



# **Analisi delle scelte modali per la mobilità fiorentina**

**Un esperimento di scelta**

Rossella Berni

Fabrizia Mealli

**STUDI E APPROFONDIMENTI**



**IRPET** Istituto Regionale  
Programmazione  
Economica  
della Toscana

---

#### RICONOSCIMENTI E RINGRAZIAMENTI

Il presente lavoro è frutto della collaborazione di Rossella Berni e Fabrizia Mealli (Dipartimento di Statistica "G. Parenti", Università degli Studi di Firenze) ed è stato svolto nell'ambito di un progetto di ricerca IRPET su trasporti e mobilità coordinato da Patrizia Lattarulo, che le autrici ringraziano per gli utili commenti.

Il Servizio editoriale dell'IRPET ha curato l'allestimento del testo.

Gennaio 2013

---

Lo studio presentato fa parte di una collana a diffusione digitale e  
può essere scaricato dal sito Internet: <http://www.irpet.it>  
ISBN 978-88-6517-042-7

## Indice

1. Introduzione	5
2. Teoria e rassegna su esperimenti di scelta e modelli multinomiali a scelta discreta	5
2.1 Esperimenti di scelta	6
2.2 I modelli di scelta	7
3. L'analisi della mobilità fiorentina tramite un esperimento di scelta	9
3.1 I percorsi ipotetici, le variabili ed i livelli prescelti	10
3.2 Il disegno sperimentale	10
3.3 Analisi preliminare dei rispondenti	12
4. Analisi tramite la stima di modelli di scelta	12
4.1 Modelli a scelta discreta per il percorso urbano: risultati e commenti	13
4.2 Modelli a scelta discreta per il percorso misto: risultati e commenti	18
5. Considerazioni conclusive	25
Riferimenti bibliografici	27



## 1. Introduzione

In questo lavoro si presentano i risultati di un esperimento di scelta volto a valutare le preferenze degli utenti, che si spostano nell'area fiorentina per motivi prevalentemente di studio e lavoro, rispetto ad alcuni mezzi di trasporto. Dopo una prima rassegna sugli esperimenti di scelta e sui modelli multinomiali per scelte discrete, il caso di studio è presentato nel dettaglio considerando: il disegno sperimentale proposto, l'esperimento di scelta somministrato, i risultati delle stime dei modelli a scelta discreta ottenuti sui dati raccolti. I risultati evidenziano alcune rigidità nelle preferenze, e dunque la difficoltà a spostare gli utenti da alcune tipologie di mezzi di trasporto ad altre, agendo sulle componenti relative al costo del mezzo ed ai tempi di spostamento.

La struttura del lavoro è organizzata in cinque paragrafi: nel secondo paragrafo si illustra, con una breve rassegna, la teoria relativa agli ultimi sviluppi sugli esperimenti di scelta e sui modelli statistici applicati in questo contesto; il terzo paragrafo è dedicato alla presentazione della pianificazione sperimentale mentre nel quarto si illustrano i risultati ottenuti. Le conclusioni e le considerazioni finali, in merito alle possibili politiche di trasporto desumibili da tale ricerca, sono presentate nel quinto ed ultimo paragrafo.

## 2. Teoria e rassegna su esperimenti di scelta e modelli multinomiali a scelta discreta

La qualità di un servizio può essere definita come l'insieme delle caratteristiche di quel servizio misurate e valutate in modo ottimale, al fine di rendere il servizio funzionale in termini tecnici e di renderlo apprezzabile dall'utente nel momento in cui diventa operativo. Proprio per estendere il concetto di qualità, originariamente limitato alla sola funzionalità tecnica, e considerare la preferenza dell'utente rispetto al servizio, si è osservato negli ultimi anni un notevole sviluppo, teorico ed applicativo, dei metodi quantitativi di valutazione multi-attributo.

Prescindendo dalla valutazione di soddisfazione e gradimento del servizio utilizzato dall'utente (*customer satisfaction*), in questa sede si vuole porre l'attenzione sui metodi di valutazione per l'implementazione di un nuovo servizio e, in particolare, sugli esperimenti di scelta (*choice experiments*) e sui modelli di scelta (*choice modelling*).

Considerando per semplicità solo l'aspetto legato alle preferenze degli utenti, il metodo degli esperimenti di scelta è un metodo di valutazione multi-attributo tramite il quale l'utente è chiamato ad esprimere la sua preferenza rispetto a insiemi di scelta (*choice-sets*), ognuno formato da due o più alternative. Nell'ambito dei metodi multi-attributo, l'alternativa può essere definita come un profilo ipotetico del servizio ed è formata da una combinazione di livelli (valori) di un insieme di attributi (caratteristiche del servizio) ritenuti rilevanti per il giudizio di preferenza da parte dell'utente. Tramite gli esperimenti di scelta, l'utente è chiamato ad esprimersi in termini di preferenze affermate (*stated preferences*) piuttosto che in termini di preferenze rivelate (*revealed preferences*) (Scarpa et al., 2003). La differenza risiede nella definizione delle alternative: nel caso di preferenze affermate l'utente esprime la sua scelta in relazione ad un insieme di profili ipotetici. Allorché si considera il concetto di preferenza affermata, il metodo degli esperimenti di scelta può essere confrontato con il metodo di valutazione contingente (*contingent valuation*) ed il metodo di analisi congiunta (*conjoint analysis*) (Hanley et al., 2001; Netzer et al., 2008).

Il metodo *contingent valuation* valuta la disponibilità a pagare (*Willingness to Pay* - WTP), spesso tramite la rilevazione di una risposta binaria (sì/no), rispetto ad un certo ammontare e ad un ipotetico scenario globale, del quale pertanto non si considerano specifici attributi o caratteristiche. Pertanto, con questo metodo, che è stato ampiamente applicato negli anni '80 e '90 per valutazioni di impatto ambientale, una popolazione – quella direttamente interessata – è chiamata ad esprimere la sua WTP rispetto ad una singola domanda/scenario. Informazioni aggiuntive sulle caratteristiche individuali di ciascun rispondente possono essere raccolte contestualmente all'indagine. Rimane però il problema del cosiddetto *passive use*, ovvero il fatto che il rispondente possa non avere mai avuto esperienza con quel servizio o aver usato quel prodotto; in tal caso, la sola informazione relativa al servizio/prodotto di cui dispone l'intervistato è quella fornitagli al momento dell'indagine.

In Cameron e Englin (1997) si ha un esempio di *contingent valuation* applicata in campo ambientale con l'applicazione di differenti modelli econometrici per l'inclusione e la valutazione delle informazioni strutturali e del *passive use* per ciascun rispondente.

Nella *conjoint analysis* sono due le principali caratteristiche dell'analisi che si ripercuotono direttamente sull'intervistato: 1) chi risponde deve esprimersi su tutti i profili, non raggruppati in insiemi di scelta; 2) chi risponde non deve esprimersi in termini di valutazioni monetarie degli attributi, ovvero in termini di disponibilità a pagare, per il miglioramento di quel preciso aspetto del servizio (Scarpa et al., 2007). Sicuramente, i metodi di valutazione multi-attributo, in particolare l'analisi congiunta e gli esperimenti di scelta, costituiscono metodi che hanno ricevuto, sia in termini di sviluppo metodologico sia per l'ambito applicativo, una grande attenzione nell'ultimo decennio. Si deve inoltre notare che in letteratura questi metodi non sono sempre ben distinti, potendo essere facilmente "combinati". Si consideri, per esempio, il caso di somministrazione dei profili secondo i criteri dell'analisi congiunta e l'analisi successiva condotta tramite modelli multinomiali a scelta discreta, facenti propriamente parte dei modelli di scelta (Train, 1998; McFadden e Train, 2000). Per una rassegna ed un confronto tra i due metodi si veda Berni e Rivello (2009).

### 2.1 *Esperimenti di scelta*

La pianificazione di un esperimento (*choice experiment*) è il primo passo nella procedura di costruzione degli insiemi di scelta da sottoporre al giudizio o preferenza dell'utente. In generale, i fondamenti teorici che sottostanno alla costruzione di un esperimento di scelta sono quelli propri del disegno sperimentale (Cox e Reid, 2000), anche se in questa specifica situazione il contesto di riferimento è di natura economico-quantitativa (Zwerina et al., 1996), piuttosto che scientifico o tecnologico. Tuttavia, durante la procedura di pianificazione del disegno sperimentale, è indubbia la considerazione dei modelli statistici che potranno essere applicati per l'analisi, data la stretta connessione tra la fase di progettazione dei *choice-sets* e la fase di modellizzazione delle preferenze. Basti pensare alla scelta della numero di alternative da inserire nel *choice-set* e come questa decisione, legata anche alla specifica situazione da analizzare, influenzi il tipo di giudizio (scelta binaria o graduatoria dei profili) richiesto al rispondente e quindi la natura della variabile dipendente.

