

中国省域犯罪率影响因素的空间非平稳性分析

严小兵^{1,2}

(1. 安徽师范大学国土资源与旅游学院, 芜湖 241003; 2. 浙江警官职业学院, 杭州 310018)

摘 要:收入差距和流动人口是影响犯罪率的两个重要因素,以往研究基于OLS模型,在假设地域空间为均质的前提下分析其对犯罪率的影响,但现实世界的空间单元往往难以满足“均质”的假设,多数表现为“空间异质”。以OLS计量空间异质会造成计量结果出现偏差,同时无法了解不同空间单元的不同影响。而地理加权回归模型通过将空间结构嵌入线性回归模型中,很好的解决了空间异质的计量问题。利用地理加权回归模型研究2008年中国大陆省域单元犯罪率的影响因素,结果表明:①犯罪率的影响因素表现出空间非平稳性,流动人口与犯罪率显著相关,但各个省份相关程度并不相同,影响关系随空间位置变化而变化;②地理加权回归模型的计量精度和拟合度比OLS模型有大幅提高。

关 键 词:空间异质;犯罪率;地理加权回归;流动人口;省域尺度;中国

doi: 10.11820/dlkxjz.2013.07.018

1 引言

收入差距和流动人口是影响犯罪率的两个重要因素,不同学科的学者都曾就此展开理论分析。如社会学的紧张理论认为,社会不平等状况严重容易造成社会紧张,穷人产生严重的挫败感,对社会产生不满,地位的不公平感导致穷人可能通过犯罪来提高自身满足度,由此可能引致犯罪(黄少安等, 2007);相对剥夺理论认为,个体或群体将自己的利益得失与参照物进行比较,若认为自己比参照物得到的少,就会有不公平感产生,认为自己本应该得到的东西没有得到,往往会给社会成员带来程度不同的心理适应的困难,并导致犯罪行为的发生(陈炜等, 2010);社会支持理论认为,人们在社会中得到的精神和物质上的帮助,通过社会支持网络的帮助解决日常生活中的问题和危机,并维持生活的正常进行。对于流动人口而言,其得到的社会支持远小于城市居民,当遇到困难而得不到正常的支持时,会倾向选择非法途径解决问题(黄淑瑶, 2007);经济学理论从收益和成本以及激励和理性选择的角度认为,穷人犯罪的机会成本低,而同时由于收入分配的不平等,富人的财富给穷人创造了非常多

的机会,如果穷人将时间更多配置在非法活动上,其收益可能会提高,因此收入分配的不平等鼓励了穷人从事更多的犯罪活动(陈屹立, 2007)。但在实证研究方面,国内外不同学者得到的结论却不尽相同。

国外的研究如Haunera(2012)、Whitworth(2012)发现,收入差距与暴力犯罪和财产犯罪都显著相关;Dahlberg等(2008)将收入差距分为长期差距和短期差距,发现长期的收入差距与总体犯罪率和财产犯罪相关,而短期的收入差距与犯罪率并不相关;Kelly(2000)发现,收入差距与暴力犯罪显著相关,与财产犯罪却没有显著相关性;Marshall(1997)、Butcher等(1998)、Hagan等(1999)发现,移民(尽管西方的“移民”在概念上与中国的流动人口不完全重叠,但在人口跨区流动的总体特点上一致,所以常用以作为对照)与犯罪率之间并无显著关系。

国内的研究如胡联合等(2005)、谢旻荻等(2006)、陈屹立(2007)、陈春良等(2009)都发现,城乡收入差距对犯罪影响显著;陈刚等(2009)、史晋川等(2010)发现大规模人口流动是导致犯罪率急剧上升的主要原因;郑筱婷等(2010)区分了人口的正式迁

收稿日期:2012-10;修订日期:2013-01.

