ 序列则可直接建立传统的回归方程，估计变量间的均衡关系。Engle Granger (1987) 认为 $I(1)$ 单整序列间只要是协整的也具有长期的均衡关系。

协整的定义是，如果 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}$ 为 $I(d)$ 都是 d 阶单整的，存在一个向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$ ，使得 $\alpha y'_t \sim I(d-b)$ 这里 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$ $d \geq b \geq 0$ 。则称序列 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}$ 是 (d, b) 阶协整，记为 $y_t \sim CI(d, b)$ α 则为协整向量。

Engle Granger (1987) 奠定了协整的理论基础，并完成两个变量的协整检验法，Johansen 和 Juselius (1990) 在此基础上提出了一种在 VAR 系统下用极大似然估计来检验多变量之间协整关系的方法，这种方法就叫 Johansen 检验。Johansen 检验能判定协整方程的个数，该数被称为协整秩。如果有 N 个协整方程，即不存在单整的时间序列，则可以根据所有序列的协整方程重新建立 VAR 模型。根据 Granger (1987) 的推论，协整的 VAR 模型可以用误差纠正模式来表示

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

Π 是 $k \times k$ 系数矩阵可表示为 $\Pi = \alpha \beta'$ α, β 都是 $k \times r$ 矩阵。此处 k 表示加入考察的变量数 r 表示协整阶， β' 是一个表示协整关系的矩阵，因此 $\beta' Y_t$ 是平稳的，这就表示各参与变量间具有一种长期的均衡关系，长期均衡关系是指尽管在短期中变异的冲击对变量产生不平稳的影响，但随着时间系统仍然回到平稳状态。 α 为向长期均衡调整的速度。

2.3 脉冲响应函数和变异分解

新信息对 VAR 中的单方程的影响是通过脉冲响应函数来分析的，它测量一个动态系统中在给定时间点的震颤对变量未来值的影响的时间特性。脉冲响应函数 (Impulse Response Function) 用于衡量来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响。考虑一个两变数滞后两期的 VAR 模型

$$y_{1t} = A_{111} y_{1t-1} + A_{112} y_{2t-1} + A_{211} y_{1t-2} + A_{212} y_{2t-2} + B_1 t + \varepsilon_{1t}, \quad (4)$$

$$y_{2t} = A_{112} y_{1t-1} + A_{122} y_{2t-1} + A_{221} y_{1t-2} + A_{222} y_{2t-2} + B_2 t + \varepsilon_{2t}. \quad (5)$$

ε_{1t} 的任何变化将会立即改变 y_{1t} 的值，同时它也将

通过这一系统的动态结构改变 y_{1t} 和 y_{2t} 的所有未来值。脉冲响应函数试图描述这些影响的轨迹,显示任意一个变量的扰动如何通过模型影响所有其它变量,最终又回馈到自身的过程。在进行 VAR 模型动态特征分析时还需做方差分解。方差分解的意义是把系统中每个内生变量(共 m 个)的波动(k 步预测均方误差)按其成因分解为与各方程新息相关联的 m 个组成部分,从而了解各新息对模型内生变量的相对重要性。

3 实证结果及分析

根据中国统计年鉴取 1952 - 2004 年的年年度数据为样本,铁路货物运输周转量($\times 10^8 t \cdot km$)为铁路货物运输需求指标,变量名记为 D ,1952 - 2004 年的国内生产总值 GDP(亿元)作为国民经济发展指标,变量名记为 Y 。1952 - 2004 年我国铁路运营里程($\times 10^4 km$)为路网扩展指标,变量名记为 S 。为了消除单位差异,便于在一个系统中分析,将 3 个变量转换为自然对数,因此在以下的分析中变量名将变为 $\ln D$ 、

