



# An Empirical Study on the Transformation of Asymptomatic Infected Persons into Confirmed Cases in Mainland China During the COVID-19 Pandemic

Liu Fangjun, Deng Xiaokai\*

School of Economics and Finance, Zhanjiang Institute of Science and Technology, Zhanjiang, China

## Email address:

1259426079@qq.com (Liu Fangjun), 191601333@qq.com (Deng Xiaokai)

\*Corresponding author

## To cite this article:

Liu Fangjun, Deng Xiaokai. An Empirical Study on the Transformation of Asymptomatic Infected Persons into Confirmed Cases in Mainland China During the COVID-19 Pandemic. *Science Innovation*. Vol. 11, No. 4, 2023, pp. 179-183. doi: 10.11648/j.si.20231104.11

**Received:** May 5, 2023; **Accepted:** July 4, 2023; **Published:** July 11, 2023

**Abstract:** This study empirically investigates the conversion of asymptomatic infections to confirmed cases in mainland China during the COVID-19 pandemic using time series data. The study finds that asymptomatic infections from overseas and those released from medical observation on the same day do not have a significant impact on the conversion to confirmed cases on the same day. However, local asymptomatic infections and those still under medical observation have a significant impact on the conversion to confirmed cases on the same day. Specifically, on average, approximately 142 out of every 10,000 local asymptomatic infections will convert to confirmed cases, while approximately 17 out of every 10,000 asymptomatic infections still under medical observation will convert to confirmed cases. Additionally, the impact of asymptomatic infections from overseas on the conversion to confirmed cases is lagged, with a lag of up to 23 days. These findings are important for understanding the process of asymptomatic infections converting to confirmed cases and controlling the spread of the virus.

**Keywords:** Novel Coronavirus, Asymptomatic Infected Persons, Confirmed Cases, Time Series Data

---

## 中国大陆在新冠疫情中无症状感染者转化为确诊病例的实证研究

刘方军, 邓晓开\*

湛江科技学院经济与金融学院, 湛江, 中国

## 邮箱:

1259426079@qq.com (刘方军), 191601333@qq.com (邓晓开)

**摘要:** 利用时间序列数据, 对中国大陆在新冠疫情中无症状感染者将转化为已确诊患者的实证分析。调查表明, 从国外输入的无症状感染者和当日结束临床观察的无症状感染者, 对当日转为诊断患者并没有明显的影响。不过, 中国本土的无病症感染者和尚在医学上观察无病症感染者, 对当日转为已诊断患者有很明显的影响。具体来说, 每10000人中, 一般大约有一百四十二人的本土无症状感染者会转变为确诊患者, 在每10000人中, 平均约有17人的尚在医学观察的无病症感染者也可转变为已确诊患者。而且, 从国外输入的无症状感染者对转为确诊患者的作用也是比较滞后的, 最长滞后达到23天。这些研究结果对于了解无症状感染者转化为确诊病例的过程和控制疫情具有重要意义。

**关键词:** 新型冠状病毒, 无症状感染者, 确诊病例, 时间序列数据

---

## 1. 引言

从二零一九年十二月开始, 湖北省武汉发生了新型冠状病毒感染的肺炎疫情。按照《新型冠状病毒肺炎防治方法(第四版)》, 新型冠状病毒属 $\beta$ 属的冠状动植物病毒, 潜伏期为14-15日, 多数为3-7日。传染源一般指新型冠状病毒感染的人群, 但无病症传染者也可以作为传染源。无症状感染者是指无临床体征, 呼吸道等标本的新型冠状病毒病原学检验结果是阳性的人。他们主要通过聚集性疫病研究和传染源追踪调查发现。对无症状感染者, 可采用集中隔离14天, 或者隔离七天后核酸扩增检验结果为阴性时才可消除隔离。

在《新型冠状病毒肺炎防控方案(第五版)》中, 针对无症状感染者的病例报告及填报内容加以了细化, 包含了下列方面的信息: (1)个人基础信息: 包含名称、性格、年龄、联系方式等; (2)病例信息: 包括确诊日期、无症状感染者的标本采样日期、采样结果等; (3)传播途径: 包括无症状感染者是否有密切接触史、是否有旅行史、是否参与聚集性活动等; (4)密切接触者信息: 包括与无症状感染者有近距离接触的人士的名称、性别、年龄段、联系方式等; (5)防护措施: 包括无症状感染者和密切接触者是否采取了有效的防护措施, 如佩戴口罩、勤洗手等。在密切接触者管理方法中, 将密切接触者诊断原则修改为无症状感染者标本采样前二天起, 未采取相应保护与其有近距离接触(1米内)的人员。这样的修改能够防止重复判定, 确保对潜在感染者的及时管理和隔离措施的实施。