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目(10YJA790083)。

作者简介:严小兵(1981-),男,江苏姜堰人,博士研究生,主要研究方向为社会地理、城市犯罪。E-mail: ys1909@126.com

移与非正式迁移,以普通最小二乘法(Ordinary Least Squares, OLS)估计犯罪率与人口迁移之间的关系,研究发现,正式迁移与非正式迁移的流动人口均与犯罪率显著相关,在控制了省份异质性的固定效应模型中,正式迁移与犯罪率关系不显著,而非正式迁移保持显著的正相关;章元等(2011)的研究显示,省内城乡收入差距的扩大和流动人口的大规模增加与犯罪率的上升并无直接关系。

造成不同研究者在收入差距、流动人口和犯罪率之间关系的研究结论不尽相同的原因,固然可能是变量和计算方法的选择不同以及区域差异;但关键的问题在于,目前所有的研究都是基于全局模型的计量,其基本的假设前提是空间均质。这就意味着犯罪率与收入差距和流动人口之间的相关系数在空间上是一样的,其相关关系不随地理空间的变化而变化(严小兵等, 2012)。但实际上空间数据往往并不满足这样的假设,如中国大陆的31个省(市、区),其自然、经济和社会状况差异极大,犯罪率及其影响因素在地理空间上存在非均衡或非平稳性。这样传统的计量模型就可能导致结果的偏差。

为区分不同变量之间的异质性,研究者将具有某一相同属性的变量划分成一类,用加入虚拟变量的方法来对其进行区分。如章元等(2011)以1988-2008年省级面板数据,研究城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率时,在时间上以“严打”为虚拟变量(在实施“严打”政策的1996年和2001年,取值为“1”,其他年份取值为“0”),在空间上以“是否为直辖市”、“是否为中部城市”、“是否为东部城市”、“是否为少数民族省份”为虚拟变量。尽管使用虚拟变量之后,在模型的计量效果和个体差异控制上都有明显改善,但利用虚拟变量,最大的问题在于:

- ① 划分标准缺乏理论依据,例如将城市按东部和西部加以区别,就很难给出合理的解释;
- ② 仍然无法区分同一组内城市之间的差异。

因此,需要寻找新的计量模型,以便计量由于空间变量的异质性造成的变量关系之间的空间非平稳性。地理加权回归模型(geographically weighted regression, GWR)的假设前提是变量之间的关系会随空间位置变化而变化,比较符合实际情况,可以很好的解决区域和个体差异给模型的计量效果带来的影响,也可以很好的研究局域和个体的空间

异质性。

本文基于地理加权回归模型,研究2008年中国大陆31个省(市、区)的犯罪率与收入差距、流动人口之间的关系,并与OLS的计量结果进行比较。

2 方法与数据

2.1 地理加权回归模型

Fortheringham等(2002)基于局部平滑的思想,提出了地理加权回归模型,它通过将空间结构嵌入线性回归模型中,以此来探测空间关系的非平稳性。其表达式为:

$$y_i = \beta_{0(u_i, v_i)} + \sum_k \beta_{k(u_i, v_i)} x_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中: y_i 为因变量; (u_i, v_i) 是第 i 个样本点的空间坐标; β_0 为常数项; $\beta_{k(u_i, v_i)}$ 是 (u_i, v_i) 点的变量之间的相关系数; x_{ik} 为自变量; ε_i 为误差项。如果 $\beta_{k(u_i, v_i)}$ 不随地点变化而变化,则GWR模型为经典的全局模型。表达式为:

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

依据“接近位置 i 的观察数据比那些远离位置 i 的数据对 $\beta_{k(u_i, v_i)}$ 的估计值影响更为强烈”的假设,利用 i 与周边观察点的距离进行加权,并以此来进行参数估计,即:

$$\hat{\beta}_{(u_i, v_i)} = (X^T w_{(u_i, v_i)} X)^{-1} X w_{(u_i, v_i)} Y \quad (3)$$

式中: $\hat{\beta}_{(u_i, v_i)}$ 为变量相关的估计值; X 为自变量矩阵, X^T 为其转置矩阵; $w_{(u_i, v_i)}$ 为 (u_i, v_i) 点的权重,为空间两点之间距离的函数; Y 为因变量矩阵。

根据变量随距离衰减的方式,常用的加权方式有两种:一种为Bi-square函数法:

$$w_{ij} = \begin{cases} [1 - (d_{ij}/b)^2]^2 & d_{ij} < b \\ 0 & d_{ij} > b \end{cases} \quad (4)$$

