

An assessment of socio-ecological dimensions for urban green planning in Italy: towards a multidisciplinary and participatory approach

Irene Regaiolo^{1,2,*}, Silvia Novelli³, Simone Blanc³, Francesca Cochis^{1,2}, Marta Dell'Ovo^{2,4}, Silvia Ronchi^{2,4}, Andrea De Toni^{2,4}, Dan Chamberlain^{1,2}, Enrico Caprio^{1,2}

¹ Department of Life Sciences and Systems Biology, University of Turin, Via Accademia Albertina 13, 10123 Turin, Italy; irene.regaiolo@unito.it; francesca.cochis@unito.it; danielward.chamberlain@unito.it; enrico.caprio@unito.it

² National Biodiversity Future Center (NBFC), Piazza Marina 61, 90133 Palermo, Italy

³ Department of Agricultural, Forest and Food Sciences, University of Turin, Largo Braccini 2, 10095 Grugliasco, Turin, Italy; silvia.novelli@unito.it; simone.blanc@unito.it

⁴ Department of Architecture and Urban Studies (DASU), Polytechnic of Milan, Via Bonardi 3, 20133 Milan, Italy; marta.dellovo@polimi.it; silvia.ronchi@polimi.it; andrea.detoni@polimi.it

* corresponding author

Keywords

questionnaire, ordinal regression, urban planning, sustainable development, biodiversity, socioeconomic

Abstract

Global urbanization exerts profound impacts on both human populations and ecosystems, making equitable and sustainable urban planning an urgent priority to ensure social and environmental justice. Integrated and multidisciplinary approaches are essential for jointly assessing social, economic, and ecological dimensions in urban contexts. This study investigates the opinions of Italian citizens regarding the features, biodiversity, and ecosystem services of urban green spaces. The questionnaire employed in the survey comprised five sections: 1) use and frequency of visits, 2) valued features, 3) perception of biodiversity and ecosystem services, 4) engagement and access to information, and 5) user profile. Data were collected from 2,222 respondents through a mixed-method approach (CATI/CAWI). The survey was conducted across several Italian cities and assessed how opinions on urban green spaces influence self-reported quality of life, in relation to contextual factors and the socioeconomic characteristics of respondents. The dataset was simplified through exploratory factor analysis, and the resulting factors were analyzed using a cumulative link model. Findings indicate that respondents who attach importance to the maintenance of green areas are more likely to express positive opinions, whereas respondents in the highest income class had a lower likelihood of reporting positive opinions. The study offers valuable insights into citizens' opinions, attitudes, preferences, and needs, providing evidence to inform planning and management of urban green spaces. It further underscores the importance of integrating ecological data at the city level in future research.

1. Introduction

Urbanization is a global phenomenon that profoundly alters land use, ecosystem services, and biodiversity (Grimm et al., 2008; Espey et al., 2024). Currently, more than 55% of the world's population resides in urban areas, and this proportion is projected to reach 68% by 2050 (United Nations, 2018b). Targeted, inclusive, and socio-ecologically informed urban planning is therefore becoming increasingly urgent to ensure social and environmental justice for all city inhabitants. Sustainable management of urban green spaces constitutes a tangible contribution to the achievement of Goal 11 of the United Nations 2030 Agenda ("Sustainable Cities and Communities"), which promotes the development of more inclusive, safe, resilient, and sustainable cities (United Nations, 2018a).

Biodiversity and natural resources within cities are not distributed equitably. Their presence is often greater in wealthier neighbourhoods, reflecting the so-called "Luxury Effect" (Hope et al., 2003), whereby areas with higher incomes host richer urban biodiversity. This phenomenon results in unequal access to the benefits provided by urban biodiversity, such as cooling effects, flood prevention, and pollination (Dearborn & Kark, 2009), in addition to the promotion of physical and psychological well-being (Fuller et al., 2007; Wolch et al., 2014; Roslund et al., 2020). Such disparities give rise to social and environmental injustice, defined as the unequal distribution of the benefits — and costs — associated with ecosystem services. Several studies have investigated the potential drivers of this relationship (Leong et al., 2018; Chamberlain et al., 2020; Kuras et al., 2020) as well as the associated socio-ecological dynamics (Regaiolo et al., 2025), demonstrating the complexity of socio-ecological interactions (Wood et al., 2023; Magle et al., 2021; Schell et al., 2020). In response to these challenges, many researchers emphasize the need to integrate quantitative and qualitative approaches and methodologies (Dell'Ovo et al., 2026) across disciplines such as ecology and urban planning, to systematically address the complex challenges of contemporary and future cities through frameworks that encompass both social and environmental dimensions (Eyster et al., 2024; Regaiolo et al., 2025). However, apparently corrective interventions, such as the creation of new green spaces in marginalized neighbourhoods, may generate unintended side effects, including green gentrification (Gould & Lewis, 2016; Anguelovski et al., 2022), a process whereby the enhancement of environmental and property values within a neighbourhood leads to the displacement of original residents due to rising living costs.

These processes highlight the importance of adopting an approach grounded in the principles of environmental justice, framing it as both a civic duty and a responsibility toward biodiversity conservation (Schell et al., 2020). Such an approach must account not only for the quantity, but also for the quality, accessibility, and usability of urban green spaces (Rigolon et al., 2018). Integrated and multidisciplinary frameworks, based on the concept of the "socio-ecological system"¹ (Schell et al., 2020), allow the interdependence between environmental and social factors in urban design to be addressed (Dell'Ovo et al., 2026). Within this context, tools such as questionnaires, developed according to well-established methodologies in ecological and social sciences (White et al., 2005), enable the collection of both qualitative and quantitative data on people's opinions, attitudes, preferences, and needs. The use of inclusive and participatory approaches in decision-making is also recognized as a sustainable and effective means to foster concrete urban transformations and guide intervention planning. By incorporating and valuing diverse perspectives from people as engaged stakeholders, it becomes possible to co-design cities of the future (Bottero et al., 2023). The integration of data-driven approaches with participatory processes thus represents a real opportunity and a powerful tool for planning urban green spaces that are both ecologically functional and socially relevant, while reducing environmental inequalities and strengthening the resilience of urban communities.

¹ According to urban ecology, the term "socio-ecological system" refers to cities as complex adaptive systems, or integrated human-nature systems, in which people interact with natural elements and social processes influence ecological properties, while both mutually affect human societies (Liu et al., 2007; Schell et al., 2020).

This study adopts a multidisciplinary approach to examine how the opinion on urban green spaces influences perceived quality of life. Specifically, the objective is to identify the factors that shape the quality of experiences in Italian green areas, focusing on which features — related to maintenance, biodiversity, and usability — are considered valuable by users, depending on age, gender, and social context. The proposed approach provides insights into how these opinions vary and offers useful indications of what people expect and desire from such public spaces. In turn, this knowledge can support both researchers and decision-makers (Bottero et al., 2023), enabling them to better understand and incorporate citizens' and users' needs into participatory processes for the planning and management of urban green spaces.

2. Methodology

The adopted methodology is structured into four main phases: data collection, data processing, data analysis, and practical interpretation of results. Each phase was designed to ensure analytical robustness, process reproducibility, and the potential transferability of the approach to other urban contexts (Figure 1).

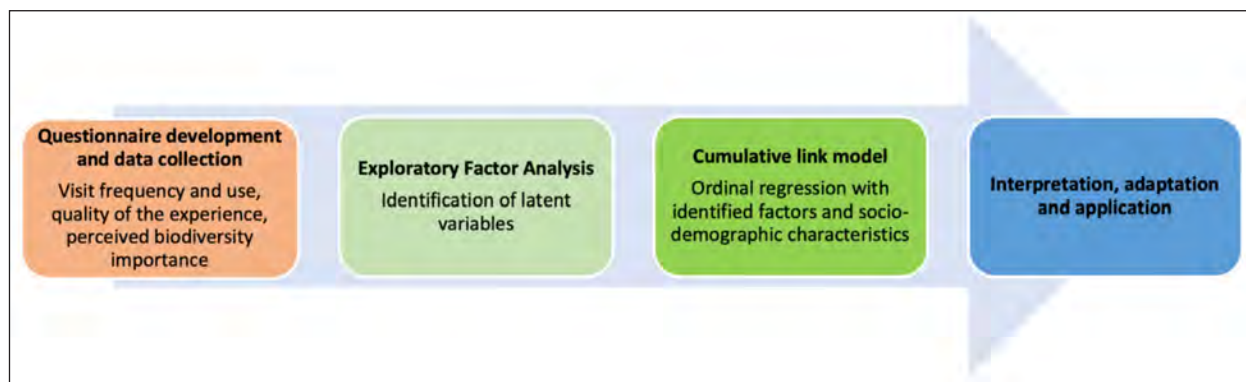


Figure 1. Scheme of the adopted methodology.

2.1 Data collection

For this study, a structured questionnaire was developed to investigate:

- use and frequency of use of urban green spaces,
- importance attributed to different features of green areas, with particular attention to aspects related to maintenance, biodiversity, and the perceived quality of the experience.

The questionnaire was designed based on well-established methodologies in the fields of urban ecology and social sciences applied to environmental planning (White et al., 2005). It also included socio-demographic variables (age, gender, education, income) to allow disaggregated and comparative analyses, as differences in socioeconomic status may affect people's attitudes and opinions toward urban green spaces (Adinolfi et al., 2014).

The questionnaire was administered in six Italian cities (Turin, Milan, Florence, Campobasso, Rome, and Naples) by a company specialized in market, social, and opinion research, which employed a mixed-mode approach, using both telephone interviews (CATI) and web-based surveys (CAWI). This approach, adopted by national institutions such as ISTAT (De Vitiis et al., 2018) and widely documented in the literature (Camillo & D'Attoma, 2013), helps to reduce non-response rates while optimizing the number of respondents reached. By combining different administration modes, survey participation can be enhanced, costs and survey duration can be contained, and a large, balanced, and representative sample of the target population can be ensured. The questionnaire was initially pre-tested on a subsample to identify and correct any wording errors in the questions,

and subsequently administered to all participants. It consisted of multiple-choice questions aggregated on 5- and 7-point Likert scales (Likert, 1932) and was structured into five sections:

1. use and frequency of use of urban green spaces,
2. habitat quality and features of green areas,
3. perception of biodiversity and ecosystem services,
4. public engagement and environmental education,
5. user profile and personal information.

Among the key questions, participants were asked: “To what extent do you think the presence of green areas improves your quality of life?” with responses on a five-point agreement scale: not at all, slightly, neutral, fairly, very. To explore the determinants of this central opinion, questions were included to assess the importance attributed to various features of green areas. These characteristics covered aspects related to cleanliness, maintenance, and safety, as well as ecological factors such as the presence of biodiversity. Finally, respondents’ socio-demographic characteristics (age, gender, level of education, and income) were included in the analyses to assess how different contexts influence opinions on the perceived benefits of urban green spaces.

2.2 Data processing

From the original questionnaire, a subset of questions was selected, which aligned with the specific objective of this study. Responses to these questions, excluding socio-demographic characteristics, were subjected to an Exploratory Factor Analysis (EFA), a multivariate statistical technique widely used in the social and psychological sciences to explore the latent structure of data and to validate survey instruments (Costello & Osborne, 2005; Batterton & Hale, 2017; Shrestha, 2021). The EFA allowed us to:

- reduce the dimensionality of the dataset, simplifying the interpretation,
- identify latent variables underlying response patterns,
- aggregate similar items into coherent and interpretable factors.

Factors generated were subsequently used, together with users’ socio-demographic characteristics, as predictors in the statistical modelling phase (section 2.3). The analysis was performed using the *psych* package in R (Revelle & Revelle, 2015). The EFA enables the identification of latent constructs that cannot be measured directly, i.e., the underlying factors of questionnaire items that may reflect respondents’ attitudes. To extract these factors, the variance shared among the original variables is separated from that explained uniquely by each variable, providing more accurate estimates (Costello & Osborne, 2005; Batterton & Hale, 2017). To assess the internal consistency of questionnaire items, the reliability of variables composing each factor was tested using Cronbach’s alpha, which is considered acceptable for values above 0.70 (Cronbach, 1990).

Data suitability for factor analysis was checked employing two tests:

- the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure, where a sample is considered adequate if the value ranges between 0.8 and 1,
- Bartlett’s test of sphericity, where a significant result indicates that factor analysis may be useful (Shrestha, 2021).

To determine the number of factors to extract, we employed parallel analysis (Horn, 1965), the Kaiser criterion (Kaiser, 1960), and examined the scree plot based on factor eigenvalues, which represent the ratio between common variance and unique variance explained by a specific factor (Shrestha, 2021). For these analyses, polychoric correlations between independent variables were calculated, which is preferable to Pearson correlation (developed for continuous variables) (Batterton

& Hale, 2017), as it allows estimating the degree of association between latent continuous variables and observed ordinal responses. This analysis produces factor loadings, which represent the regression weight used to predict measured variables from latent variables (Floyd & Widaman, 1995). The extraction method used was principal axis factoring with orthogonal “varimax” rotation of loadings to obtain uncorrelated factors, a choice preferred to reduce the risk of multicollinearity in subsequent ordinal regression. To interpret the meaning of the factors, loadings were analyzed following Howard (2016). Variables were considered representative of a factor if they met the .40–.30–.20 rule, i.e., with loadings above 0.40 on the primary factor, below 0.30 on alternative factors, and with a difference of at least 0.20 between the primary and alternative factors (Howard, 2016).

