

日本经济发展与中日贸易的经济计量分析

姚峰¹, 史宁中²

1. 香川大学经济学部, 高松市 760 - 8523, 日本;
2. 东北师范大学金融与信息工程研究中心, 长春 130024)

摘要:基于向量自回归经济计量模型,分析中日贸易与日本经济发展的长期关系和因果关系等问题.将多变量时间序列间的单方向因果测度理论应用于中日两国宏观经济的实证分析,从因果关系角度揭示了7个主要宏观经济指标间长短期关系及相互作用机制,并从经济计量学的角度阐明了在过去20年中日经济发展的互补关系.

关键词:经济计量模型;长期经济关系;因果关系;中日经济;国际贸易

中图分类号:F11 **文献标识码:**A **文章编号:**1007 - 9807(2003)04 - 0055 - 08

0 引言

自从格兰杰(Granger, 1969)导入时间序列分析的非因果性概念以来,经济指标间的因果关系倍受关注,特别是在宏观经济以及财政金融等领域,实证研究取得了很多重要成果.西姆斯(Sims, 1972)讨论了移动平均过程的因果统计检验问题后,重点研究了人们非常关心的货币与收入的因果关系.吕特克波尔和雷沫斯(Lütkepohl and Leimers, 1992)讨论了二变量向量自回归协整过程(或称共积过程)的格兰杰非因果性的沃尔德检验问题,分析了美国的长期和短期利率变动机制.森栋和赵(Morimune and Zhao, 1997)研究了日本主要宏观经济指标间的因果关系,给出了收入单方向影响货币供给的结果.佃和宫越(Tsukuda and Miyakoshi, 1998)研究了经济结构变化发生前后日本主要宏观经济指标间的因果关系.这些研究主要应用了标准的F检验,西姆斯、斯托克和沃森(Sims and Stock and Watson, 1990)以及户田和菲利普斯(Toda and Phillips, 1993)提出的沃尔德检验.到目前为止,几乎所有关于时间序列因果关系的研究都局限于格兰杰的非因果性.

为了研究非平稳宏观经济时间序列的长期均衡关系以及因果关系,姚(1996)基于细谷(Hosoya, 1991)的单方向因果测试理论,初步分析了日本经济发展与财政金融及国际贸易等指标间的长期关系和因果关系. Yao and Hosoya (2000)给出了协整过程单方向因果测度的沃尔德统计量,从根本上解决了单方向因果测度的基础理论问题,并将单方向因果测度应用于日本宏观经济的实证分析,同时系统地分析了日本主要宏观经济指标间的因果关系.协整过程因果测度的其他分析,可参阅 Hosoya and Yao (1999).

本文利用单方向因果测度及沃尔德统计检验理论,重点分析了过去20年中日两国宏观经济时间序列的长期关系和因果关系,揭示了日本银行利率变动对其他经济指标具有单方向因果影响的特征,从理论上肯定了国际贸易对日本经济发展具有积极作用的普遍认识.实证分析结果还表明,至少从国际贸易角度看,在过去几十年间中日经济发展不存在激烈的竞争关系.本文的方法论意义在于首次将单方向因果测度理论应用于两国间长期经济关系的实证分析,力求为今后从各种角度更广泛地研究复杂的动态经济系统起到抛砖引

收稿日期:2002 - 01 - 25; 修订日期:2002 - 06 - 12.

基金项目:日本文化科学省1998—2000年度科研费资助项目(国际学术研究10045016);香川大学经济学部2002年度研究助成资助项目.

作者简介:姚峰(1960—),男,博士,教授.

玉的作用。

对本文使用的模型及数学记号等如有不明之处,请参阅 Yao and Hosoya (2000)的有关说明.本文的主要计算都是第一作者用自编 FORTRAN 程序包在日本东北大学综合信息处理中心进行的.有关软件及计算等问题可直接与作者联系.

1 经济计量模型的建模

为了从计量经济分析的侧面探讨中日经济发展过程中的因果关系等问题,作者研究了日本经济发展状况相对稳定的 1975 年第 1 季度到 1994 年第 4 季度中日两国 7 个主要宏观经济指标:日本的国内生产总值(GDP,简记为 Y),货币供应量($M2 + CD$,记为 M),基准利率(call rates,简称利率,记为 R),出口(Ex),进口(Im),向中国的出口(Ec)以及来自中国的进口(lc).日本的国内生产总值、货币供应量、利率来源于日本银行统计调查部《经济统计月报》,进出口数据来源于日本银行国际部《收支平衡月报》.代表日本与中国的国际贸易指标的进出口数据来源于日本经济新闻社宏观经济数据库(Nikkei NEEDS).所有的季度数据都未经季节调整;除利率外,单位为 10 亿日元的可比价季度数据;在模型分析中取自然对数.初步分析表明所研究的时间序列都在一定程度上表现出非平稳性,同时其一次差分过程表现出平稳性的统计特征.