$\ln Y$ 、 $\ln S$ 。在 VAR 系统中组成 3×1 的向量 $(\ln D, \ln Y, \ln S)'$ 。

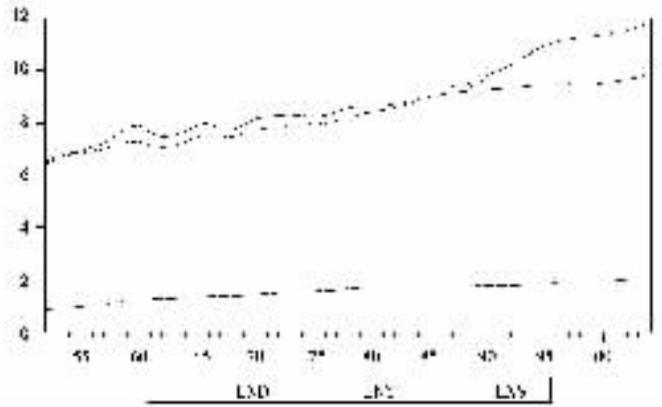


图1 铁路货物周转量、GDP、铁路运营里程序列

3.1 单位根及协整检验

从图1看出货运周转率、GDP、运营里程3个序列经过对数变化后时间上升趋势比较平缓,因此可作3个变量 $\ln D$ 、 $\ln Y$ 、 $\ln S$ 有截距项的 ADF 检验,检验结果如表1。

表1 铁路货物运输 GDP 运营里程对数原序和一阶差分 ADF 检验

variable	ADF Test Statistic	1% Critical Value*	5% Critical Value	10% Critical Value
$\ln D$	-1.329 6	-3.562 5	-2.919 0	-2.597 0
$\ln Y$	1.721 6			
$\ln S$	-2.264 1			
$D\ln X(-1)$	-5.926 1	-3.565 3	-2.920 2	-2.597 7
$D\ln Y(-1)$	-4.071 5			
$D\ln S(-1)$	-4.349 5			

* MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

3 个序列的 ADF 值均大于 10% 水平的 MacKinnon 关键值,不能拒绝存在单位根的原假设,经过一阶差分后 ADF 值均小于 1% 关键值,拒绝单位根的原假设,说明三个变量均属于一阶单整序列 $I(1)$ 。据此,可对 $\ln D$ 、 $\ln Y$ 、 $\ln S$ 三序列做 Johansen 协整检验,检验结果列入表2。

由表2看出,1952 - 2004 的全样本在 1% 水平上拒绝 $r=0$,子样本 1965 - 1980 在 5% 水平上拒绝 $r \leq 1$,1978 - 2004 样本在 5% 水平上拒绝 $r \leq 2$,全样本和 2 个子样本分别有 $r=1$ 、 $r=2$ 个协整向量,说明 3 个变量具有协整关系。由此看出,铁路货物运输需求、国民经济发展 and 铁路路网扩展存在长期的均衡关系。

表2 VAR 系统中 3 个变量的 Johansen 协整检验

Sample	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
1952 - 2004	0.467 104	41.432 22	24.31	29.75	$r=0^{**}$
	0.167 002	9.331 379	12.53	16.31	$r \leq 1$
	0.000 245	0.012 483	3.84	6.51	$r \leq 2$

续表

Sample	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
1952 - 1980	0.508 762	32.958 01	24.31	29.75	$r = 0^{**}$
	0.386 205	15.187 34	12.53	16.31	$r \leq 1^*$
	0.112 547	2.984 988	3.84	6.51	$r \leq 2$
1978 - 2004	0.535 709	32.506 50	24.31	29.75	$r = 0^{**}$
	0.326 012	14.092 63	12.53	16.31	$r \leq 1^*$
	0.175 230	4.623 615	3.84	6.51	$r \leq 2$

(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level. 注①协整检验在 VAR 估计的框架内,根据 AIC 和 SC 值最小原则确定 VAR 模型,估计出 1952 - 2004 样本和 1952 - 1980、1978 - 2004 两个子样本均为 VAR(2)。

3.2 铁路货物运输需求的长期的结构关系分析

在协整的变量间长期均衡关系的估计方法可用协整的回归方程估计出铁路货物运输需求长期结构方程为

$$\ln D = \alpha(1) \ln Y + \alpha(2) \ln S + C. \quad (6)$$

其中 C 为常数由于序列为对数, $\alpha(1) - \alpha(2)$ 则分别为铁路货物运输需求的收入弹性和供给弹性。笔者分别用 1952 - 2004 全样本和 1952 - 1980、1978 - 2004 两个子样本采用极大似然法估计上述方程,结果见表 3。