2.3 Model set-up

To understand the variation in the probability of expressing the opinion that the existence of green areas improves quality of life, we used an ordinal regression model, specifically the cumulative link model (CLM) (Agresti, 2002). This approach is particularly suitable when the dependent variable is ordinal and consists of ordered, but not equidistant, categories (Christensen, 2019). The dependent variable corresponds to the level of agreement with the statement: “The existence of green areas improves quality of life” (five-level ordinal scale). The model included:

- factors derived from the exploratory factor analysis,
- socioeconomic variables of the sample (i.e., age, gender, education and income level).

The CLM assumes an underlying continuous latent variable for the ordinal dependent variable and estimates cumulative probabilities of belonging to an observed category of the dependent variable. It is based on the concept of cumulative thresholds, i.e., cut-off values on the latent variable that separate the ordinal categories of the dependent variable. The probability that an individual belongs to a particular category is estimated as the probability that the latent variable falls within the interval defined by two thresholds. In addition to estimating these thresholds, the model provides coefficients for the independent variables. In terms of interpretation, positive log-odds values indicate an increased probability of belonging to higher categories of the dependent variable, whereas negative values signal a decreased probability. The model assumes that independent variables have a linear effect on the log-odds, which is constant across all transitions between categories (e.g., the effect of a predictor in the transition from “Slightly” to “Neutral” is the same as in the transition from “Fairly” to “Very”). The above assumption is often violated in real-world data, especially when many covariates are present. To obtain a valid model, it is possible to relax the proportional odds assumption by specifying a nominal effect for variables that violate the proportionality of odds (i.e., a specific effect for each threshold), or a dispersion effect, which allows modelling heteroscedasticity (i.e., variation in the predictive effect depending on the category of the dependent variable) (Tutz & Berger, 2022; Gambarota & Altoè, 2024).

2.4 Interpretation of results

In this phase, the model results were analyzed considering the socio-demographic differentials of the sample, with the aim of:

- determining which environmental and social characteristics increase the probability that people express a positive opinion on the presence of green areas as beneficial for quality of life,
- identifying the most disadvantaged social groups and the specific features of the urban contexts in which they live, to guide future planning policies toward more inclusive and targeted approaches..

Finally, the potential and limitations of the adopted approach are discussed, and possible opportunities for development are proposed, including adapting its application to other contexts and to participatory projects guided by the principles of environmental justice.

3. Results

A total of 2,927 questionnaires were administered, with a response rate of 76%, resulting in 2,222 valid questionnaires. Records for which no response was provided were excluded from the final dataset. Table 1 shows the response frequencies for the dependent variable “The existence of green areas improves the quality of life” and the socio-demographic characteristics of the analyzed sample. Details on the response frequencies for the other variables considered are reported in the Appendix, Table A1.

Table 1. Descriptive statistics of the dependent variable and the socio-demographic characteristics of the sample (n = 2,222). Absolute frequencies and percentages are reported

Variable	Absolute frequency	Frequency %
The existence of green spaces improves quality of life		
• Not at all important	3	0.14
• Slightly important	32	1.44
• Neutral	45	2.03
• Fairly important	705	31.37
• Very important	1,437	64.67
Gender		
• Female	1,100	49.50
• Male	1,122	50.50
Age group		
• 18 – 30 years	300	13.50
• 31 – 45 years	672	30.24
• 46 – 60 years	652	29.34
• 61 – 70 years	354	15.93
• > 70 years	244	10.98
Education level		
• No formal qualification	1	0.05
• Primary school or lower secondary school	160	7.20
• Upper secondary school	939	46.44
• Bachelor's degree	264	11.88
• Master's degree	633	28.49
• Postgraduate studies (e.g., PhD, master's programs)	225	10.13
Income level		
• Less than €1,000/month	301	13.55
• Between €1,001 and €2,000/month	918	41.31
• Between €2,001 and €3,000/month	512	23.04
• Between €3,001 and €4,000/month	250	11.25
• Between €4,001 and €6,000/month	125	5.63
• More than €6,000/month	116	5.22

Tests assessing sampling adequacy and Bartlett's sphericity confirmed the suitability of conducting a factor analysis (overall MSA = 0.9; Bartlett's test, $p < 0.01$). Figure 2 presents the factor diagram resulting from this analysis, which yielded a four-factor model explaining 59.5% of the total variance. The results indicate good factorization accuracy (RMSA = 0.02; TLI = 0.963; RMSEA = 0.052, 90% confidence interval: 0.048–0.057). For the variables associated with factor PA1, a Cronbach's α of 0.853 was obtained; for PA3, $\alpha = 0.754$; and for PA2, $\alpha = 0.728$. Only the first three factors derived from the factor analysis were included in the CLM, as each was represented by at least four variables and exhibited loadings (see Appendix, Table A2) that met Howard's (2016) criterion.

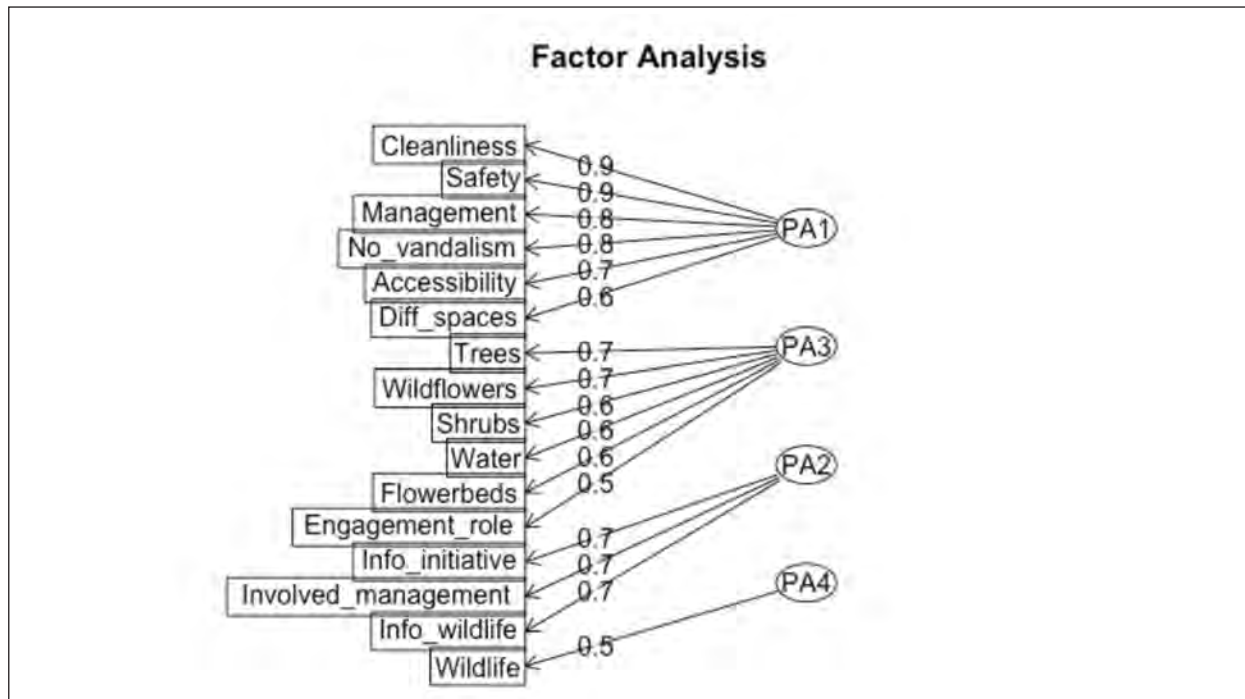


Figure 2. Factor diagram derived from the factor analysis. The numbers shown represent the variable loadings on each factor.

To avoid convergence issues in the CLM, some categories of the socioeconomic variables related to education and income levels were merged, as defined in the caption of Table 2. Factor PA1 represented variables that allowed the perceived importance of green area features and aspects related to cleanliness, maintenance, safety, and accessibility to be investigated. Factor PA2 grouped variables that captured people's willingness to receive more information about public initiatives, wild animals and plants, and their interest in being involved in green area management. Factor PA3, on the other hand, included variables related to biodiversity, which allowed the assessment of how important the presence of trees, flowers, and water is to respondents.

The CLM results, presented in Table 2, show that factor PA1 has a significant effect on the opinion "The existence of green areas improves quality of life" (OR = 1.40, 95% CI: 1.26–1.55, $p < 0.001$). Holding other variables constant, a one-unit increase in PA1 corresponds to an increased probability of agreeing with this opinion, that is, of being in a higher category of the dependent variable. Income level also showed a significant effect (OR = 0.78, 95% CI: 0.64–0.97, $p = 0.02$), indicating that individuals in the highest income category (more than €4,000) are less likely to agree with this opinion compared to those in the lowest income category (less than €2,000).

Table 2. Model output for the cumulative link model (CLM). Estimates of the main effects are reported along with standard errors, z-values, and p-values. Values are expressed in log-odds. Statistically significant results are highlighted in bold and italics. Variable categories used in the model are as follows: Education: 1 = No qualification/Primary school/Lower secondary school, 2 = Upper secondary school, 3 = University degree (Bachelor's, Master's, or single-cycle), 4 = Postgraduate (e.g., PhD, Master, specialization courses); Income: 1 = Less than €2,000/month, 2 = €2,000–€4,000/month, 3 = More than €4,000/month; Age group categories, 18–30, 31–45, 46–60, 61–70 years.

Variable	<i>log-odds</i>	SE	<i>z</i>	<i>p</i>
<i>PAI</i>	<i>0.336</i>	<i>0.052</i>	<i>6.475</i>	<i>< 0.001</i>
GenderMale	-0.016	0.073	-0.216	0.829
Education2	-0.189	0.196	-0.963	0.336
Education3	-0.043	0.205	-0.212	0.832
Education4	0.203	0.241	0.840	0.401
Income2	0.064	0.072	0.896	0.370
<i>Income3</i>	<i>-0.243</i>	<i>0.107</i>	<i>-2.265</i>	<i>0.024</i>
age61-70	0.128	0.137	0.933	0.350
age46-60	-0.013	0.119	-0.114	0.910
age31-45	-0.054	0.120	-0.451	0.652
age18-30	-0.181	0.134	-1.347	0.178

To meet model assumptions and ensure better goodness-of-fit, nominal and dispersion effects were specified (see Appendix, Table A3). PA3 and PA2 were included with nominal effects (note that this prevents calculation of the main effect coefficient, which refers to the response variable thresholds), while PA2, gender, and education level were included with dispersion effects. PA3 and PA2 exert a nominal effect on the response variable, indicating that the odds are not proportional; thus, the effect of PA3 on opinions is not the same across response categories. Specifically, the nominal effects show that PA3 shifts the thresholds significantly toward lower values, and the same occurs for PA2. Dispersion effects, on the other hand, suggest that an increase in PA2, which relates to variables concerning people's engagement and desire for information about green areas, and higher education levels is associated with reduced residual variance. Finally, gender shows a dispersion effect approaching significance, indicating that responses from males may be associated with slightly lower residual variance compared to females.

4. Discussion

This study revealed that features related to the maintenance, cleanliness, accessibility, and safety of green areas are considered as important determinants of higher perceived quality of life. Also, individuals falling into a high-income level (over €4,000 per month) are less likely to hold a positive opinion on the statement: "The existence of green areas improves quality of life" than low-income people. Simplifying the dataset allowed us to obtain results with a robust statistical profile and to derive useful insights. Factor analysis proved to be a valuable and appropriate tool for grouping the collected variables into interpretable latent constructs, reflecting people's attitudes toward different aspects of urban green spaces. It also enabled the use of an ordinal regression model, ensuring adherence to statistical assumptions and yielding results that are both concrete

and interpretable.

The cumulative link model revealed that factor PA1, primarily driven by variables related to cleanliness, maintenance, accessibility, and safety of the area, has a significant effect on the opinion that “the existence of green areas improves quality of life.” This suggests that individuals who place greater importance on these aspects are more likely to agree that green areas contribute to an enhanced perception of quality of life. Urban green spaces are among the public areas most affected by acts of vandalism. Functional and aesthetic elements play a crucial role in fostering social interactions, making urban green spaces central to the creation of more liveable environments (Yilmaz & Olgun, 2015). Other studies conducted in European cities have highlighted that cleanliness and maintenance are among the most appreciated characteristics by users (Madureira et al., 2018), while ensuring adequate accessibility to green spaces represents another key factor to consider (Adinolfi et al., 2014). The results of our study therefore align with evidence in the literature and suggest that improving the quality of user experience — by addressing their needs in terms of cleanliness, accessibility, safety, and maintenance — could enhance positive perceptions of green spaces, potentially triggering a virtuous cycle that improves both user experience and the associated health benefits.

