村域尺度的淮安市农村空关房空间特征及影响因素

刘传明[1,2] 王呈祥[1,3] 何品蓉[1] 卢中辉[1,2] 吕嘉顺[11]

（1.淮阴师范学院 城市与环境学院，中国江苏 淮安 223300；

2.淮阴师范学院 江苏高校哲学社会科学重点研究基地·

淮河生态经济带研究院，中国江苏 淮安 223300；

3.汉阳大学 城市研究院城市设计分析实验室，韩国 首尔 04763）

【摘 要】：基于村域尺度大样本调查数据的农村空关房研究是对农村空心化研究的有益探索和研究视角的创新。选择地处黄淮平原农区的淮安市 1307 个行政村为研究对象，以核密度分析和空间自相关分析揭示农村空关房空间分布特征，探索构建并应用“相关分析筛选显著相关指标—因子分析萃取影响因素—地理探测器分析影响因素解释力大小”的多因素影响研究技术路线，成功识别出农村空关房空间特征的主导影响因素。研究发现：村域尺度空关房空间分异特征明显，空关房户数核密度值在全市呈现北高南低的梯度分布特征，而在城区周围表现出内圈低外圈高的圈层分布规律；村域空关房率无论在全局还是局域都存在空间自相关，冷点区较热点区分布更为集中，主要分布在中心城区周围地带；就研究区整体而言，农村空关房空间特征形成的影响因素，按照解释力从大到小依次是农户城乡住房条件、农房质量、村庄用地条件、村庄集聚化程度、村庄规模、村域开发强度、村庄可达性、农户抚养负担和农户家庭规模等 9 个方面。其中，农户城乡住房条件和农房质量交互作用最强，是最主要影响因素。另外，影响因素在农村空关房不同指标的局部空间特征解释力上也存在明显差异。

【关键词】：农村空关房 村域尺度 圈层结构 农村空心化 住房条件

【中图分类号】：F301.3**【文献标志码】**：A**【文章编号】**：1000-8462（2020）12-0174-09

改革开放以来，尤其是 1990 年代中期以来，中国城镇化进程加速发展，常住人口城镇化率由 1996 年的 30.48%快速提高到 2019 年的 60.60%，城镇人口净增加 5.7 亿。在此过程中，大量乡村人口流入城镇成为城镇化的主力军，但同时也带来了严重的农村空心化和乡村衰败等问题，引起了学界和政府的广泛关注。其中，乡村聚落空废化[1]、空心村[2-4]、农村空心化[6-12]、人口空心化[13-14]、乡村空间重构[15-16]等成为过去 20 年乡村地理研究的热点词汇和主要领域之一，并取得了丰富的研究成果。2017

[1]**基金项目**：教育部人文社会科学基金项目（12YJCZH127）；江苏省社会科学基金项目（19GLB017）；江苏省社科应用研究精品工程”调研点课题（18SYD-10）

作者简介：刘传明（1979—），男，山东菏泽人，博士，副教授。主要研究方向为区域发展与城乡规划。E-mail：lcmdoc518@126.com。王呈祥（1987—），男，江苏沭阳人，博士研究生，讲师。主要研究方向为乡村社区规划。E-mail：liutanghe@outlook.com。

年以来，随着国家乡村振兴战略的提出和实施，与农村空心化相关的乡村病[17]、城乡融合发展与空间治理[18]、乡村转型[19]、乡村地域系统[20]、乡村振兴规划[21]等日益成为乡村地理学新的研究热点。

综合现有研究成果看，通常认为农村空心化是城乡转型发展中乡村地域系统演化的一种特殊形态[5]，而空心村是农村空心化发展到一定阶段的产物[22]，是乡村聚落空废化的表征性概念[1]。农村空心化不仅在中国广大农村地区具有普遍性[1, 23]，而且在国际上也具有一定的普遍性，日本、韩国、欧美及新西兰等国家都曾发生过[8, 24]。我国户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率的巨大差距（2019 年相差 16 个百分点）、独具特色的农民“城乡双漂”和两栖占地特征、农村人口外流的不断加强[25]等因素，不仅使得中国的农村空心化更复杂更严重，还决定了我国农村空心化将长期存在且具有不断加剧的趋势[26]。农村空心化往往带来乡村聚落景观的破碎化、土地资源的浪费、公共设施配套建设和乡村治理的困难等弊端。因此，研究农村空心化和空心村整治，对于我国而言仍然具有强大的实践意义。相对于山地丘陵地区，平原地区不仅是我国乡村聚落分布最为集中、农村空心化问题较为严重的地区，更是我国重要的粮食主产区，农村空心化整治和保护耕地意义更加重大。