In letteratura, i disegni sperimentali più studiati e applicati sono indubbiamente i disegni ottimi, soprattutto i disegni D-ottimi, fra i quali rientrano anche i disegni fattoriali frazionali (Atkinson e Donev, 1992). Senza considerare specifici aspetti teorici, un disegno ottimo può essere definito come un disegno sperimentale in cui la scelta dei punti sperimentali (alternative) non dipende da criteri geometrici o da proprietà del disegno prescelto ma dal "peso" che il punto sperimentale ha in termini di spiegazione della variabilità. Pertanto, quando si seleziona un disegno ottimo, la scelta dei punti sperimentali è legata alla matrice di informazione e quindi alle varianze delle stime dei parametri del modello. La massimizzazione del determinante della matrice di informazione è, per esempio, la condizione per la selezione dei punti sperimentali per un disegno ottimo secondo il criterio *D*. Nel tempo, la costruzione dei *choice experiments* (Zwerina et al., 1996) ha preso in considerazione anche aspetti di complessità ulteriore, legati a specifiche problematiche connesse alla situazione applicativa di riferimento e al fatto che il rispondente costituisce, nella fase di rilevazione, una fonte di variabilità implicita e indiretta (latente). In quest'ottica, l'estensione ai disegni sperimentali bayesiani, e, in particolare, ai disegni ottimi bayesiani, in grado di includere l'informazione a priori in fase di progettazione sperimentale e di permettere la stima di modelli statistici non lineari, è stata quasi naturale (Kessels et al., 2004). Infatti, due sono le principali problematiche che sono state rilevate e analizzate negli ultimi anni: 1) la presenza di eteroschedasticità per le alternative; 2) l'eterogeneità del rispondente (Sandor e Wedel, 2002 e 2005; Yu et al., 2009). L'eterogeneità del rispondente costituisce una fonte di variabilità che può essere analizzata durante la fase di analisi considerando le informazioni raccolte durante la somministrazione dei *choice-sets*; alcune informazioni potranno essere indirettamente assunte tramite fattori di costo del bene/servizio all'interno dell'insieme di scelta ma altre variabili, quali età genere e professione (considerando le variabili strutturali più comuni) possono essere rilevate, contestualmente alla raccolta delle preferenze, tramite un distinto supporto cartaceo (questionario). In Sandor e Wedel (2005) l'analisi dell'eterogeneità dell'intervistato è introdotta direttamente nel disegno sperimentale: gli autori implementano la costruzione di un disegno sperimentale D-ottimo formato da più disegni ottimi, ognuno costruito *ad hoc* per l'intervistato.

Il concetto di eterogeneità si differenzia, e pertanto può coesistere, con quello di eteroschedasticità delle alternative.

Il concetto di eteroschedasticità delle alternative assume particolare rilevanza in questo contesto soprattutto come rimozione dell'ipotesi di alternative indipendenti e irrilevanti (*Independent and Irrelevant Alternatives* - IIA). Indubbiamente questa problematica emerge in modo netto allorché si applicano modelli appartenenti alla classe dei *Random Utility Models* (modelli RUM), si veda per esempio il modello *Heteroschedatic Extreme Value* - HEV (Bhat, 1995), tuttavia l'analisi della fonte di tale eteroschedasticità è analizzata *in primis* tramite l'implementazione del *choice experiment*. In quest'ambito, Dellaert et al. (1999), DeShazo e Fermo (2002), Scott (2002), Swait e Adamowicz (2002) hanno studiato, sotto diversi aspetti, possibili cause di eteroschedasticità. In Scott (2002) il problema delle alternative dominanti è analizzato nell'ambito sanitario; mentre in DeShazo e Fermo (2002) l'impatto di complessità delle alternative è valutato sulla consistenza degli insiemi di scelta. Contributi più recenti hanno evidenziato il ruolo della complessità di scelta rispetto alla disponibilità a pagare. In questo contesto (Campbell et al., 2008), la complessità delle preferenze, vista come punto di discontinuità tra rispondenti, è valutata sulle stime di WTP fin dalla fase di scelta (somministrazione dei *choice-sets*). A tal fine viene inserita un'alternativa a sé stante sotto il profilo sperimentale: lo *status quo*, ovvero l'introduzione, all'interno dell'insieme di scelta, di un'alternativa che rappresenta la situazione corrente (il non-cambiamento). In Campbell et al. (2008) tale valutazione di complessità delle alternative è studiata anche in relazione all'eterogeneità del rispondente.

Si noti che l'introduzione dello *status quo* entro l'insieme di scelta non è nuova; il concetto economico sottostante all'inserimento della situazione corrente entro l'insieme di scelta corrisponde alla necessità di valutare se e quanto il rispondente è disponibile a pagare per il cambiamento. Se questa valutazione può essere valida in qualsiasi situazione, lo è particolarmente per gli studi ambientali, dove l'inserimento dello *status quo* è obbligatorio. L'introduzione dello *status quo* implica l'inserimento di una costante specifica (*Alternative Specific Constant* - ASC) per la sua stima entro il modello (Herriges e Phaneuf, 2002).

## 2.2 I modelli di scelta

Un aspetto fondamentale dei metodi di valutazione multi-attributo è la stretta corrispondenza che si ha tra il disegno sperimentale e il modello statistico. Questa relazione si articola in modo differente discriminando tra *Conjoint Analysis* - CA e *Choice Experiments* - CE. Nel caso della CA, la determinazione del modello statistico dipende da due elementi: il grado di risoluzione del disegno fattoriale frazionale e la variabile scelta per il giudizio del rispondente (ordinamento dei profili o valutazione su scala metrica). Nel caso dei CE la determinazione del modello si fa molto più complessa. Inoltre, l'aspetto di "preferenza" da parte del rispondente si estende ed include una valutazione di natura monetaria (la disponibilità a pagare) che conduce alla teoria di massimizzazione dell'utilità. In quest'ottica, la classe dei modelli cui si fa riferimento allorché si considera un CE, è la classe dei modelli RUM, che può essere definita per una generica alternativa  $j$  ( $j = 1, \dots, J$ ), ed un generico  $i$ -esimo consumatore o utente ( $i = 1, \dots, I$ ).

Ciascuna alternativa è caratterizzata da un vettore di elementi che rappresentano le modalità (livelli) degli attributi per quell'alternativa. Pertanto, si definisce  $U_{ij}$ , indice di utilità stocastica, per ogni unità  $i$ :

$$U_{ij} = V_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

dove  $V_{ij}$  è la componente deterministica dell'utilità mentre  $\epsilon_{ij}$  rappresenta la componente aleatoria. Per questa componente usualmente si ipotizza una certa distribuzione parametrica, ad esempio la distribuzione Gumbel. Nelle due formule seguenti, formule (2) e (3), si definiscono la funzione di densità e la funzione di ripartizione proprie di una v.c. Gumbel:

$$f(\epsilon_{ij}; \theta_j) = \lambda \left( \frac{\epsilon_{ij}}{\theta_j} \right) = \exp^{-\frac{\epsilon_{ij}}{\theta_j}} \exp^{-\exp^{-\frac{\epsilon_{ij}}{\theta_j}}} \quad (2)$$

$$F(\epsilon_{ij}; \theta_j) = \Lambda_{ij} \left( \frac{\epsilon_{ij}}{\theta_j} \right) = \exp \left( -\exp(-\epsilon_{ij}/\theta_j) \right) \quad (3)$$

dove  $\theta_j$  è il parametro di scala per l'alternativa  $j$ . Un aspetto fondamentale dei modelli RUM risiede nell'assunzione che l'individuo  $i$  scelga l'alternativa che dà il massimo livello di utilità, dove l'alternativa  $j$  appartiene all'insieme di scelta  $C$ .

All'interno della classe dei modelli RUM, la nostra attenzione è rivolta ai modelli multinomiali a scelta discreta. Il primo e più semplice modello che in questo contesto può essere formulato è il modello logit multinomiale, la cui funzione di utilità (1) assume la seguente forma:

$$U_{ij} = x'_{ij}\beta + \epsilon_{ij} \quad (4)$$

e, considerando la struttura e la definizione degli insiemi di scelta, il logit multinomiale condizionato, è così definito:

$$P(y_i = j | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}) = P_{ij} = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{\sum_{k \in C_i} \exp(x'_{ik}\beta)} \quad (5)$$

dove  $x_{ij}$  indica il valore dell'attributo per l'alternativa  $j$  e l'individuo  $i$ . Alcuni modelli della classe dei modelli RUM permettono di superare alcuni limiti del modello (5), tra i quali l'ipotesi delle alternative indipendenti e irrilevanti (*Independence of Irrelevant Alternatives* - IIA) (Train, 1998). In particolare, tale assunzione considera la scelta di un'alternativa in un *choice-set* indipendente dalla presenza di altre alternative e di altri insiemi di scelta su cui il consumatore è chiamato ad esprimere un giudizio. Tale assunzione ha delle implicazioni sulle elasticità incrociate di due alternative, nel senso che queste sono costanti rispetto alla presenza e alle caratteristiche delle altre alternative nel *choice-set*.

Un altro aspetto riguarda più da vicino gli aspetti di eterogeneità del rispondente, che possono essere inclusi e valutati nel modello (5) solo attraverso l'inserimento di covariate individuali tramite coefficienti specifici per ogni alternativa. L'aspetto invece di eterogeneità non osservabile può essere considerato tramite il modello multinomiale mixed logit (McFadden e Train, 2000; Hensher e Greene, 2003) e tramite i *Latent Class Models* (Boxall e Adamowicz, 2002).

La funzione di utilità (1) per il modello mixed logit assume la seguente forma:

$$U_{ij} = x'_{ij}\beta + \psi_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (6)$$

Pertanto, il modello multinomiale mixed logit può essere così espresso:

$$P(y_i = j | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}) = P_i(j) = \int_{\psi} L_i(j | \psi_{ij}) g(\psi_{ij} | \phi) d\psi_{ij} \quad (7)$$

$$L_i(j | \psi_{ij}) = \frac{\exp(x'_{ij}\beta + \psi_{ij})}{\sum_{k \in C_i} \exp(x'_{ik}\beta + \psi_{ik})}$$

Relativamente alle formule (6) e (7), si osservano due cose molto importanti: 1) l'espressione generale di un modello RUM cambia, in quanto si ha un parametro  $\psi_{ij}$  che evidenzia l'aspetto di eterogeneità qui considerato; 2) tale componente aleatoria, detta *mixing term*, si suppone distribuita secondo una distribuzione parametrica continua, ad esempio la distribuzione Normale, e rappresenta le caratteristiche non osservate del rispondente.

