

人口流动与旅游收入关系的实证研究

魏 敏

(厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005)

摘 要: 通过对中国 1985—2004 年人口流动与旅游收入的有关数据变量进行协整分析与因果关系检验, 并建立了二者之间的误差修正模型, 揭示了人口流动与旅游收入的动态均衡关系。协整检验结果表明, 自 20 世纪 80 年代中期以来, 我国旅游收入与人口流动之间存在着长期稳定的均衡关系。通过格兰杰检验结果表明人口流动的增加是旅游收入增长的格兰杰原因。

关键词: 人口流动; 旅游收入; 协整分析; 格兰杰因果关系

中图分类号: F59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2006)05-0093-04

一、引言

中国自改革开放以来, 人口流动从开始流动到低速增长期。到了 20 世纪 80 年代中后期, 我国人口流动步入了快速增长期。从 20 世纪 90 年代至今, 是波动增长时期。20 世纪 90 年代是中国国内人口流动最为活跃的时期。全国流动人口数量从 1990 年的 7 000 万增加到 2000 年的 1.4 亿, 10 年内翻了一番。据估计, 当前人口流动保持在 16 000—18 000 万人的水平上。我国人口的流动轨迹与迁移的区域格局大致相同, 主要由两个流向构成: 一是以特大城市和沿海发达地区为引力中心, 形成增长导向的大迁移流; 二是以某些地广人稀的省份为中心, 形成资源导向的小迁移流。与此同时, 我国旅游业发展也异常迅速。我国国内旅游起步于 20 世纪 80 年代中期, 90 年代高速发展, 特别是 1999 年实行三个黄金周长假制度以来, 公民的旅游兴趣越来越浓, 对产品的需求也越来越广, 这些都促使了我国旅游收入近年来的大幅度增加。据国家旅游局统计, “七五”期间, 我国国内旅游者共 13.9 亿人次, 年均 2.7 亿人次, 收入 753 亿元, 年均收入 150.6 亿元。1992 年, 国内旅游人数达到 3.3 亿

人次, 旅游收入则达到 250 亿元。2004 年, 我国国内旅游收入为 4 711 亿元, 1994 年的国内旅游收入为 1 023 亿元, 是 1994 年的 4.6 倍。可见, 从 20 世纪 80 年代至今, 伴随着我国流动人口的大幅度增长, 旅游收入也出现大幅度增长的趋势。

那么, 人口流动对旅游收入的贡献程度如何, 一直是人们关心的热点问题。长期以来, 理论界尚未找到一个公认的分析方法, 通常大致地分析人口流动与旅游收入增加的变化趋势, 而没有进行深入、精确、科学地研究。同时, 人口流动是否实质上对旅游收入作出显著贡献并非是一个简单的线性回归问题。本文正是在前人研究的基础上, 运用处理非平稳时间序列的协整理论, 考察我国人口流动与旅游收入之间是否存在稳定的协整关系, 最后用格兰杰检验验证两者之间的因果关系。

二、理论与方法

1. 时间序列变量的平稳性检验

若变量 X_t 的一阶差分是稳定的, 则称变量 X_t 有单位根, 检验变量是否稳定的过程称为单位根检验。本文使用 ADF 法检验变量的稳定性,

即进行如下回归:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3+i} \Delta x_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

并作假设检验: $H_0: \alpha_2 = 0$ $H_1: \alpha_2 < 0$ 。如果接受假设 H_0 而拒绝 H_1 , 则说明序列 x 存在单位根, 因而是非稳定的; 否则说明序列 x 不存在单位根, 即是稳定的。方程 (1) 中加入 k 个滞后项是为了使残差项为白噪声。对于非稳定变量, 还需检验其一阶差分 (或增长率) 的稳定性。如果变量的一阶差分是稳定的, 则称此变量是 $I(1)$ 的。所有变量都一阶差分稳定是变量之间存在协整关系的必要条件。

2. 时间序列变量之间的协整检验

关于协整关系的检验与估计, 目前有许多具体的技术模型, 如 Engle—Granger 两步法、Johansen 极大似然法、频域非参数谱回归法等。本文选用 Johansen 极大似然法进行变量间的协整关系检验。Johansen 极大似然法能判定协整方程的个数, 该数被称为协整秩。协整似然比检验假设为:

H_0 : 至多有 r 个协整关系

H_1 : 有 m 个协整关系

检验迹统计量

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^m \log(1 - \lambda_i) \quad (2)$$

式中 λ_i 是大小排第 i 的特征值, T 是观测期总数。这不是独立的一个检验, 而是对应于 r 的不同取值的一系列检验。从检验不存在任何协整关系的零假设开始, 然后是最多一个协整关系, 直到最多 $m-1$ 个协整关系, 共进行 m 次检验, 备择假设不变。

