

# Le determinanti della soddisfazione per il lavoro dopo la laurea

Giovanna Boccuzzo, Adriano Paggiaro<sup>1</sup>

*Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova*

**Riassunto.** In questa nota si studiano i fattori che determinano la soddisfazione per il lavoro. Le analisi si riferiscono ad un campione di laureati nell'Università di Padova negli anni 2007 e 2008. Mediante modelli regressivi, si spiega circa il 60% della variabilità della soddisfazione complessiva per il lavoro. Del restante 40%, più della metà è attribuibile a caratteristiche individuali non misurabili costanti nel tempo e correlate con i predittori, per cui le stime non sono consistenti. Si propone allora l'utilizzo di modelli ad effetti fissi, la cui ottica longitudinale consente di depurare dalla presenza di tali caratteristiche non misurabili. Il metodo proposto è applicato a sottogruppi di laureati, e si rileva come la variazione della soddisfazione sia da attribuire a fattori differenti all'interno di sottogruppi.

**Parole chiave:** Soddisfazione per il lavoro, Università di Padova, Ricerca longitudinale, Modello ad effetti fissi.

## 1. L'utilità di studiare la soddisfazione per il lavoro

Da decenni, psicologi, sociologi ed economisti s'interessano allo studio dei fattori che determinano il benessere degli individui, di cui il benessere lavorativo è una parte rilevante. Argyle (1989) ritiene che esso sia uno dei tre predittori fondamentali del benessere personale, insieme con una buona vita matrimoniale e con la famiglia.

Il benessere lavorativo, misurato con la soddisfazione per il lavoro e i suoi aspetti, è un concetto complesso, la cui definizione è ancora oggi oggetto di dibattito. È, in primo luogo, necessario capire che cosa misuri la soddisfazione per il lavoro. Il

---

<sup>1</sup> Il presente lavoro è stato finanziato nell'ambito del progetto PRIN 2007 "Modelli e metodi per abbinare profili formativi e bisogni di professionalità di comparti del terziario avanzato", cofinanziato dal MIUR e dall'Università di Padova, e del progetto di Ateneo 2008 "Indicatori di efficacia della formazione terziaria e riflessioni metodologiche dalla ricerca su laureati dell'Università di Padova" di cui è coordinatore Luigi Fabbris. La nota è stata redatta da: Giovanna Boccuzzo per i Paragrafi 1, 2 e 3 e da Adriano Paggiaro per il Par. 4. Il Par. 5 è stato redatto congiuntamente dagli autori.

concetto è multidimensionale, essendo legato sia ad aspetti oggettivi, quali stipendio, orari di lavoro, condizioni lavorative, sia a prospettive di carriera, interesse professionale, relazioni con colleghi e superiori, ecc.. Quando per rilevarla ci si rivolge direttamente ai soggetti, è probabile che, a parità di condizioni lavorative, persone diverse forniscano valutazioni differenti. E ciò dipende da più fattori.

Il fattore più importante (De Bustillo Llorente *et al.*, 2005; Ganzach, 2003; Poggi, 2010; Green *et al.*, 2010) è rappresentato dalle aspettative. Ogni soggetto è portatore di proprie aspettative relativamente al lavoro, le quali derivano dal percorso di studio, dalle esperienze professionali e dal confronto con i propri pari e che lo portano a desiderare di collocarsi in una fascia paragonabile ai propri pari per competenza e potenzialità. Di conseguenza, a parità di attività lavorativa, una persona competente, che ha brillato nello studio, i cui genitori hanno avuto successo nel lavoro, avrà maggiori aspettative e sarà meno soddisfatta di chi ha avuto percorsi e storie familiari meno promettenti.

Anche la personalità ha effetti sulla soddisfazione. Il tema è trattato ampiamente dagli psicologi, che individuano cinque tratti della personalità (*Big Five personality traits*: Barrick *et al.*, 1991; McCrae, 1991; Costa, 1991) che hanno effetto sulla soddisfazione lavorativa: la stabilità emotiva (*neuroticism*), l'energia relazionale (*extroversion*), l'apertura mentale (*openness*), la tendenza amicale (*agreeableness*), la coscienziosità (*conscientiousness*). Furnham *et al.* (2002) sostengono che i tratti di personalità non spieghino più del 10% della variabilità nella soddisfazione del lavoro e che ben di più sia attribuibile agli aspetti del lavoro e alle caratteristiche socio-demografiche della persona. Altri autori (Judge *et al.*, 2002) mostrano, sulla base di ampie meta-analisi, che solo i tratti di stabilità emotiva, energia e coscienziosità sono moderatamente correlati con la soddisfazione per il lavoro.