La principale differenza tra il modello formulato in (7) e il modello a classi latenti (Boxall e Adamowicz, 2002), risiede nel fatto che il modello a classi latenti presuppone di poter suddividere la popolazione di riferimento in  $S$  classi ( $s = 1, \dots, S$ ), in corrispondenza di specifiche segmentazioni strutturali dei rispondenti. Pertanto, in questo caso, si valuta anche la probabilità dell'unità  $i$  di appartenere all'insieme  $s$ , ovvero:

$$P_i(j) = \sum_s P_{is} P_{is}(j) \quad (8)$$

Un modello alternativo considerato in questo lavoro è il modello *Heteroschedastic Extreme Value* (HEV) (Bhat, 1995), anch'esso appartenente alla classe dei RUM definiti in formula (1). Ciò che caratterizza questo modello è la rimozione dell'ipotesi di omoschedasticità della componente aleatoria. Questa differenziazione sulla componente aleatoria permette di rimuovere l'ipotesi IIA in quanto si stimano differenti parametri di scala per le differenti alternative. Il guadagno maggiore si ha nella possibile nuova definizione ed interpretazione del parametro di scala che può essere considerato come un peso atto a misurare l'incertezza delle alternative e dei relativi attributi. La funzione di utilità (1) per un modello HEV assume la seguente forma, esattamente identica a quella del logit condizionato:

$$U_{ij} = x'_{ij}\beta + \epsilon_{ij} \quad (9)$$

ma diverse sono le ipotesi sulla componente casuale. Pertanto la probabilità che il rispondente  $i$  scelga l'alternativa  $j$  da un *choice-set*  $C_i$  è:

$$P(y_i = j | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}) = \quad (10)$$

$$P_i(j) = \int_{\epsilon} \prod_{k \in C_i; k \neq j} \Lambda \left\{ \frac{x'_{ij}\beta - x'_{ik}\beta + \epsilon_{ij}}{\theta_k} \right\} \frac{1}{\theta_j} \lambda \left( \frac{\epsilon_{ij}}{\theta_j} \right) d\epsilon_{ij}$$

dove  $\theta_j$  è il parametro di scala per l'alternativa  $j$  e  $\lambda(\cdot)$  è la funzione di densità di probabilità della distribuzione Gumbel, come in formula (2).

I tre modelli qui illustrati permettono di valutare tre diverse situazioni teoriche. Il modello logit è il più semplice; mentre il mixed logit permette di considerare l'eterogeneità del rispondente modellando le variabili strutturali tramite il *mixing term*, poiché la scelta del rispondente è valutata nell'integrale senza condizionamenti rispetto alle variabili strutturali. Il modello HEV configura un ulteriore e differente miglioramento teorico, poiché in questo caso la scelta di chi risponde è valutata considerando il parametro di scala  $\theta_j$  per l'alternativa  $j$  nel *choice-set*  $C_i$ , ovvero considerando l'eteroschedasticità del termine di errore.

### 3.

#### L'analisi della mobilità fiorentina tramite un esperimento di scelta

In questo studio per l'analisi della mobilità del territorio di Firenze e provincia, si propone l'utilizzo di un *choice experiment* che richiede la pianificazione di un disegno sperimentale *ad hoc* e la somministrazione di un gruppo di insiemi di scelta (*choice-sets*) a specifici gruppi di rispondenti, che non devono necessariamente costituire un campione probabilistico. Le scelte più rilevanti, ai fini di una valida progettazione di un CE, riguardano le variabili (attributi) ritenute influenti per lo studio della mobilità ed i livelli corrispondenti, ovvero le modalità con cui l'attributo è studiato e inserito nell'insieme di scelta. Si pensi, ad esempio, alla variabile "costo mensile di un generico mezzo di trasporto" che può avere tre livelli: 30, 50, 70 euro; oppure si possono definire variabili con livelli differenziati per mezzi di trasporto specifici, come vedremo nel nostro caso.

Un altro aspetto riguarda la scelta delle informazioni che si ritengono ausiliarie per l'analisi finale; è infatti indispensabile associare, per ogni individuo, la raccolta di informazioni individuali al giudizio espresso per ogni *choice-set*. Si tenga presente che in questa fase si effettua la raccolta delle informazioni sulla situazione corrente (*status quo*), corrispondente, per ogni individuo, alle sue abitudini quotidiane di spostamento e di uso del mezzo di trasporto. Inoltre, un problema non irrilevante è la scelta della natura della variabile "giudizio", da scegliere tra: variabile espressa in scala metrica (*rating*), in scala ordinale (*ranking*), oppure la scelta di esprimere una preferenza tra

due alternative possibili nel *choice-set*, scelta binaria; come si è detto nel paragrafo 2.2, la natura della variabile di risposta influenza anche l'applicazione dei successivi modelli a scelta discreta. Aspetti importanti dal punto di vista applicativo riguardano la dimensione del "campione" e il numero delle alternative nel *choice-set*. La dimensione del campione deve essere valutata anche considerando gli eventuali "gruppi" a priori, entro i quali si selezionano gli intervistati, analizzati tramite la raccolta di informazioni individuali.

Un aspetto non secondario in questo studio riguarda la distinzione tra uno spostamento interno alla città (urbano) oppure uno spostamento che comprenda sia un tratto urbano che un tratto extraurbano (misto). Inoltre, per queste due diverse tipologie di spostamento, si possono avere nella realtà mezzi di trasporto diversi; si pensi, ad esempio, al ciclomotore o all'autobus utilizzati in città rispetto a scooter di più alta cilindrata o al pullman, disponibili e più utilizzati per tratti extraurbani. Queste considerazioni generali hanno guidato la successiva pianificazione sperimentale e la costruzione della corrispondente matrice del disegno. In particolare, si è considerata la definizione di due distinti percorsi ipotetici (un percorso urbano e un percorso "urbano+extraurbano") in merito ai quali l'intervistato è chiamato ad esprimere la sua scelta. Ciò determina la definizione degli attributi e dei corrispondenti livelli, per ogni tipologia di percorso.

### 3.1 I percorsi ipotetici, le variabili ed i livelli prescelti

Le osservazioni precedentemente espresse hanno condotto alla scelta di due percorsi (uno urbano e uno misto) che sono ipotetici per ogni intervistato ma che sono comunque reali e permettono di considerare una vasta gamma di mezzi di trasporto, perché potenzialmente presenti nei due percorsi prescelti. Inoltre, informazioni a nostra disposizione desunte da un'indagine condotta separatamente, hanno permesso di definire il costo medio mensile di ciascun mezzo di trasporto. Le variabili considerate nel CE sono: il mezzo di trasporto, il costo medio mensile del mezzo di trasporto, il tempo passato sul mezzo, il tempo trascorso fuori dal mezzo (per raggiungere la mèta desiderata dal parcheggio o dalla fermata dell'autobus). Per ogni tratto ipotetico, le variabili prescelte hanno livelli differenti, definiti *ad hoc* considerando la diversa natura del mezzo di trasporto. Di seguito vengono presentati i livelli scelti per ciascuna variabile su ciascuno dei due percorsi ipotetici. Per il primo percorso si è ipotizzato il tratto urbano dalla Biblioteca Nazionale (centro città, Piazza Cavalleggeri-Lungarno) a Novoli. Per il secondo percorso si è ipotizzato il tratto misto ("urbano+extraurbano") da Pontassieve, cittadina situata a 16 km da Firenze, a Novoli. Si sottolinea che la cittadina di Pontassieve è stata scelta anche perché dispone di trasporto pubblico che la collega a Firenze sia con il pullman sia con il treno regionale.

### 3.2 Il disegno sperimentale

Una fase importante nell'applicazione di un *choice experiment* si ha al momento della pianificazione del disegno sperimentale e, soprattutto, al momento della costruzione della matrice del disegno sperimentale, che prelude all'implementazione degli insiemi di scelta.

In questo caso, il problema che si è affrontato riguarda la pianificazione di un disegno sperimentale con determinate caratteristiche di ottimalità (Atkinson e Donev, 1992) e con la possibilità di poter definire attributi con livelli diversi secondo il mezzo di trasporto considerato, così come descritti nel precedente paragrafo e nelle tabelle 1 e 2.

Tabella 1  
ATTRIBUTI E LIVELLI SCELTI PER IL PERCORSO URBANO

Mezzo di trasporto	Costo (euro/mese)	Tempo sul mezzo (min)	Tempo fuori dal mezzo (min)
Auto	40-70	20-35	15-20
Bus	20-35	25-35	10-15
Motoscooter	30-60	15-20	5-10
Ciclomotore	15-25	10-15	5-10
Bicicletta	0-2	15-25	0-5

Tabella 2  
ATTRIBUTI E LIVELLI SCELTI PER IL PERCORSO MISTO

Mezzo di trasporto	Costo (euro/mese)	Tempo sul mezzo (min)	Tempo fuori dal mezzo (min)
Auto	80-120	45-60	5-10
Motoscooter	70-100	30-45	10-20
Treno regionale	60-90	25-30	0-5
Pullman	45-65	45-60	10-20

Si consideri il fattore “mezzo di trasporto” scelto con 5 livelli (auto, motoscooter, bus, ciclomotore e bicicletta) per il tratto urbano. È chiaro che il costo vivo dell’auto è diverso da quello della bicicletta o del bus; pertanto, è necessario definire i tre attributi di costo e tempo con valori di livelli diversi, per ogni mezzo di trasporto considerato, entro ogni tratta. Ad esempio: per l’autobus si definiranno costi e tempi diversi rispetto a quelli identificati per l’auto o il ciclomotore.

Fatta questa considerazione, la soluzione che può dare garanzie di validità, se non di ottimalità, del disegno sperimentale è quella di costruire, sulla base di un disegno fattoriale frazionale (Box et al., 1978), una matrice di disegno “a blocchi” (Tab. 3) in cui, per ogni confronto a coppie tra mezzi di trasporto entro ogni blocco, si valutano altri fattori con un diverso numero di livelli, quali il costo ed i tempi, dando luogo ad un fattoriale frazionale a livelli misti.