P 维 5 阶向量自回归协整过程的误差修正模型

$$\Delta Z(t) = \alpha\beta' Z(t-1) + \sum_{k=1}^4 \Gamma(k)\Delta Z(t-k) + \mu + \Phi P(t) + \varepsilon(t) \quad (1)$$

式中: α, β 是 $p \times r$ 阶满秩矩阵($r \leq p$); $\varepsilon(t)$ 是均值为零协方差矩阵为 Σ 的高斯白噪声; μ 是 p 维常数向量; $P(t)$ 为 3×1 阶中心化季节虚拟变数向量.对于给定的具体变量及其观测值,应用约翰森(Johansen,1991)的完全信息极大似然比检验理论确定协整个数和协整向量.首先分别计算 $\Delta Z(t)$ 和 $Z(t-1)$ 在 $Z(t-1), \dots, \Delta Z(t-4)$, $1_p, P(t)$ 上回归所产生的残差序列 $R_0(t)$ 和 $R_1(t)$,然后求解由回归残差序列的方差协方差矩阵 $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_i(t)R_j(t)'$ 构成的 p 阶矩阵

方程 $|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0$, 得出 p 个降序排列的特征根 $1 > \hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$, 以及对应的特征向量构成的特征矩阵 \hat{V} , 即 $\hat{\beta} = (\hat{V}_1, \hat{V}_2, \dots, \hat{V}_p)$. 对 $r = 0, 1, \dots, p-1$, 计算 τ 统计量

$$\hat{\tau}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

统计量 $\tau(r)$ 的渐近分布是非标准的, 统计检验临界值由 Osterwald-Lenum (1992) 通过蒙特卡罗仿真实验给出. 针对模型(1), 表 3 右侧列出了对应于显著性水平 $\alpha = 0.05$ 和 $\alpha = 0.1$ 的 $\tau(r)$ 统计量的理论值. 利用完全信息极大似然比方法给出的建模所需要的特征根及对应的特征向量分别列在表 1 ~ 3 中, $\tau(r)$ 统计量的观测值也都列入相应的表中. 本文的重点在于研究中日两国主要经济指标间的相互作用的关系, 在此省略有关日本经济指标间协整分析的各种统计量的计算结果(详情请参阅 Yao and Hosoya (2000)).

一般按如下步骤确定协整个数. 对给定的显著性水平 α , 记 $\tau(i | 1 - \alpha)$ 为 $\tau(i)$ 的置信度为 $(1 - \alpha)\%$ 的临界值, $\hat{\tau}(i)$ 为 $\tau(i)$ 的观测值, $i = 1, 2, \dots, p$. 如果 $\hat{\tau}(0) < \tau(0 | 1 - \alpha)$, 取 $\hat{r} = 0$; 对于 $r = 1, \dots, p-1$, 取 \hat{r} 为第一个 r , 使其满足 $\hat{\tau}(r-1) > \tau(r-1 | 1 - \alpha)$, 并且 $\hat{\tau}(r) < \tau(r | 1 - \alpha)$; 如果不存在这样的 r , 则取 $\hat{r} = p$. 例如, 考虑确定两变量模型 $Z(t) = (Y, Ec)'$ 的协整个数 r 的过程. 对给定的显著性水平 $\alpha = 0.05$, 由表 1 和表 3 知, $\hat{\tau}(0) = 18.78 > 15.41 = \tau(0 | 0.95)$ 和 $\hat{\tau}(1) = 3.63 < 3.76 = \tau(1 | 0.95)$, 因此 $\hat{r} = 1$. 这一结果也被列入图 1. 在实证分析中, 确定协整秩数 r 并不仅仅局限于利用 $\tau(r)$ 统计量的观测值, 还要考虑原始数据本身的统计特征以及所采用的模型中各个指标之间的内在经济联系. 限于篇幅, 不详述所有模型的识别过程, 具体结果列于图 1.

为了将单方向因果测度及其沃尔德统计检验理论应用于宏观经济的实证分析, 必须建立能充分反映样本观测值动态过程的向量自回归模型, 包括选取适当的滞后阶数. 为了便于与已有结果比较, 本文统一取 $\alpha = 5$. 为此, 应该对向量自回归模型的残差序列进行非自相关性以及正态性检验, 以确保所识别的动态模型的正确性.