表 3 铁路货物运输需求长期结构关系极大似然估计

估计期	长期结构关系
	$\ln D = 0.1358 \ln Y + 1.9383 \ln S + 4.2775$
1952 - 2004	$(0.1430) \quad (0.0811)^a$ $(9.5236) \quad (23.886)^b$
	$\ln D = 0.6207 \ln Y + 1.002 \ln S + 1.842$
1952 - 1980	$(0.1040) \quad (0.2436)$ $(5.971) \quad (4.113)$
	$\ln D = 0.315 \ln Y - 0.34 \ln S + 6.669$
1978 - 2004	$(0.1770) \quad (0.1192)$ $(17.81) \quad (-2.854)$

a()表示标准差,b()表示 Z 检验值,所有的系数的 P 值均小于 0.001。

从表 3 看出我国铁路货物运输的长期收入弹性从 0.13 到 0.62 变化不大,说明国民经济的发展对货物运输需求的长期以来有稳步的推动作用,但弹性不大。从 1952 - 2004 样本来看,路网扩展对铁路货运需求有较大的供给弹性,随着路网扩展货物运输需求的增长幅度很大,这是因为我国幅员辽阔,铁路线网相对较小,覆盖率较小,铁路线运输线运营密度较大。两个子样本 1952 - 2004 和 1979 - 2004 的收入弹性和供给弹性发生变化,这是改革开放的经济政策所致,改革开放前我国的国民收入主要来自基础产业,而基础产业大

部分依赖铁路运输,因此铁路货运需求必定会随着国民经济的增长而快速的增长。改革开放后,国民经济的发展对铁路货运仍保持推动的作用,但路网扩展与铁路货运需求出现了负增长的关系,这是因为改革开放以来,一方面反映出公路运输运输的发展对铁路造成的压力,另一方面反映出新建铁路路线的产业经济功能的下降。

3.3 短期的动态关系分析

3.3.1 VECM 的分析

Engle Granger (1987) 提出的表征定理 (representation theorem) 表示,协整的变量的短期调整可从 ECM 中估计出来,误差纠正项的系数(ECT)反应了与长期均衡的关系。VECM 表示为

$$\Delta Y = \sum_{i=1}^n A_i(L) Y_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + U_t. \quad (7)$$

此处, ΔY 是向量 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ 的差分, $A_i(L)$ 是滞后算子 L 的多项式, ECT 是向长期均衡调整的误差纠正项, λ 为调整系数向量,表示解释变量与长期均衡的变异程度。在先前估计的 VAR 框架内对 1952 - 2004 的货物运输需求,国民经济增长,和路网扩展样本作 VECM 估计,其结果是货物运输需求的短期调整系数 λ 为 -0.33,国民经济的调整系数为 0.174,路网扩展的系数为 -0.03,这说明当铁路货运需求在短期内偏离长期均衡关系时,货物运输本身对其回到均衡状态的调整力度较大,由于国民经济的 λ 值为正,因此在短期内不能起到向长期均衡的调整作用。铁路路网扩展有调整作用,但调整的力度较小。

3.3.2 脉冲响应和变异分解

脉冲响应函数可以显示出变量对来自系统中任何一个变量产生的新信息的响应程度,他具有较强的时间特性。笔者把铁路货运需求、国民经济增长、铁路路网扩展列入在 VAR 系统中加以分析,脉冲响应函数有助于进一步分析系统新信息对各个变量的影响。

脉冲响应函数把大部分系统信息归于第一个变量,变量顺序的改变对产生的结果是不同的,要分析所有的序的组合显得困难。因此,在分析一个变量系统信息的响应时,有专家提出了一种根据 Granger 因果关系弱外生性(weak exogeneity)检验,具有弱外生性

的变量排第一序的方法,可减少分析的复杂性^[4]。从 Granger 因果关系的 Wald 检验中发现 $\ln Y$ 的弱外生性。因此本系统各变量的脉冲响应以及变异分解就 $\ln Y \rightarrow \ln D \rightarrow \ln S$ Cholesky 序加以分析。图 2 显示了各变量对一个标准差信息的响应程度。