在农村空心化发展和空心村形成过程中，农户住房的闲置和废弃以及与之相伴的宅基地空心化都是最明显的表征。相对于学术界对宅基地或土地空心化研究的高度关注和发表了丰富的研究成果情形而言，学者基于农户住房视角的农村空心化或空心村研究成果还较为鲜见。目前仅有少数学者探讨了农村空关房的合理利用[27-28]和个别案例区抽样调查数据的统计分析[29]，尚缺少大样本微观尺度农村空关房空间格局、影响因素和形成机理等研究成果。因此，本文尝试利用全样本村域尺度入户调查数据，研究平原农区农村空关房的空间特征和影响因素。一方面，可揭示农村空关房的现实格局，为政府制定相应的乡村治理策略提供科学依据；另一方面，可以与农村空心化和空心村研究形成有效互补，拓展乡村地理学农户地理论研究。同时，探索农村空关房空间格局的形成机制也将是空关房研究亟需解决的科学问题。需要指出的是，农村“空关房”是指在农村长期未有人居住的住房，包括空心房和闲置房。而“空心房”是指农村长期无人居住、破损严重甚至面临倒塌的危房。“闲置房”也称“空闲房”，主要指建筑质量能够满足居住但没有人居住从而长期空闲的房屋。就空心房和闲置房比重而言，闲置房在空关房中占据主体地位，空心房比例较低。一般认为，形成农村空关房的直接原因是农村人口外流下的“人走房空”和农村一户多宅背景下的“建新不拆旧”[8]。

1 研究区概况

淮安市地处江苏省北部，是我国粮食主产区黄淮平原的重要组成部分，农村聚落分布特征和空关房现象在平原农区具有很强的代表性。同时，淮安市也是我国发达地区长三角核心区北翼的重要城市之一，城乡融合发展具有一定的典型性。截至 2018 年底，淮安市辖四区三县（图 1），共有 95 个乡镇街道，1706 个行政村（含居委会），15510 个自然村，农村户籍人口 386.84 万人，农村常住人口 187.98 万人，常住人口城镇化率 62.44%，高于全国近 3 个百分点，人均 GDP73204 元，高于全国平均水平 8560 元。虽然政府自 2000 年开始严控农村自建住房，但目前全市农户空关率仍将近 20%，“空心村”“老人村”较为普遍。

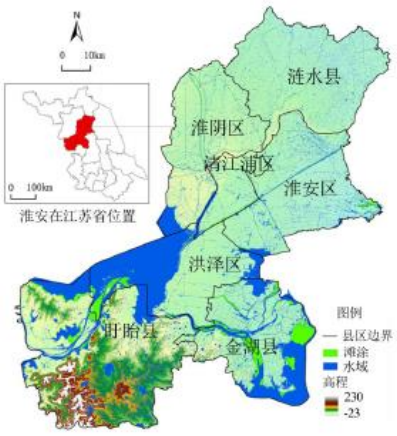

图1 研究区位置与地形分布图

2 研究方法与数据来源

本文主要研究农村空关房空间格局的揭示和影响因素的探测两部分。其中，空关房空间格局主要按照“利用农户普查数据—测算村域农房空关户数和比率—核密度法分析空关户数空间特征—空间自相关方法揭示空关房率空间关联性”的技术路线；影响因素的探测按照“结合专家意见和参考相关文献确定候选影响指标—综合利用空间数据、POI 数据和农户普查数据测算候选指标值—通过相关分析筛选出与农房空关率显著相关的指标—通过因子分析萃取影响农房空关率的公共影响因子并加以命名为特定影响因素—地理探测器探测各因素解释力和主导影响因素”的技术路线。

2.1 研究方法

2.1.1 核密度分析法

核密度方法（KDE）是以一种非参数密度估计的空间统计分析法。用于揭示研究区空关房的空间分异特征。模型为[30]：

$$f(x,y)=\frac{1}{nh^2}\sum_{i=1}^{n}k\left(\frac{d_i}{h}\right) \qquad (1)$$

式中：f(x,y)为位于(x,y)位置的核密度值；n 是行政村个数，即 1307 个；h 为带宽；k 为核函数且 k>0；di 是(x,y)位置距第 i 个行政村的距离。核密度值越高，说明空关房或相关要素的空间分布密度越大，反之越小。

2.1.2 空间自相关分析法

全局空间自相关通常采用 Moran'sI 统计量[31]，用以衡量空间位置相邻的行政村农房空关率之间的关系，从研究区整体上判断空关率分布类型，以及是否存在空间自相关。Moran'sI 取值范围为-1～1，若 Moran'sI＞0，则空关率分布具有空间正相关性，表明相邻行政村住房空关率具有相同的变化趋势，具有一定的集聚现象；若 Moran'sI＜0，则相反；Moran'sI=0 则表示不存在空间自相关。对于全局 Moran'sI 采用标准化统计量 Z 的 p 值检验其显著性。

局部空间自相关主要用于揭示观测值的高值或低值的局部空间集聚。本文采用 Getis-OrdG*i 统计量判断农房空关率是否存在局部“热点”或“冷点”。对于 G*i 进行标准化求得 Z(G*)i，当 Z(G*)i＞1.96 且 p＜0.05，则确定为高值集聚的热点区；若 Z(G*)i＜-1.96 且 p＜0.05，则为低值集聚的冷点区。