Ci si chiede in quale misura e a quali fini sia lecito utilizzare la componente soggettiva nella soddisfazione per il lavoro. Nel tempo, la soddisfazione è stata considerata come la migliore variabile osservabile della qualità del lavoro. Su questo punto vi sono posizioni diverse in letteratura, ma c'è concordanza sul fatto che la soddisfazione per il lavoro, pur se misurata nelle sue varie declinazioni, non possa rappresentare da sola la qualità del lavoro, a causa della sua soggettività. Si va da posizioni critiche di chi ritiene ammissibile solo il ricorso ad indicatori oggettivi (De Bustillo Llorente *et al.*, 2005) a chi teorizza che la soddisfazione del lavoro è maggiormente associata agli aspetti meno tangibili della qualità del lavoro, quali l'interesse, le relazioni coi colleghi, le opportunità di carriera (Handel, 2005; Schokkaert *et al.*, 2009).

La soddisfazione per il lavoro, indipendentemente dall'essere un indicatore di qualità del lavoro, è un importante elemento informativo per le organizzazioni produttive. Alti livelli di soddisfazione sono correlati con basso assenteismo (Farrell *et al.*, 1988), con il rispetto degli orari di lavoro (Koslowsky *et al.*, 1997), con la

riduzione di comportamenti sociali inadeguati nel lavoro (LePine *et al.*, 2002; Organ *et al.*, 1995). La comprensione del benessere del lavoratore è, quindi, funzionale anche alla comprensione dei comportamenti nel mercato del lavoro e alla realizzazione di ambienti di lavoro produttivi.

Obiettivo di questo lavoro è analizzare la soddisfazione complessiva per il lavoro e la soddisfazione associata ad aspetti del lavoro, e valutare in quale misura la soddisfazione per aspetti parziali contribuisce alla soddisfazione complessiva. Le analisi considerano diverse caratteristiche dei lavoratori, quali il genere, il tipo di laurea e la votazione conseguita e se il lavoro è iniziato prima o dopo la laurea.

Ci si avvale della disponibilità dei dati in due occasioni d'indagine, dopo sei e dodici mesi dalla laurea, per utilizzare metodi di analisi di dati longitudinali, grazie ai quali è possibile valutare l'importanza dei vari aspetti di soddisfazione "depurata" dalle caratteristiche personali invariabili nel tempo.

Lo studio si riferisce ai laureati presso l'Università di Padova negli anni 2007 e 2008. L'analisi di questo gruppo omogeneo ha il vantaggio di depurare i risultati da una serie di caratteristiche che creano diverse aspettative riguardo al lavoro, in particolare il titolo di studio e l'età. È, infatti, dimostrato che il titolo di studio ha effetto sulla soddisfazione per il lavoro, con livelli di soddisfazione generalmente più bassi in soggetti con titolo di studio più alto, in forza delle loro maggiori aspettative (Ganzach, 2003; Clark, 1997; Verhaest *et al.*, 2009).

È anche dimostrato che questa relazione rischia di essere semplicistica, nel senso che il nocciolo del problema risiede nel mancato utilizzo di competenze di alto livello, le quali si associano a titoli di studio elevati. D'altronde, l'effetto indiretto del titolo di studio alto è positivo, nel senso che l'alta formazione influisce positivamente su diversi aspetti del lavoro (Fabra Florit *et al.*, 2007). Insomma, una catena di cause non semplici da dipanare.

Anche l'età influisce sulla soddisfazione per il lavoro, essendo i lavoratori giovani generalmente più soddisfatti. La soddisfazione ha spesso un andamento a U rispetto all'età, con livelli alti nelle età giovani, che scendono nelle età centrali per poi risalire nelle età più avanzate (Clark *et al.*, 1996; Spector, 1997).

Nel seguito, s'illustra la natura dei dati a disposizione (Par. 2). Nel Par. 3 si analizza la soddisfazione complessiva e per le diverse componenti del lavoro. Nel Par. 4, si analizza la soddisfazione in senso longitudinale per individuare le determinanti delle variazioni nella soddisfazione per il lavoro al netto delle caratteristiche individuali, che sono costanti nel tempo. Nel Par. 5, si traggono alcune considerazioni conclusive.