表 1 基于两变量协整自回归模型的特征根和特征向量及迹统计量

特征根和特征向量					特征根和特征向量				
	(0.183	0.047)	2 - r	$\hat{\tau}$		(0.094	0.004)	2 - r	$\hat{\tau}$
Y	- 0.766	0.993	1	3.64	Ec	7.405	7.691	1	0.29
Ec	0.643	- 0.115	2	18.78	Ic	0.286	0.286	2	7.69
	(0.174	0.053)	2 - r	$\hat{\tau}$		(0.077	0.028)	2 - r	$\hat{\tau}$
M	0.656	- 0.075	1	4.09	M	0.583	- 0.319	1	2.13
Ec	- 0.755	0.997	2	18.47	Ic	- 0.812	0.948	2	8.14
	(0.145	0.013)	2 - r	$\hat{\tau}$		(0.113	0.009)	2 - r	$\hat{\tau}$
R	0.902	0.991	1	1.01	R	9.601	- 0.105	1	0.01
Ec	0.432	- 0.137	2	12.78	Ic	0.799	0.994	2	8.97

表 2 基于三变量协整自回归模型的特征根和特征向量及迹统计量

特征根和特征向量					
	(0.164	0.106	0.034)	3 - r	$\hat{\tau}$
M	0.934	- 0.797	0.919	1	2.59
R	0.358	- 0.018	0.012	2	10.99
Ic	0.021	0.603	- 0.394	3	24.42
	(0.169	0.115	0.032)	3 - r	$\hat{\tau}$
M	0.860	- 0.518	0.894	1	2.44
Ec	- 0.388	- 0.365	0.069	2	11.58
Ic	0.331	0.773	- 0.443	3	25.48

表 3 基于四变量协整自回归模型的特征根和特征向量及迹统计量

特征根和特征向量						τ 统计量		
	(0.241	0.162	0.093	0.032)	4 - r	$\hat{\tau}$	95%	90%
M	0.369	- 0.477	- 0.518	0.110	1	2.42	3.76	2.69
R	0.566	- 0.069	0.781	- 0.508	2	9.73	15.41	13.33
Ec	- 0.731	0.871	- 0.342	0.854	3	22.97	29.68	26.79
Ic	0.097	0.097	- 0.074	0.021	4	43.65	47.21	43.95

残差序列的自相关性 关于残差序列非自相关性的统计检验,本文采用对小样本问题更有效的霍斯金(Hosking,1980)检验统计量

$$Hg(s) = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{1}{T-j} \text{tr} \{ \hat{C}_{0j} \hat{C}_{00}^{-1} \hat{C}_{0j}^* \hat{C}_{00}^{-1} \} \quad (3)$$

其中, $\hat{C}_{0j} = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}^*$. 在残差序列无自相关性的假设下,对于充分大的样本数 T 和 s 充分大于向量自回归模型的阶数 α ,自相关检验的统计

量 $Hg(s)$ 渐近地服从自由度为 $f = p^2(s - \alpha)$ 的 χ^2 分布. 针对本文的样本数和 $\alpha = 5$,在模型识别过程中统一取 $s = 18$. 在残差序列非自相关的假设下,统计量 $Hg(18)$ 渐近地服从于自由度为 $f = 13p^2$ 的 χ^2 分布. 对于两变量、三变量和四变量协整模型,自由度分别为 52,117,208. 表 4 给出的 $Hg(s)$ 统计量的观测值表明在 95% 置信水平下所有的残差序列都无自相关性.

表 4 Hg 和 Ep 统计量及其概率值

	Hg	p 值	Ep	p 值		Hg	p 值	Ep	p 值
Y&Ec	60.623	0.193	2.647	0.618	Ec&Ic	62.427	0.153	0.545	0.969
M&Ec	50.456	0.535	2.587	0.629	M&Ec&Ic	125.277	0.284	3.559	0.736
M&Ic	58.188	0.258	1.149	0.886	M&R&Ic	122.786	0.339	1.479	0.961
R&Ec	63.331	0.135	7.563	0.109	M&R&Ec&Ic	250.135	0.024	0.571	0.999
R&Ic	58.144	0.260	0.121	0.998					