2.1.3 相关分析法

相关分析主要用于揭示农房空关率与影响指标之间相互关系的密切程度。假设 x 为空关率 y 的影响指标，则在统计学上应有 rxy≠0 且显著，或者 r'xy≠0 且显著。其中，rxy 和 r'xy 分别为 Pearson 相关系数和 Spearman 秩相关系数。若 rxy≠0 且 r'xy≠0 但均不显著，或者 rxy=0 或 r'xy=0，则排除 x 为 y 的影响指标。参考相关文献，结合专家评判和数据可得性，选择质量较好住房占比、农户城镇有房率等 20 个指标为空关率 y 的候选影响指标（表 1）。

表 1 村域农房空关率的候选影响指标

编号	名称	计算方法	预期关系
x1	质量较好住房占比	较好质量住房数/村庄所有住房数·100%	负相关

x2	农户城镇有房率	在城镇拥有住房农户数/村庄户籍户数• 100%	正相关
x3	人均居住建筑面积	居住建筑总面积/村庄户籍人口数	负相关
x4	村庄集中化程度	集中居住户数/村庄户籍户数·100%	负相关
x5	自然村平均规模	行政村户籍人口数/自然村个数	负相关
x6	水网密度	村域水面面积/村域总面积·100%	正相关
x7	地形平均坡度	村域 100 m ×100m 格网坡度平均值	正相关
X8	与九靠近一滞洪区位置关系	$x_8=\left(\sum_{i=1}^{10}\alpha_i\right)\Big/m$,其中,$\alpha_i$为具有“九靠近一滞洪区”第 i 种情况的自然村个数,m 为行政村包括的自然村个数	正相关
x9	到最近城区可达性	见公式(2)	负相关
x10	到最近镇区可达性	见公式(2)	负相关
x11	到最近小学可达性	见公式(2)	负相关
x12	到最近初中可达性	见公式(2)	负相关
x13	人均耕地面积	村域耕地总面积/村域户籍人口数	正相关
x14	户均宅基地面积	村域宅基地总面积/村域户籍户数	正相关
x15	行政村人口规模	行政村户籍人口数	负相关
x16	农户家庭平均规模	行政村户籍人口数/村域户籍户数	负相关
x17	抚养比	村域非劳动力人口数/劳动力人口数	负相关
x18	人均收入	村域总收入/村域户籍人口数	正相关
x19	农业现代化程度	设施种植业面积/农业用地面积• 100%	正相关
x20	开发强度	村域非农业建设用地面积/村域总面积• 100%	正相关

注：*“九靠近一滞洪区”指村庄靠近污染源、靠近水源地、靠近生态红线、靠近高速公路、靠近机场（含进出空港航路 6 km 内）、靠近化工园区、靠近铁路（不含高铁）、靠近内河航道、靠近油气（卤水）管道和在蓄滞洪区内等 10 种情形。

2.1.4 可达性算法

可达性是村落区位优劣的重要衡量指标，通常有基于空间阻隔、机会累计和空间相互作用不同算法。表 1 中 x9～x12 为单一目的地可达性，采用基于空间阻隔的最低出行时间成本法。

可达性模型如下[32]：

$$MCR_{ij}=\min\sum_{n=1}^{m}\left(d_n\times R_n\right) \qquad (2)$$

式中：MCRij 表示村庄 i 到达 j 目的地的最小阻隔，其值越小则可达性越好；dn 为村庄 i 到 j 目的地所经过的第 n 个栅格（100m×100m）中道路长度；Rn 为第 n 个栅格中道路类型对应的阻力系数，其值因道路类型和出行方式不同而存在差异（表 2）。结合村民出行实际，本文界定村民从村庄到最近中小学和镇政府驻地的出行方式为电动自行车，到城区出行方式设定为机动车。

表 2 不同类型道路的阻力系数

道路类型	机动车速 (km/h)	阻力系数 (s)	电动车速 (km/h)	阻力系数 (s)
高速	100	3.6	—	—
国道	80	4.5	20	18
省道	60	6	20	18
县道	40	9	20	18
城区道路	40	9	15	24
其他道路	30	12	15	24

2.1.5 因子分析法

因子分析是一种通过降维技术，在尽可能保留众多具有相关性的原变量信息基础上，萃取少数几个公共因子，且公共因子拥有一定的命名解释性的多元统计分析方法。其基本模型为：

$$x = Af + e \qquad (3)$$

式中：x 为原始变量；f 为公共因子；A 为公因子载荷矩阵；e 为误差项。因子分析首先要进行数据标准化处理，并要求通过 KMO 和 Bartlett 球检验。公共因子萃取一般按照特征值 λ＞1 或累计贡献率大于 80%原则，为便于解释通常还需对因子载荷矩阵进行旋转。

2.1.6 地理探测器

地理探测器是探测地理空间分异性，以及揭示背后驱动因子的一种新的统计学方法，具体包括四种探测器，目前在不同领域已得到广泛应用[33]。本文选用其中的因子探测和交互探测。其中，因子探测模型为：

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^{L} N_h \delta_h^2}{N\sigma^2} \qquad (4)$$

式中：q 表示自变量 x 对 y 的解释力，0≤q≤1，q 值越大，自变量 x 对因变量 y 的解释力越强；h 为变量的分类；Nh 表示层 h 的样本数；N 为全体样本数；σ2h 表示层 h 的 y 值的方差；σ2 为全区 y 值方差。