## 2. La soddisfazione dei laureati per il lavoro

I dati a cui fa riferimento questo lavoro provengono dall'indagine Agorà sui laureati dell'Università di Padova (Fabbris, 2010). Con l'indagine, si osservano campioni di laureati negli anni solari 2007 e 2008 delle facoltà dell'Ateneo di Padova, con la sola esclusione di Medicina e Chirurgia.

Obiettivo dell'indagine è analizzare i percorsi dei laureati dopo la laurea, e precisamente dopo sei mesi, un anno e tre anni. L'indagine, effettuata con tecnica CATI (*Computer Assisted Telephone Interview*), è ampia e rileva tutti i percorsi dei laureati che sono usciti definitivamente dall'Università: i lavoratori, coloro che cercano lavoro, che svolgono stage o tirocini, o che sono sul mercato e in formazione "breve" (inferiore ad un anno).

Molto dettagliata è la parte riguardante il lavoro: attività svolte, percorsi di ricerca di lavoro, valutazione del percorso universitario e del lavoro, coerenza fra studi universitari e lavoro, tipo di competenze di cui il lavoratore usufruisce, competenze giudicate carenti.

La valutazione del lavoro è misurata mediante una batteria di quesiti di soddisfazione, su scala da 1 a 10. Oltre alla soddisfazione complessiva per il lavoro, sono monitorati i seguenti aspetti:

1. stabilità, sicurezza del lavoro
2. acquisizione di professionalità
3. prestigio sociale che dà il lavoro
4. rispondenza ai propri interessi culturali
5. utilità sociale
6. indipendenza e autonomia sul lavoro
7. flessibilità di orari e tempi di lavoro
8. tempo libero lasciato dal lavoro
9. ubicazione e caratteristiche del luogo di lavoro
10. prospettive di guadagno
11. prospettive di carriera

È, inoltre, chiesto il grado di coerenza degli studi rispetto al lavoro (su scala ordinale a quattro modalità).

La popolazione d'interesse sono i laureati che hanno concluso il percorso universitario. Sono, pertanto, esclusi coloro che dopo la laurea triennale s'iscrivono ad un corso di laurea magistrale o che, al termine della laurea magistrale, entrano in un corso di dottorato o in una scuola di specializzazione. Il campione è composto di 4.545 laureati degli anni 2007 e 2008, di cui 802 esclusi dopo la rilevazione a sei mesi perché ancora in formazione universitaria. Da 3.743 casi a sei mesi, il campione si riduce a 3.169 a dodici mesi, in conseguenza delle mancate collaborazioni e delle reinscrizioni all'università.

I lavoratori sono il 68,3% del campione a sei mesi e il 78,7% a dodici. Il tasso netto di occupazione [lavoratori/(lavoratori + in cerca di lavoro)] è l'82,6% a sei mesi e l'89,5% a dodici.

Nel seguito, si analizzano i laureati occupati sia a sei che a dodici mesi. Si tratta di 1.943 unità campionarie, l'87,4% dei lavoratori a sei mesi<sup>2</sup>. Il presente lavoro verte in buona parte sull'analisi delle dinamiche della soddisfazione nel tempo per individuare le determinanti della soddisfazione. Per la maggior parte (72%), gli esclusi sono lavoratori a dodici mesi ma non a sei. La differenza nei livelli di soddisfazione dei laureati nel complesso e di quelli che lavorano sia a sei che a dodici mesi è più bassa di circa 0,1 punti su dieci.

### 3. La soddisfazione per il lavoro a 6 e 12 mesi dalla laurea

La soddisfazione complessiva dei laureati e quella per singoli aspetti del lavoro è alquanto differente (Tab. 1). La soddisfazione complessiva è 7,62 su un massimo di dieci a sei mesi e 7,53 a dodici, superiore a quella media per le singole componenti (7,07 e 7,04, rispettivamente). Ciò induce a domandarsi se le varie componenti del lavoro qui considerate siano sufficienti a comporre il concetto di soddisfazione complessiva, come postulano diversi autori che considerano come indicatore di soddisfazione del lavoro quello composto dagli aspetti del lavoro (Souza-Poza *et al.*, 2000; Skalli *et al.*, 2008).