另一种为Gauss函数法:

$$w_{ij} = \exp(-(d_{ij}/b)^2) \quad (5)$$

式中: d_{ij} 为两点之间的距离; b 描述了权重与距离之间函数关系的非负衰减参数,称为带宽(Band width)。在式(5)中,带宽越大,权重随距离衰减越慢;带宽越小,权重随距离衰减越快。可见,太大的带宽会造成回归参数估计的偏差过大;而带宽过小会导致回归参数估计的方差过大。Cleveland等

(1979)和Bowman(1984)引入 CV (cross-validation)指数,对带宽进行确认:

$$CV=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n[y_i-\hat{y}_{\neq i}(b)]^2$$

(6)

式中: $\hat{y}_{\neq i}(b)$ 是 y_i 的估计值; CV 值最小时, b 为所需的带宽。对于不同加权函数得到的带宽,对其 AIC (Akaike Information Criterion, 赤池信息准则)值进行比较, AIC 最小则为最优带宽。

2.2 变量选择与数据来源

本文以2008年中国大陆31个省(市、区)为研究对象,以犯罪率为被解释变量,以收入差距和流动人口为解释变量。

收入差距包括城乡收入差距、地区收入差距、城市内部收入差距和农村内部收入差距,其中城乡收入差距为研究者共同选择的变量,有学者研究发现,城乡收入差距可以解释总体收入差距的75%以上(陆铭等, 2005)。本文选取城乡收入差距为解释变量之一,以城镇居民的人均可支配收入和农村居民的人均纯收入的比值进行量化,数据来源为2008年《中国统计年鉴》。

流动人口包括户籍人口迁移和非户籍人口迁移,非户籍人口迁移在规模上远远大于户籍人口迁

移,所以被学者广泛选择作为人口迁移的指标。本文选取2008年《全国暂住人口统计资料汇编》中的非户籍人口迁移为流动人口指标。

犯罪率为每十万人的犯罪逮捕人数,数据来自2008年《中国检察年鉴》,没有区分侵财犯罪和暴力犯罪。

2.3 带宽模拟

地理加权回归的第一步便是要确定合适的带宽,以控制变量随距离的衰减过程。两种加权方式Bi-square 函数和 Gauss 函数的 CV 和 AIC 值模拟的结果如表1。

地理学第一定律认为,事物在空间上彼此关联,距离越近,关联程度越强;距离越远,关联程度越弱。研究省级行政单元的收入差距和流动人口对犯罪率影响的空间非平稳性,关键是确定权重函数,从模拟的结果看,取 Gauss 函数为加权函数, $AIC=-20.93$; 取 Bi-square 函数为加权函数, $AIC=-8.79$ 。根据 AIC 最小化的原则,选择 Gauss 函数比较合适。加权函数中的带宽体现了空间变量随距离衰减的程度的强弱,而不同带宽的选择,则是根据 CV 值最小化原则,所以本文选择以带宽为405.12 km 的 Gauss 函数为加权函数。

表1 Bi-square和Gauss函数模拟结果
Tab.1 Simulation results of Bi-square and Gauss functions

函数	带宽 b/km	CV	AIC	函数	带宽 b/km	CV	AIC
Bi-square	1268.941	1.238526	-8.79	Gauss	1268.941	1.710121	-20.93
	2051.14	1.664622			2051.14	1.771332	
	785.5156	1.78214			785.5156	1.548611	
	1453.529	1.342309			486.7422	1.268239	
	1084.289	1.204603			302.0901	1.369371	
	1087.015	1.203456			483.4973	1.265378	
	1148.973	1.196745			429.1745	1.229856	
	1194.796	1.208774			380.6326	1.231087	
	1129.203	1.195197			406.8242	1.225209	
	1130.237	1.195208			406.3277	1.225196	
	1128.356	1.195195			404.9702	1.225184	
	1128.47	1.195195			405.1191	1.225184	
	1128.479	1.195195			405.1228	1.225184	
	1128.478	1.195195			405.1224	1.225184	
	1128.478	1.195195			405.1225	1.225184	
	1128.477	1.195195			405.1224	1.225184	
	1128.478	1.195195			405.1224	1.225184	