2.2 数据来源

淮安市村级尺度数据主要为淮安市统计局于 2018 年 10～11 月期间组织的全样本入户调查数据，调查对象包括全市 15510 个自然村 872414 户农户。本文选择其中剔除城区镇区范围居委会和调查指标缺失或存在异常值村庄之后的 1307 个行政村作为研究对象。有关全国和淮安市面上数据来源于《中国统计年鉴 2019》和《淮安统计年鉴 2019》。村域尺度的地理空间数据来源于全国基础地理信息并经第三次土地调查更正，小学、初中、县区和乡镇政府驻地信息来源于 POI 并经现状核对校正。

3 结果分析

3.1 农村空关房分布特征

①村域之间农房空关率存在明显差异。研究区 1307 个行政村空关房率平均值为 17.88%，最小值为 0.2%，最大值为 81.03%，标准差为 11.76，变异系数（CV）为 0.6807。

②空关房户数核密度空间分异特征凸显。根据核密度分析结果（图 2）可见，空关房核密度呈现出两个明显的空间分异特征：①围绕城区内圈低外圈高的圈层结构明显。自城区（包括中心城区、县城、其他区政府驻地城区）向外，空关房核密度值依次升高，形成不同的核密度圈。②核密度值在全市南北方向上梯度差异格局清晰，高值区（＞0.16 户/km2）主要分布在全市北半部的涟水县、淮阴区和淮安区，低值区（＜0.10 户/km2）主要分布在南部的盱眙县；地处市域中部的洪泽区和金湖县北半部核密度值为中等水平（0.10～0.16 户/km2）。

3.2 农村空关房空间关联性

经测算，研究区农房空关率 Moran'sI=0.3457＞0，Z=24.389＞0 且 p=0＜0.001，说明农房空关率在淮安市存在显著的全局空间正相关，具有空间集聚特征。在此基础上进行热点分析（图 3），可以发现：农房空关率高值集聚区（热点区）较低值集聚区（冷点区）相对分散。热点区分布主要分布在西南部的盱眙县城周边呈宽口“U”字形区域；此外，盱眙县城北侧的官滩镇和西南部象山之南区域、淮安工业园区南侧洪泽区与淮安区交界区域、淮阴区西北部淮沭河西侧西宋集镇和京沪高速公路入境淮阴区两侧村庄、涟水县东北部义兴—红窑—五港—石湖—唐集镇一带部分区域等五处也都存在规模不等的热点区。而冷点区主要分布在中心城区外围地带村庄，此外，金湖县淮河两侧和淮安市最北端经济重镇高沟镇分布有规模较小的冷点区。

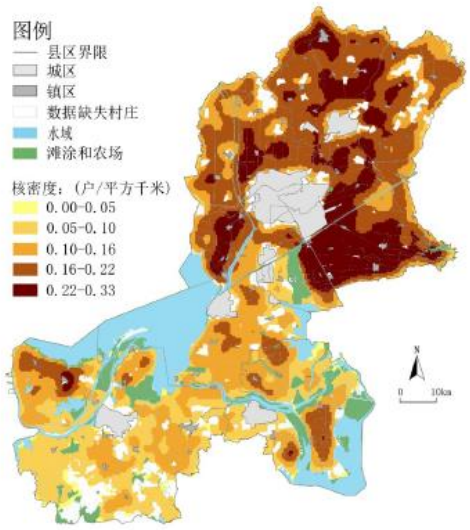

图2 村域空关房核密度分布

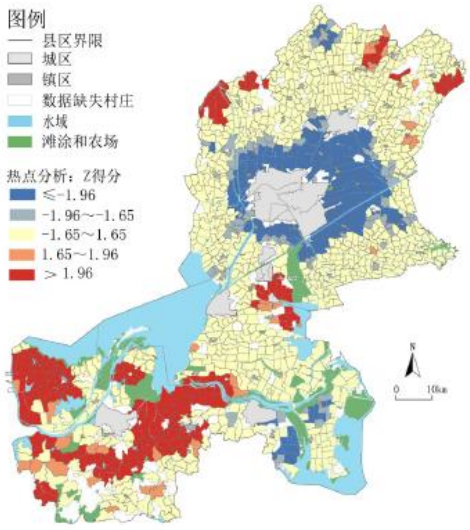

图3 村域农房空关率“热点图”

3.3 农村空关房空间特征影响因素

3.3.1 与农房空关率显著相关指标

通过 SPSS21.0 求得表 1 中 20 项候选指标（xi）与农房空关率（y）的 Pearson 相关系数和 Spearman 秩相关系数（表 3），可以发现：水网密度（x6）、“九靠近一滞洪区”位置关系（x8）、人均收入（x18）和农业现代化程度（x19）等 4 个指标与空关率（y）的相关性极低且不显著。故排除此 4 项指标为农房空关率的影响因素，其余 16 项均为显著相关指标。