The significant effect of income level indicates that individuals with a monthly income above €4,000 are less likely to agree with the opinion compared to those with an income below €2,000. This result suggests that higher-income individuals tend to assign lower importance to public green areas as factors enhancing quality of life. This may reflect a reduced dependence on such spaces due to greater access to private alternatives, as well as a different symbolic relationship with public urban space (Wolch et al., 2014; Boone et al., 2009). Previous studies conducted in North America have shown that lower-income groups attribute greater functional and symbolic value to green spaces, partly due to the lack of alternatives and partly because these spaces are more relevant in their daily lives (Rigolon, 2016; Jennings et al., 2012).

The nominal effect of factor PA3, represented by variables related to biodiversity, indicates that respondents with higher values on this factor are more likely to select higher response categories at lower levels of the latent variable, i.e., at a lower threshold value. In effect, this suggests that a high attention to biodiversity is associated with a more positive perception of the role of green areas, even among the less convinced responses. Similarly, though to a lesser extent, the same pattern is observed for factor PA2, which is linked to variables investigating the willingness to receive more information about initiatives, wildlife, and plant species in green areas. This result suggests that providing informational content and environmental awareness activities may be an important tool to support policies aimed at increasing the perceived value of urban green areas. Dispersion effects, on the other hand, indicate that lower residual variance is associated with PA2 and education level, meaning that as their values increase, responses regarding the opinion become more consistent with each other. In other words, individuals with a higher education level tend to express more structured and homogeneous opinions, likely reflecting greater awareness and knowledge; the same tendency is observed in respondents who show interest in being more informed about urban green areas and the biodiversity they host.

5. Conclusions

The study highlighted that aspects related to the cleanliness, maintenance, and accessibility of green areas, as well as socioeconomic characteristics, are fundamental in determining the perceived quality of life and the use of urban green spaces. Furthermore, raising awareness of environmental issues and actively involving people could contribute to a higher perceived quality of life, while promoting a more conscious use of the benefits derived from ecosystem services provided by these areas. These characteristics can help identify priorities for action, making this participatory and multidisciplinary approach a useful tool to support more targeted and inclusive urban planning strategies (Dell'Ovo et al., 2026; Bottero et al., 2023).

Engaging and raising awareness among people about initiatives and issues related to urban biodiversity can help mitigate what is referred to as the “extinction of experience in nature” (Soga

& Gaston, 2016). This can be crucial for understanding socio-ecological dynamics, where educational resources, especially when combined with participatory approaches (Bottero et al., 2023), can encourage the use and conservation of green spaces, while also promoting a sustainable urban lifestyle (Oliveira et al., 2025). Collecting and integrating ecological data in future research could monitor the functionality, and therefore the resilience, of urban ecosystems. Analyzing the species present and their interactions with users could provide valuable guidance for improving urban green areas, contributing to the promotion and conservation of biodiversity and ensuring citizens' well-being.

Identifying the factors that influence a more positive experience in green spaces could provide guidance on how to foster a more favourable perception of the quality of life associated with the presence of urban green areas, enhancing their use and access to the resulting health benefits. Prioritizing these factors will allow for concrete support to decision-makers and urban planning experts in terms of improving and restoring existing green spaces, as well as creating new ones. However, this study provides a national overview of the needs and perceptions of urban green space users. For practical and effective applications, it is crucial to adapt the findings to local contexts, to account for the specific characteristics of each city and thus develop solutions tailored to the needs of each setting.

Acknowledgements

Project funded under the National Recovery and Resilience Plan (NRRP), Mission 4 Component 2 Investment 1.4 - Call for tender No. 3138 of 16 December 2021, rectified by Decree n.3175 of 18 December 2021 of Italian Ministry of University and Research funded by the European Union – NextGenerationEU. Project code CN_00000033, Concession Decree No. 1034 of 17 June 2022 adopted by the Italian Ministry of University and Research, CUP, H43C22000530001 Project title “National Biodiversity Future Center - NBFC”.

Authors' contribution

Conceptualization: I.R., S.N., S.B, E.C.; Methodology: I.R, S.N., S.B, D.C, E.C.; Data collection: I.R., S.N., S.B, F.C, M.D.O, S.R, A.D.T, D.C, E.C.; Data analysis: I.R.; Writing – Original draft: I.R.; Review and editing: I.R., S.N., S.B, F.C, M.D.O, S.R, A.D.T, D.C, E.C.; Supervision: D.C, E.C.

Bibliography

- Adinolfi C., Suárez-Cáceres G.P. & Carinanos P. (2014). Relation between visitors' behaviour and characteristics of green spaces in the city of Granada, south-eastern Spain. *Urban Forestry & Urban Greening*, 13(3), 534-542. <https://doi.org/10.1016/j.ufug.2014.03.007>
- Agresti A. (2002) *Categorical Data Analysis*. 2nd Edition, John Wiley & Sons, Inc., New York, 320-332. <http://dx.doi.org/10.1002/0471249688>
- Anguelovski I., Connolly J.J., Cole H., Garcia-Lamarca M., Triguero-Mas M., Baró F., ... & Minaya J.M. (2022). Green gentrification in European and North American cities. *Nature communications*, 13(1), 3816. <https://doi.org/10.1038/s41467-022-31572-1>
- Batterton K.A. & Hale K.N. (2017). The Likert scale what it is and how to use it. *Phalanx*, 50(2), 32-39. <http://www.jstor.org/stable/26296382>
- Boone C.G., Buckley G.L., Grove J.M. & Sister C. (2009). Parks and people: An environmental justice inquiry in Baltimore, Maryland. *Annals of the Association of American Geographers*, 99(4), 767-787. <https://doi.org/10.1080/00045600903102949>
- Bottero M., Bravi M., Caprioli C. & Dell'Anna F. (2023). Combining Revealed and Stated Preferences to design a new urban park in a metropolitan area of North-Western Italy. *Ecological Modelling*, 483, 110436. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2023.110436>
- Camillo F. & D'Attoma I. (2013). Measuring and testing the interview mode effect in mixed mode surveys. *Statistica*, 73(4), 407-421. <https://doi.org/10.6092/issn.1973-2201/4501>

- Chamberlain D., Reynolds C., Amar A., Henry D., Caprio E. & Batáry P. (2020). Wealth, water and wildlife: Landscape aridity intensifies the urban luxury effect. *Global Ecology and Biogeography*, 29(9), 1595-1605. <https://doi.org/10.1111/geb.13122>
- Christensen R.H.B. (2019). ordinal—regression models for ordinal data. *R package version*, 10(2019), 54.
- Costello A.B. and Osborne J. (2005) "Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis," *Practical Assessment, Research, and Evaluation*: Vol. 10, Article 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cronbach L.J. (1990). *Essentials of psychological testing* (5th ed.). New York: Harper & Row.
- De Vitiis C., Guandalini A., Inglese F. & Terribili M. (2018, June). Assessing and adjusting bias deriving from mode effect in mixed mode social surveys. In *European Conference on Quality in Official Statistics (Q2018)*, Kraków, Poland (pp. 26-29).
- Dearborn D.C. & Kark S. (2010). Motivations for conserving urban biodiversity. *Conservation biology*, 24(2), 432-440. <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2009.01328.x>
- Dell'Ovo M., Ronchi S., Regaiolo I., De Toni A., Alba R., Caprio E., ... & Chamberlain D.E. (2026). Planning for Environmental Justice. A Multi-methodological Approach. In *International Conference on Computational Science and Its Applications* (pp. 53-66). Cham: Springer Nature Switzerland. https://doi.org/10.1007/978-3-031-97589-9_5
- Espey J., Keith M., Parnell S., Schwanen T. & Seto K.C. (2024). Designing policy for Earth's urban future. *Science*, 383(6681), 364-367. <https://doi.org/10.1126/science.adi6636>
- Eyster H.N., Rodríguez González M.I. & Gould R.K. (2024). Green gentrification & the luxury effect: uniting isolated ideas towards just cities for people & nature. *Ecosystems and People*, 20(1), 2399621. <https://doi.org/10.1080/26395916.2024.2399621>
- Floyd F.J. & Widaman K.F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological assessment*, 7(3), 286-299. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1040-3590.7.3.286>
- Fuller R.A., Irvine K.N., Devine-Wright P., Warren P.H. & Gaston K.J. (2007). Psychological benefits of greenspace increase with biodiversity. *Biology letters*, 3(4), 390-394. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2007.0149>
- Gambarota F. & Altoè G. (2024). Ordinal regression models made easy: A tutorial on parameter interpretation, data simulation and power analysis. *International Journal of Psychology*, 59(6), 1263-1292. <https://doi.org/10.1002/ijop.13243>
- Grimm N.B., Faeth S.H., Golubiewski N.E., Redman C.L., Wu J., Bai X. & Briggs J.M. (2008). Global change and the ecology of cities. *science*, 319(5864), 756-760. <https://doi.org/10.1126/science.1150195>
- Gould K. & Lewis T. (2016). *Green gentrification: Urban sustainability and the struggle for environmental justice*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315687322>
- Hope D., Gries C., Zhu W., Fagan W.F., Redman C.L., Grimm N.B., ... & Kinzig A. (2003). Socioeconomics drive urban plant diversity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 100(15), 8788-8792. <https://doi.org/10.1073/pnas.1537557100>
- Horn J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Howard M.C. (2016). A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: What we are doing and how can we improve?. *International journal of human-computer interaction*, 32(1), 51-62. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>
- Jennings V., Johnson Gaither C. & Gragg R. S. (2012). Promoting environmental justice through urban green space access: A synopsis. *Environmental Justice*, 5(1), 1-7. <https://doi.org/10.1089/env.2011.0007>
- Kaiser H.F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Kuras E.R., Warren P.S., Zinda J.A., Aronson M.F., Cilliers S., Goddard M.A., ... & Winkler R. (2020). Urban socioeconomic inequality and biodiversity often converge, but not always: A global meta-analysis. *Landscape and Urban Planning*, 198, 103799. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2020.103799>

- Leong M., Dunn R.R. & Trautwein M.D. (2018). Biodiversity and socioeconomics in the city: a review of the luxury effect. *Biology letters*, 14(5), 20180082. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2018.0082>
- Likert R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22 140, 55.
- Liu J., Dietz T., Carpenter S.R., Alberti M., Folke C., Moran E., ... & Taylor W.W. (2007). Complexity of coupled human and natural systems. *science*, 317(5844), 1513-1516. <https://doi.org/10.1126/science.1144004>
- Madureira H., Nunes F., Oliveira J.V. & Madureira T. (2018). Preferences for urban green space characteristics: A comparative study in three Portuguese cities. *Environments*, 5(2), 23. <https://doi.org/10.3390/environments5020023>
- Magle S.B., Fidino M., Sander H.A., Rohnke A.T., Larson K.L., Gallo T., ... & Schell C.J. (2021). Wealth and urbanization shape medium and large terrestrial mammal communities. *Global Change Biology*, 27(21), 5446-5459. <https://doi.org/10.1111/gcb.15800>
- Oliveira A.P., Bajanca A. & Paramés A. (2025). Unveiling urban biodiversity: An interdisciplinary hands-on project that catalyzes awareness. *Environmental and Sustainability Indicators*, 25, 100561. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2024.100561>
- Regaiolo I., Amar A., Batáry P., Reynolds C., Henry D.A.W., Caprio E., Chamberlain D., (2025). Wealth and wildlife in cities: How economic and demographic drivers influence global urban environmental injustice. *People and Nature*. <https://doi.org/10.1002/pan3.70178>
- Revelle W. & Revelle M.W. (2015). Package 'psych'. *The comprehensive R archive network*, 337(338), 161-165.
- Roslund M.I., Puhakka R., Grönroos M., Nurminen N., Oikarinen S., Gazali A.M., ... & ADELE Research Group. (2020). Biodiversity intervention enhances immune regulation and health-associated commensal microbiota among daycare children. *Science advances*, 6(42), eaba2578. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aba2578>
- Rigolon A. (2016). A complex landscape of inequity in access to urban parks: A literature review. *Landscape and Urban Planning*, 153, 160-169. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2016.05.017>
- Rigolon A., Browning M. & Jennings V. (2018). Inequities in the quality of urban park systems: An environmental justice investigation of cities in the United States. *Landscape and urban planning*, 178, 156-169. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2018.05.026>
- Schell C.J., Dyson K., Fuentes T.L., Des Roches S., Harris N.C., Miller D.S., ... & Lambert M.R. (2020). The ecological and evolutionary consequences of systemic racism in urban environments. *Science*, 369(6510), eaay4497. <https://doi.org/10.1126/science.aay4497>
- Shrestha N. (2021). Factor analysis as a tool for survey analysis. *American journal of Applied Mathematics and statistics*, 9(1), 4-11. <https://doi.org/10.12691/ajams-9-1-2>
- Soga M. & Gaston K.J. (2016). Extinction of experience: the loss of human-nature interactions. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 14(2), 94-101. <https://doi.org/10.1002/fee.1225>
- Tutz G. & Berger M. (2022). Sparser Ordinal Regression Models Based on Parametric and Additive Location-Shift Approaches. *International Statistical Review*, 90(2), 306-327. <https://doi.org/10.1111/insr.12484>
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs (2018a). *The Sustainable Development Goals Report 2018*.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2018b). *The World's Cities in 2018—Data Booklet* (ST/ESA/ SER.A/417).
- White P.C., Jennings N.V., Renwick A.R. & Barker N.H. (2005). Questionnaires in ecology: a review of past use and recommendations for best practice. *Journal of applied ecology*, 42(3), 421-430. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2664.2005.01032.x>
- Wolch J.R., Byrne J. & Newell J.P. (2014). Urban green space, public health, and environmental justice: The challenge of making cities 'just green enough'. *Landscape and Urban Planning*, 125, 234-244. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2014.01.017>
- Wood E.M.S. Esaian C. Benitez P.J. Ethington T. Longcore, and L.Y. Pomara (2023). Historical racial redlining and contemporary patterns of income inequality negatively affect birds, their habitat, and people in Los Angeles, California. *Ornithological Applications* 126:duad044. <https://doi.org/>