残差序列的正态分布性 为检验所识别的模型的残差序列分布的正态性,应用道尼克-汉森(Doornik and Hansen,1994)提出的多变量正态分布的统计检验法.设 R_p^* 为 $P \times T$ 的残差矩阵,其协方差矩阵为 $F = (f_{ij})$. 定义相关系数矩阵 $C = DFD$, 其中矩阵 $D = \text{diag}(f_{11}^{-1/2}, f_{22}^{-1/2}, \dots, f_{pp}^{-1/2})$. 定义 R_p^* 的变换矩阵为 $R_c = HL^{-1/2}H^*DR_p^*$, L 是由 C 的特征根构造的对角矩阵,对应的特征向量构成 H 的列向量, $H^*H = I_p$ 且 $L = H^*CH$. 然后,针对变换后的 R_c^* , 计算单变量偏度 $\sqrt{b_{1i}}$ 和峰度 b_{2i} , $i = 1, 2, \dots, p$. 当残差序列服从多变量正态分布时,检验统计量 E_p 渐近服从自由度为 $2p$ 的 χ^2 分布,即

$$E_p = Z_1^* Z_1 + Z_2^* Z_2 \sim \chi^2(2p) \quad (4)$$

其中: $Z_1 = (z_{11}, z_{12}, \dots, z_{1p})^*$; $Z_2 = (z_{21}, z_{22}, \dots, z_{2p})^*$. 对 $i = 1, \dots, p$, 将偏度 $\sqrt{b_{1i}}$ 变换为 z_{1i} , 是基于 D'Agostino 算法. 对 $i = 1, 2, \dots, p$, 先利用 Γ 分布将峰度 b_{2i} 变换为 χ^2 , 然后再利用 Wilson-Hilferty 立方根变换为标准正态分布的 z_{2i} . 表 4 给出的检验统计量 E_p 的观测值表明在 95% 置信水平下所有的统计量都支持残差序列服从正态分布的假设.

3 单方向因果关系的实证分析

针对模型(1)及时间序列 $Z(t) = (X(t)^*, Y(t)^*)^*$, 其中 $X(t)$ 和 $Y(t)$ 分别为 p_1 和 p_2 维时间序列 ($p = p_1 + p_2$), 确定了协整个数 r 和协整向量 $\hat{\beta}$ 之后, 利用 OLS 法估计所有其他参数, $\hat{\alpha}$, $\hat{\Gamma}(k)$, ($k = 1, 2, 3, 4$) 以及模型误差项的协方差矩阵 $\hat{\Sigma}$. 记 $\hat{\Sigma}_{ij}(i, j = 1, 2)$ 为 $\hat{\Sigma}$ 的 p_1 和 p_2 阶分块矩阵的元素, $\hat{C}(e^{-i\lambda})$ 为 $I_p - (I_p + \hat{\alpha}\hat{\beta}^*)e^{-i\lambda} - \sum_{j=1}^4 \hat{\Gamma}(j)(e^{-i\lambda} - e^{-i(j+1)\lambda})$ 的伴随矩阵, $\hat{\Lambda}(e^{-i\lambda}) = \hat{C}(e^{-i\lambda})\hat{\Sigma}^{1/2}$ 为频谱响应函数. 基于

$$\hat{f}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \hat{\Lambda}(e^{-i\lambda}) \hat{\Lambda}(e^{-i\lambda})^* = \begin{bmatrix} \hat{f}_{11}(\lambda) & \hat{f}_{12}(\lambda) \\ \hat{f}_{21}(\lambda) & \hat{f}_{22}(\lambda) \end{bmatrix}$$

可以计算时间序列 $\{Y(t)\}$ 对 $\{X(t)\}$ 的单方向频谱测度 $FMO(\text{frequency-wise measure of one-way effect})$

$$M_{Y \rightarrow X}(\lambda | \hat{\theta}, \hat{\psi}) = \log[\det \hat{f}_{11}(\lambda) / \det \{ \hat{f}_{11}(\lambda) - \hat{f}_{12}(\lambda) \hat{f}_{22}^{-1}(\lambda) \hat{f}_{21}(\lambda) \}] \quad (5)$$

其中: $\hat{f}_{11}(\lambda) = \hat{f}_{11}(\lambda)$; $\hat{f}_{21}(\lambda) = \{-\hat{\Sigma}_{21}\hat{\Sigma}_{11}^{-1}, I_{p_2}\} \Delta(0) \Delta(e^{-i\lambda})^{-1} \hat{f}_{11}(\lambda)$; $\hat{f}_{11}(\lambda)$ 是矩阵 $\hat{f}(\lambda)$ 的最初 p_1 列; $\hat{f}_{22}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} |\hat{\Sigma}_{22} - \hat{\Sigma}_{21}\hat{\Sigma}_{11}^{-1}\hat{\Sigma}_{12}|$.