Tabella 3  
CONFRONTI ENTRO BLOCCHI

Blocchi/mezzo di trasporto	1	2	3	4
1	*	*		
2	*		*	
3		*		*
4	*			*
5			*	*
6		*	*	

Come base per il disegno “a blocchi” si è scelto un fattoriale frazionale  $2^{8-4}$  di risoluzione  $R = IV$ ; generatori di disegno:  $E = BCD$ ;  $F = ACD$ ;  $G = ABC$ ;  $H = ABD$ , con 16 prove sperimentali. Tale disegno viene utilizzato per la costruzione di un disegno *mixed-level*. La costruzione del fattoriale frazionale a livelli misti si fonda sul procedimento suggerito da Montgomery (2001), in cui un fattore con un numero di livelli maggiore di due può essere pianificato tramite due o più vettori a due livelli in un disegno fattoriale frazionale  $2^{k-p}$ . Per esempio, un fattore a tre livelli è analizzato usando due vettori a due livelli (2 gradi di libertà). Nella tabella 4 si illustra in generale questo metodo per costruire fattoriali frazionali a livelli misti: in questo esempio, i due vettori  $B$  e  $C$  sono usati per analizzare il fattore  $Z$  a tre livelli.

Tabella 4  
LA COSTRUZIONE DEL FATTORIALE FRAZIONALE A LIVELLI MISTI IN OGNI BLOCCO

A	B	C	Z	D
.	-1	-1	$Z_1$	.
.	+1	-1	$Z_2$	.
.	-1	+1	$Z_3$	.
.	+1	+1	$Z_4$	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.

Nel caso di studio, si è dovuto prendere un disegno  $2^{8-4}$  perché si hanno 4 fattori – mezzo di trasporto (2 livelli), costo (4 livelli), tempo sul mezzo e tempo fuori dal mezzo, entrambi a 3 livelli – con la necessità di disporre di 8 vettori a due livelli, che costituiscono la matrice di disegno per ogni confronto (blocco).

Si sottolinea quindi che due sono le problematiche qui affrontate per la pianificazione: 1) la definizione di fattori con diverso valore dei livelli per ogni mezzo di trasporto; 2) la costruzione di un disegno sperimentale a livelli misti.

La scelta del disegno fattoriale frazionale implica, ovviamente, il problema dei confondimenti o effetti confusi; nel nostro caso la scelta dei generatori garantisce la stima degli effetti principali e delle interazioni di I ordine, in particolare, le interazioni del mezzo di trasporto con gli altri tre fattori. Si fa presente che, data la risoluzione  $R = IV$ , tale scelta di confondimenti non permette la stima di altre interazioni, supposte nulle o trascurabili. Per poter catturare meglio l'effetto “nascosto” relativo alle caratteristiche implicite in ogni mezzo di trasporto (per esempio la comodità dell'auto rispetto alla moto), si sono somministrati anche *choice-sets blinded*, ovvero insiemi di scelta in cui il mezzo di trasporto non era esplicitamente indicato.

### 3.3 *Analisi preliminare dei rispondenti*

In questo breve paragrafo si descrive il gruppo dei 55 rispondenti rispetto alle informazioni richieste nella scheda preliminare somministrata insieme ai *choice-sets*. Si sottolinea che il gruppo degli intervistati non può essere definito un campione in senso stretto. Le informazioni richieste riguardano: genere, età, professione; la zona di residenza o domicilio (distinguendo tra Firenze, area metropolitana, area fuori Firenze); per gli studenti, il corso di laurea e l'eventuale professione svolta (se studente lavoratore). Per i residenti a Firenze si è richiesto anche il quartiere di residenza. Infine, è stato richiesto il mezzo di trasporto usato abitualmente per lo spostamento “casa-luogo di studio” o “casa-lavoro”.

Considerando la distribuzione per età in anni compiuti, il range è [19, 73], con età media di 37,78 anni e *standard error* uguale a 1,84 anni. Si noti che la mediana è uguale a 38, pertanto molto coincidente con il valor medio, ma la moda è uguale a 20 anni. La suddivisione per genere è abbastanza equilibrata, con il 58,18% di femmine.

Analizzando la posizione lavorativa, 19 rispondenti (pari al 34,54%) sono studenti universitari; tra questi si hanno 3 assegnisti (borsa post-doc) e 2 studenti lavoratori (operaio e impiegato). Le 36 unità rimanenti (pari al 65,46%) si suddividono quasi esclusivamente tra impiegati, inclusi quadri e dirigenti, insegnanti.

Considerando le informazioni raccolte relative alla residenza o domicilio, il 58,18% abita nella città di Firenze; osservando per questi rispondenti (6 *missing values*, pari al 19% dei fiorentini) la distribuzione rispetto al quartiere di residenza, tutti e cinque i quartieri di Firenze risultano rappresentati. Il 16,36% abita nell'area metropolitana, costituita dalla cinta dei comuni confinanti con Firenze, infine il 25,45% abita in provincia di Firenze o in altra provincia Toscana. Si noti pertanto come questa ripartizione per area di residenza riesca a comprendere le tre principali soluzioni abitative per chi lavora nel capoluogo toscano.

Il mezzo abitualmente utilizzato per lo spostamento da/per luogo lavoro/studio è l'auto (40,00%, N=22); a seguire moto/ciclomotore (16,36%); a pari merito bus-urbano e treno regionale. Il 10,00% usa la bicicletta, solo il 5,45% usa il pullman.

## 4.

### Analisi tramite la stima di modelli di scelta

I modelli a scelta discreta descritti in precedenza sono qui illustrati in relazione ai 10 confronti per il tratto urbano e ai 5 confronti per il tratto misto. Per ogni confronto si riporta il modello (o i modelli) risultato migliore. Nella scelta del modello è stata adottata la seguente strategia: sono state sempre inserite le variabili specifiche di alternativa (costo del mezzo, tempo sul mezzo, tempo fuori dal mezzo) oggetto del disegno sperimentale, e scelte le variabili individuali (o interazione tra variabili individuali e variabili di alternativa) sulla base dell'incremento del *Likelihood Ratio Index* (LRI) di McFadden. Le informazioni individuali, descritte nel paragrafo 3.3 e introdotte nei modelli

come variabili esplicative, sono le seguenti: genere, età, residenza, situazione occupazionale, mezzo abitualmente utilizzato.

Per ogni confronto, il modello iniziale considerato è il logit condizionato. Per ogni modello sono riportate le stime dei coefficienti delle variabili inserite, l'errore standard e il *p-value*. Inoltre, in calce alla tabella, si riportano: il *Likelihood Ratio Index* (LRI) di McFadden, definito come il complemento a uno del *Likelihood Ratio* e limitato nell'intervallo chiuso [0, 1], ed il numero di osservazioni (N), ovvero il numero dei *choice-sets*. Per ogni modello stimato sono state inoltre calcolate, per alcune tipologie di individui e rispetto ad alcuni scenari di base, le elasticità delle probabilità di scelta di ciascun mezzo rispetto a variazioni del costo del mezzo, del tempo sul mezzo e del tempo fuori dal mezzo.

Come sarà possibile osservare dagli specifici risultati, le scelte espresse sul tratto urbano appaiono in generale guidate prevalentemente dal mezzo effettivamente utilizzato quotidianamente. Particolarmente legati al mezzo di trasporto usato abitualmente sono gli utenti della macchina e gli utenti della bicicletta. In questo senso, emergono maggiori elasticità delle scelte rispetto a costi e tempi quando i *choice-sets* includono mezzi di trasporto meno utilizzati. Al contrario, nel caso del tratto misto, i rispondenti sembrano avere espresso le preferenze in maniera più ponderata, effettivamente confrontando i profili ipotetici, senza farsi guidare da preferenze precostituite verso specifici mezzi.

#### 4.1 Modelli a scelta discreta per il percorso urbano: risultati e commenti

Il primo confronto (Tabb. 5 e 6) per il tratto urbano riguarda la coppia di mezzi *auto e bus*. I coefficienti delle variabili specifiche di alternativa hanno il segno atteso (negativo); i maschi tendono ad avere una minore preferenza per il bus, così come gli utilizzatori abituali dell'auto. Dalle elasticità stimate, si osserva come i maschi abbiano una maggiore sensibilità rispetto ai costi ed al tempo impiegato con il mezzo pubblico.

Tabella 5  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: AUTO-BUS

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Bus-const	2,2614	0,6299	0,0003
Costo-mezzo	-0,0604	0,0213	0,0045
Tempo-mezzo	-0,0540	0,0305	0,0767
Tempo-fuori	-0,0362	0,0404	0,3701
Auto-propria	-1,0737	0,4506	0,0172
Genere	-1,6124	0,4686	0,0006
McFadden LRI=0,52			N=216

Tabella 6  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 5

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Auto (c=40, t-m=35, t-f=15): maschio	0,81	-0,45	-0,35	-0,10
Bus (c=35, t-m=35, t-f=15): maschio	0,19	-1,72	-1,54	-0,44
Auto (c=40, t-m=35, t-f=15): femmina	0,47	-1,29	-1,01	-0,29
Bus (c=35, t-m=35, t-f=15): femmina	0,53	-0,99	-0,88	-0,25

Il secondo confronto per il tratto urbano riguarda la coppia di mezzi *auto e moto* (Tabb. 7 e 8). I coefficienti delle variabili specifiche di alternativa hanno il segno atteso (negativo); i maschi e gli studenti tendono ad avere una maggiore preferenza per la moto, mentre gli utilizzatori abituali dell'auto confermano la preferenza per questo mezzo a prescindere dal costo e dal tempo. In gene-

rale, le elasticità mostrano preferenze piuttosto rigide, con una maggiore elasticità delle probabilità di scelta dell'auto.