10.1093/ornithapp/duad044

Yilmaz T. & Olgun R. (2016). Investigation of the differences between factors affecting vandalism in urban green areas. *Indoor and built environment*, 25(4), 618-625. <https://doi.org/10.1177/1420326X15573275>

Appendix

Table A1. Descriptive statistics of independent variables (n = 2,222). Absolute frequency and percentages are reported

Variable	Absolute frequency	Frequency %
Absence of vandalism		
• Not at all important	34	1.53
• Slightly important	26	1.17
• Somewhat less important	36	1.62
• Neutral	79	3.56
• Fairly important	197	8.87
• Important	315	14.18
• Very important	1,535	69.08
Cleanliness (absence of garbage)		
• Not at all important	10	0.45
• Slightly important	12	0.54
• Somewhat less important	33	1.49
• Neutral	75	3.38
• Fairly important	192	8.64
• Important	340	15.30
• Very important	1,560	70.21
Easy accessibility		
• Not at all important	6	0.27
• Slightly important	11	0.50
• Somewhat less important	37	1.67
• Neutral	111	5.00
• Fairly important	315	14.18
• Important	515	23.18
• Very important	1,227	55.22
Safety		
• Not at all important	13	0.59
• Slightly important	18	0.81
• Somewhat less important	26	1.17
• Neutral	88	3.96
• Fairly important	188	8.46
• Important	355	15.98
• Very important	1,534	69.04

Appendix

Follow Tabella A1. Table A1. Descriptive statistics of independent variables (n = 2,222). Absolute frequency and percentages are reported

Variable	Absolute frequency	Frequency %
Differentiated spaces		
• Not at all important	29	1.31
• Slightly important	43	1.94
• Somewhat less important	98	4.41
• Neutral	237	10.67
• Fairly important	492	22.14
• Important	530	23.85
• Very important	793	35.69
Management		
• Not at all important	12	0.54
• Slightly important	13	0.59
• Somewhat less important	30	1.35
• Neutral	79	3.56
• Fairly important	233	10.49
• Important	434	19.53
• Very important	1,421	63.95
Presence of wildlife		
• Not at all important	155	6.98
• Slightly important	129	5.81
• Somewhat less important	219	9.86
• Neutral	369	16.61
• Fairly important	514	23.13
• Important	369	16.61
• Very important	467	21.02
Presence of flowerbeds		
• Not at all important	17	0.77
• Slightly important	84	3.78
• Neutral	325	14.63
• Fairly important	963	43.34
• Very important	833	37.49

Appendix

Follow Tabella A1. Table A1. Descriptive statistics of independent variables (n = 2,222). Absolute frequency and percentages are reported

Variable	Absolute frequency	Frequency %
Differentiated spaces		
• Not at all important	29	1.31
• Slightly important	43	1.94
• Somewhat less important	98	4.41
• Neutral	237	10.67
• Fairly important	492	22.14
• Important	530	23.85
• Very important	793	35.69
Management		
• Not at all important	12	0.54
• Slightly important	13	0.59
• Somewhat less important	30	1.35
• Neutral	79	3.56
• Fairly important	233	10.49
• Important	434	19.53
• Very important	1,421	63.95
Presence of wildlife		
• Not at all important	155	6.98
• Slightly important	129	5.81
• Somewhat less important	219	9.86
• Neutral	369	16.61
• Fairly important	514	23.13
• Important	369	16.61
• Very important	467	21.02
Presence of flowerbeds		
• Not at all important	17	0.77
• Slightly important	84	3.78
• Neutral	325	14.63
• Fairly important	963	43.34
• Very important	833	37.49
Presence of wildflowers		
• Not at all important	28	1.26
• Slightly important	83	3.74
• Neutral	314	14.13
• Fairly important	928	41.76
• Very important	869	39.11

Appendix

Follow Tabella A1. Table A1. Descriptive statistics of independent variables (n = 2,222). Absolute frequency and percentages are reported

Variable	Absolute frequency	Frequency %
Differentiated spaces		
• Not at all important	29	1.31
• Slightly important	43	1.94
• Somewhat less important	98	4.41
• Neutral	237	10.67
• Fairly important	492	22.14
• Important	530	23.85
• Very important	793	35.69
Management		
• Not at all important	12	0.54
• Slightly important	13	0.59
• Somewhat less important	30	1.35
• Neutral	79	3.56
• Fairly important	233	10.49
• Important	434	19.53
• Very important	1,421	63.95
Being involved with management		
• Not at all important	129	5.81
• Slightly important	303	13.64
• Neutral	470	21.15
• Fairly important	917	41.27
• Very important	403	18.14

Appendix

Table A2. Factor loadings obtained from the exploratory factor analysis. The table also reports the sum of squared loadings (SS loadings), the proportion of variance explained by each factor, and the cumulative variance explained by all factors

	PA1	PA3	PA2	PA4
No vandalism	0.812	0.128		
Cleanliness	0.872	0.184		
Accessibility	0.716	0.226		0.112
Safety	0.860	0.166		
Differentiated spaces	0.564	0.124	0.137	0.285
Management	0.845	0.217		
Flowerbeds	0.259	0.559	0.141	
Wildflowers	0.200	0.670	0.213	0.182
Trees	0.495	0.687	0.134	-0.210
Water	0.143	0.564	0.233	0.214
Shrubs		0.582	0.279	0.275
Info on wildlife		0.342	0.668	0.247
Info on initiatives	0.202	0.346	0.744	
Involved with management	-0.106	0.135	0.698	0.209
Wildlife	0.154	0.191	0.231	0.543
Engagement role	0.326	0.489	0.396	
SS loadings	4.263	2.612	1.941	0.700
Variance proportion	0.266	0.163	0.121	0.044
Cumulative variance	0.266	0.430	0.551	0.595

Appendix

Table A3. Estimates of the dispersion effects (standard errors, z -, and p -values) and threshold values of the nominal effects (standard errors and z -values) from the cumulative link model, corresponding to the output described in Table 1. Values are expressed in log-odds. Variable categories used in the model are as follows: Education: 1 = No qualification/Primary school/Lower secondary school, 2 = Upper secondary school, 3 = University degree (Bachelor's, Master's, or single-cycle), 4 = Postgraduate (e.g., PhD, Master, specialization courses); Income: 1 = Less than €2,000/month, 2 = €2,000–€4,000/month, 3 = More than €4,000/month; Age group categories, 18–30, 31–45, 46–60, 61–70 years.

Dispersion effects	<i>log-odds</i>	SE	<i>z</i>	<i>p</i>
PA2	-0.106	0.045	-2.330	0.020
Education2	-0.489	0.133	-3.679	0.000
Education3	-0.588	0.133	-4.405	< 0.001
Education4	-0.793	0.182	-4.350	< 0.001
GenderMale	0.125	0.073	1.704	0.088
Nominal effects	<i>log-odds</i>	SE	<i>z</i>	
1 2. (Intercept)	-5.224	0.700	-7.458	
2 3. (Intercept)	-3.309	0.395	-8.369	
3 4. (Intercept)	-2.886	0.349	-8.265	
4 5. (Intercept)	-0.529	0.200	-2.644	
1 2. PA2	0.146	0.521	0.280	
2 3. PA2	0.134	0.174	0.767	
3 4. PA2	-0.099	0.131	-0.759	
4 5. PA2	-0.264	0.051	-5.157	
1 2. PA3	0.137	0.568	0.242	
2 3. PA3	-0.425	0.122	-3.472	
3 4. PA3	-0.651	0.110	-5.901	



www.build.it

dei
TIPOGRAFIA DEL GENIO CIVILE

Valutazione delle dimensioni socio-ecologiche per la pianificazione del verde urbano in Italia: verso un approccio multidisciplinare e partecipativo

Irene Regaiolo^{1,2,*}, Silvia Novelli³, Simone Blanc³, Francesca Cochis^{1,2}, Marta Dell'Ovo^{2,4}, Silvia Ronchi^{2,4}, Andrea De Toni^{2,4}, Dan Chamberlain^{1,2}, Enrico Caprio^{1,2}

¹ Dipartimento di Scienze della Vita e Biologia dei Sistemi, Università di Torino, Via Accademia Albertina 13, 10123 Torino, Italia; irene.regaiolo@unito.it; francesca.cochis@unito.it; danielward.chamberlain@unito.it; enrico.caprio@unito.it

² National Biodiversity Future Center (NBFC), Piazza Marina 61, 90133 Palermo, Italia

³ Dipartimento di Scienze Agrarie, Forestali e Alimentari, Università di Torino (DASU), Largo Braccini 2, 10095 Grugliasco, Torino, Italia; silvia.novelli@unito.it; simone.blanc@unito.it

⁴ Dipartimento di Architettura e Studi Urbani (DASU), Politecnico di Milano, Via Bonardi 3, 20133 Milano, Italia; marta.dellovo@polimi.it; silvia.ronchi@polimi.it; andrea.detoni@polimi.it

* autore corrispondente

Parole chiave

questionario,
regressione ordinale,
pianificazione urbana,
sviluppo sostenibile,
biodiversità,
socioeconomico

Abstract

L'urbanizzazione globale impatta profondamente sulle società umane e sugli ecosistemi, rendendo urgente una pianificazione urbana equa e sostenibile per garantire giustizia sociale e ambientale. Approcci integrati e multidisciplinari sono fondamentali per valutare congiuntamente aspetti sociali, economici ed ecologici nelle aree urbane. Questa ricerca analizza la percezione delle caratteristiche, della biodiversità e dei servizi ecosistemici delle aree verdi urbane da parte di un campione di cittadini italiani. Il questionario impiegato nello studio comprende cinque sezioni: 1) uso e frequenza di visita, 2) caratteristiche di valore, 3) percezione di biodiversità e servizi ecosistemici, 4) coinvolgimento e informazione, 5) profilo dell'utente. La raccolta dei dati ha coinvolto 2.222 rispondenti, adottando un approccio misto (CATI/CAWI). L'indagine, condotta in diverse città italiane, ha permesso di valutare come le opinioni sulle aree verdi urbane influenzino la qualità della vita, a seconda di fattori connessi alle aree stesse e tenendo conto delle caratteristiche socioeconomiche dei rispondenti. Il dataset è stato semplificato con un'analisi fattoriale esplorativa e i fattori identificati sono stati analizzati con un modello *cumulative link*. I risultati mostrano che chi attribuisce importanza alla manutenzione dell'area ha una maggiore probabilità di esprimere un'opinione positiva, mentre l'appartenenza alla classe di reddito più elevata è associata a una probabilità inferiore di opinioni positive. Lo studio fornisce indicazioni sulle opinioni, le attitudini, le preferenze e i bisogni delle persone a supporto della pianificazione e della gestione delle aree verdi sottolineando la necessità di future integrazioni con dati ecologici a livello di singole città.

1. Introduzione

L'urbanizzazione è un fenomeno globale che altera profondamente l'uso del suolo, i servizi ecosistemici e la biodiversità (Grimm et al., 2008; Espey et al., 2024). Attualmente più del 55% della popolazione mondiale vive in aree urbane, e si stima che questa percentuale raggiungerà il 68% entro il 2050 (United Nations, 2018b). Diventa quindi sempre più urgente una pianificazione urbana mirata, inclusiva e attenta alle esigenze socio-ecologiche, al fine di garantire giustizia sociale e ambientale per tutti gli abitanti della città. Una gestione sostenibile degli spazi verdi urbani rappresenta un contributo concreto al raggiungimento dell'Obiettivo 11 dell'Agenda 2030 delle Nazioni Unite ("Città e comunità sostenibili"), che promuove città più inclusive, sicure, resilienti e sostenibili (United Nations, 2018a).