3 结果与分析

3.1 GWR 计量结果

GWR 模型计量结果详见表 2。截距(*c*)最小值为 1.024(湖南),最大值为 2.437(辽宁);其 *t* 值检验的显著程度最小值为 2.495(黑龙江),通过 95%的置信水平检验,最大值为 7.598(山西),通过 99.9%的置信水平检验。

收入差距对犯罪率的影响,最小值为-0.197(辽宁),最大值为 0.206(湖南)(表 2,图 1a);*t* 值检验的最

小值为-2.034(天津),最大值为 2.3(江西)。辽宁、河北、北京、天津和山东表现为负相关,且能通过 95%的置信水平的检验;而浙江、湖南、江西、贵州和福建表现为正相关,且能通过 95%的置信水平检验,其他省份没有显著相关性。

流动人口对犯罪率的影响在 31 个省都表现出显著相关(表 2,图 1b),但其程度并不相同。最小值为 1.17(北京),最大值为 3.309(四川),同时,*t* 值的检验最小值为 2.183(海南),通过 95%的置信水平检验;最大值为 7.44(西藏),通过 99.9%的置信水平检

表 2 GWR 计量结果
Tab.2 Econometric results of GWR

省(市、区)	<i>c</i>	<i>t</i> 值	收入差距	<i>t</i> 值	流动人口	<i>t</i> 值	<i>F</i>	<i>R</i> ²
黑龙江	1.742	2.495*	0.012	0.048	1.631	3.146**	12.420	0.896
内蒙古	1.821	3.123 **	-0.009	-0.047	1.568	3.289**	18.174	0.891
新疆	2.232	6.156 ***	-0.129	-1.121	1.282	2.947**	25.869	0.796
吉林	2.265	6.404 ***	-0.143	-1.298	1.289	2.955**	22.503	0.801
辽宁	2.437	7.614 ***	-0.197	-2.067*	1.174	2.744**	25.122	0.730
甘肃	2.298	7.427 ***	-0.171	-1.852	1.512	3.969***	18.421	0.703
河北	2.423	7.637 ***	-0.194	-2.053*	1.202	2.862**	27.834	0.709
北京	2.432	7.568 ***	-0.194	-2.029*	1.170	2.730**	15.764	0.730
山西	2.334	7.598 ***	-0.173	-1.887	1.361	3.431**	34.777	0.700
天津	2.431	7.587 ***	-0.194	-2.034*	1.174	2.754**	29.221	0.719
陕西	2.248	7.374 ***	-0.157	-1.731	1.600	4.292***	17.604	0.710
宁夏	2.336	7.594 ***	-0.172	-1.881	1.349	3.386**	30.027	0.699
青海	2.134	7.071 ***	-0.130	-1.449	1.850	5.074***	24.161	0.728
山东	2.365	7.527 ***	-0.189	-2.013*	1.381	3.492**	33.742	0.697
西藏	1.112	3.655**	0.159	1.841	3.284	7.440***	24.771	0.851
河南	1.914	6.341 ***	-0.075	-0.847	2.319	6.016***	30.720	0.774
江苏	1.698	5.744 ***	-0.016	-0.188	2.668	6.565***	33.551	0.809
安徽	1.371	4.705 ***	0.078	0.938	3.037	7.189***	29.238	0.830
四川	1.070	3.430**	0.171	1.930	3.309	7.414***	29.624	0.834
湖北	1.197	3.980 ***	0.130	1.525	3.208	7.348***	24.912	0.837
重庆	1.210	4.051 ***	0.133	1.560	3.205	7.229***	34.000	0.873
上海	1.291	4.390**	0.104	1.238	3.142	7.242***	23.523	0.855
浙江	1.086	3.550 ***	0.176	2.027*	3.277	7.290***	24.209	0.881
湖南	1.024	3.215**	0.206	2.283*	3.232	7.363***	26.182	0.862
江西	1.025	3.212**	0.206	2.300*	3.241	7.215***	18.641	0.878
云南	1.219	3.493**	0.175	1.769	2.740	5.717***	19.311	0.812
贵州	1.042	3.194**	0.206	2.218*	3.158	7.306***	20.865	0.841
福建	1.139	3.349**	0.190	1.971*	2.922	6.505***	33.579	0.824
广西	1.333	3.511***	0.159	1.456	2.517	4.984***	22.640	0.869
海南	1.795	3.203**	0.055	0.364	1.674	2.183*	14.607	0.816
广东	1.563	3.986***	0.105	0.955	2.049	3.184**	17.130	0.775