从二零二零年3月31日至二零二二年12月12日, 我国共报道了国外输入的无症状感染者38204人, 平均每天约39例, 每天中位数为20例。本土的无症状感染者累计1542143例, 平均每天1564例, 每天中位数为5例。已解除治疗观察的无病症感染者为1291326例, 平均每日一千三百零八人, 平均每天中位数为二十二例。尚在医学观察的无病症感染者已累计19637765例, 平均每天19896例, 每天中位数为494例。累计转为确诊病例数为61084例, 平均每天约62例, 每天中位数为4例。

从二零二零年1月21日至二零二二年12月12日, 全国共三十一个省、自治区、直辖市和新疆地区工业生产建设兵团, 已报道确诊病例367627例; 从2020年3月31日到2022年12月12日, 累计报告确诊病例286109例。由无症状感染者转化为确诊病例占2022年12月12日之前累计报告确诊病例的16.62%, 占同期累计报告确诊病例的21.35%。因此, 研究由无症状感染者转化为确诊病例具有重要意义。

## 2. 文献综述

时间序列平稳性的一种重要检验方法是单位根检验, 它在经济和医学等领域的实际研究中有广泛的应用, 是统计量模型建立的基础。单位根检验由Dickey在1976年提出, 判断变量是否存在一阶平稳性, 目的是解决虚假回归问题。Dickey-Fuller(1979)提出了ADF(Augment Dickey—Fuller)检验, 用于判断变量是否存在高阶平稳性, 发展了Dickey单位根检验, 使它的运用范围更广[1]。

多元线性回归模型的假设包括以下几点: (1)0均值假设: 模型中的随机项的平均值为0, 即误差项的期望为0; (2)同方差假设: 模型中的随机项具有相同的方差, 即误差项的方差在不同的解释变量取值下保持不变; (3)解释变量与随机项不相关假定: 模型中的解释变量与随机项之间不具有线性关系, 即解释变量与误差项之间的协方差为1; (4)解释变量之间没有充分共线性假定: 模型中的解释变量间不具有充分线性关系, 即解释变量间的线性组合无法充分预见另一种解释变量; (5)序列不相关假设: 模型中的随机项之间不存在序列相关性, 即误差项之间的协方差为0[2]。多重共线性检验和修正是为了满足基本假定(3)和(4); 序列相关检验和修正是为了满足基本假定(5)和(1)。这些假设是多元线性回归模型的基础, 它们对于模型的正确性和可靠性具有重要意义。

郑雯雯等(2022)研究表明, 新冠肺炎无症状感染者具有存在不适感和自我效能感等的心理困扰[3]。周贵香等(2022)研究证实, SARS-CoV-2无症状感染构成比是百分之二十八点四七; 18~64岁年龄无症状感染构成比较其他年龄更高; Omicron变异株无症状感染构成比较Delta及其他毒株更高[4]。申川等人(2022)研究证实, 无症状感染组中位年龄为23.0(19.3, 34.8)岁, 无症状感染组患者较少发生基础病变, 均无症状、体征和胸部CT变化[5]。谭晓罗等(2022)研究表明, 新冠病毒感染者中具有无症状感染者, 而潜伏期感染者则具有高传染力[6]。马千里(2022)仿真实验结果表明SIR-B模型的感染人数比SIR模型多约三分之一, 其数据更接近于实际情况[7]。

黄梓等(2021)对无症状感染者的流行病学特性、临床特征、病毒传播功能和防治方法进行了总结[8]。孙廷哲等(2021)基于SCira微分方程模型的现实流行病学数据拟合并进行随机模拟, 结果显示人群中无症状感染者的完全消除日期显著晚于诊断患者的全部清零日期[9]。朱妮等(2021)通过流行病学研究表明无症状感染者可由共同家庭生活导致传染, 目前陕西境外输入病例持续存在, 考虑到无症状感染传染的隐匿性, 疫情防控工作依然存在挑战[10]。刘巧等(2021)就关于无病症感染者在人口中的比重、无病症感染者在传染上的影响及其制约无病症感染者引起的病毒传染等领域的研究进展作出总结[11]。