La biodiversità e le risorse naturali in città non sono distribuite equamente. Spesso la loro presenza è maggiore nei quartieri più abbienti, confermando il cosiddetto "effetto lusso" (*Luxury Effect*, Hope et al., 2003), secondo cui le aree con redditi più elevati ospitano una biodiversità urbana più ricca. Questo fenomeno comporta una disuguaglianza nell'accesso ai benefici derivanti dalla biodiversità urbana, quali ad esempio gli effetti di raffrescamento, la prevenzione di inondazioni e l'impollinazione (Dearborn & Kark, 2009), oltre alla promozione del benessere fisico e psicologico (Fuller et al., 2007; Wolch et al., 2014; Roslund et al., 2020). Tale disparità genera ingiustizia sociale e ambientale, definita come la distribuzione non equa dei benefici — e dei costi — associati ai servizi ecosistemici. Diversi studi hanno indagato i potenziali *driver* di questa relazione (Leong et al., 2018; Chamberlain et al., 2020; Kuras et al., 2020) e le conseguenti dinamiche ad essa associate (Regaiolo et al., 2025), dimostrando complesse interazioni socio-ecologiche (Wood et al., 2023; Magle et al., 2021; Schell et al., 2020). In risposta a queste criticità, numerosi ricercatori sottolineano la necessità di integrare approcci e metodologie, quantitativi e qualitativi (Dell'Ovo et al., 2026), provenienti da discipline diverse, quali ecologia e pianificazione urbana, per affrontare in modo sistemico le complesse sfide delle città di oggi e del futuro, con un approccio che contempli sia la sfera sociale sia quella ambientale (Eyster et al., 2024; Regaiolo et al., 2025). Tuttavia, interventi apparentemente correttivi, come la realizzazione di nuovi spazi verdi in quartieri marginali, possono generare effetti collaterali inattesi, tra cui la gentrificazione verde (Gould e Lewis, 2016; Anguelovski et al., 2022): un processo in cui l'aumento del valore ambientale ed immobiliare di un quartiere determina l'espulsione dei residenti originari a causa dell'aumento del costo della vita.

Questi processi mettono in luce l'importanza di un approccio attento ai principi della giustizia ambientale, rendendolo un nostro dovere civico e di conservazione della biodiversità (Schell et al., 2020), e che consideri non solo la quantità ma anche la qualità, l'accessibilità e la fruibilità degli spazi verdi urbani (Rigolon et al., 2018). Approcci integrati e multidisciplinari, basati sul concetto di "sistema socio-ecologico"¹ (Schell et al., 2020), permettono di considerare l'interdipendenza tra fattori ambientali e sociali nella progettazione urbana (Dell'Ovo et al., 2026), dove strumenti come i questionari, sviluppati secondo metodologie consolidate nelle scienze ecologiche e sociali (White et al., 2005), consentono di raccogliere dati qualitativi e quantitativi sulle opinioni, le attitudini, le preferenze e i bisogni delle persone. L'impiego di approcci inclusivi e partecipativi nel processo decisionale è inoltre considerato un modo sostenibile ed efficace per supportare una concreta trasformazione delle nostre città e la pianificazione degli interventi. Raccogliendo e considerando le differenti opinioni delle persone in qualità di *stakeholders* coinvolti, si può arrivare alla co-progettazione della città del futuro (Bottero et al., 2023). L'integrazione di approcci guidati dai dati e di processi partecipativi rappresenta quindi un'opportunità concreta ed uno strumento potente per pianificare spazi verdi che siano ecologicamente funzionali e rilevanti socialmente, riducendo le disuguaglianze ambientali e rafforzando la resilienza delle comunità urbane.

¹ Secondo l'ecologia urbana, con sistema socio-ecologico si definiscono le città intese come complessi sistemi adattabili, o sistemi integrati uomo-natura, in cui le persone entrano in contatto con elementi naturali e nei quali i processi sociali influenzano le proprietà ecologiche e reciprocamente impattano le società umane (Liu et al., 2007; Schell et al., 2020).

Il presente studio propone un approccio multidisciplinare volto a comprendere in che modo le opinioni sulle aree verdi urbane influenzino la qualità della vita. In particolare, l'obiettivo è identificare i fattori che determinano la qualità dell'esperienza nelle aree verdi in Italia, individuando quali caratteristiche, legate alla manutenzione delle aree, alla biodiversità e alla fruibilità, siano considerate di valore dagli utenti, a seconda di età, genere e contesto sociale. L'approccio proposto permette di comprendere come varino queste opinioni e può offrire indicazioni utili su ciò che le persone si aspettano e desiderano da questi spazi pubblici. Questo, a sua volta, può favorire il lavoro di ricercatori e *decision-makers* (Bottero et al., 2023), i quali possono comprendere e quindi integrare con un processo partecipativo le esigenze di cittadini e fruitori degli spazi verdi.

2. Metodologia

La metodologia adottata si articola in quattro fasi principali che includono la raccolta, l'elaborazione, l'analisi dei dati e l'interpretazione pratica dei risultati. Ciascuna fase è stata progettata per garantire robustezza analitica, riproducibilità del processo e potenziale trasferibilità dell'approccio in altri contesti urbani (Figura 1).

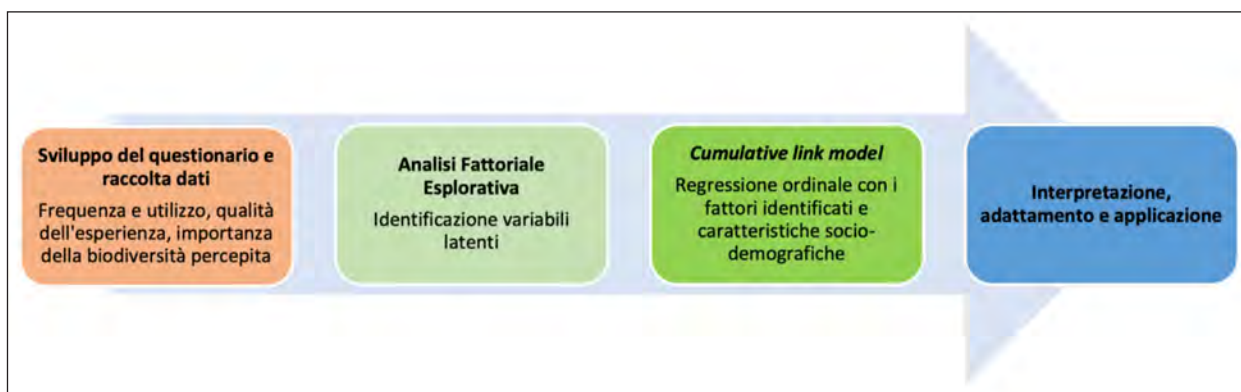


Figura 1. Schema della metodologia adottata.

2.1 Raccolta dati

Per questo studio è stato sviluppato un questionario strutturato finalizzato ad indagare:

- l'utilizzo e la frequenza di utilizzo delle aree verdi urbane,
- il grado di importanza attribuito alle diverse caratteristiche delle aree verdi, con particolare attenzione ad aspetti legati alla manutenzione, alla biodiversità e alla percezione della qualità dell'esperienza.

Il questionario si basa su metodologie consolidate nel campo dell'ecologia urbana e delle scienze sociali applicate alla pianificazione ambientale (White et al., 2005) e ha incluso variabili socio-demografiche (età, genere, istruzione, reddito) per consentire analisi disaggregate e comparative, in quanto differenze nello stato socioeconomico delle persone possono influenzare le loro attitudini e opinioni rispetto agli spazi verdi urbani (Adinolfi et al., 2014).

La somministrazione del questionario è avvenuta in sei città italiane (Torino, Milano, Firenze, Campobasso, Roma, Napoli) ed è stata affidata ad un'azienda specializzata in ricerche di mercato, sociali e di opinioni, che ha adottato un approccio misto, impiegando interviste telefoniche (modalità CATI) e via web (CAWI). Questa scelta, adottata da enti nazionali come ISTAT (De Vitiis et al., 2018) e ampiamente documentata in letteratura (Camillo e D'Attoma, 2013), permette di ridurre il tasso di non risposta e di ottimizzare il numero di persone raggiunte. Sfruttando diverse modalità di somministrazione è infatti possibile favorire la partecipazione ai sondaggi, contenendo i costi e la durata delle indagini, garantendo al contempo il raggiungimento di un campione ampio, bilan-

ciato e rappresentativo della popolazione di riferimento. Il questionario è stato inizialmente testato su un sottocampione, per poter identificare e correggere eventuali errori di formulazione delle domande, e successivamente somministrato a tutti i partecipanti. È caratterizzato da domande a risposta multipla, aggregate su scale Likert da 5 e da 7 punti (Likert, 1932), ed è costituito da cinque sezioni:

1. utilizzo e frequenza di utilizzo degli spazi verdi urbani;
2. qualità dell'*habitat* e caratteristiche delle aree verdi;
3. opinioni sulla biodiversità e sui servizi ecosistemici;
4. coinvolgimento e educazione del pubblico;
5. profilo dell'utente e informazioni personali.

Tra le domande chiave è stato chiesto ai partecipanti: *"Quanto pensi che l'esistenza delle aree verdi migliori la qualità della tua vita?"*, con risposte articolate su cinque livelli di concordanza: per niente, poco, indifferente, abbastanza, molto. Per esplorare le determinanti di questa opinione centrale, sono state incluse domande volte a misurare l'importanza attribuita a diverse caratteristiche delle aree verdi. Queste caratteristiche includevano elementi legati alla pulizia, manutenzione, sicurezza dell'area nonché aspetti ecologici come la presenza di biodiversità. Infine, le caratteristiche socio-demografiche degli intervistati (età, genere, livello di istruzione e di reddito) sono state incluse nelle analisi per valutare come i diversi contesti influenzino le opinioni sui benefici offerti dalle aree verdi.

2.2 Elaborazione dei dati

A partire dal questionario originale è stato selezionato un sottoinsieme di domande coerente con l'obiettivo specifico di questo studio. Le risposte a tali domande, escludendo le caratteristiche socio-demografiche, sono state sottoposte ad un'Analisi Fattoriale Esplorativa (EFA), una tecnica di statistica multivariata ampiamente utilizzata nelle scienze sociali e psicologiche per esplorare la struttura latente dei dati nonché per supportare la validazione di strumenti di indagine (Costello e Osborne, 2005; Batterton e Hale, 2017; Shrestha, 2021). L'EFA ha permesso di:

- la dimensionalità del dataset, semplificandone l'interpretazione;
- identificare variabili latenti sottostanti ai *pattern* di risposta;
- aggregare *item* simili in fattori coerenti e interpretabili.

I fattori così generati sono stati successivamente utilizzati, assieme alle caratteristiche socio-demografiche degli utenti, come variabili predittive nella fase di modellizzazione statistica (sezione 2.3). Per questa analisi è stato utilizzato il pacchetto R *psych* (Revelle e Revelle, 2015). L'analisi permette di identificare i costrutti latenti non misurabili, ovvero i fattori che sottendono le domande del questionario e che possono riflettere le attitudini e opinioni degli intervistati. Per estrarre questi fattori, la varianza condivisa dalle variabili originali viene separata da quella spiegata unicamente da ogni singola variabile, restituendo quindi stime di varianza più accurate (Costello e Osborne, 2005; Batterton e Hale, 2017). Per valutare il livello di coerenza interna degli *item* del questionario, l'attendibilità delle variabili che compongono i diversi fattori è stata testata con il coefficiente alpha di Cronbach, considerata accettabile quando assume valori superiori a 0,70 (Cronbach, 1990).

Per capire se i dati erano adatti ad un'analisi fattoriale sono stati impiegati due test:

- il Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), per il quale un campione si considera adeguato quando il valore si trova tra 0,8 e 1;
- il test della sfericità di Bartlett, per il quale un valore significativo indica che un'analisi di questo tipo è appropriata (Shrestha, 2021).

Per identificare il numero di fattori da estrarre, è stata impiegata l'analisi parallela (Horn, 1965), il criterio di Kaiser (Kaiser, 1960) e valutato lo *scree plot* prodotto, interpretando gli *eigenvalues* dei fattori, ovvero il rapporto tra la varianza comune e la varianza singola rappresentata da uno specifico fattore (Shrestha, 2021). Per queste simulazioni è stata calcolata la correlazione policorica tra le variabili indipendenti, metodo preferibile a quello di Pearson (sviluppato per variabili continue) (Batterton e Hale 2017), perché consente di stimare il grado di associazione tra le variabili latenti continue e le risposte osservate su scala ordinale. Questa analisi produce dei valori chiamati *loadings* dei fattori, i quali rappresentano il peso di regressione che serve a prevedere le variabili misurate a partire dalle variabili latenti (Floyd e Widaman, 1995). Il metodo di estrazione adottato è la fattorizzazione su asse principale con rotazione ortogonale "varimax" dei *loadings* per ottenere fattori non correlati, scelta preferibile per ridurre il rischio di multicollinearità nella successiva regressione ordinale. Per comprendere il significato dei fattori restituiti, l'interpretazione dei *loadings* è stata compiuta seguendo Howard (2016). Sono state considerate rappresentative dei fattori le variabili che rispettavano la regola del criterio ,40-.30-.20, ovvero con valori di *loadings* superiori a 0,40 sul fattore primario, inferiori a 0,30 sui fattori alternativi e con una differenza di 0,20 tra il primario e gli alternativi (Howard, 2016).

2.3 Costruzione del modello

Per capire come varia la probabilità di esprimere un'opinione positiva rispetto al fatto che l'esistenza delle aree verdi migliori la qualità della vita è stato adottato un modello di regressione ordinale, il modello *cumulative link* (CLM) (Agresti, 2002). Questo approccio è particolarmente adatto quando la variabile dipendente è di tipo ordinale e presenta categorie ordinate ma non equidistanti (Christensen, 2019). La variabile dipendente corrisponde al grado di concordanza con l'affermazione: "L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita" (scala a cinque livelli ordinali). Il modello ha incluso:

- i fattori derivati dall'analisi fattoriale;
- le variabili socioeconomiche del campione (i.e., età, genere, livello di istruzione e di reddito).