如果将模型(1)的参数重新排列为 $\hat{\theta} = \text{vec} \hat{\beta}^*$, $\hat{\psi} = \text{vec}(\text{vec}(\hat{\alpha}, \hat{\Gamma})^*, v(\hat{\Sigma}))$ 为 $n_\psi = p \cdot (r + p - (a - 1)) + p \cdot (p + 1)/2$ 维向量, $\hat{\Gamma} = \{\hat{\Gamma}(1), \hat{\Gamma}(2), \hat{\Gamma}(3), \hat{\Gamma}(4)\}$, 则 $\{Y(t)\}$ 对 $\{X(t)\}$ 的单方向全测度 $OMO(\text{over-all measure of one-way effect})$ 为

$$G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) = \frac{1}{\pi} \int_0^\pi \hat{M}_{Y \rightarrow X}(\lambda | \hat{\theta}, \hat{\psi}) d\lambda \quad (6)$$

单方向因果测度 $G(\hat{\theta}, \hat{\psi})$ 的沃尔德统计量为

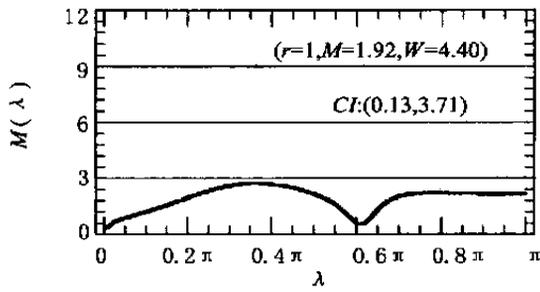
$$\hat{W} = T \{G(\hat{\theta}, \hat{\psi})\}^2 / H(\hat{\theta}, \hat{\psi}) \quad (7)$$

其中: $H(\hat{\theta}, \hat{\psi})$ 为 $\sqrt{T} \{G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) - G(\theta, \psi)\}$ 的协方差矩阵^[11]; $(\hat{\theta}, \hat{\psi})$ 是模型参数 (θ, ψ) 的极大似然估计. 单方向因果测度 $G(\theta, \psi)$ 的 $(1 - \alpha)\%$ 置信区间由

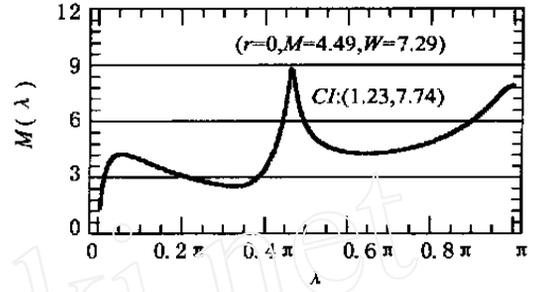
$$\begin{aligned} & (G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) - \sqrt{(1/T)H(\hat{\theta}, \hat{\psi})\chi_\alpha^2(1)}, \\ & G(\hat{\theta}, \hat{\psi}) + \sqrt{(1/T)H(\hat{\theta}, \hat{\psi})\chi_\alpha^2(1)}) \end{aligned} \quad (8)$$

确定. 因为本文所讨论的 20 年的季度数据很难被认为是大样本问题, 计算过程中用 $T - n_\psi$ 代替了样本数 T .

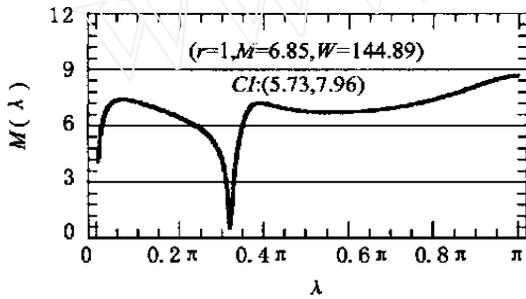
尽管我们对中日两国宏观经济的 7 个主要指标进行了详尽的分析, 限于篇幅在此只给出一些重要且有现实意义的因果关系分析结果. 图 1 列出了 12 个单方向频谱域因果测度 FMO 的分布图. 图 1(a) 至 (g) 给出了两变量模型的结果, 图 1(h) 至 (j) 给出了三变量模型的结果, 而图 1(k) 至 (l) 给出了四变量模型的结果. 协整阶数 r 和全测度 $OMO(M)$ 以及沃尔德检验统计量 W 的估计值都列在相应的图中. 在 $\alpha = 0.05$ 的显著性水平下拒绝非因果性假设时, 全测度的 95% 置信区间也被列入对应图中. 全测度 OMO 是基于对频谱区间 $(0, \pi)$ 做 200 均等分割的数值积分所得. 即首先计算频谱域因果测度 $FMO(\lambda_i)$, $\lambda_i = i\pi/200$, $i = 1, 2, \dots, 200$, 然后计算全测度 $OMO = \frac{1}{200} \sum_{i=1}^{200} FMO(\lambda_i)$.