I due valori possono differire per varie ragioni: essendo la rilevazione basata su quesiti soggettivi, si può pensare che il concetto di soddisfazione sia più ampio e legato a fattori che determinano anche il benessere generale. Rode (2004), mediante modelli ad equazioni simultanee, mostra come vi sia una forte correlazione fra soddisfazione per il lavoro e soddisfazione per la propria vita in generale, e come tale relazione non sia causale, ma derivi dalla condivisione di caratteristiche socio-demografiche e caratteriali (Furnham *et al.*, 2002). Oppure può darsi che la soddisfazione globale sia sistematicamente superiore a quella media, magari in ragione del criterio di rilevazione. Si può, inoltre, ipotizzare che, nel fornire una valutazione complessiva, chiesta prima di quella sui singoli aspetti del lavoro, il rispondente si esprima in modo generale sul lavoro e che diventi critico nello specificarne i singoli aspetti. Infatti, può essere fonte di soddisfazione il solo fatto di avere un lavoro, soprattutto a soli sei mesi dalla laurea. In effetti, dai sei ai dodici mesi, la soddisfazione globale diminuisce di quasi un decimo di punto ( $p=0,0061$ ), mentre la soddisfazione media rimane sostanzialmente uguale.

---

<sup>2</sup> D'ora in avanti, le stime sono calcolate assegnando alle unità i "coefficienti di riporto all'universo" (Fabbris, 2010).

Per quanto concerne gli aspetti del lavoro, le soddisfazioni più basse riguardano il tempo libero (6,44 e 6,43), le prospettive di guadagno (6,52 e 6,43) e di carriera (6,45 e 6,35). La modesta soddisfazione per il tempo libero può derivare dall'essere i giovani alla prima esperienza lavorativa e dalla probabile nostalgia dei tempi dell'università, quando potevano ritagliarsi il tempo libero su quello dello studio.

Di maggiore interesse sono le basse soddisfazioni per le prospettive di guadagno e carriera. Come osserva Rose (2003), per lavoratori con titoli di studio medio-alti, il rischio maggiore d'insoddisfazione nel lavoro è la mancanza di prospettive di realizzazione personale, mentre non costituiscono fonte di preoccupazione le condizioni dei luoghi di lavoro. La paura della disoccupazione e la frizione del mercato del lavoro<sup>3</sup> portano ad accettare anche primi lavori sotto qualificati (Pollmann-Schult *et al.*, 2005), deludenti rispetto alle aspettative. In effetti, il nostro campione è composto, per circa un quarto, da laureati che ritengono che il loro lavoro possa essere svolto da diplomati o da persone con titolo anche inferiore.

Verhaest *et al.* (2009) mostrano che il fenomeno tende ad affievolirsi col tempo, fino ad annullarsi dopo un certo numero d'anni. I motivi per cui, col tempo, l'insoddisfazione si riduce sono molteplici: se fortemente insoddisfatto, il lavoratore tende a cercare un altro lavoro più gratificante e a lasciare il primo lavoro. Se non riesce a cambiare, s'innesta un meccanismo di "rassegnazione" e auto-convincimento. Inoltre, l'anzianità lavorativa porta ad avanzamenti di carriera, pertanto il basso utilizzo di competenze tecnico-specialistiche dei primi periodi è compensato dal miglioramento della posizione professionale raggiunta.

Tra gli aspetti più soddisfacenti troviamo l'autonomia, che aumenta in maniera significativa da sei a dodici mesi, l'acquisizione di professionalità e le caratteristiche qualitative del luogo di lavoro. Trattandosi di laureati, è plausibile che il livello di autonomia sia piuttosto elevato fin dall'inizio. Inoltre, essendo per molti il primo lavoro dopo la laurea, molti sono gli aspetti del lavoro che esulano dalle competenze tecnico-specialistiche acquisite all'università e che portano ad incrementare la professionalità: le relazioni con superiori e colleghi, la capacità di *problem solving*, la pianificazione del lavoro, il rispetto della tempistica, la capacità di presentare in pubblico relazioni sul proprio lavoro.

Nel complesso, il campo di variazione dei livelli di soddisfazione medi non è elevato, il valore minimo è 6,35 (prospettive di carriera a 12 mesi) e il massimo 7,81 (autonomia a 12 mesi). Si consideri però che il riferimento è ad un gruppo omogeneo,

---

<sup>3</sup> La teoria delle frizioni di mercato risponde all'evidenza che sussistono livelli anche elevati di disoccupazione contemporaneamente a posti di lavoro vacanti. I lavoratori, infatti, cercano un lavoro che li soddisfi, e questo richiede tempo. Anche le imprese cercano lavoratori adeguati alle loro esigenze e anche questo richiede tempo. I tempi e le difficoltà nel far incontrare chi offre lavoro con chi richiede esattamente quel tipo di lavoro si dicono "frizioni del mercato". Le frizioni dei mercati sono l'argomento centrale dell'assegnazione del Premio Nobel per l'Economia 2010.

ovvero neolaureati dell'Università di Padova, e che il confronto temporale si basa su sei mesi di osservazione. Le variazioni significative sono poche, e non è incoraggiante che tutte, esclusa l'autonomia, consistano in diminuzioni della soddisfazione.

