第 14 卷第 1 期　　经 济 学（季 刊）　　Vol. 14, No. 1
2014 年 10 月　　China Economic Quarterly　　October, 2014

子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究

连玉君　黎文素　黄必红*

摘　要　本文采用包含工具变量的有序 Probit 模型（IV ordered Probit model），利用中国健康与营养调查数据库（China Health and Nutrition Survey，CHNS）中 2006 年和 2009 年两个截面数据，研究了子女外出务工对留在家乡的父母自评健康和生活满意度的影响。为了克服模型中潜在的内生性问题，本文选取失业率和就业人口结构变化作为工具变量。我们发现，子女外出务工使得父母自评健康和生活满意度双双下降。

关键词　外出务工，留守老人，有序 Probit 模型

一、引　　言

2010 年，全国登记的外出务工暂住人员达到 0.86 亿人，其中 0.59 亿人为跨省暂住人员，0.27 亿人为省内暂住人员。[1]与如此庞大的流动劳动力相对应的，是他们大量留守在家乡的家庭成员。劳动力外出务工主要出于两种考虑：一种是外出赚取较高收入以改善家庭生活；另一种是赚取资本逃离家乡，以便寻找更好的生活环境落地生根（贺雪峰和董磊明，2009）。[2]本文主要讨论前一种情况，即户口仍然留在家乡的这部分劳动力——不论他们外出务工的最初或最终目的如何，至少在现阶段仍然没有实现与家乡户口的脱离。

因为户籍制度等因素，我国的劳动力迁移表现为特殊的“候鸟型”，外出务工人员往往难以把父母或子女接到工作地同住（贺聪志和叶敬忠，2009）。[3]劳动力迁出地由此出现所谓“空巢家庭”或“隔代家庭”。伴随着中国人口老

* 连玉君、黎文素，中山大学岭南学院；黄必红，澳门大学工商管理学院。通信作者及地址：连玉君，广东省广州市新港西路 135 号中山大学，510275；电话：(020)84110648；E-mail：arlionn@163.com。本文受国家自然科学基金项目(71002056)、教育部人文社会科学青年基金项目(09YJC790269)，以及中山大学中国转型与经济开放研究所基地建设经费资助。作者感谢两位审稿人提出的颇富建设性的修改意见。当然，文责自负。

[1] 数据来自《中国人口年鉴 2011》。

[2] 贺雪峰、董磊明，“农民外出务工的逻辑与中国的城市化道路”，《中国农村观察》，2009 年第 2 期，第 12—18 页。

[3] 贺聪志、叶敬忠，“农村留守老人研究综述”，《中国农业大学学报(社会科学版)》，2009 年第 2 期，第 24—34 页。

龄化的加剧，有些地区甚至出现“老人村”。我国的养老保障水平落后于发达国家，农村地区的养老保障更是跟不上经济发展的步伐，老人的晚年生活还主要依靠家庭保障。当子女远在外地工作，家庭养老的效果会受到何种影响？留在家里的父母的生活状况会发生何种变化？这是本文重点关注的问题。

Cong and Silverstein（2011）针对中国的经验研究发现，相对于未外出务工的子女，外出务工的子女会给父母提供更多的金钱回报，留守父母则为外出务工子女提供照顾孙儿、做家务等服务，经济能力较强的打工子女还直接为父母提供食宿和金钱。他们将这一现象解释为中国家庭的代际“互惠模式”。罗芳和彭代彦（2007）基于对湖北三市农村地区的问卷调查数据的研究结果表明，一方面，子女外出务工通过加强经济支持为父母生活带来正面影响，另一方面又因日常照料和精神慰藉的减少而对父母生活产生负面影响。[4] 遗憾的是，他们未能评估子女外出务工对父母生活的总体影响。

学界普遍面临的障碍在于，子女外出务工会通过多种途径影响父母生活状况，而且各种效应的影响方向可能是相反的，并非简单划分影响途径再把个别效应加总就能概括。不少学者提出，在城市化进程中，农村劳动力的外出在很大程度上冲击了以“孝文化”为基础的传统伦理规范，削弱了家庭养老的基础。在家庭规模日益微小化的今天，老人的地位从农业文明时期大家庭中的核心位置不断下降，部分老人甚至游离于各个子女的家庭边缘，而子女外出务工则进一步加速了家庭结构的改变。Antman（2013）针对墨西哥的情况，研究外出务工子女的兄弟姐妹对父母在经济、时间上的贡献是否发生变化，并指出外出务工子女对父母生活的影响会通过留守子女行为的变化而弱化或放大。也有学者认为，现代通信技术、交通网络的发展在很大程度上减轻了子女外出务工对老人在精神慰藉方面的负面效应（Smith，1998；Baldassar，2007）。

本文并不探讨子女外出务工通过哪些途径影响留守父母，而是尝试回答如下问题：子女外出务工对父母的生活状况总体上是改善还是恶化？我们用自评健康和生活满意度这两个指标来分别衡量父母的身体健康和心理健康。前期已有学者针对其他国家样本进行了类似的研究。如，Antman（2010）发现，若子女移民到美国，其留在墨西哥的父母自我健康评价较低，经历中风、心脏病的概率较大。Adhikari *et al*.（2011）针对泰国的研究表明，子女外出务工导致父母的心理健康显著下降，但并未显著影响父母的身体健康。国内对此问题的定量分析比较少。在现有的定量研究中，大多数基于小范围的问卷调查数据，模型的内生性也没有得到很好的讨论与处理，影响了结果的准确性。

[4] 罗芳、彭代彦，“子女外出务工对农村‘空巢’家庭养老影响的实证分析”，《中国农村经济》，2007 年第 6 期，第 21—27 页。

本文利用中国健康与营养调查（CHNS）2006 年和 2009 年的横截面数据，实证分析子女外出务工对留守父母的身体及精神健康的影响。就我们所知，这是文献中首次利用第三方数据研究该问题。在计量方法上，我们采取以排序数据作为被解释变量的有序 Probit 模型（ordered Probit model），并以城镇失业率和就业人口结构变化作为工具变量来克服内生性问题。