Tabella 7  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: AUTO-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Moto-const	0,3766	0,5104	0,4606
Costo-mezzo	-0,0173	0,0258	0,5027
Tempo-mezzo	-0,0277	0,0295	0,3479
Tempo-fuori	-0,0156	0,0359	0,6636
Auto-propria	-1,7371	0,4695	0,0002
Genere	0,5687	0,4664	0,2227
Studente	1,5584	1,1278	0,1670
McFadden LRI=0,24		N=112	

Tabella 8  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 7

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Auto (c=40, t-m=35, t-f=15): maschio	0,19	-0,56	-0,78	-0,19
Moto (c=40, t-m=20, t-f=10): maschio	0,81	-0,13	-0,11	-0,03
Auto (c=40, t-m=35, t-f=15): femmina	0,30	-0,49	-0,68	-0,16
Moto (c=40, t-m=20, t-f=10): femmina	0,70	-0,20	-0,16	-0,05

Il terzo confronto per il tratto urbano riguarda la coppia di mezzi *auto e ciclomotore* (Tabb. 9 e 10). L'unica variabile specifica di alternativa risultata significativa, al margine, è il tempo sul mezzo. Tra le variabili individuali prevalgono quelle che identificano il mezzo abitualmente utilizzato, e gli studenti che preferiscono il ciclomotore. Le elasticità rispetto al tempo sul mezzo sono piuttosto contenute.

Tabella 9  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: AUTO-CICLOMOTORE

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Auto-const	0,2391	0,3853	0,5348
Tempo-mezzo	-0,0225	0,0120	0,0595
Auto-propria	1,0244	0,3579	0,0042
Moto-propria	-1,4571	0,5458	0,0076
Studente	-0,9755	0,4548	0,0320
McFadden LRI=0,18		N=215	

Tabella 10  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 9

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità t-m
Auto (t-m=35): non-studente	0,67	-0,11
Ciclo (t-m=15): non-studente	0,33	-0,52
Auto (t-m=35): studente	0,43	-0,19
Ciclo (t-m=15): studente	0,57	-0,34

Il quarto confronto per il tratto urbano riguarda la coppia di mezzi *autobus e moto*; i risultati sono illustrati nelle tabelle 11-14, distinguendo tra logit condizionato (Tab. 11) e modello HEV (Tab. 12), con relativi scenari e matrice di correlazione (Tabb. 13 e 14). I coefficienti delle variabili specifiche di alternativa hanno il segno atteso (negativo); i maschi confermano la loro minore preferenza per il mezzo pubblico e gli studenti tendono ad avere una maggiore preferenza per la moto; mentre gli utilizzatori abituali dell'auto tendono a preferire il mezzo pubblico alle due ruote. Le elasticità mostrano una certa sensibilità delle preferenze rispetto al costo dei mezzi.

Tabella 11  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: BUS-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Bus-const	0,1605	0,5568	0,7731
Costo-mezzo	-0,0686	0,0191	0,0003
Tempo-mezzo	-0,0394	0,0251	0,1158
Tempo-fuori	-0,1005	0,1028	0,3285
Genere	-0,4811	0,4801	0,3164
Auto-propria	1,7183	0,5733	0,0027
McFadden LRI=0,47			N=153

Tabella 12  
HEV. CONFRONTO URBANO: BUS-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Bus-const	0,0451	0,4383	0,9181
Costo-mezzo	-0,0592	0,0192	0,0020
Tempo-mezzo	-0,0362	0,0215	0,0923
Tempo-fuori	-0,0911	0,0882	0,3021
Auto-propria	1,5714	0,5635	0,0053
Par. scala	1,6849	1,8556	0,3639
-			N=153

Tabella 13  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 12

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Bus (c=35, t-m=25, t-f=10)	0,47	-1,11	-0,48	-0,49
Moto (c=35, t-m=20, t-f=10)	0,53	-0,97	-0,42	-0,42

Tabella 14  
HEV. CONFRONTO URBANO: BUS-MOTO. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Bus-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Tempo-fuori	Auto-propria	Par. scala
Bus-const	1,0000	0,5255	-0,1653	0,6085	-0,4953	0,3935
Costo-mezzo	0,5255	1,0000	0,3016	-0,0951	-0,4266	0,6888
Tempo-mezzo	-0,1653	0,3016	1,0000	-0,3147	-0,1708	0,3959
Tempo-fuori	0,6085	-0,0951	-0,3147	1,0000	-0,0722	0,0109
Auto-propria	-0,4953	-0,4266	-0,1708	-0,0722	1,0000	-0,4106
Par. scala	0,3935	0,6888	0,3959	0,0109	-0,4106	1,0000

Il quinto confronto riguarda la coppia di mezzi *autobus e ciclomotore* (Tabb. 15 e 16). Tra le variabili specifiche di alternativa appare rilevante solo il costo, tuttavia solo per i residenti a Firenze. Chi utilizza abitualmente l'auto conferma la sua preferenza per il mezzo pubblico, così come gli impiegati. Le elasticità mostrano una certa sensibilità dei residenti a Firenze rispetto al costo degli autobus.

Tabella 15  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: BUS-CICLOMOTORE

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Bus-const	-1,7513	0,4417	0,0001
Costo-mezzo	0,0177	0,0336	0,5972
Costo-m resid-Fi	-0,0869	0,0410	0,0340
Auto-propria	2,5428	0,5394	0,0001
Impiegato	0,9178	0,4790	0,0553
McFadden LRI=0,33			N=130

Tabella 16  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 15

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo
Bus (c=25)	0,15	0,38
Ciclo (c=25)	0,85	0,07
Bus (c=25); resid-Fi	0,15	-1,47
Ciclo (c=25); resid-Fi	0,85	0,00

Il sesto confronto riguarda la coppia di mezzi *bus e bicicletta*; i risultati del logit condizionato e dei relativi scenari sono illustrati nelle tabelle 17 e 18.

Tabella 17  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: BUS-BICICLETTA

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Bus-const	0,1294	1,0863	0,9052
Costo-mezzo	-0,0859	0,0401	0,0324
Genere	1,4176	0,5161	0,0060
Resid-fuori-Fi	1,1128	0,6725	0,0980
Impiegato	1,4200	0,6419	0,0270
McFadden LRI=0,27			N=102

Tabella 18  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 17

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo
Bus (c=20); maschio	0,50	-0,86
Bici (c=2); maschio	0,50	-0,09
Bus (c=20); femmina	0,20	-1,38
Bici (c=2); femmina	0,80	-0,03

Tra le variabili specifiche di alternativa appare rilevante solo il costo (dell'autobus). Preferiscono l'autobus alla bicicletta i maschi, i residenti fuori Firenze e gli impiegati. Le elasticità mostrano una certa sensibilità delle femmine rispetto al costo dell'autobus.

Il settimo confronto riguarda la coppia di mezzi *bicicletta e moto* (Tabb. 19 e 20). Tutte le variabili specifiche di alternativa sono rilevanti e hanno il segno atteso. Preferiscono la moto alla bicicletta i maschi, gli studenti, e chi utilizza abitualmente la moto.

Tabella 19  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: BICICLETTA-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Moto-const	-3,9885	1,2113	0,0010
Costo-mezzo	0,0570	0,0231	0,0136
Tempo-mezzo	0,0296	0,0513	0,5637
Tempo-fuori	-0,1443	0,0616	0,0191
Genere	1,3370	0,7417	0,0715
Studiante	1,5926	2,4949	0,5232
Moto-propria	2,1373	0,9127	0,0192
Costo-m*stud	-0,0939	0,0551	0,0884
McFadden LRI=0,41			N=92

Tabella 20  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 19

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Moto (c=20, t-m=20, t-f=5); maschio	0,00	1,71	0,59	-0,72
Bici (c=2, t-m=15, t-f=5); maschio	1,00	0,00	0,00	0,00
Moto (c=20, t-m=20, t-f=5); studente	0,00	-1,11	0,59	-0,72
Bici (c=2, t-m=15, t-f=5); studente	1,00	0,00	0,00	0,00

L'ottavo confronto riguarda la coppia di mezzi *bicicletta e ciclomotore*, per i quali si illustrano i risultati relativi al modello logit condizionato (Tab. 21) e al modello HEV (Tab. 22), con scenari e matrice di correlazione (Tabb. 23 e 24). Tra le variabili specifiche di alternativa appare rilevante solo il costo; ciò è plausibilmente dovuto ai costi ridottissimi dell'uso della bicicletta.

Tabella 21  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO URBANO: BICICLETTA-CICLOMOTORE

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Ciclo-const	0,0665	0,8958	0,9408
Costo-mezzo	-0,0984	0,0602	0,1024
Studiante	-1,1751	0,9916	0,2360
Genere	-1,8144	0,5399	0,0008
Costo-m*impieg	0,1015	0,0416	0,0147
Moto-propria	3,3637	0,7806	0,0001
Resid-fuori-FI	-2,3325	0,7925	0,0033
McFadden LRI=0,35			N=147

Tabella 22  
HEV. CONFRONTO URBANO: BICICLETTA-CICLOMOTORE

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Ciclo-const	-0,1425	0,6920	0,8368
Costo-mezzo	-0,0611	0,0435	0,1600
Genere	-0,6495	0,3777	0,0855
Costo-m*impieg	0,0533	0,0259	0,0396
Par. scala	1,5068	2,4015	0,5304
-			N=147

Tabella 23  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 22

Scenario	$P_j$	Elasticità costo
Ciclo (c=15); non-impiegato	0,17	-0,76
Bici (c=2); non-impiegato	0,83	-0,02
Ciclo (c=15); impiegato	0,29	-0,08
Bici (c=2); impiegato	0,71	0,00

Tabella 24  
HEV. CONFRONTO URBANO: BICICLETTA-CICLOMOTORE. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Ciclo-const	Genere	Costo-mezzo	Costo-m*impieg	Par. scala
Ciclo-const	1,0000	-0,2555	-0,8295	0,1029	-0,2283
Genere	-0,2555	1,0000	0,1200	-0,1618	0,2669
Costo-mezzo	-0,8295	0,1200	1,0000	-0,5417	0,0543
Costo-m*impieg	0,1029	-0,1618	-0,5417	1,0000	-0,1686
Par. scala	-0,2283	0,2669	0,0543	-0,1686	1,0000

#### 4.2 Modelli a scelta discreta per il percorso misto: risultati e commenti

Il percorso misto su cui gli intervistati hanno dovuto esprimere le loro preferenze è il percorso da Novoli a Pontassieve. Per questo percorso, nella pianificazione dei *choice-sets* sono stati considerati 4 mezzi di trasporto privati e pubblici, così come descritto in tabella 2; ciò ha dato luogo a 5 confronti tra mezzi di trasporto.