Gli undici aspetti del lavoro e la coerenza mostrano pattern di correlazione (Tab. 2) che, sottoposti ad analisi fattoriale<sup>4</sup> (Tab. 3), mostrano l'esistenza di tre fattori:

- il primo, che coglie il 32% della variabilità complessiva, è determinato dalle prospettive di successo nel lavoro, vale a dire guadagno, sviluppo di carriera, prestigio sociale e stabilità contrattuale;
- il secondo, che spiega il 13% della variabilità, coglie gli aspetti più intrinseci del lavoro, l'incontro con i propri interessi culturali, l'utilità sociale, la coerenza col percorso di studi. L'acquisizione di professionalità è rilevante per entrambi i due fattori;
- il terzo fattore (11,9% della variabilità) riguarda gli aspetti utilitaristici del lavoro, quali il tempo libero, la flessibilità e l'ubicazione. L'indipendenza nell'organizzazione del proprio lavoro entra in tutti i tre fattori.

**Tabella 1.** Valore medio della soddisfazione dei lavoratori a sei e dodici mesi dalla laurea, per aspetto del lavoro svolto (n=1.943)

Variabile	6 mesi		12 mesi		Significat. differenze*
	Media	Dev std	Media	Dev std	
Soddisfazione generale	7,62	2,01	7,53	2,10	0,0061
Stabilità, sicurezza lavoro	7,02	3,20	7,04	3,27	0,7579
Acquisizione professionalità	7,67	2,40	7,63	2,25	0,3777
Prestigio sociale	6,80	2,24	6,76	2,39	0,2369
Interessi culturali	7,30	2,79	7,28	2,78	0,7798
Utilità sociale	7,25	2,91	7,30	2,91	0,1411
Indipendenza/autonomia	7,68	2,13	7,81	2,15	<0,0001
Flessibilità	7,12	3,15	7,01	3,23	0,0205
Tempo libero	6,44	3,06	6,43	3,08	0,9935
Ubicazione, caratteristiche luogo	7,49	2,36	7,39	2,44	0,0091
Prospettive guadagno	6,52	2,73	6,43	2,75	0,0366
Prospettive carriera	6,45	2,89	6,35	2,97	0,0269
Media soddisfazione	7,07	1,51	7,04	1,49	0,1950
% svolge lavoro non coerente**	25,4		25,7		
% svolge lavoro da diplomati/meno	26,9		22,8		

\* La differenza fra il valore a 6 e a 12 mesi è valutata mediante test t per dati appaiati.

\*\* Poco o per nulla coerente con gli studi universitari.

<sup>4</sup> L'analisi fattoriale è un metodo statistico multivariato che mira ad individuare i *pattern* che strutturano i dati. L'obiettivo è passare da una molteplicità di dati osservati ad un numero limitato di variabili latenti nelle osservazioni (Fabbris, 1997).

**Tabella 2. Coefficienti di correlazione fra soddisfazione complessiva e per aspetti del lavoro a dodici mesi dalla laurea (il valore sottostante è la significatività)**