后文结构安排如下：第二部分为模型设定，第三部分为数据的描述性统计，第四部分呈现实证结果和分析，第五部分总结全文并讨论政策含义。

二、模 型 设 定

（一）普通有序 Probit 模型

本文重点关注的是子女外出务工对父母身体健康和生活满意度的影响。我们分别用 CHNS 数据库中提供的“父母自评的身体健康情况”（$health_i$，简称“自评健康”），以及“父母对生活的满意程度”（$satis_i$，简称“生活满意度”）来衡量这两个指标。$health_i$ 的取值为 1—4，其中 1 表示“差”，4 表示“非常好”；$satis_i$ 的取值为 1—5，其中 1 表示“很差”，5 表示“很好”。

本文采取了主观评价作为身体健康的衡量指标。Idler and Benyamini (1997) 对 27 个健康方面的研究进行总结，发现其中 23 个研究显示自评健康对受访者的寿命有预测作用；部分研究已经控制了一些客观健康指标。主观评价指标的主要缺点是它受到被访者的心理状态的影响，但它也存在明显的优点。受访者自评健康是一个综合了复杂信息的判断，包含疾病严重程度、家庭疾病史、健康状况稳定性等众多因素。相比之下，大多数的客观指标只能反映比较狭窄的一个方面。

本研究中的两个被解释变量 $health_i$ 和 $satis_i$ 均为排序数据（ordered data），此时 OLS 估计并不适用。为此，本文采用文献中广泛使用的有序 Probit (ordered Probit) 模型进行估计。该模型是 Probit 模型的扩展，专门处理被解释变量是排序数据的情况。本文模型设定如下：

$$y_i = F(\beta\,\text{childout}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i), \tag{1}$$

其中，y_i 为被解释变量，分别为 $health_i$ 和 $satis_i$。childout_i 是我们最关注的解释变量，它是一个虚拟变量，当家中有子女外出务工时定义为 1，否则为 0。X_i 则包括一系列反映父母、儿女和家庭特征的控制变量。对变量的详细描述请见表 1。$F(\cdot)$ 为某非线性函数，具体形式为：

$$F(y_i^*) = \begin{cases} 1 & y_i^* < \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < y_i^* < \mu_2 \\ \vdots & \vdots \\ J & y_i^* > \mu_{J-1} \end{cases}, \tag{2}$$

其中，y^* 是 y 的背后存在不可观测的连续变量，称为潜变量（latent variable），满足：

$$y_i^* = \beta \text{childout}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i. \tag{3}$$

$\mu_1 < \mu_2 < \mu_3 < \cdots < \mu_{J-1}$ 称为切点，均为待估参数。

（二）模型的内生性

我们注意到，父母的自评健康和生活满意度与子女外出务工的决定可能互为因果，这会导致上述模型设定存在内生性问题。具体而言，子女外出务工可能影响父母的健康和生活状况，这是本文关心的因果关系。然而，子女外出务工的决定也可能受到父母健康和生活满意度的影响。譬如，身患长期疾病的父母可能需要子女外出务工获取更高收入以支付医药费用；对自己生活状况不太满意的父母，也许把希望寄托在子女身上，鼓励子女外出务工从而改善家庭条件。当然，也存在另一种可能：健康情况较差或生活满意度较低的父母更需要子女的精神慰藉或日常生活上的照顾，从而阻碍子女外出务工。此外，子女外出务工需要一定的初始成本（如路费和寻找工作初期的生活费等），一些经济条件差的家庭可能因为无力支付这部分成本而导致子女无法外出务工。总之，无论是上述何种情形，都意味着子女外出务工是一种自我选择行为，而不是随机发生的。这会导致我们无法正确地推断子女外出务工对父母健康和生活状况的影响。

（三）工具变量的选取

为解决内生性问题，本文拟在普通 ordered Probit 模型引入工具变量。国外类似研究常用的两类工具变量主要包括：地区历史迁移率（Hildebrandt *et al.*，2005；McKenzie and Rapoport，2011）和务工子女工作所在地的宏观经济变量（Antman，2011；Cortes，2013；Yang，2008）。本文没有选择这两类工具变量。学者们之所以采用历史迁移率而不是同期迁移率主要是出于工具变量内生性的考虑。虽然历史变量是相对较为干净的工具变量（这些变量通过宏观因素与被解释变量相关的可能性较低），但历史迁移率却存在严重的弱工具变量问题。[5]由于中国近三十年经历了从计划经济到市场经济的巨大转变，铁路、公路等与迁移有关的基础设施也发生了重大的变化，历史迁移率对当今情况的影响已经大幅减退。而在同期变量中，我们发现城镇失业率是比迁移率更有效、外生性更强的工具变量。[6]对于另外一个国际上常用的工具变量——务工子女工作所在地宏观经济变量，由于 CHNS 并没有给出务工子

[5] 在我们尝试过的数据中，最早的历史迁移率是 1975 年数据，来自《人口统计年鉴》。

[6] 本文主要依据过度识别检验的结果判断工具变量是否满足外生性条件。

女的工作地点，我们没有采用。

本文采用两个省际变量作为工具变量：城镇失业率和就业人口结构变化。选择城镇失业率的原因是高失业率地区的大量失业人员更有可能外出寻找工作机会。即使对于农村地区，城镇失业率越高，农民工也越难在当地的非农业部门找到工作，也就越倾向于外出务工。因此，我们推断城镇失业率与内生变量 childout 正相关。接下来需要考虑城镇失业率作为工具变量的外生性问题。城镇失业率可能通过子女外出务工之外的途径影响被解释变量（例如，高失业率地区的父母本身失业的可能性较高，从而满意度较低），致使其并非完全外生。为此，我们在模型中加入了父母的个人净收入，以及父母是否仍在工作等控制变量。这些变量能在很大程度上消除失业率作为工具变量的内生性。

另一工具变量是就业人口结构变化，即农业人口占就业人口比例的变动。二元经济结构是近三十年来劳动力迁移的重要原因，这意味着，从一个地区的农业中释放出来的劳动力越多，该地区的外出务工人员越多。衡量就业人口结构变化的指标见表 1。由于农业人口占就业人口比例下降得越快，该指标取值越小，我们推测，这个工具变量与 childout 负相关。[7]