表 3 农房空关率与部分候选指标相关系数

指标	x6	x8	x18	x19
pearson 相关系数	-0.001	-0.039	0.015	-0.028
Sig.（双侧）显著性	0.982	0.159	0.596	0.315
spearman 秩相关系数	-0.051	-0.031	0.010	-0.026
Sig.（双侧）显著性	0.065	0.267	0.731	0.356

3.3.2 影响因素的萃取

对上述筛选出的与农房空关率显著相关的 16 项指标采用均值标准化方法，求得样本 KMO=0.773＞0.6，Bartlett 球检验 X2=6018.388，p＜0.001，认为样本通过检验适合做因子分析。采用主成分分析法萃取公因子，利用最大方差（Varimax）进行因子载荷矩阵旋转。按照旋转后公因子特征值降序排序，前 9 个公共因子特征值均大于 1，且累计方差贡献率为 81.361%＞80%，解释了原有 16 个指标的绝大部分信息。故萃取此 9 个公共因子作为农房空关率的影响因素。

根据旋转后因子载荷矩阵（表 4），可见公因子 f1 在指标 x1（1 到最近小学可达性）、x1（0 到最近镇区可达性）、x12（到最近初中可达性）和 x9（到最近城区可达性）上具有较大载荷，可命名为村庄区位可达性因子；f2 在指标 x2（农户城镇有房率）和 x3（人均居住建筑面积）上具有较大载荷，可命名为农户城乡住房条件因子；f3 在指标 x14（户均宅基地面积）、x13（人均耕地面积）和 x7（地形平均坡度）上具有较大载荷，可命名为村庄用地条件因子；f4 在指标 x5（自然村平均规模）和 x1（5 行政村人口规模）上具有较大载荷，可命名为村庄规模因子；f5、f6、f7、f8 和 f9 分别在指标 x16（农户平均家庭规模）、x1（质量较好住房比例）、x17（农户抚养比）、x4（农户集中居住程度）和 x20（开发强度）上具有较大载荷，可分别命名为农户家庭规模因子（f5）、农房质量因子（f6）、农户抚养负担因子（f7）、村庄集聚化因子（f8）和开发强度因子（f9）。据此认为，村庄区位可达性（f1）、农户城乡住房条件（f2）、村庄用地条件（f3）、村庄规模（f4）、农户家庭规模（f5）、农房质量（f6）、农户抚养负担（f7）、村庄集聚化（f8）和开发强度（f9）等 9 个公共因子为农村空关房空间差异的影响因素。

表 4 最大方差旋转后因子载荷矩阵

xi	因子载荷								
	f1	f2	f3	f4	f5	f6	f7	f8	f9
x11	0.908	0.013	0.085	-0.019	0.009	-0.034	-0.065	0.011	-0.068
x10	0.906	-0.003	0.119	-0.014	-0.023	-0.033	-0.011	-0.008	-0.032
x12	0.872	0.055	0.116	-0.050	-0.217	0.013	-0.053	0.016	-0.032
x9	0.710	0.334	-0.177	0.081	0.087	-0.097	0.141	-0.095	0.027
x2	0.025	0.849	0.204	-0.107	-0.224	0.025	-0.085	0.031	-0.048
x3	-0.211	-0.808	-0.021	0.069	-0.149	0.297	0.051	0.050	0.056
x14	0.069	0.096	0.896	-0.063	-0.069	0.039	0.022	-0.022	-0.023
x13	0.077	0.254	0.573	-0.343	-0.217	-0.125	-0.169	-0.118	-0.051
x7	0.145	-0.057	0.513	-0.014	-0.013	-0.441	-0.337	-0.054	0.167
x5	-0.002	-0.094	-0.103	0.898	-0.078	-0.033	-0.040	-0.002	-0.053
x15	-0.009	-0.051	-0.127	0.590	0.452	0.177	0.115	0.209	0.069
x16	-0.106	-0.048	-0.121	0.013	0.909	0.095	0.021	0.021	-0.049
x1	-0.039	-0.201	-0.034	0.044	0.135	0.886	-0.025	0.015	0.063

x17	-0.003	-0.104	-0.088	0.016	0.041	0.006	0.954	-0.003	-0.001
x4	-0.027	-0.014	-0.078	0.083	0.051	0.023	0.000	0.977	-0.047
x20	-0.088	-0.074	0.000	-0.019	-0.033	0.031	-0.012	-0.044	0.976

3.3.3 影响因素解释力

依据公共因子得分，选择 K-means 聚类法对前述 9 个影响因素进行离散化处理，满足地理探测器对自变量（fi）为类型量的要求。地理探测器因子探测和交互因子探测结果见表 5。可见，农村空关房空间差异的影响因素按照解释力大小（q 值）依次为：农户城乡住房条件（0.255）＞农房质量（0.124）＞村庄用地条件（0.089）＞村庄集聚化程度（0.074）＞村庄规模（0.062）＞村域开发强度（0.036）＞村庄可达性（0.035）＞农户抚养负担（0.034）＞农户家庭规模（0.031）。