Il CLM assume una variabile latente continua alla base della variabile dipendente ordinale, e restituisce le probabilità cumulative di appartenere ad una categoria osservata della variabile dipendente. Si basa sul concetto di soglie cumulative, ovvero valori limite sulla variabile latente che separano le categorie ordinali della variabile dipendente. La probabilità che un individuo appartenga a una determinata categoria è stimata come la probabilità che la variabile latente rientri nell'intervallo delimitato da due soglie. Oltre a stimare queste soglie, il modello restituisce i coefficienti delle variabili indipendenti. In termini interpretativi, valori positivi di *log-odds* indicano un incremento della probabilità di appartenere a categorie più elevate della variabile dipendente, mentre valori negativi segnalano una riduzione di tale probabilità. L'assunzione del modello prevede che le variabili indipendenti abbiano un effetto lineare sui *log-odds* costante lungo tutte le transizioni tra le categorie (e.g., l'effetto di un predittore nel passaggio da "Poco" a "Indifferente" è lo stesso che nel passaggio da "Abbastanza" a "Molto"). Tuttavia, questa assunzione viene spesso violata nei dati reali, soprattutto in presenza di numerose covariate. Per ottenere un modello valido è quindi possibile rilassare l'assunzione di proporzionalità nel modello, specificando un effetto nominale per le variabili che violano la proporzionalità degli *odds* (cioè un effetto specifico per ciascuna soglia), oppure un effetto di dispersione, che consente di modellare eteroschedasticità (ossia la variazione dell'effetto predittivo in funzione delle diverse categorie della variabile dipendente) (Tutz e Berger, 2022; Gambarota e Altoè, 2024).

2.4 Interpretazione dei risultati

In questa fase, i risultati del modello sono stati analizzati alla luce dei differenziali socio-demografici del campione con l'obiettivo di:

- identificare quali caratteristiche ambientali e sociali aumentano la probabilità che le persone esprimano un'opinione positiva sul fatto che la presenza di aree verdi rappresenti un beneficio per la qualità della vita;
- individuare i gruppi sociali maggiormente esposti a condizioni di svantaggio e le specificità dei contesti urbani in cui vivono, al fine di orientare futuri interventi e politiche di pianificazione più inclusive e mirate.

Vengono infine discusse le potenzialità ed i limiti dell'approccio adottato, e vengono proposte linee di sviluppo per adattare il modello e l'approccio analitico ad altri contesti, nonché a progettualità partecipative orientate ai principi della giustizia ambientale.

3. Risultati

In totale sono stati somministrati 2.927 questionari, con un tasso di risposta pari al 76%, per un numero complessivo di 2.222 questionari validi. Le unità prive di risposta sono state escluse dal dataset finale. La Tabella 1 mostra le frequenze di risposta della variabile dipendente "L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita" e la caratterizzazione socio-demografica del campione analizzato (Tabella 1). I dettagli sulle frequenze di risposta relativi alle altre variabili considerate sono riportati nell'Appendice, Tabella A1.

Tabella 1. Statistiche descrittive della variabile dipendente e delle caratteristiche socio-demografiche del campione (n = 2222). Si riportano frequenza assoluta e percentuale

Variabile	Frequenza assoluta	Frequenza %
L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita		
• Per niente importante	3	0,14
• Poco importante	32	1,44
• Indifferente	45	2,03
• Abbastanza importante	705	31,37
• Molto importante	1.437	64,67
Genere		
• Femminile	1.100	49,50
• Maschile	1.122	50,50
Classe d'età		
• 18 – 30 anni	300	13,50
• 31 – 45 anni	672	30,24
• 46 – 60 anni	652	29,34
• 61 – 70 anni	354	15,93
• > 70 anni	244	10,98
Livello di istruzione		
• Nessun titolo	1	0,05
• Scuola primaria o Scuola secondaria di primo grado	160	7,20
• Scuola secondaria di secondo grado	939	46,44
• Laurea triennale	264	11,88
• Laurea magistrale	633	28,49
• Percorso post-laurea (es., dottorato di ricerca, master)	225	10,13
Livello di reddito		
• Meno di 1000€/mese	301	13,55
• Tra 1001 e 2.000€/mese	918	41,31
• Tra 2001 e 3.000€/mese	512	23,04
• Tra 3001 e 4.000€/mese	250	11,25
• Tra 4001 e 6.000€/mese	125	5,63
• Oltre 6.000€/mese	116	5,22

I test per misurare l'adeguatezza del campionamento e la sfericità di Bartlett hanno prodotto valori che confermano l'utilità dell'applicazione di un'analisi fattoriale (MSA totale = 0,9; test di Bartlett, $p < 0,01$). La Figura 2 mostra il diagramma dei fattori derivante da questa analisi, da cui è emerso un modello a 4 fattori che esprime in totale il 59,5% della varianza dei dati. I risultati indicano una buona accuratezza nella fattorizzazione (RMSA = 0,02; TLI = 0,963; RMSEA = 0,052 con intervalli di confidenza al 90% compresi tra 0,048 e 0,057). Per le variabili associate al fattore PA1 è stato ottenuto un valore di Cronbach $\alpha = 0,853$, per PA3 $\alpha = 0,754$ e per PA2 $\alpha = 0,728$. Nel CLM sono stati inclusi solamente i primi tre fattori derivanti dall'analisi fattoriale perché rappresentati da almeno quattro variabili ciascuno e aventi valori di *loadings* (vedere Appendice, Tabella A2) che rispettavano la regola di Howard (2016).

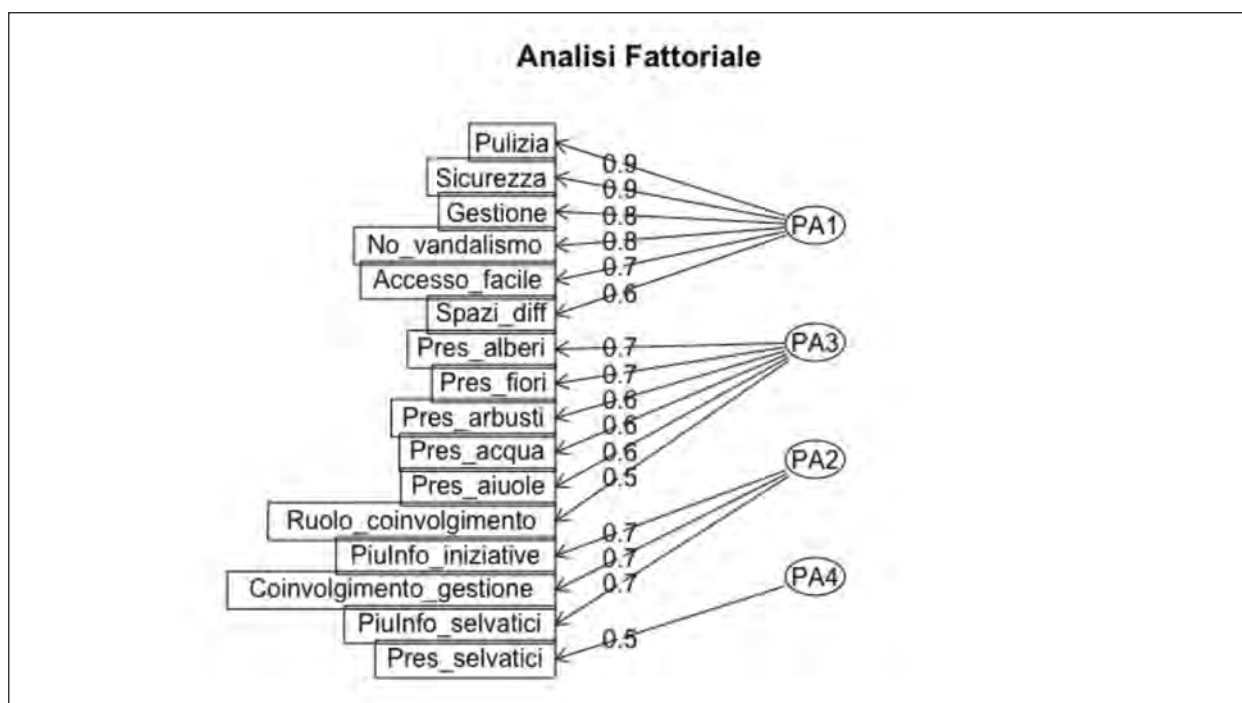


Figura 2. Diagramma dei fattori associati tramite analisi fattoriale. I numeri riportati rappresentano i valori di *loadings* delle variabili per fattore.

Per evitare problemi di convergenza del CLM, alcune categorie delle variabili socioeconomiche relative al livello di istruzione e di reddito sono state accorpate tra loro, e vengono definite in didascalia della Tabella 2. Nel fattore PA1 si sono associate le variabili relative all'importanza attribuita a caratteristiche e aspetti dell'area verde legati a pulizia, manutenzione, sicurezza e accessibilità. Nel fattore PA2 si sono associate le variabili relative all'interesse per l'accesso a informazioni su iniziative pubbliche, fauna e flora selvatica, e per il coinvolgimento nella gestione delle aree verdi. Nel fattore PA3, invece, si sono associate le variabili legate alla biodiversità che hanno permesso di valutare quanto gli intervistati considerino importante la presenza di alberi, fiori e acqua.

I risultati del CLM, riportati in Tabella 2, mostrano che il fattore PA1 ha un effetto significativo sull'affermazione secondo cui "L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita" (OR = 1,40, CI 95% tra 1,26 e 1,55, $p < 0,001$). Mantenendo costanti le altre variabili, un aumento di una unità di PA1 equivale ad un aumento della probabilità di accordo con tale affermazione, ovvero di appartenere ad una categoria più alta della variabile dipendente. Anche il livello di reddito ha mostrato un effetto significativo (OR = 0,78, CI 95% tra 0,64 e 0,97, $p = 0,02$), suggerendo in particolare che la categoria di persone con reddito più elevato (superiore a 4.000€) sembra avere meno probabilità di concordare con l'opinione rispetto alla categoria con il reddito più basso (inferiore a 2.000€).

Tabella 2. Output del modello *cumulative link*. Si riportano le stime degli effetti principali con errori standard, il valore *z* e *p*. I valori sono in *log-odds*. In grassetto e corsivo si riportano i valori statisticamente significativi. Di seguito si riportano le categorie delle variabili considerate: Istruzione, 1 = Nessun titolo/Scuole elementari/Scuola secondaria di primo grado, 2 = Scuola secondaria di secondo grado, 3 = Laurea (triennale, magistrale o ciclo unico), 4 = Post-laurea (es. dottorato, master, corsi di specializzazione); Reddito, 1 = meno di 2000 €/mese, 2 = tra 2000 e 4000 €/mese, 3 = più di 4000 €/mese; Categorie anno di nascita, 18-30, 31-45, 46-60, 61-70 anni.

Variabile	<i>log-odds</i>	SE	<i>z</i>	<i>p</i>
<i>PAI</i>	<i>0,336</i>	<i>0,052</i>	<i>6,475</i>	<i>< 0,001</i>
GenereMaschile	-0,016	0,073	-0,216	0,829
Istruzione2	-0,189	0,196	-0,963	0,336
Istruzione3	-0,043	0,205	-0,212	0,832
Istruzione4	0,203	0,241	0,840	0,401
Reddito2	0,064	0,072	0,896	0,370
<i>Reddito3</i>	<i>-0,243</i>	<i>0,107</i>	<i>-2,265</i>	<i>0,024</i>
cat_anno61-70	0,128	0,137	0,933	0,350
cat_anno46-60	-0,013	0,119	-0,114	0,910
cat_anno31-45	-0,054	0,120	-0,451	0,652
cat_anno18-30	-0,181	0,134	-1,347	0,178

Per incontrare le assunzioni e garantire una migliore bontà del modello, sono stati specificati effetti nominali e di dispersione (vedere Appendice, Tabella A3), in particolare PA3 e PA2 sono stati inseriti con effetto nominale (da notare che questo impedisce il calcolo del coefficiente dell'effetto principale, che fa riferimento ai valori soglia della variabile di risposta), mentre PA2, il genere e il livello di istruzione sono stati modellati con effetti di dispersione. I fattori PA3 e PA2 hanno un effetto nominale sulla variabile di risposta, indicando che gli *odds* non sono proporzionali: l'impatto di PA3 sull'opinione varia tra le diverse categorie della variabile. In particolare, gli effetti nominali indicano che il fattore PA3 sposta le soglie in maniera significativa verso valori più bassi e lo stesso avviene per PA2. Gli effetti di dispersione, invece, indicano che un aumento del fattore PA2, legato a variabili sul coinvolgimento e le informazioni che le persone vorrebbero avere riguardo le aree verdi, e dei livelli di istruzione, sembra essere associato a una minore varianza residua rappresentata. Il genere, infine, mostra un effetto di dispersione che si avvicina alla significatività statistica, indicando che le risposte dei maschi potrebbero essere associate a una varianza residua inferiore rispetto a quelle delle femmine.