表 1　模型变量的描述

变量类型	变量名	描述
被解释变量	自评健康(health)	“与同龄人相比，你觉得自己的健康状况怎么样？” 4＝非常好；3＝好；2＝一般；1＝差
	生活满意度(satis)	“你认为你现在的生活怎么样？” 5＝很好；4＝好；3＝中等；2＝差；1＝很差
内生解释变量	是否有子女外出务工(childout)	1＝有；0＝无
外生解释变量	子女数(childnum)	单位：个
	年龄(age)	单位：岁
	性别(gender)	1＝男；0＝女
	婚姻(marital)	1＝有配偶；0＝无配偶
	受教育年限(edu)	单位：年
	是否工作(work)	1＝工作；0＝没有工作
	个人净收入(indinc)	单位：万元/年
	户口(hukou)	1＝城市户口；0＝农村户口
	调查点(location)	1＝城市；0＝农村
工具变量	城镇失业率(unemprate)	以省划分
	就业人口结构变化(agratediff)	以省划分的：2009 年农业人口占总劳动人口比例减去 1985 年的这一比例

资料来源：城镇失业率和就业人口结构变化的数据来自《中国统计年鉴》，其他数据来自 CHNS。

[7] 需要指出的是，我们定义了两种指标来衡量农业人口比例的历史变迁程度。在后面的实证分析中，我们将会分别对全体样本、年龄在 50 岁以上的样本做两组回归分析。对每组回归分析，我们根据外生性检验的结果，在两个指标中仅选取外生性较强的一个作为工具变量。

（四）IV ordered Probit 模型的两步估计法

我们采用了 Heckman（1978）两步法进行参数估计。第一阶段，把内生解释变量 childout 对所有工具变量和外生解释变量作 Probit 回归，得到潜变量 childout* 的拟合值$\widehat{\text{childout}_i^*}$，即

$$\text{childout}_i^* = \boldsymbol{\delta Z}_i + \boldsymbol{\theta X}_i + u_i, \tag{4}$$

$$\text{childout}_i = \begin{cases} 0, & \text{childout}_i^* < 0^{8} \\ 1, & \text{childout}_i^* \geqslant 0 \end{cases}, \tag{5}$$

$$\widehat{\text{childout}_i^*} = \hat{\boldsymbol{\delta}}\boldsymbol{Z}_i + \hat{\boldsymbol{\theta}}\boldsymbol{X}_i, \tag{6}$$

其中，^表示变量的拟合值或参数的估计值，$\boldsymbol{X}_i$ 向量是与普通 ordered Probit 模型中相同的控制变量，$\boldsymbol{Z}_i$ 为工具变量构成的向量。对所有变量的描述详见表 1。

第二阶段，将 y_i 对潜变量拟合值、残差、外生解释变量作 ordered Probit 回归，即

$$y_i = (\beta^* \widehat{\text{childout}_i^*} + \boldsymbol{\gamma X}_i + \varepsilon_i). \tag{7}$$

通过这两个阶段的回归则可以得出β^*的一致估计。参数β^*能够反映 childout 与 y 的关系，但与普通有序 Probit 模型中的β不可混为一谈，主要是对参数绝对值的解释方式不相同。具体的参数解释方式将在下文作计量结果分析的时候给出。[9]

（五）工具变量的外生性检验

为了排除内生工具变量的问题，本文根据 Lee（1991）的方法，进行工具变量外生性的过度识别检验。该方法基于 Amemiya（1978）对 Probit 方程组模型的估计方法，将其最小化加权残差和作为统计量，该统计量服从卡方分布χ^2（1）。[10]原假设为：所有工具变量外生。如果原假设无法被拒绝，说明工具变量符合外生性条件。如果原假设被拒绝，证明两个工具变量中至少有一个无效。[11]

三、描述性统计分析

本文使用的数据来自中国健康和营养调查（China Health and Nutrition

---

[8] 默认 Probit 模型的切点为 0。

[9] 受限于篇幅，模型的推导和详细解释未能呈现于此，有兴趣的读者可以向作者索取。

[10] χ^2分布的自由度为$(m-r)$。m 是工具变量个数，r 是内生解释变量个数。本文中 $m=2, r=1$。

[11] 受限于篇幅，外生性检验的相关公式未能呈现于此，有兴趣的读者可以向作者索取。

Survey，CHNS）。该项调查由北卡大学和中国疾病预防控制中心共同展开，始于 1989 年，每隔 3 年左右进行一次调查。CHNS 采用多段随机抽样的方法，收集了 4 519 个家庭和 19 010 个个人的收入、社会保障、健康和营养状态等信息，覆盖辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州 9 个省份。我们将采用 CHNS 2006 年的横截面数据分析子女外出务工对父母健康的影响，并且用 2009 年的横截面数据分析子女外出务工对父母生活满意度的影响。[12]

表 2 列出了计量模型中所有变量的基本统计量。父母自评健康（health）的均值为 2.63，表明父母自评健康总体处于“一般”和“好”之间。生活满意度（satis）的均值为 3.52，说明父母对生活的满意度总体高于中等水平，大多持有比较乐观的生活态度。变量 childout 在 2006 年和 2009 年的均值分别为 0.310 和 0.347，说明数据中 1/3 左右的父母都有外出打工的子女，并且在这三年间有所增加。样本中有 2/3 左右的父母为农村户口，1/3 的父母具有城镇户口。Location 变量是问卷的调查点，能反映被调查者的居住地。2009 年样本中有 3070 名父母居住在农村，有 1 211 名父母居住在城镇。我们还注意到有外出务工子女的样本对应较低的收入和较低的教育水平。

表 2　变量的描述性统计分析

变量名称	无子女外出务工(G1)		有子女外出务工(G2)		全部观测值				
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	最大值	最小值	观测数
health	2.685	0.779	2.527*	0.748	2.637	0.773	4.0	1.0	5 165
satis	3.567	0.832	3.440*	0.820	3.525	0.830	5.0	1.0	4 262
childout	—	—	—	—	0.347	0.476	1.0	0.0	4 647
childnum	1.274	0.500	1.757*	0.782	1.442	0.654	6.0	1.0	4 647
age	50.571	11.975	54.513*	8.930	51.898	11.199	89.2	24.8	4 260
gender	0.478	0.500	0.475	0.500	0.477	0.500	1.0	0.0	4 280
marital	0.921	0.269	0.917	0.275	0.920	0.271	1.0	0.0	4 281
edu	7.464	4.488	5.672*	4.374	6.860	4.529	19.0	0.0	4 278
indinc	1.764	2.888	1.273*	2.167	1.591	2.667	65.7	−4.2	3 309
work	0.615	0.487	0.696*	0.460	0.642	0.479	1.0	0.0	4 281
hukou	0.417	0.493	0.187*	0.390	0.340	0.474	1.0	0.0	4 281
location	0.336	0.472	0.142*	0.349	0.269	0.443	1.0	0.0	4 647
unemprate	3.784	0.358	3.815*	0.320	3.795	0.346	4.3	3.2	4 647
agratediff	−0.216	0.119	−0.236*	0.094	−0.223	0.111	0.0	−0.3	4 647