表 5 因子探测与交互探测 q 值

q 值	f1	f2	f3	f4	f5	f6	f7	f8	f9
f1	0.035								
f2	0.619	0.255							
f3	0.464	0.652	0.088						
f4	0.387	0.574	0.463	0.062					
f5	0.414	0.572	0.489	0.380	0.031				
f6	0.518	0.717	0.594	0.481	0.544	0.124			
f7	0.423	0.620	0.490	0.393	0.419	0.525	0.034		
f8	0.364	0.570	0.452	0.353	0.366	0.458	0.414	0.074	
f9	0.374	0.528	0.426	0.315	0.327	0.449	0.337	0.310	0.036

具体而言，9 个影响因素按照解释力大小又可分成五类：①影响程度最大的因素是农户城乡住房条件。其影响机制表现为：一方面就农户在城镇拥有住房而言，城郊农户在城乡生活的便利性相差不大，但城区生活成本更高，导致城郊农户在城镇购房的刚性需求不足，形成了低城镇住房拥有率的城郊圈。即使对于那些在城乡同时拥有住房的城郊农户而言，无论出租城区住房或还是城郊农村住房都相对容易，而且农房自住或出租都比空关更能延缓住房的折损，在未来可期的城区扩张引致城郊农村拆迁中有利于获得更多的利益补偿。以上综合导致城郊村庄农房空关较少。而城郊之外农户在城镇购房多是基于刚性需求且少有投资性购房行为，农户一旦在城镇购房，那么空关农村住房到城镇居住便成为最优先选择，城郊之外农村空关房也就较多。农村空关房户数（图 4a）和农民在城镇有房户数（图 4b）的空间分布呈现出高度的一致性即验证了这一规律。另一方面就农村人均住房面积而言，城郊村庄经济条件一般好于其他农村，农户早期自建房人均面积较大。城郊之外村庄则人均住房面积较小，后期在政府限制自建住房的政策背景下，农户为改善住房条件到城镇购房也成为必然选择。因此，形成了城郊村庄人均住房面积大空关房少，外围村庄人均住房面积小空关房多的格局（图 4a、图 4c）。由此，可见城乡住房条件是农村空关房核密度值围绕城区内圈低外圈高空间特征（图 2）形成的主要影响因素。基于以上分析，可以推断出中心城区城郊村庄相对于其他村庄而言空关房率普遍较低且趋同性特征更强，也必然形成中心城区城郊村庄空关房率低值“冷点区”（图 3）。②影响程度较大的因素是农房质量。一般而言，质量较差农房占比高的村庄农房空关情况严重于质量较好农房占比高的村庄（图 4a、图 4d），因为农户在非必要情况下更不愿意闲置关闭质量较好的农村住房而导致房屋快速破损。③影响程度一般的因素是村庄用地条件、村庄集聚化程度和村庄规模，三者总体反映了村庄人地关系的紧张程度。一般而言，平原地区村庄不仅密度大，村庄集聚程度和平均规模也较大，单个村庄空关房绝对量较多，因此易形成空关房核密度高值区，丘陵地区则相反。淮安市自北向南依次是平原区、平原水网区和低山丘陵区，故而也就形成了农村空关房核密度在全市呈现北高南低的梯度差异特征；另一方面，就地处淮安市

西南部丘陵地区的盱眙县而言，虽然单个村庄空关房绝对量不大，但由于村庄规模总体上都较小，所以仍呈现出空关房率普遍较高的格局，也就形成了空关房率高值“热点区”。④影响程度较小的因素是开发强度、村庄可达性和农户抚养负担。在传统的平原农区，整体上村庄非农业活动都不够发达，村村通公路也已成为现实，家庭结构基本相似，所以无论开发强度，还是村庄可达性和农户抚养负担等因素在村域之间的差异较小，从而导致对空关房空间差异的解释力相对不足。但不可否认，这些因素在不同程度上会影响农房空关率，如在可达性较差的村庄，农户居住出行较为不便，农户离开村庄空关农房的可能性就越大。⑤影响程度最小的因素为农户家庭规模。虽然从理论上讲，农户家庭规模越大，家庭整体迁移成本越高，家庭部分成员留守农村的可能性越大，那么农房空关的可能性就越小。但由于以往严格的一孩化计划生育政策长期实施导致农村平均家庭规模整体较小，反而成为促进农村空关房形成的有利因素。然而，各村平均家庭规模相差甚少，故此因素在统计学上对农村空关房空间差异的解释力最小。