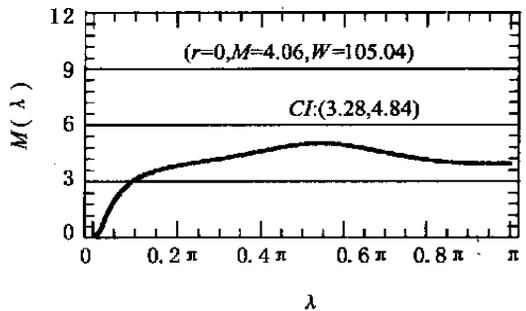
(a) 利率对向中国的出口



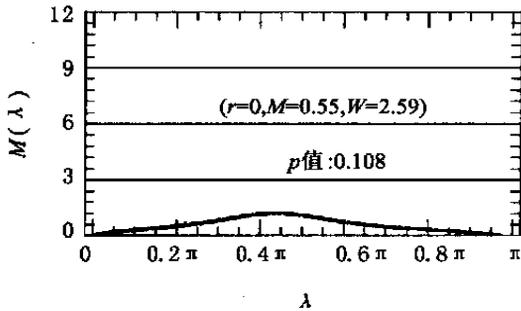
(b) 利率对从中国的进口



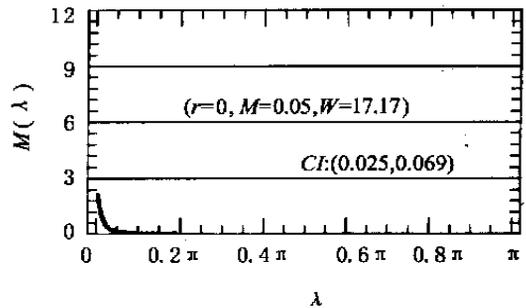
(c) 向中国的出口对货币供给量



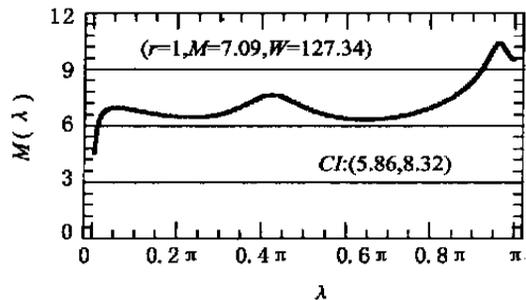
(d) 从中国的进口对货币供给量



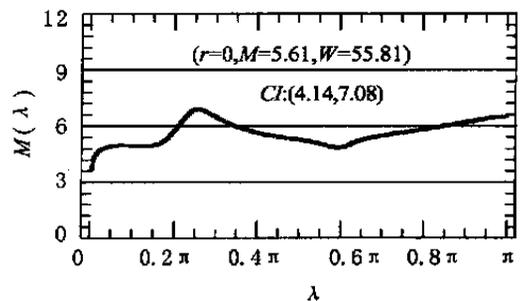
(e) 向中国的出口对从中国的进口



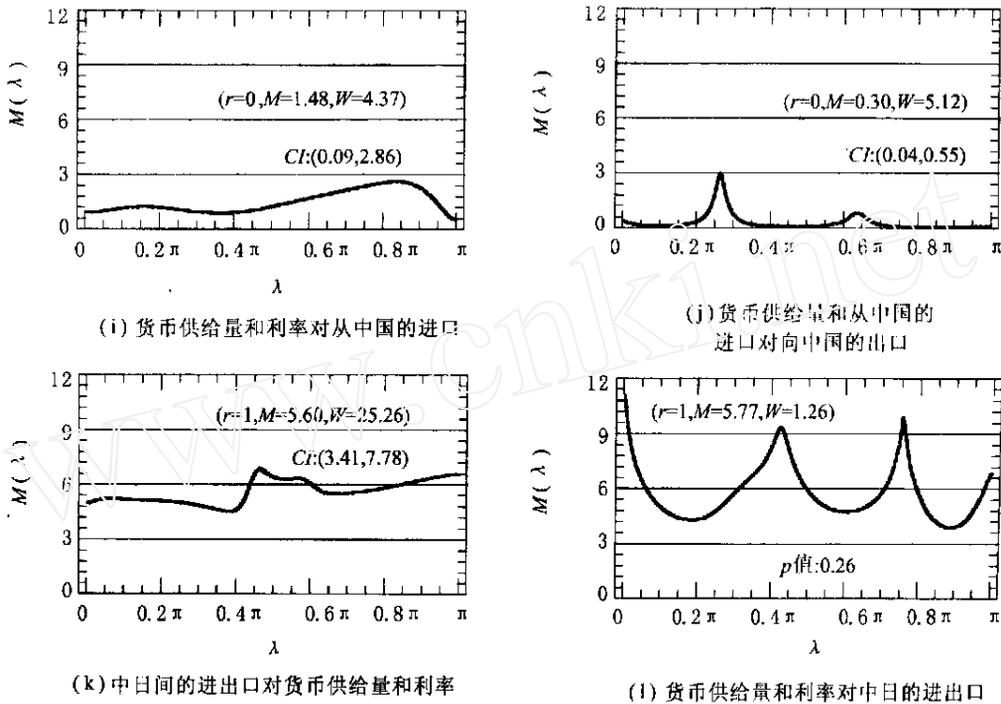
(f) 从中国的进口对向中国的出口



(g) 向中国的出口对国内总生产值



(h) 中日间的进出口对货币供给量



r 协整阶数 M 全测度 W 沃尔德统计量 CI 95% 置信区间(当格兰杰非因果性的零假设被拒绝时)

图1 单方向因果测度、协整秩数、沃尔德统计量和因果测度置信区间的估计值

基于图1并与文[11]的结论进行比较分析, 可得如下的主要结果:

1) 利率对所有其他指标的单方向因果影响在统计意义上都是显著的, 其他指标不存在对利率的单方向影响(图1(a)、(b)). 在整个频谱区内, 利率对国内生产总值, 对货币供应量, 对进口的单方向因果影响都是非常平稳的. 日本的利率变动对出口以及对来自中国的进口不存在长期影响. 利率变动对向中国出口的单方向频谱域因果测度在 0.4π 附近达到一峰值(图1(b)), 表明在第5季度时间周期附近单方向影响最大.

2) 向中国的出口对货币供应量的单方向影响有显著意义(图1(c), 全测度的95%置信区间为(5.73, 7.96)). 从中国的进口对货币供应量的全测度 OMO 是4.06 ($W = 105.04$ (图1(d)), 这一影响在低频谱带非常平稳但不存在长期影响. 图1(h)表明与中国的贸易对货币供应量的单方向影响是显著的 ($OMO = 5.61, W = 55.81$). 以上分析表明日本的货币供给量受中日贸易的单方向影响.