鲁丽娜等(2020)实验结果表明, SARS-CoV-2具有大量粪口传染方式, 因此粪便核酸测定阳性时间较咽拭子核酸测定阳性时间落后, 而阳性率则较低[12]。

何飞等(2020)根据新冠肺炎“湿毒困脾郁肺”的病机特点, 无症状感染者发病病位也应在太阴脾肺, 病理因素重点在“湿和虚”, 疗法以化湿解毒、益肺健脾为基本方法[13]。王艳芳等(2020)科学研究证实, 新型冠状病毒肺炎无症状感染者CT图像具备相应影像的特点, 胸腔CT检查在密切接触感染人群的排查中存在很大的检查价值[14]。罗晓琼等人(2020)的实验结果得出, 中西医结合治疗新型冠状病毒肺炎无症状病人有较好的效果与安全[15]。

上述文献从不同的角度对无症状感染者进行了研究, 取得了不少研究成果, 对我们更深刻地认识无症状感染者

具有重要意义。但是，根据时间序列数据，研究无症状感染者如何转化为确诊病例这个角度，没有相应的文献，因此对它进行实证研究具有理论和实践价值。

3. 数据来源和变量的标记

无病症感染者、本土无病症感染者、取消医学观察的无病症感染者、尚在医学观察的无病症感染者和当日转为诊断患者等数据，均来源于全国卫生健康委员会的官方网站。具体信息可参见附表。

为了方便建模，我们将无症状感染者病例数表示为 $X_1$ ，本土无症状感染者病例数表示为 $X_2$ ，当日解除了医学观察的无病症感染者病例数表示为 $X_3$ ，而尚在医学观察的无病症感染者病例数表示为 $X_4$ ，当日转为确诊病例数表示为 $Y$ 。

为了简化表达，我们将无症状感染者病例数的对数表示为 $\ln X_1$ ，本土无症状感染者病例数的对数表示为 $\ln X_2$ ，当日解除医学观察的无症状感染者病例数的对数表示为 $\ln X_3$ ，尚在医学观察的无症状感染者病例数的对数表示为 $\ln X_4$ ，当日转为确诊病例数的对数表示为 $\ln Y$ 。

4. 实证研究

4.1. ADF单位根检验

经典计量经济学模型要求变量是平稳时间序列。为减少"伪回归"问题，我们必须对非稳定时间序列进行单位根试验，并对稳定变量进行建模。下面采用ADF方式完成单位根试验，测试结果如表1所示。

表1 变量的ADF检验结果。

检验变量	检验类型(c,t,k)	ADF统计量	1%临界值	DW统计量	伴随概率P	检验结论
Y	(0,0,5)	-5.012000	-2.567321	1.993568	0.0000	平稳***
$X_1$	(0,0,4)	0.055910	-2.567333	2.000765	0.7004	不平稳
$X_2$	(0,0,6)	-5.917491	-2.567343	2.012523	0.0000	平稳***
$X_3$	(0,0,18)	-2.478986	-2.567353	1.977104	0.0128	平稳**
$X_4$	(0,0,7)	-5.993681	-2.567326	2.000853	0.0000	平稳***
$\ln Y$	(c,0,2)	-2.594680	-3.440259	1.986308	0.0945	不平稳
$\ln X_1$	(c,t,6)	-4.600057	-3.968233	1.995002	0.0011	平稳
$\ln X_2$	(0,0,6)	-0.991918	-2.569860	1.886328	0.2880	不平稳
$\ln X_3$	(0,0,3)	0.932910	-2.567341	2.018574	0.9069	不平稳
$\ln X_4$	(c,t,5)	-3.447790	-3.967431	2.004169	0.0458	不平稳

备注：在检验形式中，c表示常数项，t表示趋势项，k表示滞后阶数，P值表示接受原假设的可能性。

由上述检测结论可以得出，原序列 $Y$ 、 $X_2$ 和 $X_4$ 在百分之一置信水平下相对稳定；原序列 $X_3$ 在百分之五置信水平下相对稳定；但原序列 $X_1$ 并不稳定。对数序列 $\ln Y$ 、 $\ln X_2$ 、 $\ln X_3$ 和 $\ln X_4$ 在百分之一置信水平下都不稳定，只是 $\ln X_1$ 在百分之一置信水平下稳定。