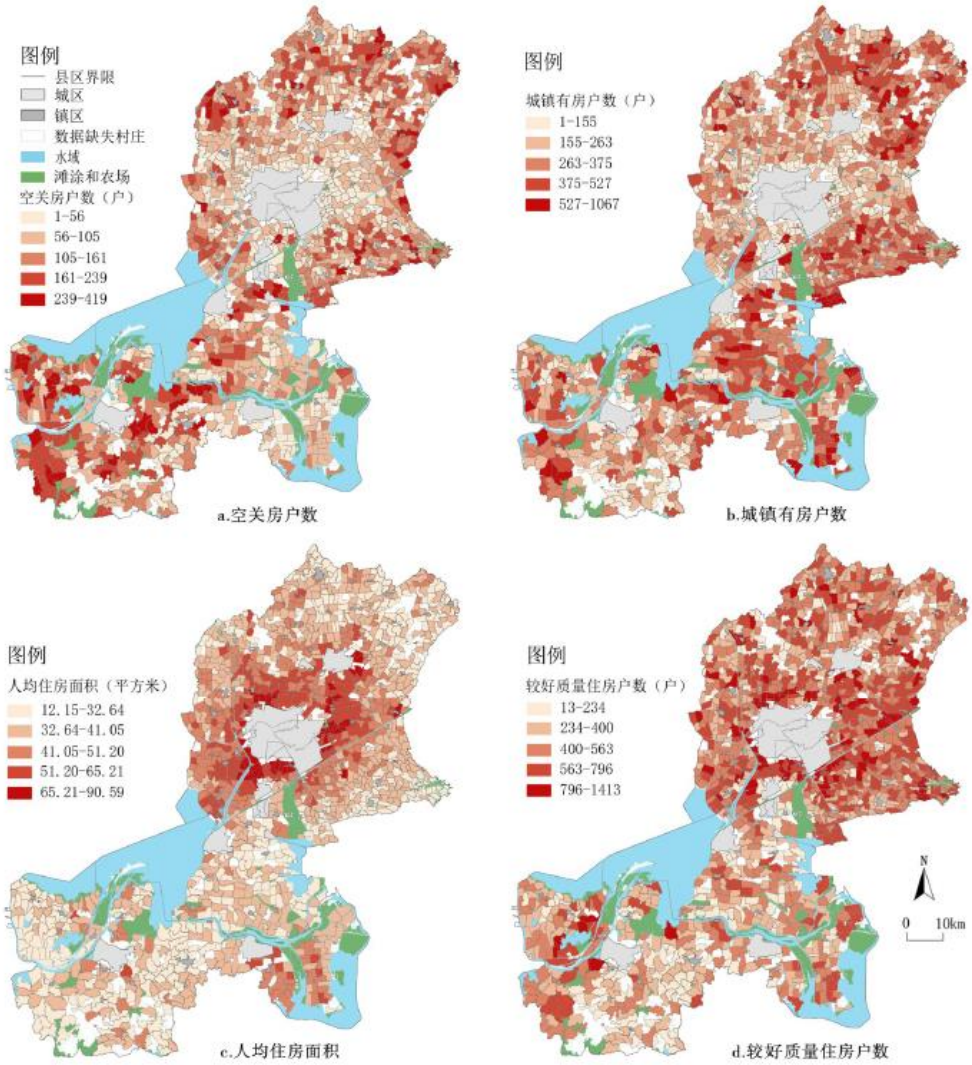

图4 农村空关房与主导影响因素的空间分布

另根据交互探测结果可知，9 个影响因素共形成 36 种两因素交互作用组合，且交互作用均为非线性增强，即 q(fi∩fj)>q(fi)+q(fj)[49]。其中，农户城乡住房条件与农房质量两因素之间交互作用最强，q 值达到 0.717。综上分析，认为农户城乡住房条件与农房质量是农村空关房空间差异的主导影响因素。

4 结论

农村空关房是研究农村空心化的有益途径之一，基于村域尺度大样本调查数据的农村空关房研究是对农村空心化研究成果的补充。本文通过对淮安市 1307 个行政村空关房空间格局与影响因素的实证分析，得出如下主要结论：①相关分析筛选显著相关指标—因子分析萃取影响因素—地理探测器识别影响因素的解释力大小是多因素影响研究的可行路径，这一集成研究方法具有可行性和一定的创新性。②淮安市行政村尺度上空关房的空间分异特征明显。全市农房空关率变异系数高达 0.6807，极差约为 80%。就村庄空关房户数而言，其核密度值在宏观空间格局上呈现出北高南低的梯度差异特征，同时在中观尺度上表现出自城区向外围递增的圈层分异规律。③村域空关房率无论在全局还是局域都存在空间自相关，且热点区较冷点区相对分散，高值集聚的热点区主要分散在西南丘陵地区的盱眙县和北部边界地区的部分村庄，低值集聚的冷点区最主要集中在中心城区周边近郊地带。④就研究区整体而言，农村空关房上述空间特征形成的影响因素按照解释力从大到小依次是农户城乡住房条件、农房质量、村庄用地条件、村庄集聚化程度、村庄规模、村域开发强度、村庄可达性、农户抚养负担和农户家庭规模等 9 个方面。另外，上述 9 方面因素形成的 36 种两因素交互作用组合均为非线性增强，并且农户城乡住房条件和农房质量交互作用最强，两者也是农村空关房空间特征形成的主导影响因素，解释力最弱的影响因素是农户家庭规模。⑤影响因素在农村空关房不同指标的局部空间特征解释力上存在明显差异。比如，城乡住房条件对于空关房户数核密度值呈现的近郊低外围高的圈层结构特征和空关房率在中心城区外围地带呈现出明显的“冷点区”具有最强的解释力；而村庄用地条件、村庄集聚化程度和村庄规模对于空关房户数核密度值呈现的北高南低梯度差异特征和空关房率在盱眙县呈现“热点区”特征具有最强的解释力等。

参考文献：

[1]雷振东.乡村聚落空废化概念及量化分析模型[J].西北大学学报:自然科学版,2002,32(4):421-424.