注：* 表示该变量在 G1 和 G2 组的不同取值的两组样本的均值差异在 1%水平上显著。health 变量来自 2006 年的横截面数据，其他变量均为 2009 年。受限于篇幅，表中未列出 2006 年其他变量的基本统计量，因为和 2009 年数据特征十分相似。

[12] 这是因为自评健康的变量只更新到 2006 年，而生活满意度的调查只有在 2009 年搜集了大量数据。

在农村户口的父母中，有子女外出务工的比例达到 41%；而在城市户口的父母中，这一比例仅为 19%。可见，农村户口的子女外出务工的比例远远高于城市户口的。这反映了二元经济中劳动力从农村到城市的流动方向。

我们根据有无子女外出务工，把样本分为两组，图 1 和图 2 分别比较了这两组父母的自评健康及生活满意度的分布。可见，有子女外出务工的父母在生活满意度的“好”“很好”两个选项上面的分布比例都比没有子女外出务工的父母要低；而在“中等”“差”“很差”三个选项上面的分布比例都比没有子女外出务工的父母要高。父母自评健康的分布也反映类似的规律。从图中我们可以初步得出子女外出务工在统计上对应父母的低生活质量这一猜测。

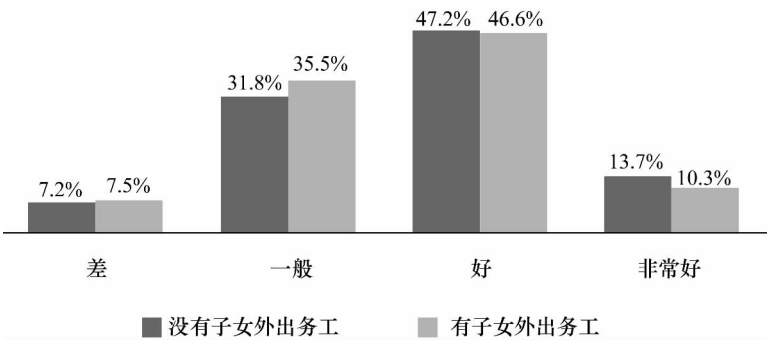

图 1 两组样本中父母“自评健康”的分布

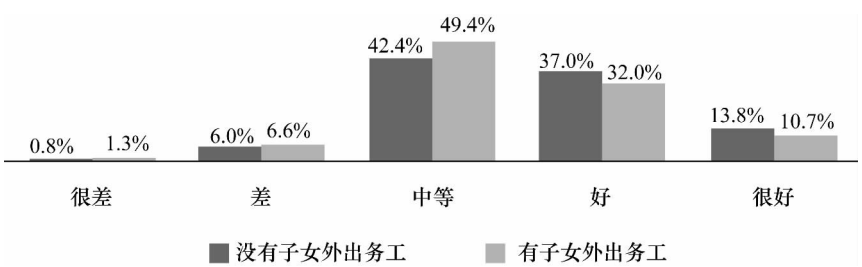

图 2 两组样本中父母“生活满意度”的分布

四、计量结果及分析

（一）IV Ordered Probit 模型的估计结果

表 3 给出 IV ordered Probit 模型的一阶段回归结果。前文已经介绍过，一阶段回归是内生解释变量 childout 对所有工具变量和外生解释变量的 Probit 回归。因此，一阶段回归的结果也能让我们了解哪些因素与子女外出务工的决定相关。从表 3 的结果看来，子女数越多以及年龄越大的父母更容易有外出务工的子女。仍然工作的父母比没有工作的父母更有可能有外出务工的子

女。hukou 和 location 的参数显著为负，说明户口在农村或者居住在农村的家庭更容易有外出务工人员，符合劳动力从农村流向城市的规律。

表 3　IV ordered Probit 模型的一阶段回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2006 年（所有父母）	2006 年（大于 50 岁的父母）	2009 年（所有父母）	2009 年（大于 50 岁的父母）
unemprate	0.408***	0.505***	0.468***	0.536***
	(6.244)	(5.523)	(5.223)	(4.654)
agratediff	−0.455***	−0.892**	−0.535***	−1.938***
	(−3.024)	(2.025)	(−3.197)	(−4.580)
childnum	0.209***	0.108***	0.693***	0.686***
	(6.664)	(2.894)	(14.955)	(10.888)
age	0.338***	−0.038	0.357***	−0.005
	(14.312)	(−0.551)	(13.959)	(−0.068)
age^2	−0.003***	0.000	−0.003***	−0.000
	(−12.430)	(0.449)	(−12.104)	(−0.045)
gender	−0.095*	−0.090	−0.047	−0.018
	(−1.827)	(−1.190)	(−0.857)	(−0.237)
marital	0.060	0.112	0.066	0.127
	(0.530)	(0.931)	(0.611)	(1.120)
edu	−0.008	−0.003	−0.015**	−0.012
	(−1.249)	(−0.287)	(−2.208)	(−1.425)
indinc	−0.036	0.016	−0.019*	−0.009
	(−1.225)	(0.397)	(−1.785)	(−0.473)
work	0.226***	0.338***	0.240***	0.279***
	(3.522)	(4.118)	(3.400)	(3.291)
hukou	−0.662***	−0.648***	−0.414***	−0.251***
	(−9.735)	(−6.816)	(−6.028)	(−2.706)
location	−0.430***	−0.610***	−0.480***	−0.658***
	(−6.732)	(−7.057)	(−7.067)	(−7.562)
_cons	−11.418***	−1.019	−13.124	−3.143
	(−17.340)	(−0.465)	(−17.400)	(−1.436)
Observations	3 844	1 589	3 289	1 641
Pseudo R^2	0.247	0.175	0.249	0.200
χ^2	875.07	326.65	814.9	338.23
工具变量 F 值	39.03	30.55	27.37	29.07