注:**p*<0.5,***p*<0.01,****p*<0.001

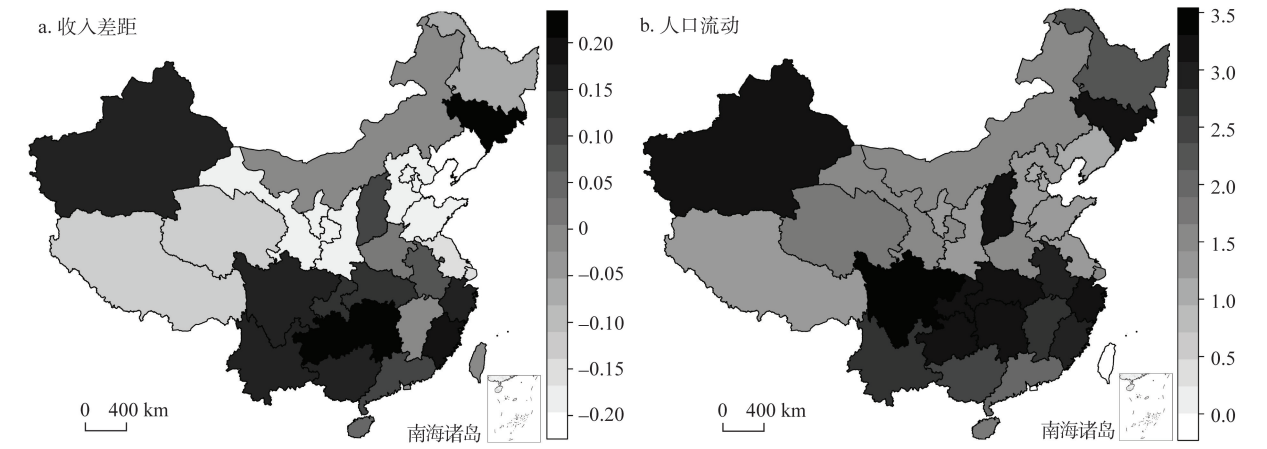


图1 收入差距(a)和流动人口(b)对犯罪率影响的空间变化
Fig.1 Spatial relationship between income inequality(a) & floating population(b) and crime rate

验。辽宁、河北、北京、天津和山东这几个收入差距与犯罪率之间负相关的省市的拟合系数(R^2)分别为0.73、0.709、0.73、0.719、0.697；而浙江、湖南、江西、贵州、福建这几个收入差距与犯罪率之间正相关的省份拟合系数分别为：0.881、0.862、0.878、0.841、0.824。

这说明，在浙江、湖南、江西、贵州和福建，收入差距和流动人口可以很好的解释犯罪的发生；而辽宁、河北、北京、天津和山东，则需要寻找别的影响因素，或者说，收入差距和流动人口对犯罪率的影响相对较小。

3.2 OLS和GWR的计量比较

OLS是一种全局模型，以整体的平均值表示变量与变量之间的关系；而GWR是一种局域模型，可以计量每个空间位置上变量与变量之间的关系。将两者针对同一问题的计量结果进行比较(表3)，可以看到：模型的截距在OLS模型中为1.695，而在GWR模型中则是1.024~2.437的一个变化区间；收入差距对犯罪率的影响在OLS模型中为0.022，在统计上没有表现显著性，而在GWR模型中最小值为-0.197，最大值为0.206，如表2所示，两者都表现了统计上的显著性；流动人口对犯罪率的影响在OLS模型中为2.168，在统计上表现显著，在GWR模型中最小值为1.170，最大值为3.309，在统计上同样表现显著。