[2]薛力.城市化背景下的“空心村”现象及其对策探讨——以江苏省为例[J].城市规划,2001,25(6):8-13.

[3]冯健,杜瑀.空心村整治意愿及其影响因素——基于宁夏西吉县的调查[J].人文地理,2016,31(6):39-48.

[4]王良健,吴佳灏.基于 IAD 模型的空心村治理农户参与意愿分析[J].经济地理,2019,39(8):185-191.

[5]刘彦随,刘玉,翟荣新.中国农村空心化的地理学研究与整治实践[J].地理学报,2009,64(10):1193-1202.

[6]龙花楼,李裕瑞,刘彦随.中国空心化村庄演化特征及其动力机制[J].地理学报,2009,64(10):1203-1213.

[7]乔家君,刘嘉俊,谢淼.欠发达农区村域空心化特征及其微观机理——以兰考县三个村为例[J].人文地理,2011,26(6):98-102.

[8]吴文恒,郭晓东,刘淑娟,等.村庄空心化:驱动力、过程与格局[J].西北大学学报:自然科学版,2012,42(1):133-138.

[9]杨忍,刘彦随,陈秧分.中国农村空心化综合测度与分区[J].地理研究,2012,31(9):1697-1706.

[10]鲁莎莎,刘彦随.106 国道沿线样带区农村空心化土地整治潜力研究[J].自然资源学报,2013,28(4):537-549.

[11]原野,师学义,牛姝烨,等.基于 GWR 模型的晋城市村庄空心化驱动力研究[J].经济地理,2015,35(7):148-155.

[12]王凤,马玉玲,乔家君.中心城市对农村空心化格局影响的尺度效应——以河南省为例[J].地域研究与开发,2018,37(3):132-137.

[13]郑殿元,文琦,王银,等.中国村域人口空心化分异机制及重构策略[J].经济地理,2019,39(2):161-168,189.

[14]陈有川,李鹏,马璇,等.基于乡镇地域单元的村庄人口空心化研究[J].现代城市研究,2018(3):24-30.

[15]龙花楼.论土地整治与乡村空间重构[J].地理学报,2013,68(8):1019-1028.

[16]李二玲,魏莉霞.衍生、集群形成与乡村空间重构——以河南省兰考县民族乐器产业集群为例[J].经济地理,2019,39(6):127-135.

[17]郑小玉,刘彦随.新时期中国“乡村病”的科学内涵、形成机制及调控策略[J].人文地理,2018,33(2):100-106.

[18]戈大专,龙花楼.论乡村空间治理与城乡融合发展[J].地理学报,2020,75(6):1272-1286.

[19]龙花楼,戈大专,王介勇.土地利用转型与乡村转型发展耦合研究进展及展望[J].地理学报,2019,74(12):2547-2559.

[20]刘彦随,周扬,李玉恒.中国乡村地域系统与乡村振兴战略[J].地理学报,2019,74(12):2511-2528.

[21]刘彦随.中国乡村振兴规划的基础理论与方法论[J].地理学报,2020,75(6):1120-1133.

[22]李玉红,王皓.中国人口空心村与实心村空间分布——来自第三次农业普查行政村抽样的证据[J].中国农村经济,2020(4):124-144.

[23]谭雪兰,于思远,欧阳巧玲,等.快速城市化区域农村空心化测度与影响因素研究——以长株潭地区为例[J].地理研究,2017,36(4):684-694.

[24]姬野由香,原田良平.日本乡村地区的空置房活用政策实践及其启示[J].牛苗,译.上海城市规划,2018(6):63-68.

[25]郭远智,周扬,刘彦随.中国农村人口外流的时空演化及其驱动机制[J].地理科学,2020,40(1):50-59.

[26]刘继来,刘彦随,李裕瑞,等.2007—2015 年中国农村居民点用地与农村人口时空耦合关系[J].自然资源学报,2018,33(11):1861-1871.

[27]徐娟,季红军.减少空关房整治空心村——一项重要而紧迫的任务[J].农家之友(理论版),2009(9):15-18.

[28]陈美宝.对新农村建设中“农村空关房”现象的思考[J].浙江国土资源,2009(7):48-49.

[29]周蓓华.从人口抽样调查看“住房空关”[J].上海统计,1997(12):35.

[30]杜国明,关桐桐,李冬梅,等.黑龙江省贫困村空间分布特征[J].经济地理,2018,38(3):149-156.

[31]李江苏,王晓蕊,李小建.中国传统村落空间分布特征及影响因素分析[J].经济地理,2020,40(2):143-153.

[32]林金萍,雷军,吴世新,等.新疆绿洲乡村聚落空间分布特征及其影响因素[J].地理研究,2020,39(5):1182-1199.

[33]王劲峰,徐成东.地理探测器:原理与展望[J].地理学报,2017,72(1):116-134.