4.2. 变量选择

根据传统的计量经济学模型，对时间序列而言，作为变量的不能是不稳定的时间序列，所以，不稳定的时间序列 $X_1$ 、 $\ln Y$ 、 $\ln X_2$ 、 $\ln X_3$ 和 $\ln X_4$ 都不能作为变量。而平稳的时间序列 $Y$ 、 $\ln X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 和 $X_4$ 可以作为变量。根据研究的需要，序列 $Y$ 作为因变量，序列 $\ln X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 和 $X_4$ 作为自变量。

4.3. 模型构建

作者选择平稳的时间序列 $Y$ 、 $\ln X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 和 $X_4$ 构建模型， $Y$ 作为因变量，而 $\ln X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 和 $X_4$ 作为自变量，构建多元线性回归模型，即

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \epsilon$$

其中， $\ln X_1$ 为无症状感染者病例数的对数， $X_2$ 代表国内的无病症感染者病例数， $X_3$ 代表当日解除了医疗观测的无病症感染者病例数， $X_4$ 代表目前还在医学观察的无病症感染者病例数， $Y$ 为当日转为确诊病例数， $\beta_0$ 为常数项、 $\beta_1$ 至 $\beta_4$ 为待估参数， $\epsilon$ 为残差项，它表示模型中未列举到的所有因素的总和。

4.4. 模型参数的估计

通过普通最小二乘法对上述多元线性回归模型的参数作出了预测，所得出的结论包括：

$$Y = -1.8126 + 3.8173 \ln X_1 + 0.0257 X_2 + 0.0114 X_3 - 0.0002 X_4$$

$$T = (-0.105) \quad (0.697) \quad (5.485) \quad (2.850) \quad (-0.259)$$

$$R^2 = 0.4872, F = 228.9774, DW = 1.4174, N = 969$$

从模型估计的结果看，拟合优度 $R^2$ 接近0.5，能够通过F检验，说明模型整体显著，自变量对因变量有约50%的解释力；但是，自变量 $\ln X_1$ 和 $X_4$ 都不能通过T检验，表明自变量之间存在多重共线性。

4.5. 模型中的多重共线性的修正

用逐步回归法消除变量多重共线性的问题，实质是基于变量之间的相关性筛选变量，将一些不显著的变量剔除，不进入模型建模，并能有效的降低多重共线性的一种线性回归办法。这种方法可以分为两个步骤来进行。首先，在第一步中，我们对每个解释变量和被解释变量进行一元线性回归分析。通过比较各个回归模型的可决系数，我们可以选择具有较高可决系数的解释变量作为初始变量，从而得到初始回归方程，也就是基础方程。在第二步中，我们以基础方程为基础，逐步引入其他解释变量进行逐步回归分析。我们的依据是，如果引入一个新的解释变量可以使修正可决系数增加，并且新增解释变量和原解释变量都能

通过T检验，那么我们将保留新增解释变量在模型中；否则，我们将剔除新增解释变量。这种方法可以帮助我们选择最佳的解释变量组合，从而建立一个更准确的回归模型。

基础方程的确定。我们可以建立四个一元线性回归模型，其中Y是被解释变量，分别以 $\ln X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$ 和 $X_4$ 当作解释变量。获得的可决系数 $R^2$ 分别为0.100440、0.463290、0.329350和0.467877，因此，基础方程是以Y为被解释变量和以 $X_4$ 为解释变量的一元线性回归方程：

$$Y=0.002628+0.002628X_4$$
$$T=(1.618570) \quad (29.42915)$$

修正 $R^2=0.467337$

在基础方程的基础上增加解释变量 $\ln X_1$ ，得到修正可决系数 $R^2=0.466853$ ，同时 $\ln X_1$ 的T统计量为1.097624，不能通过T检验，同时，与基础方程的修正可决系数相比是变小了，因此，剔除解释变量 $\ln X_1$ 。

在基础方程的基础上添加了自变量 $X_2$ ，获得修正可决系数 $R^2=0.482080$ ，它与基础方程的修正可决系数相比是变大了。同时 $X_2$ 的T统计量为5.3920，能通过T检验；并且， $X_4$ 的T统计量为6.1429，也能通过T检验，所以，保留解释变量 $X_2$ 。即新方程为：

$$Y=9.225811+0.015265X_2+0.001449X_4$$
$$T=(1.5756) \quad (5.3920) \quad (6.1429)$$

修正 $R^2=0.48208$ .