3) 就中日两国贸易来讲, 从中国的进口对向中国的出口的单方向因果影响虽然较弱但有统计

意义 ($OMO = 0.05, W = 17.17$, 图1(f)), 这一单方向影响仅仅是长期的. 反过来, 向中国的出口对从中国进口的单方向因果测度 OMO 虽然比较大, 但没有统计意义. 图1(e)表明, 在包含 0.5π 的中频谱区内, 单方向因果影响似乎是存在的(严密的统计检验另文探讨). 实证分析表明, 在95%的置信水准下, 进口和出口之间没有显著的单方向因果影响. 当选取比较大的临界水平时, 出口对进口有较弱的且仅仅是长期的单方向影响.

4) 图1(g)表明, 向中国的出口对日本国内生产总值具有比较大的单方向因果测度, 出口和向中国的出口指标的变动都对日本国内生产总值有长期影响. 进口对国内生产总值的 OMO 为2.61, 其沃尔德检验统计量为 $W = 2.79$, 概率值为0.095. 进出口对国内生产总值的单方向因果测度为3.82, 非因果性检验统计量为 $W = 3.27$, 概率值为0.07. 实证分析的结果还表明日本国内生产总值对进出口, 以及对与中国的进出口的单方向因果影响没有显著意义. 在我们所讨论的期间内日本经济增长单方向受到国际贸易的影响, 可以认为日本的经济增长得益于国际贸易特别是出口额的增长.

5) 货币供应量和利率对从中国的进口有显著但短期的单方向因果影响(图 1(i)). 货币供应量和从中国的进口对向中国的出口的 OMO 为 0.3, 其 95% 置信区间为 (0.04, 0.55), 图 1(j) 表明单方向因果影响集中于包含 0.25π 和 0.65π 的两个比较狭窄的频谱区间内. 货币供应量和利率对出口的单方向因果测度为 2.31, 但没有显著性(沃尔德统计量的概率值为 0.29). 利率和出口对货币供应量有显著性影响, 利率和进口也对货币供应量有显著性影响, 前者的单方向因果测度大于后者. 并且单方向因果测度在全区间 $(0, \pi)$ 内都很稳定. 可见, 在所讨论的日本实施变动汇率制期间, 货币供应量没对国际贸易产生重大的单方向影响.