	Soddisfazione generale	Stabilità	Acquisizione professionalità	Prestigio sociale	Interessi culturali	Utilità sociale	Indipendenza/autonomia	Flessibilità	Tempo libero	Ubicazione/Caratteristiche luogo	Prospettive gradagno	Prospettive carriera
Soddisfazione generale	1.000											
Stabilità	0.201 <.0001	1.000										
Acquisizione professionalità	0.639 <.0001	0.276 <.0001	1.000									
Prestigio sociale	0.515 <.0001	0.299 <.0001	0.585 <.0001	1.000								
Interessi culturali	0.636 <.0001	0.029 0.158	0.576 <.0001	0.446 <.0001	1.000							
Utilità sociale	0.358 <.0001	-0.007 0.732	0.312 <.0001	0.231 <.0001	0.432 <.0001	1.000						
Indipendenza/autonomia	0.446 <.0001	0.173 <.0001	0.390 <.0001	0.359 <.0001	0.329 <.0001	0.254 <.0001	1.000					
Flessibilità	0.274 <.0001	0.044 0.032	0.193 <.0001	0.205 <.0001	0.209 <.0001	0.119 <.0001	0.361 <.0001	1.000				
Tempo libero	0.139 <.0001	0.008 0.696	0.018 0.379	0.024 0.240	0.076 0.000	0.141 <.0001	0.131 <.0001	0.336 <.0001	1.000			
Ubicazione/Caratteristiche	0.231 <.0001	0.149 <.0001	0.181 <.0001	0.142 <.0001	0.142 <.0001	0.127 <.0001	0.201 <.0001	0.156 <.0001	0.269 <.0001	1.000		
Prospettive gradagno	0.395 <.0001	0.337 <.0001	0.406 <.0001	0.487 <.0001	0.243 <.0001	0.017 0.405	0.319 <.0001	0.211 <.0001	0.053 0.010	0.181 <.0001	1.000	
Prospettive carriera	0.435 <.0001	0.338 <.0001	0.475 <.0001	0.568 <.0001	0.337 <.0001	0.063 0.002	0.333 <.0001	0.234 <.0001	0.006 0.783	0.147 <.0001	0.781 <.0001	1.000
Coerenza*	0.275 <.0001	0.018 0.384	0.279 <.0001	0.211 <.0001	0.458 <.0001	0.202 <.0001	0.118 <.0001	0.079 <.0001	-0.030 0.138	0.001 0.942	0.081 <.0001	0.154 <.0001

\* dicotomizzata (1: abbastanza + molto coerente; 0: per nulla + poco coerente)



**Tabella 3.** *Pesi fattoriali dei primi tre fattori ricavati dall'analisi fattoriale della soddisfazione per aspetti del lavoro (con rotazione promax).*

	<i>I fattore</i>	<i>II fattore</i>	<i>III fattore</i>
Stabilità	0,673	-0,239	-0,015
Acquisizione professionalità	0,448	0,533	-0,007
Prestigio sociale	0,618	0,332	-0,028
Interessi culturali	0,073	0,831	0,019
Utilità sociale	-0,261	0,717	0,187
Indipendenza/autonomia	0,286	0,254	0,384
Flessibilità	0,087	0,068	0,657
Tempo libero	-0,176	-0,072	0,823
Ubicazione/Caratteristiche	0,151	-0,073	0,565
Prospettive guadagno	0,873	-0,119	0,070
Prospettive carriera	0,866	0,020	-0,007
Coerenza	-0,099	0,742	-0,203
Autovalore	3,852	1,561	1,428
% varianza	32,1	13,0	11,9

Ci si chiede ora in quale misura la soddisfazione per i vari aspetti del lavoro implica soddisfazione per il lavoro nel complesso e quanto le caratteristiche del laureato impattano sulla soddisfazione. Per questo si fa ricorso ad analisi della regressione lineare multipla, per ciascuna delle occasioni di rilevazione, con variabile dipendente data dalla soddisfazione complessiva per il lavoro, variabili esplicative date dalla soddisfazione per vari aspetti del lavoro e variabili di controllo date dalle caratteristiche socio-demografiche e curriculari del laureato. Le variabili di controllo saranno selezionate con tecnica *stepwise*, ossia valutando il livello della significatività statistica di una variabile alla volta.

Il modello di riferimento è:

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_{11} x_{11i} + \delta w_i + \gamma_1 z_{1i} + \dots + \gamma_{19} z_{19i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

dove:

- $y_i$  è la soddisfazione complessiva (su scala 1-10) del soggetto  $i$ -mo, a sei o a dodici mesi;
- $x_1 \dots x_{11}$  sono le soddisfazioni per i diversi aspetti del lavoro a sei o a dodici mesi e  $\beta_1 \dots \beta_{11}$  i relativi parametri;
- $w_i$  è la coerenza per il lavoro (0: per nulla o poco coerente, 1: abbastanza o molto coerente) e  $\delta$  il relativo parametro;
- $z_1 \dots z_{19}$  sono variabili socio-demografiche e relative al percorso di studio: genere, stato civile, se vive in famiglia, se lavorava prima della laurea e se il lavoro

attuale è diverso da quello alla laurea, livello di laurea (triennale, magistrale o ciclo unico), area disciplinare (scienze della vita, socio-economica, tecnico-scientifica, umanistica), voto di diploma, voto di laurea, tipo di diploma, durata degli studi universitari. Le variabili nominali sono state convertite in più variabili *dummy*, di cui  $\gamma_1 \dots \gamma_{19}$  sono i relativi parametri;

- $\varepsilon_i$  è il termine d'errore per l'unità  $i$ -ma, con le usuali assunzioni di incorrelazione con le variabili esplicative e fra le unità (cfr. anche Par. 4).