在上述方程的基础上现增加解释变量 $X_3$ ，得到修正可决系数 $R^2=0.485923$ ，解释变量 $X_3$ 能够通过T检验，但是解释变量 $X_4$ 不能够通过T检验，因此，剔除解释变量 $X_3$ 。

通过上面几步，最终消除了多重共线性的方程为：

$$Y=9.225811+0.015265X_2+0.001449X_4$$
$$T=(1.5756) \quad (5.3920) \quad (6.1429)$$

修正 $R^2=0.4821$ ， $F=459.4189$ ， $DW=1.3704$ ， $N=986$ .

4.6. 序列相关性的检验和修正

首先，对上述模型进行DW检验，检验发现在1%的显著水平下， $n=986$ （样本量），根据给定的信息，模型的解释变量数量是三，包括常数项。通过查表可以得出，当自由度为3时，临界值 $dL$ 值大于一点六五。而模型的DW统计量则是一点三七，小于临界值 $dL$ 。因此，我们可以得出结论：模型的残差项存在一阶正自相关性。换句话说，模型的残差项之间存在一定的相关性。

其次，根据LM乘法判断，得表2，表3所示结果，在5%显著水平下，模型存在190阶自相关，而191阶是不相关的，因此，模型在5%显著水平下存在最大190阶自相关。

表2 LM检验结果(1)。

F-statistic	1.224920	Prob.F (190,793)	0.0333
Obs*R-squared	223.7191	Prob.Chi-Square (190)	0.0474

表3 LM检验结果(2)。

F-statistic	1.217299	Prob.F (191,792)	0.0374
Obs*R-squared	223.7658	Prob.Chi-Square (191)	0.0523

针对AR(i)的伴随概率是否低于百分之五显著水平进行判定，AR(1)，AR(2)，AR(3)，AR(5)，AR(6)，AR(7)，AR(10)，AR(14)，AR(15)，AR(16)，AR(18)，AR(22)和AR(23)都是显著的。

再次，序列相关性的修正

使用Eviews10进行广义差分法消除模型自相关性，得到以下结果：

表4 消除自相关性的模型结果。

解释变量	解释变量的系数	T的统计量	P值
C	7.529384	0.225246	0.8218
$X_2$	0.014162	5.565629	0.0000
$X_4$	0.001703	9.118561	0.0000
AR(1)	0.210581	21.01595	0.0000
AR(2)	0.162128	17.91752	0.0000
AR(3)	0.090038	5.308794	0.0000
AR(5)	-0.090965	-4.750698	0.0000
AR(6)	0.101392	8.554565	0.0000
AR(7)	-0.082113	-3.268884	0.0011
AR(10)	0.088969	5.161693	0.0000
AR(14)	-0.068077	-5.654727	0.0000
AR(15)	-0.097689	-9.280516	0.0000
AR(16)	-0.082042	-7.019006	0.0000
AR(18)	-0.060784	-3.317114	0.0009
AR(22)	-0.068896	-3.875826	0.0001
AR(23)	-0.057108	-2.803449	0.0052

同时， $R^2=0.590247$ ， $F=87.23979$ ， $DW=2.010795$ ， $N=986$ 。

由表4可知，由于 $F=87$ ，它能通过F检验；由于 $X_2$ 和 $X_4$ 对应的T统计量的绝对值都大于2，且AR(1)至AR(23)对应的T统计量的绝对值都大于2，因此它们都能通过T检验。也就是， $X_2$ 、 $X_4$ 、AR(1)至AR(23)都是相互独立的变量，从而通过了多重共线性试验。 $DW=2.010795$ ，表明它位于二附近，所以模型不具有序列相关性。因此，该模型已通过了序列相关性检验。样本对整体能做出59%的解释力。因此，表4所对应的模型是最优模型。

5. 结论

由最优模型可以得到下列结论：

- (1) 当日解除因医学观察的无症状感染者，对当日转为确诊患者的作用并不明显，主要是由于这些患者并不能传染上新冠病毒，当然就不会转化新冠确诊病例。
- (2) 境外输入的无症状感染者的对数对当日转为确诊病例没有显著的影响，主要原因是境外输入的无症状感染者人数通常较少，相比于本土的无症状感染者人数来说数量级较小。当对境外输入的无症状感染者人数取对数（ $\ln x_1$ ）后，进一步降低了其数量级，因此其对被解释变量的影响非常小，