Il primo confronto considerato è *auto-pullman*, per il quale i risultati sono illustrati nelle tabelle 25-28.

Tabella 25  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: AUTO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Auto-const	-0,9406	0,5383	0,0806
Costo-mezzo	-0,0644	0,0109	0,0001
Tempo-mezzo	-0,0453	0,0214	0,0345
Tempo-fuori	-0,0804	0,0252	0,0014
Studente	-0,9929	0,5206	0,0565
Auto-propria	1,9764	0,4680	0,0001
Resid-FI	0,8482	0,3694	0,0217
Moto-propria	1,2693	0,5625	0,0240
Mcfadden LRI=0,41			N=258

Per questo confronto i modelli migliori sono risultati il *conditional logit* e il modello HEV. Questo risultato costituisce già un'informazione, in quanto significa che non si rileva una forte eterogeneità in chi risponde, rispetto a specifiche caratteristiche delle alternative. In tabella 25 si nota immediatamente che due variabili, il costo del mezzo e l'auto propria risultano altamente significative e con segno opposto; in particolare, il segno negativo del coefficiente del costo del mezzo evidenzia l'influenza del costo nella scelta tra questi due mezzi di trasporto. Al tempo stesso, il coefficiente positivo di chi guida abitualmente l'auto mette in luce una forte determinazione all'uso di questo mezzo per chi lo usa già abitualmente. Rispetto al logit condizionato, il modello HEV di tabella 26 illustra alcuni aspetti di variabilità che nel logit condizionato non possono essere messi in evidenza.

Tabella 26  
HEV. CONFRONTO MISTO:AUTO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Auto-const	0,4684	0,5512	0,3954
Costo-mezzo	-0,0482	0,0151	0,0014
Tempo-mezzo	-0,0318	0,0217	0,1424
Tempo-fuori	-0,0592	0,0295	0,0443
Studiante	-1,3506	0,5483	0,0138
Par. scala	1,4949	1,6886	0,3760
			N=258

Tabella 27  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 26

Scenario	$P_j$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Auto (c=80, t-m=45, t-f=10); non-studente	0,44	-2,17	-0,81	-0,33
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10); non-studente	0,56	-1,37	-0,62	-0,26
Auto (c=80, t-m=45, t-f=10); studente	0,17	-3,21	-1,19	-0,49
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10); studente	0,83	-0,52	-0,24	-0,10

Per questo la tabella 26 deve essere analizzata insieme alla corrispondente matrice di correlazione delle stime (Tab. 28). Si noti, per esempio, come nel modello HEV il coefficiente del costo, sempre negativo, sia meno significativo e come il coefficiente di correlazione tra costo e costante (auto) sia di -0,91. Al contrario, il coefficiente relativo allo studente aumenta in valore assoluto e mantiene lo stesso segno. Infine, aspetto non irrilevante, nel modello HEV la costante cambia di segno rispetto al modello logit e perde significatività: questo risultato potrebbe indicare come il modello logit di tabella 25 mostri risultati fortemente distorti dall'eteroschedasticità, qui presente ed evidenziata dal buon adattamento del modello HEV. Pertanto si può concludere questo confronto dando priorità ai risultati ottenuti con il modello più complesso.

Tabella 28  
HEV. CONFRONTO MISTO: AUTO-PULLMAN. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Auto-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Tempo-fuori	Studiante	Par. scala
Auto-const	1,0000	-0,9120	-0,3596	-0,4286	-0,6397	-0,7937
Costo-mezzo	-0,9120	1,0000	0,3753	0,6598	0,6144	0,8368
Tempo-mezzo	-0,3596	0,3753	1,0000	0,1708	0,5145	0,6229
Tempo-fuori	-0,4286	0,6598	0,1708	1,0000	0,5034	0,6854
Studiante	-0,6397	0,6144	0,5145	0,5034	1,0000	0,7181
Par. scala	-0,7937	0,8368	0,6229	0,6854	0,7181	1,0000

Le elasticità rispetto al costo del mezzo e al tempo sul mezzo risultano molto più accentuate rispetto a quelle emerse sulle scelte modali sul tratto urbano.

Il secondo confronto considerato è *treno-auto*, per il quale i modelli migliori sono risultati il logit condizionato e il mixed logit (Tabb. 29-31).

Tabella 29  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: TRENO-AUTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Auto-const	-1,5499	0,7649	0,0427
Costo-mezzo	-0,0289	0,0183	0,1139
Tempo-mezzo	-0,0336	0,0166	0,0432
Tempo-fuori	-0,0424	0,0278	0,1279
Auto-propria	1,1249	0,4148	0,0067
Genere	0,5454	0,4108	0,1843
McFadden LRI=0,45		N=219	

Tabella 30  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 29

Scenario	$F_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Auto (c=80, t-m=45, t-f=10): maschio	0,11	-2,06	-1,35	-0,38
Treno (c=60, t-m=30, t-f=10): maschio	0,89	-0,19	-0,11	-0,05
Auto (c=80, t-m=45, t-f=10): femmina	0,07	-2,16	-1,41	-0,40
Treno (c=60, t-m=30, t-f=10): femmina	0,93	-0,12	-0,07	-0,03

Pertanto, in questo caso, si evidenzia un'eterogeneità in chi risponde rispetto al tempo sul mezzo (Tab. 31) mentre non si è rilevata eteroschedasticità. Per il logit condizionato, in cui la costante è riferita all'auto, si nota come tre siano i coefficienti significativi: la costante con coefficiente negativo; il tempo sul mezzo, per il quale si sottolinea l'eterogeneità rilevata nel mixed logit; l'auto-propria, che evidenzia anche nelle preferenze, analogamente a quanto detto per il confronto precedente, un forte attaccamento all'auto per chi la usa tutti i giorni. Si conferma la maggiore elasticità delle probabilità di scelta, soprattutto dell'auto, rispetto al costo del mezzo e al tempo sul mezzo.

Tabella 31  
MIXED LOGIT. CONFRONTO MISTO: TRENO-AUTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Auto-const	-1,6225	1,1464	0,1570
Costo-mezzo	-0,0486	0,0362	0,1788
Tempo-mezzo-M	-0,0504	0,0302	0,0955
Tempo-mezzo-S	-0,1378	0,0543	0,0111
Tempo-fuori	-0,1012	0,0424	0,0171
Auto-propria	1,4660	0,6022	0,0149
McFadden LRI=0,47		N=219	

Il confronto *auto-moto* non ha fornito risultati di rilievo; ciò è sicuramente imputabile al fatto che i due mezzi di trasporto sono simili per costo e tempo fuori dal mezzo, quando si tratta di percorso misto e di moto-scooter di una certa grandezza. Pertanto, come vedremo, i risultati mostrano solo la rilevanza di caratteristiche professionali individuali o di uso quotidiano dei mezzi. Sia nel modello logit condizionato (Tab. 32), in cui l'indice LRI risulta molto basso (0,18), sia per il mo-

dello HEV (Tabb. 33 e 35) le variabili considerate non mostrano grandi livelli di significatività. Anzi, come è logico attendersi, il modello HEV, applicato alle stesse variabili del modello logit ad eccezione dell'auto-propria, mostra solo un coefficiente con *p-value* minore di 0,10: la moto-propria. Si noti soprattutto come questo parametro e quello dello studente siano rilevanti, in valore assoluto, ed entrambi con segno negativo rispetto alla costante, rappresentata dall'auto.

Tabella 32  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: AUTO-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Auto-const	0,3782	0,4206	0,3685
Costo-mezzo	-0,008753	0,0106	0,4110
Tempo-mezzo	-0,0199	0,0124	0,1077
Auto-propria	1,0289	0,3587	0,0041
Moto-propria	-1,4611	0,5462	0,0075
Studente	-0,9966	0,4562	0,0289
McFadden LRI=0,18			N=215

Tabella 33  
HEV. CONFRONTO MISTO: AUTO-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Auto-const	1,0558	1,1952	0,3770
Costo-mezzo	-0,008528	0,0114	0,4558
Tempo-mezzo	-0,0201	0,0196	0,3037
Moto-propria	-2,0906	1,1815	0,0768
Studente	-1,6140	1,0464	0,1230
Par. scala	0,9051	1,2056	0,4528
-			N=215

Tabella 34  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 33

Scenario	$P_{jj}$	Elasticità costo	Elasticità t-m
Auto (c=80, t-m=45): non-studente	0,66	-0,23	-0,31
Moto (c=70, t-m=30): non-studente	0,34	-0,39	-0,40
Auto (c=80, t-m=45): studente	0,28	-0,49	-0,65
Moto (c=70, t-m=30): studente	0,72	-0,17	-0,17

Tabella 35  
HEV. CONFRONTO MISTO: AUTO-MOTO. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Auto-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Moto-propria	Studente	Par. scala
Auto-const	1,0000	-0,4330	-0,8448	-0,8783	-0,8944	-0,9465
Costo-mezzo	-0,4330	1,0000	0,0731	0,2873	0,3134	0,3086
Tempo-mezzo	-0,8448	0,0731	1,0000	0,6959	0,6877	0,7580
Moto-propria	-0,8783	0,2873	0,6959	1,0000	0,8283	0,8953
Studente	-0,8944	0,3134	0,6877	0,8283	1,0000	0,9117
Par. scala	-0,9465	0,3086	0,7580	0,8953	0,9117	1,0000

Molto più interessante risulta il confronto *treno-moto*: qui il costo ed i tempi (sul mezzo e fuori dal mezzo) giocano un ruolo rilevante. Il treno riceve una forte preferenza da parte degli intervistati: lo si osserva considerando, in tabella 36, il segno negativo del costo, dei tempi e soprattutto dell'auto-propria rispetto alla costante, rappresentata dalla moto. Il coefficiente relativo al genere indica una preferenza della moto per i maschi. L'interazione costo\*res-fuori, ovvero l'associazione tra il costo del mezzo e risiedere fuori Firenze, annulla in parte l'importanza del coefficiente del costo. Il modello HEV (Tab. 37) conferma alcuni risultati del logit condizionato: in particolare il coefficiente ed il segno della costante (moto), il segno negativo dei coefficienti di costo e tempi.