I modelli finali a sei e dodici mesi sono presentati nella Tab. 4. Il coefficiente di determinazione  $R^2$ , ovvero il rapporto fra la devianza di  $Y$  spiegata dalle variabili esplicative e quella complessiva di  $Y$ , è pari a 58% a sei mesi e a 57% a dodici, valori che di solito sono considerati elevati. In letteratura si trovano, infatti, valori di  $R^2$  (o *pseudo*  $R^2$  per modelli non lineari) dal 20% (Sousa-Poza *et al.*, 2000a) fino al 50-60% (Ferratt, 1981).

Poiché le variabili  $x_1 \dots x_{11}$  rappresentano i molteplici aspetti del lavoro, è logico attendersi che spieghino appieno il gradimento complessivo per il lavoro, mentre rimane un 42-43% di variabilità non spiegata dalle correlazioni. Vi sono, quindi, altre componenti non considerate che influenzano la soddisfazione complessiva. Può trattarsi di caratteristiche della persona, oppure della famiglia d'origine dei laureati. In ogni caso, affinché l'analisi di queste relazioni sia utilizzabile, dovrebbero essere caratteristiche modificabili con opportuni interventi.

I modelli a sei e dodici mesi danno risultati sovrapponibili. Gli aspetti di soddisfazione per il lavoro che maggiormente influiscono sulla soddisfazione complessiva sono non tangibili, come l'acquisizione di professionalità e gli interessi culturali, mentre la soddisfazione per le prospettive di guadagno è lievemente significativa a sei mesi e lo diventa a dodici. Al contrario, la soddisfazione per le prospettive di carriera, significativa a sei, non lo è più a dodici. Stante l'alta correlazione fra le ultime due variabili (0,781), si assiste ad una sorta di "scambio" nel passaggio dai sei ai dodici mesi. La soddisfazione per le prospettive di guadagno e di carriera viene dopo la soddisfazione per acquisizione di professionalità, interessi culturali e autonomia.

I nostri risultati sono in linea con la teoria motivazionale di Herzberg *et al.* (1959), secondo la quale esistono dei fattori ambientali, detti *igienici* (condizioni di lavoro, stipendio, relazioni interpersonali, politica aziendale) che definiscono delle condizioni basilari, in assenza delle quali vi è insoddisfazione ma che non determinano la crescita della soddisfazione.

La soddisfazione dipende invece da caratteristiche motivazionali, dette *fattori intrinseci*, quali la tipologia del lavoro, il livello di responsabilità, i risultati raggiunti. Skalli *et al.* (2008) e Judge *et al.* (2010), tra gli altri, mostrano come il tipo di lavoro e i fattori intrinseci permettano di predire la soddisfazione complessiva meglio del guadagno. Souza-Poza *et al.* (2000) mostrano, inoltre, come il guadagno sia al terzo

posto per gli uomini e solo al quinto per le donne in un'ideale classifica dei fattori che determinano la soddisfazione per il lavoro.

**Tabella 4.** Stime dei parametri, standard error e significatività delle componenti di soddisfazione in un modello di regressione lineare della soddisfazione complessiva per il lavoro, dopo sei e dodici mesi dalla laurea. Sono incluse le variabili socio-demografiche significative, selezionate con tecnica stepwise.