- 表现为不显著。换句话说,境外输入的无症状感染者对数对被解释变量没有明显影响。
- (3) 本土的无症状感染者和尚在医学观察的无症状感染者这两者对当日转为确诊病例有显著的影响,因为这两部分人群中有一部分感染了新冠病毒,几天后,就转为新冠确诊病例。其中,中国本土的无病症感染者在每10000人中,平均来说,有一百四十二人转化为已确诊患者;尚在医学观察的无病症感染者每10000人中,平均来说,约有17人转化为确诊病例。
- (4) 一旦有无症状感染者存在,在全国范围内,其显著影响最大时长超过三周,达到了23天。一方面是境外输入的无症状感染者的对数对当日转为确诊病例没有显著的影响,但是并不表示没有影响,只是影响小而已,去掉这个解释变量后,其影响并没有消失,而是进入了残差项 $\varepsilon$ ;另一方面,无症状感染者虽然在疾病初期并没有明确的体征,但他们还是存在高度传染性,当有明显症状时,已经传染了不少人,其影响也进入了残差项 $\varepsilon$ ;这两者都表现为样本回归方程残差的序列相关性,要消去这种序列相关性,需要滞后23期,也就是需要23天。

## 基金项目

2019年度广东海洋大学寸金学院“创新强校工程”项目----独立学院产学研合作研究,编号:CJ19CXQX002。

## 参考文献

- [1] Dickey. D. A, W. A. Fuller. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, 1979, 427-431.
- [2] 孙敬水. 计量经济学 (第三版) [M]. 北京: 清华大学出版社, 2014年7月.
- [3] 郑雯雯, 陆月明, 潘亚萍, 鲁文婧, 王心意, 李艳, 周礼霞. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者心理困扰的状况及影响因素分析 [J]. 海军医学杂志, 2022, 43 (12).
- [4] 周贵香, 吴雯, 王炎, 陆兵, 高雨蒙, 彭红红, 施超. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者特征研究 [J]. 南京医科大学学报 (自然科学版). 2022, 42 (09).

- [5] 申川, 秦浩, 马路园, 李星宇, 宋枚芳, 张云涛, 高会霞, 王洋, 戴二黑, 赵彩彦. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者的临床与免疫学特征分析 [J]. 传染病信息. 2022, 35 (04).
- [6] 谭晓罗, 刘勋, 谭文艳, 谭徽, 李映霞, 陈柏塘, 朱韩武, 刘卫. 郴州市10例新冠肺炎无症状感染者的传染性分析 [J]. 实用预防医学. 2022, 29 (06).
- [7] 马千里, 郭鑫, 申一骏. 基于SIR-B对无症状感染者在COVID-19中的分析与预测 [J]. 山西大学学报 (自然科学版), 2022, 45 (06).
- [8] 黄梓, 健周滔. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者研究现状 [J]. 现代医药卫生. 2021, 37 (22).
- [9] 孙廷哲, 崔隽. 模拟新型冠状病毒肺炎无症状感染者传播风险 [J]. 中山大学学报 (自然科学版). 2021, 60 (05).
- [10] 朱妮, 曹磊, 杨国婧, 陈飒, 宁少奇, 李欣欣, 年云鹏, 王刚, 张义. 陕西本土新型冠状病毒肺炎无症状感染者流行特征及传播途径 [J]. 西安交通大学学报 (医学版), 2021, 42 (02).
- [11] 刘巧, 刘珏, 刘民. 无症状感染者对COVID-19流行的影响及其防控措施研究 [J]. 中国全科医学. 2021, 24 (08).
- [12] 鲁丽娜, 华春秀, 张昱, 闫一杰. 2019冠状病毒病患者与无症状感染者不同暴露时间咽拭子和粪便标本病毒核酸检测结果分析 [J]. 病毒学报. 2020, 36 (06).
- [13] 何飞, 邓旻, 董雷, 仲成, 蔡宛如. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者早期中医干预探讨 [J]. 2020年 (第四十二届) 浙江省医学会呼吸系病学术大会论文汇编.
- [14] 王艳芳, 陈建普, 王翔. 新型冠状病毒肺炎无症状感染者的CT影像分析 [J]. 武汉大学学报 (医学版). 2020, 41 (03).
- [15] 罗晓琼, 刘华宝, 谢鑫, 宋翊, 冉传生, 魏大荣, 陈少云, 向阳, 赵玉华, 唐军. 新型冠状病毒无症状感染者50例中西医结合治疗临床观察 [J]. 成都中医药大学学报, 2020, 43 (04).

## 作者简介

**刘方军** (1967.4-), 男, 湖南省郴州市永兴县人, 硕士, 副研究员; 主要研究方向为计量经济学、时间序列分析。

**邓晓开** (1970-), 男, 广东湛江人, 学士, 助理研究员; 主要研究方向为思想政治。