相比OLS模型，GWR结果的拟合系数从0.570上升至0.812；同时AIC的值从0.0934降至-20.9274，对于AIC而言，一般认为，两者数值相差3以上，便可认为计量效果有明显的改善(Fother-

表3 OLS和GWR计量结果比较

Tab.3 Comparison of results from OLS and GWR

	OLS	GWR		
		mix	max	mean
c	1.695	1.024	2.437	1.742
t	6.554			
收入差距	0.022	-0.197	0.206	0.118
t	0.283			
流动人口	2.168	1.170	3.309	2.049
t	5.990			
R^2	0.570		0.812	
AIC	0.093		-20.927	

ingham et al, 2002)。

3.3 空间变异的显著性检验

得到GWR的计量结果后，还需要对两个问题进行检验：①相比OLS，GWR模型是否更为显著地描述了收入差距、流动人口和犯罪率之间的关系？②收入差距、流动人口和犯罪率之间的关系是否在省级行政单元上表现了空间变异？

对于第一个问题，利用Brusdon等(1999)提供的ANOVA检验法进行检验(结果见表4)；对于第二个问题，利用Leung等(2000)提出的方法进行检验(结果见表5)。Brusdon和Leung检验方法都属于方差检验，不同的是前者针对不同模型的计量效果，以发现模型之间有无统计上的差异；后者则针对变量的相互关系在不同空间上的比较，以发现区域间有无统计上的差异性。

ANOVA检验结果表明，相比于OLS，GWR模型计量结果的残差平方和降低50%以上，AIC值相

表4 对OLS和GWR计量结果的ANOVA检验
Tab.4 ANOVA test of results from OLS and GWR

模型	残差平方和	AIC	F值
OLS	1.406	0.0934	
GWR	0.658	-20.927	3.1015**

注: * $p<0.5$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

表5 变量空间变异的检验结果
Tab.5 Statistical test results of spatial varying

统计量	F值	分子自由度	分母自由度	Pr(>F)
c	3.039	13.333	20.858	0.011311*
收入差距	2.665	11.747	20.858	0.024472*
流动人口	5.108	8.969	20.858	0.001029**

注: * $p<0.5$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

差20以上,说明GWR模型对收入差距、流动人口对犯罪率的影响关系的计量效果比起OLS模型有显著的改善。空间异质的检验结果说明,各省收入差距和流动人口对犯罪率的影响在空间上存在显著的空间异质;空间的非平稳性造成了影响关系在空间上的不一致性。

4 结论

收入差距和流动人口是影响中国犯罪率的两个重要因素,但目前研究较多使用的OLS模型假设前提为均质空间,认为收入差距和流动人口对犯罪率的影响关系不随空间的变化而变化,因而导致结果出现偏差。利用GWR模型计量2008年中国大陆31个省份的收入差距、流动人口和犯罪率之间的关系,改变了以往研究对空间均质的假设,可以得到以下的结论:

- (1) 收入差距、流动人口和犯罪率之间的关系在空间上存在非平稳性。中国各省(市、区)经济社会状况地域差异明显,收入差距、流动人口与犯罪率之间的关系在空间上并非恒定不变,因而难以由常系数的OLS回归分析进行解释。
- (2) 在OLS模型中,收入差距与犯罪率之间并没有显著的相关性,但在GWR模型计量中某些省份表现出了相关性。流动人口对犯罪率的影响在OLS模型中表现显著,但对各省(市、区)的影响程度并不相同。
- (3) OLS模型以全局变量或平均值为计量数据,不能全面体现收入差距、流动人口和犯罪率之

间的关系。以GWR模型计量可以准确反映影响关系在各省(市、区)的表现及其随空间变化的过程。不同的是:流动人口对犯罪率的影响关系由于在整体和局部都表现了显著相关性,随空间位置变化的是影响程度的大小;而收入差距和犯罪率之间随空间位置变化的是显著影响的有无。