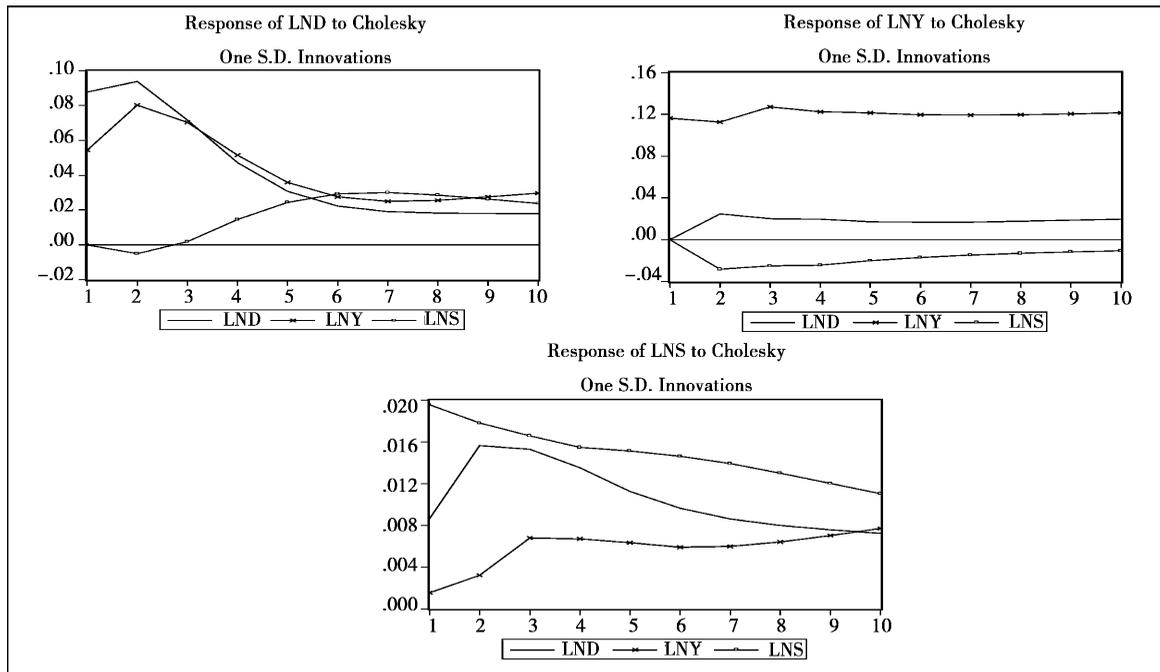


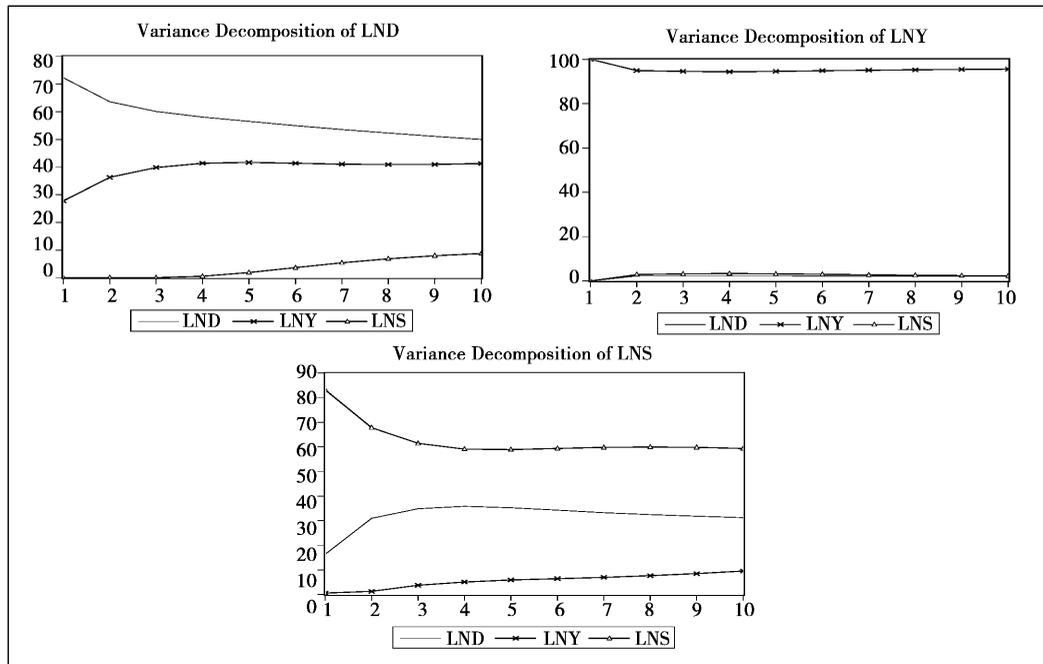
图2 Cholesky $\ln Y \rightarrow \ln D \rightarrow \ln S$ 序脉冲响应组图