4. Discussione

Questo studio ha rivelato che caratteristiche legate alla manutenzione, pulizia, accesso e sicurezza delle aree verdi sono considerate importanti per determinare una maggiore qualità di vita percepita. Inoltre, le persone appartenenti ad una classe di reddito elevata (superiore a € 4.000 mensili) hanno probabilità inferiore, rispetto a chi ha un reddito più basso, di concordare con l'affermazione "L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita". La semplificazione del dataset ha consentito di ottenere risultati statisticamente robusti e di derivare informazioni utili in termini pratici. L'analisi fattoriale si è rivelata utile e adeguata nell'associare le variabili raccolte in costrutti latenti interpre-

tabili, che riflettono le attitudini e opinioni degli intervistati verso differenti aspetti delle aree verdi urbane. In particolare, ha anche permesso di applicare un modello ordinale di regressione, garantendo il rispetto delle assunzioni statistiche e restituendo risultati concreti e interpretabili.

Il CLM ha rivelato che il fattore PA1, guidato principalmente dalle variabili legate alla pulizia, alla manutenzione, all'accesso e alla sicurezza dell'area, ha un effetto significativo sull'opinione "L'esistenza delle aree verdi migliora la qualità di vita". Ciò suggerisce che le persone che attribuiscono maggiore importanza a questi aspetti sono più inclini a concordare con l'affermazione che le aree verdi contribuiscono al miglioramento della qualità di vita degli individui. Le aree verdi urbane sono tra le aree pubbliche maggiormente oggetto di atti di vandalismo. Gli elementi funzionali ed estetici presenti hanno un ruolo fondamentale nel favorire le interazioni tra le persone rendendo gli spazi verdi urbani centrali nella realizzazione di contesti più vivibili (Yilmaz e Olgun, 2015). Altri studi condotti in città europee evidenziano come pulizia e manutenzione dell'area siano caratteristiche maggiormente apprezzate dagli utenti (Madureira et al., 2018), mentre garantire un'adeguata accessibilità agli spazi verdi rappresenta un ulteriore fattore chiave da tenere in considerazione (Adinolfi et al., 2014). Il risultato del nostro studio si allinea quindi ad evidenze in letteratura e suggerisce che migliorare la qualità dell'esperienza degli utenti, rispondendo alle loro aspettative in termini di pulizia, accesso, sicurezza e manutenzione dell'area, potrebbe aumentare la percezione positiva degli spazi verdi, innescando un processo virtuoso capace di migliorare l'esperienza di fruizione e i conseguenti benefici per la salute.

L'effetto significativo del livello di reddito dimostra che le persone con un reddito superiore a 4.000€/mese hanno meno probabilità di concordare con l'opinione rispetto alle persone con un reddito inferiore a 2.000€/mese. Il risultato relativo al reddito suggerisce che le persone con redditi più alti tendono ad attribuire un'importanza minore alle aree verdi pubbliche come fattori che migliorano la qualità della vita. Questo può riflettere una minore dipendenza da tali spazi, data la maggiore disponibilità di alternative private, ma anche una diversa relazione simbolica con lo spazio urbano pubblico (Wolch et al., 2014; Boone et al., 2009). Studi precedenti condotti in Nord America hanno mostrato che i gruppi a reddito più basso attribuiscono maggiore valore funzionale e simbolico agli spazi verdi, in parte per mancanza di alternative e in parte per la loro maggiore rilevanza nella quotidianità (Rigolon, 2016; Jennings et al., 2012).

L'effetto nominale del fattore PA3, rappresentato dalle variabili legate alla biodiversità, indica che i rispondenti che hanno ottenuto valori più alti di questo fattore è più probabile che selezionino categorie di risposta più alte a livelli più bassi della variabile latente I.e., ad un valore di soglia inferiore. In termini pratici, ciò suggerisce che una forte attenzione alla biodiversità sia associata a una visione più positiva del ruolo delle aree verdi sin dalle risposte meno convincenti. Similmente, anche se in misura minore, la stessa cosa avviene per il fattore PA2, associato invece alle variabili che hanno indagato la volontà di ricevere più informazioni sulle iniziative, fauna e flora selvatica nelle aree verdi. Questo risultato suggerisce che l'offerta di contenuti informativi e percorsi di sensibilizzazione ambientale possa essere un importante strumento per supportare politiche volte ad aumentare il valore percepito delle aree verdi. Gli effetti di dispersione, invece, indicano che meno varianza residua si associava alle variabili PA2 e livello di istruzione, indicando che all'aumentare dei loro valori e livelli le risposte in merito all'opinione risultavano essere più consistenti tra loro. In altri termini, le persone con un livello di istruzione più elevato sembrano esprimere opinioni più strutturate e omogenee, riflettendo probabilmente una maggiore consapevolezza e informazione; la stessa tendenza viene riscontrata da chi esprime la volontà e l'interesse di essere più informato sulle aree verdi urbane e la biodiversità che ospitano.

5. Conclusioni

Lo studio ha evidenziato come gli aspetti legati alla pulizia, manutenzione, accessibilità delle aree verdi e le caratteristiche socioeconomiche siano fondamentali per determinare la qualità di vita e l'esperienza di fruizione associate agli spazi verdi. Anche la sensibilizzazione sulle tematiche ambientali e il coinvolgimento attivo delle persone potrebbero contribuire a migliorare il livello di qualità della vita percepito dagli intervistati, favorendo al contempo una fruizione più consapevole

dei benefici offerti dai servizi ecosistemici di queste aree. Tali caratteristiche possono supportare l'identificazione di priorità d'azione, rendendo questo approccio partecipativo e multidisciplinare uno strumento di supporto a strategie di pianificazione più mirate e inclusive (Dell'Ovo et al., 2025; Bottero et al., 2023).

Coinvolgere e sensibilizzare le persone su iniziative e questioni legate alla biodiversità urbana può contribuire a limitare quella che viene definita estinzione dell'esperienza in natura (Soga e Gaston, 2016). Questo può risultare cruciale nella comprensione delle dinamiche socio-ecologiche, dove risorse educative, soprattutto se associate ad approcci partecipativi (Bottero et al., 2023), possono favorire la fruizione degli spazi verdi e la loro conservazione, ma anche promuovere uno stile di vita urbano sostenibile (Oliveira et al., 2025). La raccolta e integrazione di dati ecologici in future ricerche consentirà di monitorare e garantire la funzionalità, e quindi la resilienza, degli ecosistemi urbani. L'analisi di specie presenti e delle loro interazioni con gli utenti potrebbe fornire indicazioni utili per il miglioramento delle aree verdi urbane, contribuendo alla promozione e conservazione della biodiversità e garantendo il benessere dei cittadini.

L'individuazione dei fattori che influenzano un'esperienza più positiva nelle aree verdi, offre indicazioni su come favorire opinioni più favorevoli sulla qualità della vita associata alla presenza di spazi verdi, migliorandone la fruizione e l'accesso ai benefici per la salute che ne derivano. Prioritizzare questi fattori supporta concretamente il lavoro di *decision makers* ed esperti di pianificazione urbana in termini di miglioramento e restauro degli spazi verdi già esistenti, ma anche nella realizzazione di nuove aree. Questo studio, tuttavia, offre una panoramica nazionale delle esigenze e opinioni degli utenti delle aree verdi urbane. Per ottenere applicazioni concrete ed efficaci, risulta cruciale adattare ai contesti locali i risultati ottenuti, tenendo conto delle specificità di ciascuna città e sviluppare quindi soluzioni mirate alle esigenze di ciascun contesto.

Riconoscimenti

Il presente articolo è il risultato di un'attività di ricerca condotta nell'ambito del progetto finanziato dal Piano Nazionale di Ripresa e Resilienza (PNRR), Missione 4 Componente 2 Investimento 1.4 — Bando n. 3138 del 16 dicembre 2021, rettificato dal Decreto n. 3175 del 18 dicembre 2021 del Ministero dell'Università e della Ricerca, finanziato dall'Unione Europea — NextGenerationEU. Numero di concessione: Codice progetto CN_00000033, Decreto di concessione n. 1034 del 17 giugno 2022 emanato dal Ministero dell'Università e della Ricerca, CUP H43C22000530001. Titolo del progetto: "National Biodiversity Future Center — NBFC".

Contributo degli autori

Concettualizzazione: I.R. S.N. S.B E.C.; Metodologia: I.R. S.N. S.B D.C E.C.; Raccolta dati: I.R. S.N. S.B F.C M.D.O S.R A.D.T D.C E.C.; Analisi formale: I.R.; Redazione originale: I.R.; Revisione e editing: I.R. S.N. S.B F.C M.D.O S.R A.D.T D.C E.C.; Supervisione: D.C E.C.

Bibliografia

- Adinolfi C., Suárez-Cáceres G.P. & Carinanos P. (2014). Relation between visitors' behaviour and characteristics of green spaces in the city of Granada, south-eastern Spain. *Urban Forestry & Urban Greening*, 13(3), 534-542. <https://doi.org/10.1016/j.ufug.2014.03.007>
- Agresti A. (2002) *Categorical Data Analysis*. 2nd Edition, John Wiley & Sons, Inc., New York, 320-332. <http://dx.doi.org/10.1002/0471249688>
- Anguelovski I., Connolly J.J., Cole H., Garcia-Lamarca M., Triguero-Mas M., Baró F., ... & Minaya J.M. (2022). Green gentrification in European and North American cities. *Nature communications*, 13(1), 3816. <https://doi.org/10.1038/s41467-022-31572-1>
- Batterton K.A. & Hale K.N. (2017). The Likert scale what it is and how to use it. *Phalanx*, 50(2), 32-39. <http://www.jstor.org/stable/26296382>
- Boone C.G., Buckley G.L., Grove J.M. & Sister C. (2009). Parks and people: An environmental justice

- inquiry in Baltimore, Maryland. *Annals of the Association of American Geographers*, 99(4), 767–787. <https://doi.org/10.1080/00045600903102949>
- Bottero M., Bravi M., Caprioli C. & Dell'Anna F. (2023). Combining Revealed and Stated Preferences to design a new urban park in a metropolitan area of North-Western Italy. *Ecological Modelling*, 483, 110436. <https://doi.org/10.1016/j.ecolmodel.2023.110436>
- Camillo F. & D'Attoma I. (2013). Measuring and testing the interview mode effect in mixed mode surveys. *Statistica*, 73(4), 407–421. <https://doi.org/10.6092/issn.1973-2201/4501>
- Chamberlain D., Reynolds C., Amar A., Henry D., Caprio E. & Batáry P. (2020). Wealth, water and wildlife: Landscape aridity intensifies the urban luxury effect. *Global Ecology and Biogeography*, 29(9), 1595–1605. <https://doi.org/10.1111/geb.13122>
- Christensen R.H.B. (2019). ordinal—regression models for ordinal data. *R package version*, 10(2019), 54.
- Costello A.B. and Osborne J. (2005) "Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis," *Practical Assessment, Research, and Evaluation*: Vol. 10, Article 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cronbach L.J. (1990). *Essentials of psychological testing* (5th ed.). New York: Harper & Row.
- De Vitiis C., Guandalini A., Inglese F. & Terribili M. (2018, June). Assessing and adjusting bias deriving from mode effect in mixed mode social surveys. In *European Conference on Quality in Official Statistics (Q2018)*, Kraków, Poland (pp. 26–29).
- Dearborn D.C. & Kark S. (2010). Motivations for conserving urban biodiversity. *Conservation biology*, 24(2), 432–440. <https://doi.org/10.1111/j.1523-1739.2009.01328.x>
- Dell'Ovo M., Ronchi S., Regaiolo I., De Toni A., Alba R., Caprio E., ... & Chamberlain D.E. (2026). Planning for Environmental Justice. A Multi-methodological Approach. In *International Conference on Computational Science and Its Applications* (pp. 53–66). Cham: Springer Nature Switzerland. https://doi.org/10.1007/978-3-031-97589-9_5
- Espey J., Keith M., Parnell S., Schwanen T. & Seto K.C. (2024). Designing policy for Earth's urban future. *Science*, 383(6681), 364–367. <https://doi.org/10.1126/science.adi6636>
- Eyster H.N., Rodríguez González M.I. & Gould R.K. (2024). Green gentrification & the luxury effect: uniting isolated ideas towards just cities for people & nature. *Ecosystems and People*, 20(1), 2399621. <https://doi.org/10.1080/26395916.2024.2399621>
- Floyd F.J. & Widaman K.F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological assessment*, 7(3), 286–299. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1040-3590.7.3.286>
- Fuller R.A., Irvine K.N., Devine-Wright P., Warren P.H. & Gaston K.J. (2007). Psychological benefits of greenspace increase with biodiversity. *Biology letters*, 3(4), 390–394. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2007.0149>
- Gambarota F. & Altoè G. (2024). Ordinal regression models made easy: A tutorial on parameter interpretation, data simulation and power analysis. *International Journal of Psychology*, 59(6), 1263–1292. <https://doi.org/10.1002/ijop.13243>
- Grimm N.B., Faeth S.H., Golubiewski N.E., Redman C.L., Wu J., Bai X. & Briggs J.M. (2008). Global change and the ecology of cities. *science*, 319(5864), 756–760. <https://doi.org/10.1126/science.1150195>
- Gould K. & Lewis T. (2016). *Green gentrification: Urban sustainability and the struggle for environmental justice*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315687322>
- Hope D., Gries C., Zhu W., Fagan W.F., Redman C.L., Grimm N.B., ... & Kinzig A. (2003). Socioeconomics drive urban plant diversity. *Proceedings of the national academy of sciences*, 100(15), 8788–8792. <https://doi.org/10.1073/pnas.1537557100>
- Horn J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Howard M.C. (2016). A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: What we are doing and how can we improve?. *International journal of human-computer interaction*, 32(1), 51–62. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>
- Jennings V., Johnson Gaither C. & Gragg R. S. (2012). Promoting environmental justice through urban green space access: A synopsis. *Environmental Justice*, 5(1), 1–7. <https://doi.org/10.1089/env.2011.0007>