3. 误差修正模型

协整分析亦可用于短期或非均衡参数的估计, 按照 Granger 代表定理, 如果两变量 X_t , Y_t 是协整的, 则它们之间存在长期均衡关系。当然在短期内, 这些变量可以是不均衡的, 扰动项是均衡误差 ϵ_t 。两变量间的这种短期不均衡关系的动态结构可以由误差修正模型 (error correction model ECM) 来描述。这一联系两变量的短期和长期行为的误差修正模型由下式给出:

$$\Delta Y_t = \text{滞后的}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda \epsilon_{t-1} + v_t \quad (3)$$

式中, $Y_t \sim I(1)$, $X_t \sim I(1)$, $Y_t, X_t \sim CI(1, 1)$, $\epsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \sim I(0)$, v_t 为白噪声; λ 为短期调节系数。

4. 时间序列变量的格兰杰 (Granger) 因果

关系

在回归分析中, 回归能够度量变量之间的联系程度, 但不能证实因果关系, 识别因果关系是在以检验为依据的研究中的一个重要问题。Granger (1969) 和 Sims (1972) 提出的因果关系检验法的基本思想如下: 如果变量 X 有助于预测变量 Y 即根据 Y 的过去值对 Y 进行自回归时, 如果再加上 X 的过去值, 能显著地增强回归的解释能力, 则称 X 是 Y 的格兰杰原因, 否则, 称为非格兰杰原因。变量 X 、 Y 之间的格兰杰因果关系检验的过程如下: 首先, 检验 “ X 不是引起 Y 变化的原因” 的原假设, 对下列两个回归模型进行估计:

无限制条件回归:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

有限制条件回归:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

用各回归的残差平方和计算 F 统计值, 检验系数 b_1, b_2, \dots, b_m 是否同时显著不为零。如果是, 就拒绝 “ X 不是引起 Y 变化的原因” 原假设。然后检验 “ Y 不是引起 X 变化的原因” 的原假设, 进行同样的回归估计, 但是交换 X 与 Y 检验 Y 的滞后项是否显著地不为零。如果是, 就拒绝 “ Y 不是引起 X 变化的原因” 原假设。

三、实证研究

本文样本数据取 1985—2004 年的年度数据, 采用人口流动总量 (PF 万人) 反映我国人口流动状况, 通过加总各地区旅游收入之和 (TI 亿元) 反映旅游收入发展情况。为了研究人口流动与旅游收入的这种相关关系, 一般的做法是根据现有的样本数据建立比较合适的回归方程。在进行传统的回归分析时, 要求所用的时间序列必须是平稳的, 否则会产生 “伪回归” 问题。然而, 现实中的人口流动与旅游收入时间序列通常都是非平稳的 (带有明显的变化趋势), 破坏了平稳性的假定, 为了使回归有意义, 可以对其实行平稳化。常用的方法是对水平序列进行差分, 然后用差分序列进行回归, 但这样做的结果忽视了水平序列所包含的有用信息, 而这些信息对分析问题来说既是必要的又是重要的。协整理论则提供了一种处理非平稳数据的方法。

1. 检验变量序列的平稳性

进行协整分析以前,必须先检验变量是否是平稳的。采用 Dickey-Fuller 的 ADF 检验方法,

对 1985—2004 年的年度数据进行平稳性检验,结果如表 1。

表 1 平稳性检验结果

变 量	ADF 检验值	检验类型 (c, t, k)	5% 临界值	10% 临界值	结 论
LnTI	-3.065232	(c, t, 1)	-3.6454	-3.2602	非平稳
LnPF	-2.35651	(c, t, 1)	-3.6454	-3.2602	非平稳
DLnTI	-3.89244	(c, t, 3)	-3.6746	-3.2762	平稳
DLnPF	-3.20189	(c, 0, 2)	-3.0199	-2.6502	平稳

注: 检验类型 (c, t, k) 分别表示 ADF 检验中是否会有常数项、时间趋势项以及滞后阶数为 k

根据表 1 的相关信息,可知虽然在 1985—2004 年间我国人口流动与旅游收入时间序列变量是非平稳的,但其一阶差分变量是平稳序列,由此可知上述时间序列均为一阶单整序列。也就是说在此期间我国人口流动与旅游收入时间序列变量之间收敛性。

旅游收入与人口流动的协整关系进行检验,检验结果见表 2。似然比检验表明:在 5% 的显著水平上,存在一个协整关系。经过标准化的协整向量 (INTI, INPF, C) 为 (1.000000, -3.687951, 7.860326),于是人口流动和旅游收入的长期均衡方程为:

$$LN TI = 3.68795 LN PF - 7.860326 \quad (6)$$

2. 协整检验和误差修正模型
运用 Johansen 协整检验法对 1985—2004 年

表 2 Johansen 协整性检验结果

特征值	似然比	5% 的临界值	1% 的临界值	协整关系个数的原假设
0.639832	23.01236	19.88	24.72	没有 *
0.150151	3.078649	9.31	13.03	至多一个