从图2看出横向数字是响应时期,这里可以指年,货物运输对来自自身的新信息的反应敏感,在第2年达到高峰,以后逐年减弱,第6年后趋于平稳;对来自国民经济增长的新信息的响应与其自身的新信息的响应一致,这说明铁路货物运输和国民经济的变化,决定着铁路货物运输需求未来一两年的变化。而铁路货运对路网扩展的新信息的响应缓慢,在第2年有一个较小的负向响应,然后调整向上到第6年后达到正向响应的高峰并趋向平稳,这说明新增铁路线路对铁路货运在前3年内影响不大,它的运力作用在第6年后才能完全表现出来,这可能与新增铁路试运营期有关。

国民经济对来自自身的新信息响应较大而且平稳,对货物运输的变化响应较小,最大响应期在第2年,说明国民经济的增长主要来自自身的发展,而铁路货物运输对国民经济3%的推动作用,并且在第2年显示出来,铁路线的变化对国民经济的发展在第2年有一个3%负向影响,这说明铁路线的建设需要大量的资金和人力的投入,而其经济回报期很长,在短期内无法体现对经济增长的贡献。

铁路路网扩展对自身的变化反应较快,第一年便达到19%,以后逐渐减弱,对铁路货运的影响在第1年便做出了响应,到第2年响应值到达顶峰,以后逐年下降,而对国民经济的增长响应较慢,只有在第3年国民经济的增长对铁路建设的推动作用才完全显现,且以后一直不变。从较短的时间来看,铁路路网建设主要是自身的发展和货物运输需求来决定的,但从较长的时期来看,则是由路网扩展本身,铁路货运需求,国民经济的增长共同决定的。收入的增加并不一定立即改变铁路线的长度,而货物运输需求的增加则要求延长铁路运营线路,或增加新的线路。由此可以看出,中国铁路线路的投资建设首先是需求决定,然后是收入决定。

协整变量的变异分解分析了系统中变量的变异的构成情况,它反应了变量的相互重要性。由图3看出,国民经济是货物运输短期调整的重要影响因素,其贡献率达40%,国民经济的短期的调整主要由自身的变异来解释,变异的贡献率达90%以上。铁路货运需求是铁路路网扩展变异的重要因素,其贡献率达30%~40%。

图 3 $\ln Y \rightarrow \ln D \rightarrow \ln S$ 变异分解组图

4 结论及政策建议

中国 1952 - 2004 年的铁路货物运输周转量,国内生产总值(GDP)和铁路运营里程的年度数据建立了一个滞后二阶的向量自回归模型 VAR(2)。在此模型的框架下,笔者对 3 个变量进行了单位根和协整检验,结果显示铁路货物运输需求,国民经济增长与铁路路网扩展之间具有长期的均衡关系。由此建立起一个铁路运输需求的供给和收入方程,估计结果表明铁路货物运输需求的长期收入弹性平稳,且弹性不大,说明铁路货物运输随着国民经济增长会稳步增长,但国民经济增长对铁路货物运输需求的拉动幅度不大。铁路货物运输有一个较大但不稳定的供给弹性,说明我国的铁路货物运输受铁路运营线路制约较大。短期的动态关系分析表明了短期国民经济增长是铁路货物运输最主要的影响因素,且来自国民经济增长对铁路运输需求产生的影响在第 2 年便达到顶峰,铁路路网扩展对铁路货物运输影响较弱,短期内铁路货物运输是铁路路网扩展主要的影响因素,其影响度在第 3 期达到顶峰,短期内国民经济增长主要来自自身结构的影响,铁路货物运输需求和路网扩展对其影响较小。