尽管收入差距和流动人口可以很好的解释中国省级行政单元犯罪率的差异,但一些没有纳入模型的其他变量对犯罪率的影响可能同样重要,例如失业率和教育水平。收入差距和流动人口在不同省(市、区)的不同表现需要结合其他影响因素进行分析。地理加权回归模型为研究空间非平稳性提供了很好的工具,而空间关系的非平稳性为实施公共政策提供了很好的视角。由于中国31个省(市、区)的空间异质性,统一的犯罪控制政策未必适合每个省(市、区),需要根据不同省(市、区)的自身属性,制定合适有效的刑事政策,才能收到更好的控制犯罪的效果。

参考文献(References)

Bowman A W. 1984. An alternative method of cross-validation for the smoothing of density estimates. *Biometrika*, 71(2): 353-360.

Brunsdon C, Fotheringham A S, Charlton M. 1999. Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression. *Journal of Regional Science*, 39(3): 497-524.

Butcher K F, Piehl A M. 1998. Cross-city evidence on the relationship between immigration and crime. *Journal of Policy Analysis and Management*, 17(3): 457-493.

Chen C L, Yi J J. 2009. Inequality and criminal: An empirical study of Chinese provinces panel data. *The Journal of World Economy*, (1): 13-25. [陈春良, 易君健. 2009. 收入差距与刑事犯罪: 基于中国省级面板数据的经验研究. *世界经济*, (1): 13-25.]

Chen G, Li S, Chen Y L. 2009. Population mobility and crime: An empirical analysis based on China's observation. *Chinese Journal of Population Science*, (4): 52-61. [陈刚, 李树, 陈屹立. 2009. 人口流动对犯罪率的影响研究. *中国人口科学*, (4): 52-61.]

Chen W, Xu L Z. 2010. On application of the relative deprivation theory in crime prevention & control of the rural moving population. *Law Science Magazine*, 31(3): 78-80. [陈炜, 徐凌泽. 2010. “相对剥夺理论”在农村流动人口犯罪防控中的应用. *法学杂志*, (3): 78-80.]