Molto coerentemente, emergono correlazioni tra le stime (Tab. 39) chiarificatrici: i coefficienti alti e positivi dei tempi rispetto alla costante; la forte correlazione (86%) tra i due tempi, la non altissima correlazione tra costo e tempo sul mezzo (54%).

Tabella 36  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: TRENO-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Moto-const	-0,9167	0,4163	0,0276
Costo-mezzo	-0,0444	0,009321	0,0001
Tempo-mezzo	-0,0591	0,0178	0,0009
Tempo-fuori	-0,0543	0,0188	0,0039
Auto-propria	-1,8879	0,3918	0,0001
Genere	0,2771	0,3342	0,4070
Costo-m*res-fuori	0,0670	0,0196	0,0006
McFadden LRI=0,30			N=238

Tabella 37  
HEV. CONFRONTO MISTO:TRENO-MOTO

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Moto-const	-1,3052	0,3570	0,0003
Costo-mezzo	-0,0284	0,0143	0,0466
Tempo-mezzo	-0,0463	0,0219	0,0342
Tempo-fuori	-0,0470	0,0218	0,0311
Par. scala	0,9828	1,1489	0,3923
-			N=238

Tabella 38  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 37

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Moto (c=70, t-m=30, t-f=10)	0,17	-1,65	-1,15	-0,39
Treno (c=60, t-m=30, t-f=10)	0,83	-0,29	-0,24	-0,08

Tabella 39  
HEV. CONFRONTO MISTO: TRENO-MOTO. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Moto-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Tempo-fuori	Par. scala
Moto-const	1,0000	0,1108	0,7616	0,8116	0,2397
Costo-mezzo	0,1108	1,0000	0,5454	0,4996	0,8567
Tempo-mezzo	0,7616	0,5454	1,0000	0,8636	0,6464
Tempo-fuori	0,8116	0,4996	0,8636	1,0000	0,5719
Par. scala	0,2397	0,8567	0,6464	0,5719	1,0000

Il quarto confronto del percorso misto, *treno-pullman*, è particolarmente importante poiché rappresenta il confronto tra i due mezzi di trasporto pubblici più rilevanti nei trasferimenti extra-urbani. Anche in questo caso i due modelli migliori sono il logit condizionato e il modello HEV (Tabb. 40-43), qui applicati per le stesse variabili. Si noti come, in entrambi i modelli, tutti i coefficienti siano negativi rispetto alla costante (pullman) e quindi a favore del treno. Ovviamente, nel modello HEV si perdono gli alti livelli di significatività, ma si rileva una preferenza per il pullman da parte degli studenti e di chi lo usa quotidianamente. Le elasticità delle probabilità di scelta del pullman risultano sensibili al costo e al tempo impiegato su questo mezzo (Tab. 41).

Tabella 40  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: TRENO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Pull-cons	-1,1953	0,6137	0,0515
Costo-mezzo	-0,0549	0,0148	0,0002
Tempo-mezzo	-0,0838	0,0147	0,0001
Tempo-fuori	-0,1859	0,0657	0,0046
Pull-proprio	1,8342	0,8901	0,0393
Studente	1,6381	0,3908	0,0001
McFadden LRI=0,32			N=264

Tabella 41  
HEV. CONFRONTO MISTO:TRENO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Pull-const	-0,9204	0,9122	0,3130
Costo-mezzo	-0,0474	0,0236	0,0444
Tempo-mezzo	-0,0463	0,0219	0,0342
Tempo-fuori	-0,1632	0,0811	0,0442
Studente	1,4743	0,5592	0,0084
Pull-proprio	1,5601	1,0737	0,1462
Par. scala	1,2599	0,9061	0,1644
-			N=264

Tabella 42  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 41

Scenario	$P_{ij}$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10): non-studente	0,14	-2,66	-1,80	-1,41
Treno (c=60, t-m=30, t-f=10): non-studente	0,86	-0,39	-0,19	-0,22
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10): studente	0,41	-1,83	-1,24	-0,97
Treno (c=60, t-m=30, t-f=10): studente	0,59	-1,16	-0,56	-0,66

Tabella 43  
HEV. CONFRONTO MISTO: TRENO-PULLMAN. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Pull-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Tempo-fuori	Studente	Pull-proprio	Par. scala
Pull-const	1,0000	0,9517	0,5658	0,8137	-0,6370	-0,6664	0,8118
Costo-mezzo	0,9517	1,0000	0,6920	0,7672	-0,6422	-0,6696	0,8383
Tempo-mezzo	0,5658	0,6920	1,0000	0,5998	-0,7199	-0,5971	0,8722
Tempo-fuori	0,8137	0,7672	0,5998	1,0000	-0,5096	-0,6097	0,7193
Studente	-0,6370	-0,6422	-0,7199	-0,5096	1,0000	0,5005	-0,7652
Pull-proprio	-0,6664	-0,6696	-0,5971	-0,6097	0,5005	1,0000	-0,6792
Par. scala	0,8118	0,8383	0,8722	0,7193	-0,7652	-0,6792	1,0000

Infine, il quinto confronto (*moto-pullman*) offre buoni risultati con tutti e tre i modelli a scelta discreta: logit, mixed e HEV. Per il logit condizionato e il mixed logit (Tabb. 44 e 45) le variabili considerate sono le stesse e, insieme agli attributi inseriti nei *choice-sets*, risultano rilevanti tutte le variabili legate all'uso quotidiano del mezzo. In particolare, risultano propensi a preferire il pullman coloro che lo usano già o coloro che usano già l'auto; mentre esprimono una non preferenza verso il pullman gli utilizzatori del treno e del bus-urbano. Si noti che il *mixing term* è relativo agli impiegati, che mostrano una forte eterogeneità (coefficiente 4,85 per la dispersione), pur essendo propensi a preferire il pullman.

Tabella 44  
LOGIT CONDIZIONATO. CONFRONTO MISTO: MOTO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Pull-const	0,4961	1,3918	0,7215
Costo-mezzo	-0,0456	0,0123	0,0002
Tempo-mezzo	-0,0542	0,0190	0,0045
Tempo-fuori	0,0630	0,0714	0,3776
Pull-proprio	2,7334	1,3008	0,0356
Auto-propria	1,7245	0,5375	0,0013
Treno-proprio	-1,6605	1,0085	0,0997
Bus-proprio	-0,2135	0,6669	0,7489
Impiegato	1,5492	0,5237	0,0031
Resid-FI	-2,3665	0,9226	0,0103
Resid-fuori-FI	-3,3110	1,0577	0,0017

McFadden LRI=0,33 N=178

Tabella 45  
MIXED LOGIT. CONFRONTO MISTO: MOTO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	p-value
Pull-const	0,6289	2,6866	0,8149
Costo-mezzo	-0,0760	0,0219	0,0005
Tempo-mezzo	-0,0694	0,0322	0,0312
Tempo-fuori	0,1238	0,1869	0,5076
Auto-propria	1,5704	0,8089	0,0522
Pull-proprio	3,3744	2,1516	0,1168
Treno-proprio	-2,0984	1,2476	0,0926
Bus-proprio	-0,9703	1,0266	0,3446
Impiegato-M	3,7325	1,8417	0,0427
Impiegato-S	4,8532	2,6128	0,0632
Resid-FI	-3,7397	1,1840	0,0016
Resid-fuori-FI	-5,7455	2,1076	0,0064

McFadden LRI=0,35 N=178

Il modello HEV (Tabb. 46-49) depura da significatività spurie molti coefficienti. Le elasticità confermano un'elevata sensibilità rispetto al costo e al tempo di percorrenza (Tab. 47).

Tabella 46  
HEV. CONFRONTO MISTO: MOTO-PULLMAN

Coefficiente	Stima	S.e.	<i>p-value</i>
Pull-const	-0,3188	1,1719	0,7856
Costo-mezzo	-0,0389	0,0173	0,0242
Tempo-mezzo	-0,0458	0,0207	0,0267
Tempo-fuori	0,0476	0,0602	0,4296
Pull-proprio	2,5490	1,4380	0,0763
Auto-propria	1,6465	0,7415	0,0264
Impiegato	1,2246	0,5126	0,0169
Resid-FI	-1,1423	0,4875	0,0191
Resid-fuori-FI	-1,9827	0,7002	0,0046
Scale 1	1,5271	1,7000	0,3690

N=178

Tabella 47  
SCENARI ED ELASTICITÀ PER IL MODELLO DI TABELLA 46

Scenario	$P_j$	Elasticità costo	Elasticità t-m	Elasticità t-f
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10): non-impiegato	0,31	-1,75	-1,43	0,33
Moto (c=70, t-m=30, t-f=10): non-impiegato	0,69	-0,84	-0,42	0,15
Pullman (c=65, t-m=45, t-f=10): impiegato	0,60	-1,01	-0,82	0,19
Moto (c=70, t-m=30, t-f=10): impiegato	0,40	-1,64	-0,83	0,29