注：括号内为稳健标准误下的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

与我们的预期一致，城镇失业率（unemprate）的系数显著为正。这印证了前文的猜想：地区的高失业率是驱使劳动者到外地寻求工作的动力，这些地区的家庭更普遍拥有外出务工子女。就业人口结构变化（agratediff）的系

数显著为负，表明近二十年来农业人口占比下降越快的地区外出务工的人越多[13]，这与我们的预期一致。四个模型中，一阶段回归工具变量的系数均在1%水平上显著，联合显著性检验 F 统计量最小的也有 27.37，因此不存在弱工具变量的问题。

表 4 给出了 IV ordered Probit 模型的二阶段回归结果。在四个模型中，过度识别检验的 P 值均大于 0.1，说明我们无法拒绝工具变量符合外生性条件的原假设。因此我们采用的工具变量模型能够有效排除内生性的影响，从而更准确地估计子女外出务工对父母生活状况的影响。所有模型的 $\widehat{\text{childout}}^*$ 的系数均在 1%的水平上显著，而且全部为负。换句话说，无论是对父母健康还是生活满意度，子女外出务工都造成负面影响。

表 4 IV ordered Probit 模型二阶段结果

	IV ordered Probit			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自评健康（所有父母）	自评健康（大于 50 岁的父母）	生活满意度（所有父母）	生活满意度（大于 50 岁的父母）
$\widehat{\text{childout}}^*$ IV	−0.898***	−0.568***	−0.463***	−0.524***
	(−7.365)	(−3.862)	(−3.152)	(−3.556)
childnum	0.186***	0.097***	0.206*	0.237**
	(5.257)	(2.887)	(1.861)	(2.056)
age	0.239***	−0.078	0.162***	−0.081
	(5.422)	(−1.338)	(2.966)	(−1.581)
age^2	−0.002***	0.000	−0.001***	0.001
	(−5.758)	(0.934)	(−2.807)	(1.607)
gender	0.134***	0.178***	−0.051	−0.043
	(3.322)	(2.849)	(−1.239)	(−0.730)
marital	0.024	0.006	0.416***	0.441***
	(0.307)	(0.067)	(5.035)	(4.606)
edu	0.010**	0.010	0.015***	0.007
	(2.060)	(1.501)	(2.705)	(0.962)
indinc	0.018	0.108***	0.038***	0.029*
	(1.012)	(3.533)	(3.295)	(1.742)
work	0.228***	0.140*	0.111	0.068
	(4.076)	(1.658)	(1.641)	(0.818)
hukou	−0.490***	−0.274**	−0.007	0.118
	(−5.242)	(−2.189)	(−0.080)	(1.433)

[13] 需要说明的是，agratediff 变量定义为“2009 年农业人口占劳动力人口的比例减去 1985 年的这一比例”，因此，农业人口占比下降的越快，agratediff 的取值越小。

（续表）

	IV ordered Probit			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	自评健康（所有父母）	自评健康（大于 50 岁的父母）	生活满意度（所有父母）	生活满意度（大于 50 岁的父母）
location	−0.538***	−0.356***	−0.235***	−0.446***
	(−7.810)	(−3.186)	(−2.749)	(−3.740)
省份固定效应	No	No	No	No
Observations	3 831	1 583	3 274	1 632
Pseudo R^2	0.053	0.026	0.024	0.027
过度识别 P 值	0.6452	0.3514	0.7787	0.4287

注：括号内为稳健标准误下的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。IV ordered Probit 的结果中，采取了 Murphy and Topel(1985)的方法对二阶段回归的标准误进行调整。

（二）稳健性测试

上文中，我们主要使用基于主观评价的健康指标。作为补充，我们还进一步采用 BMI 指数作为父母身体健康的客观指标进行了稳健性测试。BMI 指数定义为 $BMI = W/H^2$，其中，W 表示体重（公斤），H 表示身高（米）。从表 5 的第（1）—（2）列可以看到，子女外出务工导致父母的体重显著下降。

表 5　子女外出对父母体重和家务劳动时间的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BMI 指数（所有父母）	BMI 指数（大于 50 岁的父母）	家务劳动时间（所有父母）	家务劳动时间（大于 50 岁的父母）
childout	−2.097***	−1.426***	86.80***	68.81***
	(−7.167)	(−3.875)	(14.728)	(9.930)
childnum	0.527***	0.222*	−41.55***	−30.34***
	(4.566)	(1.873)	(−17.630)	(−13.089)
age	0.920***	0.043	−25.54***	16.14***
	(9.156)	(0.352)	(−12.360)	(6.227)
age^2	−0.008***	−0.001	0.209***	−0.127***
	(−9.588)	(−0.832)	(11.957)	(−6.214)
work	−0.390***	−0.167	−34.07***	−37.08***
	(−3.216)	(−0.930)	(−10.937)	(−9.021)
gender	−0.167*	−0.648***	−73.50***	−72.92***
	(−1.935)	(−4.945)	(−38.611)	(−24.016)
marital	0.201	0.399**	−1.191	3.746
	(1.097)	(1.988)	(−0.262)	(0.814)
edu	−0.036***	−0.005	0.666**	0.120
	(−3.211)	(−0.355)	(2.539)	(0.353)

（续表）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	BMI 指数（所有父母）	BMI 指数（大于 50 岁的父母）	家务劳动时间（所有父母）	家务劳动时间（大于 50 岁的父母）
indinc	0.073***	0.106*	1.581***	1.657
	(2.736)	(1.936)	(3.581)	(1.426)
hukou	−0.494**	0.617***	51.02***	35.34***
	(−2.483)	(2.581)	(12.007)	(6.989)
location	−1.054***	−0.980***	42.48***	48.81***
	(−6.459)	(−3.680)	(12.491)	(9.279)
Observations	6 758	3 065	6 094	2 780
R-squared	0.043	0.076	0.258	0.267
F	28.33	23.83	195.3	88.56