- Chen Y L. 2007. Income distribution gap, economic growth and property crime rates in China: 1978-2005. *Law and Social Development*, (5): 60-64. [陈屹立. 2007. 收入差距、经济增长与中国的财产犯罪: 1979-2005年的实证研究. 法制与社会发展, (5): 143-153.]
- Cleveland W S. 1979. Robust locally weighted regression and smoothing scatter plots. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 829-836.
- Dahlberg M, Gustavsson M. 2008. Inequality and crime: Separating the effects of permanent and transitory income. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(2): 129-153.
- Fotheringham A S, Brunsdon C, Charlton M. 2002. Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships. Chichester, UK: John Wiley.
- Hagan J, Palloni A. 1999. Sociological criminology and the mythology of Hispanic immigration and crime. *Social Problems*, 46(4): 617-632.
- Hauner D. 2012. Inequality and crime: Evidence from Russia's regions. *Applied Economics Letters*, 19(17): 1667-1671.
- Huang S A, Chen Y L. 2007. Macroeconomic factors and crime rates in China: 1978-2005. The 7th Chinese System Economics Annual Meeting. Chengdu, China: 13-14 October. [黄少安, 陈屹立. 2007. 宏观经济因素与犯罪率: 基于中国1978-2005的实证研究. 第七届中国制度经济学年会. 成都: 10月13-14日.]
- Huang S Y. 2007. On the crimes by the floating population from the perspective of social support network. *Social Science of Beijing*, (2): 60-64. [黄淑瑶. 2007. 从社会支持网角度看流动人口犯罪. 北京社会科学, (2): 60-64.]
- Hu L H, Hu A G, Xu S G. 2005. A case study of the impact of the disparity between the rich and the poor upon criminal offences. *Management World*, (6): 34-44. [胡联合, 胡鞍钢, 徐绍刚. 2005. 贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析. 管理世界, (6): 34-44.]
- Kelly M. 2000. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, 82(4): 530-539.
- Leung Y, Mei C, Zhang W X. 2000. Statistical tests for spatial nonstationarity base on geographically weighted regression model. *Environment and Planning A*, 32(1): 9-32.
- Lu M, Chen Z, Wan G H. 2005. Equality for the sake of growth: The nexus of inequality, investment, education and growth in China. *Economic Research Journal*, (12): 1-14. [陆铭, 陈钊, 万广华. 2005. 因患寡, 而患不均: 中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响. 经济研究, (12): 1-14.]
- Marshall I H. 1997. Minorities, migrants, and crime: Diversity and similarity across Europe and the United States. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Shi J C, Wu X J. 2010. An empirical study on China's regional income inequality, floating population and criminal offense rate. *Journal of Zhejiang University: Humanities and Social Sciences*, 40(1): 73-84. [史晋川, 吴兴杰. 2010. 我国地区收入差距、流动人口与刑事犯罪率的实证研究. 浙江大学学报: 人文社会科学版, 40(1): 73-84.]
- Whitworth A. 2012. Inequality and crime across England: A multilevel modeling approach. *Social Policy and Society*, 11(1): 27-40.
- Xie M D, Jia W. 2006. An empirical study of the impact of the economic factors and crime rates. *Journal of Chinese People's Public Security University*, (1): 114-120. [谢旻荻, 贾文. 2006. 经济因素对犯罪率影响的实证研究. 中国人民公安大学学报, (1): 114-120.]
- Yan X B, Jiao H F. 2012. A review on the foreign criminal geography research. *Progress in Geography*, 31(10): 1390-1398. [严小兵, 焦华富. 2012. 犯罪地理国际研究进展. 地理科学进展, 31(10): 1390-1398.]
- Zhang Y, Liu S J, Liu L. 2011. Can we attribute increasing criminal rate to enlarging urban-rural inequality in China? *Economic Research Journal*, (1): 114-120. [章元, 刘时菁, 刘亮. 2011. 城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升. 经济研究, (1): 114-120.]
- Zheng X T, Lan B J. 2010. The effects of formal and informal support and constraints on crime rate: An empirical study. *Research of Institutional Economics*, (3): 117-137. [郑筱婷, 蓝宝江. 2010. 犯罪率的增长及其差异: 正式与非正式的社会支持和保障的视角. 制度经济研究, (3): 117-137.]

Spatial non-stationarity of the factors affecting crime rate at province scale in China

YAN Xiaobing^{1,2}

(1. College of Territorial Resources and Tourism, Anhui Normal University, Wuhu 241003, China;

2. Zhejiang Police Vocational Academy, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Income inequality and floating population are two important factors affecting crime rate. One major problem of the previous studies is that they were all based on ordinary least squares (OLS) estimation with constant coefficients. OLS estimation presumes that the individuals are homogeneous and the relationship between the crime rate and the two affecting factors do not change over spatial units, which contradicts the fact that significant differences exist among the 31 provinces of China. In other words, the relationship between crime and income inequality and floating population is too complicated to be explained by ordinary least squares estimation with constant coefficients. Geographically weighted regression (GWR) is a powerful tool for exploring spatial heterogeneity. GWR recognizes that relationships between variables are likely to vary across space. Instead of estimating one parameter for each independent variable, GWR estimates local parameters. A parameter is estimated for each data location in the study area. In a GWR model, parameters are estimated using a weighting function based on distance so that locations closest to the estimation point have more influence on the estimate. Using geographically weighted regression model, this paper analyzes the local relationship between crime rate and income inequality and floating population in 31 provinces of China. The results show that: (1) The effects on crime rate are spatially non-stationary. The correlation between crime rate and income inequality is significant in some provinces, but not significant in some other provinces. The correlation between crime rate and floating population is significant in all provinces, but not with the same degree. (2) GWR model is more suited than OLS model, the *AIC* and *R* square are both improved in GWR model. This study demonstrates the usefulness of GWR for exploring local processes that drive crime rates and for examining the misspecifications of a global model of crime rate. The practical implication of GWR analysis is that different crime prevention policies should be implemented in different regions of China. Because of such a heterogeneity, criminal policy needs to suit the local situations.

Key words: spatial heterogeneity; crime rate; GWR; floating population; at province scale; China