6) 基于四变量协整过程的分析, 可知进出口对货币供应量和利率有很强的单方向因果影响, 货币供应量和利率对进出口的单方向因果测度虽然较大但没有统计意义. 中日两国间的进出口对货币供应量和利率有很强的单方向影响(图

1(k), $OMO = 5.60$, $W = 25.26$), 货币供应量和利率对中日两国的进出口的单方向因果测度虽然较大($OMO = 5.77$, 图 1(l)), 但没有显著的统计意义($W = 1.26$, 概率值为 0.26). 以上分析表明国际贸易对日本的财政金融体系产生的影响是单方向的.

综上所述, 在所选的 7 个主要宏观经济指标中, 利率对其他经济指标的单方向影响都是有统计意义的, 而其他指标不存在对利率的单方向影响. 国际贸易对日本经济发展有显著的单方向影响, 这种影响主要来自出口贸易. 从中国的进口对日本经济增长有促进作用. 在本文研究的期间, 特别是在国际贸易领域, 存在着促进中日两国经济共同发展的协调互补关系. 以上的统计分析还表明, 由于所选择的模型以及所用数据的统计单位等影响, 单方向因果测度的估计值本身的大小并不能从统计意义上告诉我们因果性存在与否. 严密的统计推论必须建立于沃尔德检验之上.

参考文献:

- [1] Doornik J A, Hansen H. An omnibus test for univariate and multivariate normality, mimeo[D]. Oxford: Nuffield College, 1994.
- [2] Granger C W J. Investigating causal relations by cross-spectrum methods[J]. *Econometrica*, 1969, 39(3): 424—438
- [3] Hosking J R M. The multivariate portmanteau statistics[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1980, 75: 602—608
- [4] Hosoya Y, Yao F. Statistical causal analysis and its application to economic time-series[A]. *Proceedings of 1999 NBER/NSF Time Series Conference*[C]. Taipei: Academia Sinica, 1999
- [5] Johansen S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Auto-regressive Models[M]. Oxford: Oxford University Press, 1995
- [6] Morimune K, Zhao G Q. Unit root analysis of the causality between Japanese money and income[J]. *The Japanese Economic Review*, 1997, 48(3): 343—367
- [7] Tsukuda Y, Miyakoshi T. Granger causality between money and income for the Japanese economy in the presence of a structural change[J]. *The Japanese Economic Review*, 1998, 49(2): 191—209
- [8] Osterwald-Lenum M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, 54: 461—471
- [9] Sims C A, Stock J H, Watson M W. Inference in linear time series models with some unit roots[J]. *Econometrica*, 1990, 58: 113—144
- [10] Toda H, Phillips P C B. Vector autoregressions and causality[J]. *Econometrica*, 1993, 61(6): 1367—1393
- [11] Yao F, Hosoya Y. Inference on one-way wffect and evidence in Japanese macroeconomic data[J]. *Journal of Econometrics*, 2000, 98(2): 225—255
- [12] 姚峰. 日本金融与国际贸易的因果关系——时间序列分析: 理论与实践(日文)[R]. 统计数理研究所共同研究报告(No.90), 1996. 119—130

Econometric analysis of international trade between Japan and China

YAO Feng¹, SHI Ning-zhong²

1. Faculty of Economics, Kagawa University, 760 - 8523, Japan;
2. Finance and Information Research Center, Northeast Normal University, Changchun 130024, China

Abstract : Based on econometric vector auto-regression model, this paper mainly investigated the long-run and short-run as well as causal relationships of international trade between China and Japan. We apply the Wald test approach of one-way effect causal measures presented by Yao and Hosoya (2000) to analyzing seven selected macroeconomic data of China and Japan over the span of the recent twenty years. We showed how the Wald test is put into the analysis of macroeconomic activities and how to interpret empirical evidence in view of the causal measures. Based on the observed one-way effect causal measures in cointegrated vector time series, the characterizations of causal structure among the selected economic indices are revealed. It was showed that Japanese interest rates in general cause the other variables but not the other way around. The external trade causes monetary economy but not in the other direction. Even so, the monetary economy causes the imports from China. As for the effects of external trades to Japanese economic growth, the cause is mainly from exports but it is not long-run. The imports from China do not affect Japanese economic growth. The empirical results support the common understanding that the economic development of Japan and that of China are cooperative in the period we dealt with, at least in the meaning of international trade. We can see the Wald test of one-way effect causal measure provides an efficient approach to analyzing complex economic system.

Key words : econometric model; long-run economic relationship; causal relationship; Chinese-Japanese economy; international trade