注：(1) ***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；(2) 括号中为稳健性标准误下的 t 统计量；(3) 本表所有结果采用工具变量法，BMI 指数的单位是“kg/m^2”，家务劳动时间的单位是“小时/天”。

文献中通常把子女外出务工对父母的影响途径划分为两个方面。第一个途径是子女对父母的经济贡献。[14]一般认为子女外出务工会为留守家庭带来一定的经济补贴，但有些子女外出务工初期收入不稳定，甚至需要父母的经济支持，反而可能使父母面临更大的经济压力。第二个途径是子女对父母的时间贡献。外出务工的子女不能帮父母分担农活和家务，从而加重了父母的劳动负担，而且年老父母从子女那里得到的身体照顾也因此变少。另外，子女对父母的时间贡献还表现在亲人相聚带来的精神慰藉。当子女外出务工后，父母难以享受天伦之乐。

由于 CHNS 并没有提供父母和子女之间的转移支付，而且外出务工子女的收入并不计算在家庭人均收入之中，因此我们无法考证子女外出务工对父母带来的经济影响。可幸的是，CHNS 调查了受访人员的家务劳动时间。表 5 的第（3）—（4）列以父母平均一天的家务劳动时间作为被解释变量进行了回归。从 childnum 的参数可以看出，子女数越多的父母，其承担的家务越少，越轻松。从 childout 的参数可以看出，子女外出务工使得父母每天的家务劳动时间显著增加。

因此，我们认为子女外出务工使得子女对父母的时间贡献显著减少。虽然我们无法考证外出务工是否增加子女对父母的经济贡献，但综合来讲，子女外出务工对父母健康和生活满意度产生负面影响。

（三）边际效应分析

由于 ordered Probit 模型的参数含义不直观，表 4 中的结果只能从显著性

[14] 请见 Antman(2013)，贺聪志和叶敬忠(2009)。

和参数符号方面给出有限的信息。因此，我们通过进一步的计算得出各个解释变量对父母自评健康和生活满意度的边际效应。对外生解释变量，我们计算了连续边际效应。对内生解释变量，我们分别计算了离散边际效应和连续边际效应。因为在工具变量法中 childout 具有一定的特殊性，其边际效应的含义与外生解释变量边际效应的含义有所不同，因此需要分开讨论。

1. 外生解释变量的边际效应

首先，我们计算了当所有解释变量在均值处时，外生解释变量的单位变化如何影响被解释变量取各个值的概率。即

$$\frac{\partial Prob(y=i \mid x)}{\partial x}\bigg|_{x=\bar{x}} (i=1,2,3,4,5), \tag{8}$$

其中，x 表示二阶段回归中所有外生解释变量，但不包括内生解释变量 childout。因此，式（8）边际效应的含义是：当解释变量变动 1 个单位时，被解释变量取各个值的概率如何变化。结果如表 6，这里仅给出全部父母样本的结果。这里以子女人数变量 childnum 为例解读表 5。当所有解释变量处于均值时，子女人数每增加 1 人，父母自评健康为“差”的概率下降 −0.018，为“一般”的概率下降 −0.053，为“好”的概率上升 0.036，为“非常好”的概率上升 0.034；父母生活满意度为“很差”的概率下降 0.003，为“中等”的概率下降 0.059，为“很好”的概率上升 0.043。因此，子女人数越多，父母的生活状况越好。这反映了中国人“多子多福”的传统观念，也符合家庭养老的现状：子女越多，每人照顾父母的负担相对较轻，对父母照顾也更为周到；从父母的角度而言，父母能够得到的经济资助、日常照料也越多。

表 6　外生解释变量的边际效应（全部父母）

	childnum	age	gender	marital	edu	indinc	work	hukou	location
	1=城市	个	岁	1=男	1=有配偶	年	万元/年	1=工作	1=城市
自评健康	***	***	***		**		***	***	***
差	−0.018	−0.023	−0.022	−0.013	−0.002	−0.001	−0.002	0.047	0.051
一般	−0.053	−0.068	−0.064	−0.038	−0.007	−0.003	−0.005	0.138	0.152
好	0.036	0.046	0.044	0.026	0.005	0.002	0.003	−0.095	−0.104
非常好	0.034	0.044	0.042	0.025	0.004	0.002	0.003	−0.090	−0.098
生活满意度	*	***	***	***	***	***			***
很差	−0.003	−0.003	0.001	−0.007	−0.000	−0.001	−0.002	0.000	0.004
差	−0.020	−0.016	0.005	−0.040	−0.001	−0.004	−0.011	0.001	0.023
中等	−0.059	−0.046	0.014	−0.119	−0.004	−0.011	−0.032	0.002	0.067
好	0.039	0.031	−0.010	0.079	0.003	0.007	0.021	−0.001	−0.045
很好	0.043	0.034	−0.011	0.087	0.003	0.008	0.023	−0.001	−0.049

注：* 表示 $p<0.1$，** 表示 $p<0.05$，*** 表示 $p<0.01$。

从表 6 可见，具有农村户口以及居住在农村的受访者比城市受访者的自

评健康和生活满意度更高。有配偶的受访者的生活满意度显著高于无配偶的受访者。父亲的自评健康平均比母亲好，但生活满意度男性平均比女性低。工作与否和生活满意度无关，但有工作的受访者对自己的健康状况表现得更为乐观。个人收入与健康无关，但收入越高的受访者对生活更为满意。

2. 内生解释变量 childout 的离散边际效应

以上仅列出了外生解释变量的边际效应系数。对于我们最关心的内生解释变量 childout，并不适用以上解释方法。求解$\widehat{\text{childout}}$对 y_i 的边际效应有两种方法，第一种为离散边际效应，第二种为连续边际效应。我们首先讨论离散边际效应。保持其他变量处于均值，分别计算出 childout＝1 和 childout＝0 时被解释变量在各个取值上的概率。这两个概率之差便是 childout 的离散边际效应，即式（9）的$\Delta\widehat{\text{Prob}}(y=i \mid x^{(r)}=\bar{x}^{(r)})$。其含义是：当其他条件处于平均水平，仅仅子女外出务工的状态发生变化，被解释变量取各个值的概率如何变化。

$$\begin{aligned}&\Delta\widehat{\text{Prob}}(y=i \mid x^{(r)}=\bar{x}^{(r)})\\&=\text{Prob}(y=i \mid \text{childout}^*=E(\text{childout}^* \mid \text{childout}=1), x^{(r)}=\bar{x}^{(r)})\\&\quad-\text{Prob}(y=i \mid \text{childout}^*=E(\text{childout}^* \mid \text{childout}=0), x^{(r)}=\bar{x}^{(r)}),\\&\qquad\qquad(i=1,2,3,4,5). \qquad (9)\end{aligned}$$