注: * 表示在 5% (1%) 显著水平拒绝原假设。

描述旅游收入随人口流动变化的短期波动向长期均衡调整的误差修正模型为:

修正偏离均衡误差的作用机制。当修正系数为 1 时,旅游收入和人口流动的当年均衡误差在下一年就可调整到均衡状态。此模型中的系数仅为 0.1066,说明旅游收入的增长率变动受到多种其它因素的影响,旅游收入和人口流动之间的均衡关系对当期非均衡误差调整的自身修正能力不是很强。

$$DINTI = 0.1066 EC_{-1} - 0.6340 DLN TI_{-1} - 0.1394 DLN TI_{-2} + 0.2213 DINTI_{-3} + 0.5367 DLN PF_{-1} + 0.8822 DLN PF_{-2} + 0.0911 DLN PF_{-3} \quad (7)$$

以上分析结果表明:在 1985—2004 年间,人口流动和旅游收入之间存在长期动态均衡关系;在短期内,旅游收入的变动受到自身和人口流动的变动因素的影响。其中,滞后 1 年的旅游收入变量、滞后 1 年、2 年的人口流动对旅游收入的变动影响显著;其它滞后期的人口流动和旅游收入对当期 GDP 的变动作用并不显著;EC 是误差修正项,该项系数反映了误差修正模型自身

3. 因果关系检验

使用 1985—2004 年度的人口流动和旅游收入年度数据,对其进行 Granger 因果关系检验,结果如表 3 所示。

表 3

Granger因果关系检验

滞后期	1年	2年	3年	4年	5年
人口流动不是旅游收入的原因	0.505672 (0.479301)	3.70618 (0.04758)	3.73303 (0.03908)	3.73604 (0.04137)	2.42867 (0.13932)
旅游收入不是人口流动的原因	1.49821 (0.23591)	3.77899 (0.04527)	1.33258 (0.30644)	1.44532 (0.28929)	1.64416 (0.26509)

表 3 中第一列是 Granger 因果关系检验的零假设, 其它各列的第一行数据为 F 统计量的数值, 第二行括号内的数据为 F 统计量在零假设成立时的概率显著性水平。通过检验结果得出结论: 在滞后期为 2、3、4 时, 人口流动构成旅游收入之间的 Granger 原因; 在滞后期为 2 年时, 旅游收入构成人口流动变化的 Granger 原因; 而在滞后期为 1、3、4、5 年时, 旅游收入构成人口流动变化的 Granger 原因并不显著。

四、结论

人口流动和旅游收入之间存在着较强的相关关系, 尽管各自的增长是非稳定的, 但就长期而言, 它们之间却构成了稳定的均衡关系。短期内, 滞后一年的旅游收入变量和滞后两年的人口流动对旅游收入的变动影响显著。旅游收入和人口流动之间的均衡关系对当期非均衡误差调整的自身修正能力不是很强。Granger 检验结果表明我国的人口流动构成旅游收入之间的 Granger 原因, 人口流动带动了我国国内的旅游需求, 从而推动了旅游收入的增长。因而, 引导我国人口的合理流动是发展旅游业、增加旅游收入所要注意的一个重要因素。

参考文献:

- [1] Barry K. Goochwin and Ted C. Schroeder 1991. Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics* 79. PP. 452—464.
- [2] Dickey D., and W. Fuller 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49. PP. 1057—72.
- [3] Engle R. F., and C. W. J. Granger 1987. Cointegration and Error Correction Representation

Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55. PP. 251—276.

- [4] Granger C. W. J., 1988. Some Recent Developments in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics* 39. 199—211.
- [5] Hall Alastair, 1994. Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection. *Journal of Business and Economic Statistics* 12. PP. 461—470.
- [6] Johansen S., 1998. Statistical Analysis of Cointegration Factors. *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol. 12. PP. 231—254.
- [7] Johansen S., and Juselius 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economic Statistics* Vol. 52. No. 2. PP. 169—210.
- [8] Khalid Mushaq and P. J. Dawson, 2003. Yield Response in Pakistan Agriculture: A Cointegration Approach. *Proceedings of the 25th International Conference of Agricultural Economists (IAE)*, PP. 1215—1221.
- [9] Miller S. M. and F. S. Russek, 1990. Cointegration and Error Correction Models: The Temporal Causality Between Government Taxes and Spending. *Southern Economic Journal* 57(1): 221—29.
- [10] Serena and Perron Pierre, 1995. Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association* 90. PP. 268—281.
- [11] 中国统计局: 中国统计年鉴(2001)[S]. 北京: 中国统计出版社, 2001.

(责任编辑: 于振荣)