上述建议的政策启示为:尽管近几年来铁路货运受到公路以及其它的运输方式的挑战,在短期内铁路运输对国民经济增长影响不大,但随着国民经济增长铁路货物运输需求仍会持续稳步增长,且从长期的关系看,铁路路网的发展大大影响着铁路的货物运输,这就要求从长远的规划应大力加强铁路路网的建

设。另一方面管理者们在铁路路网建设时应加强新建铁路的产业功能分析和定位,并强化新建铁路网的管理,缩短投入产出期,尽快满足现有的货物运输的需求,产生经济效益。

参考文献:

- [1] 李玲琴. 中国交通运输业与国民经济增长相关性探讨[J]. 青海师范大学学报, 2001(4): 12-15.
- [2] 赵文奇. 经济计量学建模方法论研究[M]. 成都: 西南财经大学出版社, 1998: 17-19.
- [3] 顾岚. 时间序列分析在经济中的运用[M]. 北京: 中国统计出版社, 1994: 345-350.
- [4] 蒋永志, 王小利. 经济增长中预算外非税支出的长期效应分析[J]. 预测, 2005(6): 56-60.
- [5] 陈洪海. 我国卫生费用与经济增长关系研究[J]. 预测, 2005(6): 24-27.
- [6] MUDIT KULSHRESHTHA, BARNALI NAG. A multivariate cointegrating vector autoregressive model of freight transport demand: evidence from Indian railways[J]. Transportation Research Part A, 2001(35): 29-45.
- [7] 李建强, 何景华. 交通运输业与国民经济增长的实证研究[J]. 交通运输工程与信息, 2002(1): 82-86.
- [8] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 运用[M]. 北京: 中国统计出版社, 2002: 166-179.
- [9] MUDIT KULSHRESHTHA, JYOTI K PARIKH. Modeling demand for coal in India: vector autoregressive models with cointegrated variables[J]. Energy, 2000(25): 149-168.
- [10] JOHN W KEATING. Macroeconomic Modeling with Asymmetric Vector Autoregressions[J]. Journal of

- Macroeconomics, 2000, 22(1): 1-28.
- [11] JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control 1988 (12) 231-254.
- [12] JOHANSEN S , JUSELIUS K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 1990 52 : 169-210.
- [13] JOHANSEN S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressive models[J]. Econometrica , 1991 , 59 : 1551-1580.
- [14] WANKEUN OH , KIHOOON LEE. Energy consumption and economic growth in Korea : testing the causality relation[J]. Journal of Policy Modeling , 2004 , 26 : 973-981.
- [15] RAMANATHAN R. Short-run and long-run elasticities of gasoline demand in India : an empirical analysis using cointegration technique[J]. Energy Economics , 1999 , 213 321-30.
- [16] ENGLE RF , GRANGER CWJ. Cointegration and error-correction : representation , estimation and testing[J]. Econometrica , 1987 55 251-76.
- [17] PESARAN MH , SHIN Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium[J]. Journal of Econometrics , 1996 71 : 117-43.

Empirical Analysis of the Demand of Rail Freight Transport in China on Basis of VAR Model

WEN Shu-sheng^{1 2} , YE Huai-zhen¹

(1. Southwest Jiaotong University , Chengdu 630031 , China ;

2. Chongqing Institute of Technology , Chongqing 400050 , China)

Abstract : With the rapid development of road and other transport modes in China , the railway freight transport is confronted with great challenge. So , the relations of rail freight transport , development of national economy and extension of railway become focuses. This paper makes a cointegrating VAR model according to the data from Chinese Statistical Year Book. On the basis of the model of the long-run and short-run equilibrium of rail freight demand are analyzed , The result shows that the rail freight transport in China has a stable and low elastic coefficient of income and a high but unstable elastic coefficient of supply in long-run. In short dynamics , the national economy is the first factor affecting rail freight demand and in the second term the innovation reaches a top point. Extension of railway has little effect on rail freight transport. The innovations from rail freight transport and railway extension has little impulse on national economy. Rail freight is the important factor affecting extension of rail-way with a third-term top , but GDP has a little impulse on it. Further analysis on the result and suggestion on policy are made.

Key words railway ; freight transportation ; demand ; VAR

(编辑 张小强)