其中，$x^{(r)}$ 表示除childout* 外的其他解释变量。由于第二阶段的回归中，解释变量为$\widehat{\text{childout}}^*$而非$\widehat{\text{childout}}$，因此离散边际效应需要对潜变量取期望而得出。表 7 给出了$\widehat{\text{childout}}$的离散边际效应。

表 7 $\widehat{\text{childout}}$的离散边际效应

	所有父母				大于 50 岁的父母			
	$x=\bar{x}$	childout＝0	childout＝1	Δ	$x=\bar{x}$	childout＝0	childout＝1	Δ
自评健康								
差	0.045	0.035	0.085	0.050	0.044	0.039	0.047	0.008
一般	0.324	0.291	0.410	0.119	0.348	0.333	0.359	0.026
好	0.525	0.545	0.447	−0.099	0.511	0.521	0.502	−0.019
非常好	0.106	0.129	0.058	−0.071	0.098	0.107	0.091	−0.016
生活满意度								
很差	0.006	0.005	0.010	0.005	0.003	0.002	0.005	0.003
差	0.051	0.044	0.071	0.027	0.045	0.034	0.061	0.027
中等	0.447	0.425	0.496	0.071	0.406	0.366	0.452	0.086
好	0.369	0.383	0.330	−0.052	0.399	0.419	0.369	−0.050
很好	0.128	0.144	0.093	−0.051	0.147	0.180	0.113	−0.067

表 7 中的数值表示在不同条件下，父母自评健康和生活满意度各个取值的概率。Δ 一列的系数是 childout＝1 时概率减去 childout＝0 时的概率。首先，对比表 7 和图 1、图 2 发现，模型预测的概率和真实分布非常接近。以生活满意度为例，因为表中系数假设所有变量处于均值水平，而 satis 的均值为 3.525，因此对 satis 取值为 3、4 的预测尤为符合；对 satis 取值为 1、2 的概率预测值则会小于统计值。可见无论对于全体父母还是中老年的父母，有子女外出务工的父母相对而言，自评健康为“好”“非常好”的概率比较低，为“一般”“差”的概率比较高；生活满意度为“好”“很好”的概率比较低，为“中等”“差”“很差”的概率比较高。

观察边际效应的数值发现，对于生活满意度的模型，两个样本组的参数值比较相近。但在自评健康的模型中，$\widehat{\text{childout}}^*$ 在 50 岁以上父母样本中参数的绝对值比全体样本的要小，这说明子女外出务工对中老年父母带来的自评健康下降的程度比全体父母小。我们认为这可能由于在全体父母样本中，有一半父母的子女年龄在 30 岁以下。年轻的外出务工人员通常处于事业的起步阶段、收入相对较低，可能不仅难以补贴父母，反而需要父母的经济支持。这增加了父母的经济压力、劳累感，因此自评健康水平更低。而 50 岁以上中老年父母的子女一般在 30 岁以上，大多数已经具有比较稳定的经济能力，进入子女反馈父母的人生阶段。因此，子女外出务工对中老年父母健康的负面影响相对小一些。

3. 内生解释变量 childout 的连续边际效应

对 childout 边际效应的解释不仅可以采用离散边际效应的方法，还可以运用连续边际变量的方法。因为参与到二阶段回归的$\widehat{\text{childout}}^*$是一阶段回归得出的对 childout 潜变量的拟合值，因此$\widehat{\text{childout}}^*$实质上为连续变量。我们可以得出子女外出务工的概率对父母满意度取值的概率的边际效应，如式(10)。连续边际效应的含义是：当 childout＝1 的概率发生变化，被解释变量取各个值的概率如何变化。

$$\left.\frac{\partial \text{Prob}(y=i\mid x)}{\partial \text{Prob}(\text{chldout}=1\mid x)}\right|_{x=\bar{x}}=\left.\frac{\partial \text{Prob}(y=i\mid x)/\partial\,\widehat{\text{chldout}}^*}{\partial \text{Prob}(\text{chldout}=1\mid x)/\partial\,\widehat{\text{chldout}}^*}\right|_{x=\bar{x}},\quad (i=1,2,3,4,5). \tag{10}$$

表 8 呈现了边际效应的计算结果。以全部父母的样本为例，当所有变量处于均值时，有子女外出务工的概率 Prob（childout＝1｜x）每增加 Δ，父母生活满意度取值“很差”的概率 Prob（satis＝1｜x）增加 0.022Δ、父母生活满意度取值“中等”的概率 Prob（satis＝2｜x）增加 0.382Δ、父母生活满意度取值“很好”的概率 Prob（satis＝5｜x）减少 0.280Δ。从表 8 的数值可

见，对于一名其他条件处于平均水平的父母，子女外出打工主要降低了他选择“好”“很好”“非常好”的概率，并且大幅增加对健康或生活状况给出“一般”“中等”评价的概率。同时，也会增加选项“差”“很差”的概率，但是变化幅度相对较小。当然，以上考虑的是绝对概率变化，若要更全面客观地分析边际效应的幅度，可以进一步分析相对概率变化的幅度。

表 8 childout 的连续边际效应

	所有父母	大于 50 岁的父母
自评健康		
差	0.270	0.131
一般	0.802	0.415
好	−0.552	−0.300
非常好	−0.520	−0.246
生活满意度		
很差	0.022	0.013
差	0.130	0.118
中等	0.382	0.390
好	−0.254	−0.219
很好	−0.280	−0.302

五、结 论

本文在 ordered Probit 模型中引入工具变量法解决内生性问题，检验了子女外出务工对留守父母生活状况的影响，并进行了详细的边际效应分析。结果表明，子女外出务工对留在家乡父母的身体健康、心理健康都产生负面的影响。这印证了我们对留守父母身体健康和生活状况的担忧。