Tabella 48  
HEV. CONFRONTO MISTO: MOTO-PULLMAN. MATRICE DI CORRELAZIONE

Coefficiente	Pull-const	Costo-mezzo	Tempo-mezzo	Tempo-fuori	Auto-propria	Pull-proprio	Impiegato	Resid-fuori-FI	Resid-FI	Par. scala
Pull-const	1,0000	0,6498	-0,0212	-0,8316	-0,4040	-0,3647	-0,5614	0,2394	0,0846	0,5249
Costo-mezzo	0,6498	1,0000	0,4806	-0,3295	-0,7292	-0,5532	-0,4910	0,5062	0,5053	0,7944
Tempo-mezzo	-0,0212	0,4806	1,0000	0,1521	-0,5948	-0,4544	-0,4506	0,4316	0,3745	0,6684
Tempo-fuori	-0,8316	-0,3295	0,1521	1,0000	0,1434	0,1360	0,4263	-0,2263	-0,0771	-0,2071
Auto-propria	-0,4040	-0,7292	-0,5948	0,1434	1,0000	0,5557	0,2935	-0,6462	-0,5902	-0,8058
Pull-proprio	-0,3647	-0,5532	-0,4544	0,1360	0,5557	1,0000	0,3884	-0,3610	-0,3696	-0,6353
Impiegato	-0,5614	-0,4910	-0,4506	0,4263	0,2935	0,3884	1,0000	-0,3723	-0,1725	-0,5557
Resid-fuori-FI	0,2394	0,5062	0,4316	-0,2263	-0,6462	-0,3610	-0,3723	1,0000	0,6788	0,55792
Resid-FI	0,0846	0,5053	0,3745	-0,0771	-0,5902	-0,3696	-0,1725	0,6788	1,0000	0,5440
Par. scala	0,5249	0,7944	0,6684	-0,2071	-0,8058	-0,6353	-0,5557	0,5579	0,5440	1,0000

## 5.

### Considerazioni conclusive

L'esperimento di scelta, condotto al fine di valutare le preferenze di mobilità nell'area fiorentina, ha dato risultati interessanti, mettendo in luce alcune peculiarità nelle scelte di alcuni utenti che possono servire per eventuali politiche di trasporto. In particolare, sono emerse preferenze ben marcate, ma diverse, secondo il tratto da percorrere: urbano ed extra-urbano. Per quanto concerne le scelte delle modalità di trasporto sul tratto urbano, si è rilevata una forte preferenza verso i mezzi utilizzati quotidianamente, soprattutto se il mezzo usato abitualmente è un mezzo privato, ovvero la moto, l'auto o la bicicletta. Tuttavia, tra gli utilizzatori dell'auto, si è potuta rilevare una propensione positiva ad utilizzare anche alcuni mezzi pubblici, in particolare l'autobus, a fronte di

un'adeguata modificazione dei tempi e dei costi, con notevoli differenze tra maschi e femmine. Ciò invece non si riscontra tra chi utilizza abitualmente un mezzo a due ruote; per questi utenti vi è una forte rigidità nelle scelte modali. Si noti che alcuni modelli di scelta che coinvolgono la bicicletta non sono stati stimati per la presenza di alcuni individui che scelgono questo mezzo a prescindere da qualsiasi considerazione sui tempi e sui costi.

Per quanto invece riguarda il percorso misto, urbano ed extra-urbano, i risultati hanno meglio evidenziato le preferenze degli utenti, forse perché questi sono stati chiamati a rispondere rispetto a dei veri scenari ipotetici, meno legati alle scelte operate quotidianamente, e rispetto a mezzi di trasporto non abitualmente utilizzati, come il treno e il bus.

Gli utilizzatori dell'auto, pur confermando quanto rilevato per il tratto urbano, mostrano comunque una notevole e marcata preferenza per il pullman rispetto al treno, soprattutto se studenti. Tuttavia, nella scelta tra pullman e treno regionale, prevalgono le preferenze verso il treno relative a tutti gli altri utenti.

Nelle scelte sul tratto extra-urbano, si sono rilevate preferenze eterogenee rispetto alla professione e non rispetto al genere, con una marcata preferenza degli impiegati per il pullman.

Infine, un'ultima rilevante considerazione sulle preferenze di chi risiede e non risiede a Firenze. In particolare, nel confronto tra treno e moto, i non residenti preferiscono la moto e appaiono sensibili alla componente di costo. Invece, nel confronto tra pullman e moto, si ha una forte preferenza per il pullman tra i residenti a Firenze e nei comuni metropolitani, e una preferenza invece per la moto per i residenti in comuni non metropolitani e fuori provincia.

I risultati sembrano suggerire che un'efficace politica dei trasporti urbani ed extra-urbani, volta a spostare gli utenti da mezzi privati a mezzi pubblici, debba cercare di intercettare prevalentemente gli utilizzatori dell'auto, offrendo un servizio migliore rispetto non solo ai costi ma soprattutto ai tempi di percorrenza.

## Riferimenti bibliografici

- Atkinson A.C., Donev A.N. (1992), *Optimum Experimental Design*, Oxford Statistical Science Series-No. 8, Clarendon Press, Oxford, UK.
- Berni R., Rivello R. (2009), "Choices and conjoint analysis: Critical aspects and recent developments", in Bini M., Monari P., Piccolo D., Salmaso L. (eds.), *Statistical Methods for the Evaluation of Educational Services and Quality of Products*, Series Contribution to Statistics, Physica-Verlag, Heidelberg, pp. 119-137.
- Bhat C.R. (1995), "A heteroschedastic extreme value model of intercity travel mode choice", *Transportation Research: part B: Methodological*, vol. 29, n. 6, pp. 471-483.
- Box G.E.P., Hunter J.S., Hunter W.S. (1978), *Statistics for Experimenters*, J. Wiley & Sons, New York.
- Boxall P.C., Adamowicz W.L. (2002), "Understanding heterogeneous preferences in random utility models: A latent class approach", *Environmental and Resource Economics*, vol. 23, n. 4, pp. 421-446.
- Cameron T.A., Englin J. (1997), "Respondent experience and contingent valuation of environmental goods", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 33, n. 3, pp. 296-313.
- Campbell D., Hutchinson G.W., Scarpa R. (2008), "Incorporating discontinuous preferences into the analysis of discrete choice experiments", *Environmental and Resource Economics*, vol. 41, n. 3, pp. 401-417.
- Cox D.R., Reid N. (2000), *The Theory of the Design of Experiments*, Chapman & Hall, Boca Raton, FL.
- Dellaert B.G.C., Brazell J.D., Louviere J.J. (1999), "The effect of attribute variation on consumer choice consistency", *Marketing Letters*, vol. 10, n. 2, pp. 139-147.
- DeShazo J.R., Fermo G. (2002), "Designing choice sets for stated preference methods: The effects of complexity on choice consistency", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 44, n. 1, pp. 123-143.
- Hanley N., Mourato S., Wright R.E. (2001), "Choice modelling approaches: A superior alternative for environmental evaluation?", *Journal of Econometric Survey*, vol. 15, n. 3, pp. 435-462.
- Hensher D.A., Greene W.H. (2003), "The mixed logit model: The state of practice", *Transportation*, vol. 30, n. 2, pp. 133-176.
- Herriges J.A., Phaneuf D.J. (2002), "Inducing patterns of correlation and substitution in repeated logit models of recreation demand", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84, n. 4, pp. 1076-1090.
- Kessels R., Goos P., Vanderbroek M. (2004), *Comparing Algorithms and Criteria for Designing Bayesian Conjoint Choice Experiments*, Research Report, Department of Applied Economics, Katholieke Universiteit Leuven, 427, 1-38, Belgium.
- McFadden D., Train K. (2000), "Mixed MNL for discrete response", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, pp. 447-450.
- Montgomery D.C. (2001), "Design and analysis of experiments", 5<sup>a</sup> ed., J. Wiley & Sons, New York.
- Netzer O., Toubia O., Bradlow E.T., Dahan E., Evgeniu T., Feinberg F.M., Feit E.M., Hui S.K., Johnson J., Liechty J.C., Orlin J.B., Rao V.R. (2008), "Beyond conjoint analysis: Advances in preference measurement", *Marketing Letters*, vol. 19, n. 3-4, pp. 337-354.
- Sandor Z., Wedel M. (2002), "Profile construction in experimental choice designs for mixed logit models", *Marketing Science*, vol. 21, n. 4, pp. 445-475.
- Sandor Z., Wedel M. (2005), "Heterogeneous conjoint choice designs", *Journal of Marketing Research*, vol. 42, n. 2, pp. 210-218.
- Scarpa R., Thiene M., Train K. (2007), *Utility in WTP Space: A Tool to Address Confounding Random Scale Effects in Destination Choice to the Alps*, Working Paper in Economics, Department of Economics, University of Waikato, New Zealand, 15, 1-22.
- Scarpa R., Ruto E.S.K., Kristjanson P., Radeny M., Druker A.G., Rege J.E.O. (2003), "Valuing indigenous cattle breeds in Kenya: An empirical comparison of stated and revealed preference value estimates", *Ecological Economics*, vol. 45, n. 3, pp. 409-426.
- Scott A. (2002), "Identifying and analysing dominant preferences in discrete choice experiments: an application in health care", *Journal of Economic Psychology*, vol. 23, n. 3, pp. 383-398.
- Swait J., Adamowicz W. (2001), "Choice environment, market complexity, and consumer behavior: A theoretical and empirical approach for incorporating decision complexity into models of consumer choice", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, vol. 86, n. 2, pp. 141-167.
- Train K.E. (1998), "Recreation demand models with taste differences over people", *Land Economics*, vol. 74, n. 2, pp. 230-239.
- Yu J., Goos P., Vandebroek M.L. (2009), "Efficient conjoint choice designs in the presence of respondent heterogeneity", *Marketing Science*, vol. 28, n. 1, pp. 122-135.
- Zwerina K., Huber J., Kuhfeld W.F. (1996), *A General Method for Constructing Efficient Choice Designs*, Working paper-Fuqua School of Business-Duke University, [www.support.sas.com/techsup/technote/ts722e.pdf](http://www.support.sas.com/techsup/technote/ts722e.pdf), 27708, 121-139, Durham.