- Kaiser H.F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Kuras E.R., Warren P.S., Zinda J.A., Aronson M.F., Cilliers S., Goddard M.A., ... & Winkler R. (2020). Urban socioeconomic inequality and biodiversity often converge, but not always: A global meta-analysis. *Landscape and Urban Planning*, 198, 103799. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2020.103799>
- Leong M., Dunn R.R. & Trautwein M.D. (2018). Biodiversity and socioeconomics in the city: a review of the luxury effect. *Biology letters*, 14(5), 20180082. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2018.0082>
- Likert R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22 140, 55.
- Liu J., Dietz T., Carpenter S.R., Alberti M., Folke C., Moran E., ... & Taylor W.W. (2007). Complexity of coupled human and natural systems. *science*, 317(5844), 1513-1516. <https://doi.org/10.1126/science.1144004>
- Madureira H., Nunes F., Oliveira J.V. & Madureira T. (2018). Preferences for urban green space characteristics: A comparative study in three Portuguese cities. *Environments*, 5(2), 23. <https://doi.org/10.3390/environments5020023>
- Magle S.B., Fidino M., Sander H.A., Rohnke A.T., Larson K.L., Gallo T., ... & Schell C.J. (2021). Wealth and urbanization shape medium and large terrestrial mammal communities. *Global Change Biology*, 27(21), 5446-5459. <https://doi.org/10.1111/gcb.15800>
- Oliveira A.P., Bajanca A. & Paramés A. (2025). Unveiling urban biodiversity: An interdisciplinary hands-on project that catalyzes awareness. *Environmental and Sustainability Indicators*, 25, 100561. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2024.100561>
- Regaiolo I., Amar A., Batáry P., Reynolds C., Henry D.A.W., Caprio E., Chamberlain D., (2025). Wealth and wildlife in cities: How economic and demographic drivers influence global urban environmental injustice. *People and Nature*. <https://doi.org/10.1002/pan3.70178>
- Revelle W. & Revelle M.W. (2015). Package 'psych'. *The comprehensive R archive network*, 337(338), 161-165.
- Roslund M.I., Puhakka R., Grönroos M., Nurminen N., Oikarinen S., Gazali A.M., ... & ADELE Research Group. (2020). Biodiversity intervention enhances immune regulation and health-associated commensal microbiota among daycare children. *Science advances*, 6(42), eaba2578. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aba2578>
- Rigolon A. (2016). A complex landscape of inequity in access to urban parks: A literature review. *Landscape and Urban Planning*, 153, 160–169. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2016.05.017>
- Rigolon A., Browning M. & Jennings V. (2018). Inequities in the quality of urban park systems: An environmental justice investigation of cities in the United States. *Landscape and urban planning*, 178, 156-169. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2018.05.026>
- Schell C.J., Dyson K., Fuentes T.L., Des Roches S., Harris N.C., Miller D.S., ... & Lambert M.R. (2020). The ecological and evolutionary consequences of systemic racism in urban environments. *Science*, 369(6510), eaay4497. <https://doi.org/10.1126/science.aay4497>
- Shrestha N. (2021). Factor analysis as a tool for survey analysis. *American journal of Applied Mathematics and statistics*, 9(1), 4-11. <https://doi.org/10.12691/ajams-9-1-2>
- Soga M. & Gaston K.J. (2016). Extinction of experience: the loss of human–nature interactions. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 14(2), 94-101. <https://doi.org/10.1002/fee.1225>
- Tutz G. & Berger M. (2022). Sparser Ordinal Regression Models Based on Parametric and Additive Location-Shift Approaches. *International Statistical Review*, 90(2), 306-327. <https://doi.org/10.1111/insr.12484>
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs (2018a). *The Sustainable Development Goals Report 2018*.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2018b). *The World's Cities in 2018—Data Booklet* (ST/ESA/ SER.A/417).
- White P.C., Jennings N.V., Renwick A.R. & Barker N.H. (2005). Questionnaires in ecology: a review of past use and recommendations for best practice. *Journal of applied ecology*, 42(3), 421-430. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2664.2005.01032.x>

- Wolch J.R., Byrne J. & Newell J.P. (2014). Urban green space, public health, and environmental justice: The challenge of making cities 'just green enough'. *Landscape and Urban Planning*, 125, 234–244. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2014.01.017>
- Wood E.M.S. Esaian C. Benitez P.J. Ethington T. Longcore, and L.Y. Pomara (2023). Historical racial redlining and contemporary patterns of income inequality negatively affect birds, their habitat, and people in Los Angeles, California. *Ornithological Applications* 126:duad044. <https://doi.org/10.1093/ornithapp/duad044>
- Yilmaz T. & Olgun R. (2016). Investigation of the differences between factors affecting vandalism in urban green areas. *Indoor and built environment*, 25(4), 618–625. <https://doi.org/10.1177/1420326X15573275>

Appendice

Tabella A1. Statistiche descrittive delle variabili indipendenti considerate nello studio (n = 2.222). Si riportano frequenza assoluta e percentuale

Variabile	Frequenza assoluta	Frequenza %
Assenza di vandalismo		
• Per niente importante	34	1,53
• Poco importante	26	1,17
• Abbastanza poco importante	36	1,62
• Indifferente	79	3,56
• Abbastanza importante	197	8,87
• Importante	315	14,18
• Molto importante	1.535	69,08
Pulizia (assenza di rifiuti)		
• Per niente importante	10	0,45
• Poco importante	12	0,54
• Abbastanza poco importante	33	1,49
• Indifferente	75	3,38
• Abbastanza importante	192	8,64
• Importante	340	15,30
• Molto importante	1.560	70,21
Facilità di accesso		
• Per niente importante	6	0,27
• Poco importante	11	0,50
• Abbastanza poco importante	37	1,67
• Indifferente	111	5,00
• Abbastanza importante	315	14,18
• Importante	515	23,18
• Molto importante	1.227	55,22
Sicurezza		
• Per niente importante	13	0,59
• Poco importante	18	0,81
• Abbastanza poco importante	26	1,17
• Indifferente	88	3,96
• Abbastanza importante	188	8,46
• Importante	355	15,98
• Molto importante	1.534	69,04

Appendice

Segue Tabella A1. Statistiche descrittive delle variabili indipendenti considerate nello studio (n = 2.222).
Si riportano frequenza assoluta e percentuale

Variabile	Frequenza assoluta	Frequenza %
Spazi differenziati		
• Per niente importante	29	1,31
• Poco importante	43	1,94
• Abbastanza poco importante	98	4,41
• Indifferente	237	10,67
• Abbastanza importante	492	22,14
• Importante	530	23,85
• Molto importante	793	35,69
Gestione		
• Per niente importante	12	0,54
• Poco importante	13	0,59
• Abbastanza poco importante	30	1,35
• Indifferente	79	3,56
• Abbastanza importante	233	10,49
• Importante	434	19,53
• Molto importante	1.421	63,95
Presenza di selvatici		
• Per niente importante	155	6,98
• Poco importante	129	5,81
• Abbastanza poco importante	219	9,86
• Indifferente	369	16,61
• Abbastanza importante	514	23,13
• Importante	369	16,61
• Molto importante	467	21,02
Presenza di aiuole		
• Per niente importante	17	0,77
• Poco importante	84	3,78
• Indifferente	325	14,63
• Abbastanza importante	963	43,34
• Molto importante	833	37,49

Appendice

Segue Tabella A1. Statistiche descrittive delle variabili indipendenti considerate nello studio (n = 2.222). Si riportano frequenza assoluta e percentuale

Variabile	Frequenza assoluta	Frequenza %
Presenza di fiori		
• Per niente importante	28	1,26
• Poco importante	83	3,74
• Indifferente	314	14,13
• Abbastanza importante	928	41,76
• Molto importante	869	39,11
Presenza di alberi		
• Per niente importante	4	0,18
• Poco importante	18	0,81
• Indifferente	61	2,75
• Abbastanza importante	445	20,03
• Molto importante	1.694	76,24
Presenza di acqua		
• Per niente importante	9	0,41
• Poco importante	71	3,20
• Indifferente	247	11,12
• Abbastanza importante	985	44,33
• Molto importante	910	40,95
Presenza di arbusti		
• Per niente importante	36	1,62
• Poco importante	158	7,11
• Indifferente	392	17,64
• Abbastanza importante	1.048	47,16
• Molto importante	588	26,46
Ruolo nel coinvolgimento		
• Per niente importante	2	0,09
• Poco importante	34	1,53
• Indifferente	149	6,71
• Abbastanza importante	1.013	45,59
• Molto importante	1.024	46,08

Appendice

Segue Tabella A1. Statistiche descrittive delle variabili indipendenti considerate nello studio (n = 2.222).
Si riportano frequenza assoluta e percentuale

Variabile	Frequenza assoluta	Frequenza %
Più informazione sui selvatici		
• Per niente importante	45	2,03
• Poco importante	154	6,93
• Indifferente	370	16,65
• Abbastanza importante	1.006	45,27
• Molto importante	647	29,12
Più informazione sulle iniziative		
• Per niente importante	18	0,81
• Poco importante	76	3,42
• Indifferente	256	11,52
• Abbastanza importante	1.056	47,52
• Molto importante	816	36,72
Più informazione sulle iniziative		
• Per niente importante	129	5,81
• Poco importante	303	13,64
• Indifferente	470	21,15
• Abbastanza importante	917	41,27
• Molto importante	403	18,14

Appendice

Tabella A2. Valori dei loadings dei fattori ottenuti con l'analisi fattoriale esplorativa. Si riportano anche i valori della somma dei quadrati (*SS loadings*), la proporzione di varianza rappresentata da ogni fattore e la varianza cumulativa rappresentata da tutti i fattori.

	PA1	PA3	PA2	PA4
Assenza di vandalismo	0,812	0,128		
Pulizia	0,872	0,184		
Facilità di accesso	0,716	0,226		0,112
Sicurezza	0,860	0,166		
Spazi differenziati	0,564	0,124	0,137	0,285
Gestione	0,845	0,217		
Presenza aiuole	0,259	0,559	0,141	
Presenza fiori	0,200	0,670	0,213	0,182
Presenza alberi	0,495	0,687	0,134	-0,210
Presenza acqua	0,143	0,564	0,233	0,214
Presenza arbusti		0,582	0,279	0,275
Più info selvatici		0,342	0,668	0,247
Più info iniziative	0,202	0,346	0,744	
Coinvolgimento gestione	-0,106	0,135	0,698	0,209
Presenza selvatici	0,154	0,191	0,231	0,543
Ruolo nel coinvolgimento	0,326	0,489	0,396	
<i>SS loadings</i>	4,263	2,612	1,941	0,700
Proporzione di varianza	0,266	0,163	0,121	0,044
Varianza cumulativa	0,266	0,430	0,551	0,595

Appendice

Tabella A3. Si riportano le stime degli effetti di dispersione (errori standard, z e p) e i valori soglia degli effetti nominali (errori standard e z) del modello *cumulative link*, relativi all'output descritto in Tabella 1. I valori sono in *log-odds*. Di seguito si riportano le categorie delle variabili considerate: Istruzione, 1 = Nessun titolo/Suole elementari/Suola secondaria di primo grado, 2 = Scuola secondaria di secondo grado, 3 = Laurea (triennale, magistrale o ciclo unico), 4 = Post-laurea (es. dottorato, master, corsi di specializzazione).

Effetti di dispersione	<i>log-odds</i>	SE	z	p
PA2	-0,106	0,045	-2,330	0,020
Istruzione2	-0,489	0,133	-3,679	0,000
Istruzione3	-0,587	0,133	-4,405	< 0.001
Istruzione4	-0,793	0,182	-4,350	< 0.001
GenereMaschile	0,125	0,073	1,704	0,088
Effetti nominali	<i>log-odds</i>	SE	z	
1 2. (Intercetta)	-5,224	0,700	-7,458	
2 3. (Intercetta)	-3,309	0,395	-8,369	
3 4. (Intercetta)	-2,886	0,349	-8,265	
4 5. (Intercetta)	-0,529	0,200	-2,644	
2 3. PA2	0,134	0,174	0,767	
3 4. PA2	-0,099	0,131	-0,759	
4 5. PA2	-0,264	0,051	-5,157	
1 2. PA3	0,138	0,568	0,242	
2 3. PA3	-0,425	0,122	-3,472	
3 4. PA3	-0,651	0,110	-5,901	
4 5. PA3	-0,551	0,079	-7,008	



www.build.it

dei
TIPOGRAFIA DEL GENIO CIVILE