我们认为，产生这种负面影响的原因有两个。一方面，我国的老年保障制度——尤其是在经济欠发达地区和农村地区——的覆盖范围和保障力度都非常有限，子女依然是父母老年生活最主要的依靠。然而，我国二元经济结构决定了劳动力的流动主要是从农村流向城市，从较为落后的地区流向发达地区。我们的分析中也印证了这一点：农村中有外出务工子女的家庭数量比城市多出一倍、失业率越高的地区有外出务工子女的家庭越为普遍。这些地区子女外出务工，在很大程度上冲击了传统的家庭赡养模式，对老年父母的健康和生活满意度造成负面影响。另一方面，子女外出务工虽然可能提高家庭收入，但并不足以弥补亲人分离造成的负面影响。因为子女外出务工不仅减少了对父母的日常照顾和精神慰藉，还增加了父母从事农业和家庭劳动的时间，给健康带来不利影响。

我们的研究表明农村劳动力的流动在一定程度上弱化了农村社会原有的老年保障制度，使得传统保障措施边缘化，农村社区内部的老年保障问题因此更加突出。为了减缓子女外出务工对留守的老年父母造成的不利影响，我们认为政府应当更加关注农村的社会保障体系建设，加大对农村社会保障的资金投入力度，期望通过社会化的保障方式来应对日益凸显的老年保障问题。

参 考 文 献

[1] Adhikari, R., A. Jampaklay, A. Chamratrithirong, "Impact of Children's Migration on Health and Health Care-Seeking Behavior of Elderly Left Behind", *BMC Public Health*, 2011, 11 (1),1—8.

[2] Amemiya, T., "The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model", *Econometrica*, 1978, 46 (5),1193—1205.

[3] Antman, F., "Adult Child Migration and the Health of Elderly Parents Left behind in Mexico", *American Economic Review*, 2010, 100 (2),205—208.

[4] Antman, F., "The Intergenerational Effects of Paternal Migration on Schooling and Work: What Can We Learn from Children's Time Allocations?", *Journal of Development Economics*, 2011, 96 (2),200—208.

[5] Antman, F., "The Impact of Migration on Family Left Behind", in Constant, A., and K. Zimmermann(eds.), *International Handbook on the Economics of Migration*. Edward Elgar Publishing, 2013.

[6] Baldassar, L., "Transnational Families and Aged Care: The Mobility of Care and the Migrancy of Ageing", *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 2007, 33 (2), 275—297.

[7] Cong, Z., and M. Silverstein, "Intergenerational Exchange Between Parents and Migrant and Nonmigrant Sons in Rural China", *Journal of Marriage and Family*, 2011, 73 (1), 93—104.

[8] Cortes, P., "The Feminization of International Migration and Its Effects on the Children Left Behind: Evidence from the Philippines", *World Development*, 2013,In Press.

[9] Du, P., Z. Ding, Q. Li, and J. Gui, "The Impact of Rural Children Migration on Left-Behind Elderly", Population Research, 2004, 28(6), 44—52. (in Chinese)

[10] He, C., and J. Ye, "Research Review on Left-behind Elderly", *China Agricultural University Journal of Social Sicences Edition*, 2009, 26(2),24—34. (in Chinese)

[11] He, X., and L. Dong, "The Logic of Peasant's Work in the City and the Path of Chinese Urbanization", *China Rural Survey*, 2009, 86(2), 12—18. (in Chinese)

[12] Heckman, J., "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *Econometrica*, 1978, 46 (4),931—959.

[13] Hildebrandt, N., D. McKenzie, G. Esquivel, and E. Schargrodsky, "The Effects of Migration on Child Health in Mexico", *Economia*, 2005, 6 (1), 257—289.

[14] Hu, H., and Y. Li, "Study on the Health Status of Senior Citizens in China and Its Influencing Factors: Based on the Ordered Probit Model", *Joumal of Shanxi Finance and Economics University*, 2011, 33(2), 1—8. (in Chinese)

[15] Idler, E., and Y. Benyamini, "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, 1997, 38 (1), 21—37.

[16] Lee, L., "Amemiya'S Generalized Least Squares and Tests of Overidentification in Simultaneous Equation Models with Qualitative or Limited Dependent Variables", *Econometric Reviews*, 1992, 11 (3), 319—328.

[17] Luo, F., and D. Peng, "The Impact of Children Migration on Pension of Rural 'Empty Nest' Family: An Empirical Analysis", *Chinese Rural Economy*, 2007, 6,21—27. (in Chinese)

[18] Machin, S., and M. Stewart, "Unions and the Financial Performance of British Private Sector Establishments", *Journal of Applied Econometrics*, 1990, 5 (4),327—350.

[19] McKenzie, D., and H. Rapoport, "Can Migration Reduce Educational Attainment ?Evidence from Mexico", *Journal of Population Economics*, 2011, 24 (4),1331—1358.

[20] Murphy, K., and R. Topel, "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1985, 3 (4),370—379.

[21] Silverstein, M., and Z. Cong, "Caring for Grandchildren and Intergenerational Support in Rural China: A Gendered Extended Family Perspective", *Ageing and Society*, 2011, 32 (3), 425—450.

[22] Smith, G., "Residential Separation and Patterns of Interaction between Elderly Parents and Their Adult Children", *Progress in Human Geography*, 1998, 22 (3),368—384.

[23] Yang, D., "International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks", *The Economic Journal*, 2008, 118 (528), 591—630.

The Impact of Children Migration on the Health and Life Satisfaction of Parents Left Behind

YUJUN LIAN* WENSU LI

(*Sun Yat-sen University*)

BIHONG HUANG

(*University of Macau*)

Abstract Using the 2006 and 2009 waves of China Health and Nutrition Survey (CHNS) data, this paper investigates the impacts of adult children migration on their parents left behind via the ordered Probit model. The urban unemployment rate and the change of employment structure are used as instrumental variables to account for the issue of endogeneity. The empirical results indicate that having migrant children is negatively related with the parents' self-report health and life satisfaction.

JEL Classification J15, J14, J13

* Corresponding Author: Yujun Lian, Lingnan College, Sun Yat-sen University, No. 135, Xingang Xi Road, Guangzhou, 510275, China; Tel: 86-20-84110648; E-mail: lianyj@mail.sysu.edu.cn。