Variabile	Sei mesi			Dodici mesi		
	<i>b</i>	<i>se(b)</i>	<i>p</i>	<i>b</i>	<i>se(b)</i>	<i>p</i>
Intercetta	1,000	0,150	<0,0001	0,985	0,147	<0,0001
<i>Soddisfazione per aspetti del lavoro</i>						
Stabilità, sicurezza lavoro	0,030	0,010	0,003	0,022	0,010	0,021
Acquisizione professionalità	0,223	0,017	<0,0001	0,242	0,018	<,0001
Prestigio sociale	0,121	0,018	<0,0001	0,054	0,017	0,001
Interessi culturali	0,238	0,015	<0,0001	0,248	0,015	<,0001
Utilità sociale	0,021	0,012	0,082	0,031	0,011	0,006
Indipendenza/autonomia	0,090	0,016	<0,0001	0,134	0,016	<,0001
Flessibilità	0,017	0,011	0,111	0,029	0,010	0,005
Tempo libero	0,054	0,010	<0,0001	0,016	0,010	0,116
Ubicazione, caratterist. luogo	0,044	0,013	0,001	0,031	0,012	0,010
Prospettive guadagno	0,033	0,017	0,047	0,074	0,017	<,0001
Prospettive carriera	0,048	0,016	0,003	0,027	0,017	0,108
Coerenza	-0,015	0,053	0,777	-0,027	0,050	0,584
<i>Caratteristiche socio-demografiche e curricolari:</i>						
Genere (1: M, 0:F)	-0,135	0,043	0,002	-	-	-
Liceo classico o scient.	-0,078	0,042	0,062	-	-	-
Stesso lavoro di 6 mesi				-0,094	0,043	0,029
Altra scuola (≠ liceo class. o scient. e ist. tecnico)	-	-	-	0,096	0,047	0,041
Laurea specialistica	-	-	-	-0,082	0,039	0,038
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,579			0,570		

Si noti che la coerenza tra lavoro e indirizzo degli studi non determina la soddisfazione complessiva. Quantunque un quarto dei laureati affermi di compiere lavori poco o per nulla coerenti (Tab. 1), la soddisfazione complessiva non ne soffre.

Le caratteristiche socio-demografiche e curricolari spiegano una quota di devianza ridotta rispetto agli aspetti del lavoro<sup>5</sup>, tuttavia alcuni risultati sono degni di

<sup>5</sup> La quota di devianza spiegata dalle variabili socio-demografiche e curricolari è circa del 2% a sei mesi e 1% a dodici. In un modello di regressione con le sole caratteristiche socio-demografiche e curricolari, la quota di devianza spiegata non supera il 6%. Tale modello considera, oltre alle variabili

nota. A parità di soddisfazione per i diversi aspetti del lavoro, le donne sono, infatti, più soddisfatte degli uomini nel complesso a sei mesi, ma la differenza non è più significativa a dodici (Tab. 5).

**Tabella 5.** Valore medio della soddisfazione complessiva per il lavoro e per i diversi aspetti del lavoro a 6 e 12 mesi, secondo il genere ( $n(M)=893$ ,  $n(F)=1.050$ ).

Soddisfazione per	6 mesi			12 mesi		
	M	F	p*	M	F	p*
Lavoro in generale	7,59	7,64	0,453	7,54	7,51	0,637
Stabilità, sicurezza	7,26	6,85	<0,0001	7,28	6,86	<0,0001
Acquisizione professionale	7,81	7,58	0,002	7,75	7,55	0,003
Prestigio sociale	7,00	6,65	<0,0001	6,97	6,62	<0,0001
Interessi culturali	7,32	7,28	0,612	7,29	7,27	0,797
Utilità sociale	6,85	7,54	<0,0001	6,92	7,58	<0,0001
Indipendenza, autonomia	7,75	7,63	0,084	7,91	7,74	0,014
Flessibilità	7,41	6,93	<0,0001	7,29	6,81	<0,0001
Tempo libero	6,30	6,54	0,015	6,30	6,53	0,019
Ubicazione/caratteristiche	7,40	7,55	0,049	7,33	7,45	0,093
Prospettive guadagno	6,87	6,28	<0,0001	6,87	6,13	<0,0001
Prospettive carriera	6,90	6,14	<0,0001	6,85	6,01	<0,0001
Soddisfazione media	7,17	7,00	0,0004	7,16	6,96	<0,0001

\*Test t per il confronto fra medie;

Le differenze maggiori tra i generi si osservano per le prospettive di guadagno e carriera, la stabilità del lavoro, il prestigio sociale, la flessibilità. Nel tempo, peggiorano per le laureate la soddisfazione complessiva, le prospettive di carriera e di guadagno. Gli unici aspetti per i quali le donne sono più soddisfatte degli uomini sono l'utilità sociale e, in misura minore, l'ubicazione e le caratteristiche del luogo di lavoro. Un'analisi di regressione distinta per maschi e femmine (Tab. 6) conferma queste impressioni. Mora *et al.* (2009) ottengono risultati analoghi su un campione di neolaureati.

L'effetto del genere sulla soddisfazione per il lavoro è stato ampiamente trattato in letteratura (tra gli altri, Clark, 1997; Mora *et al.*, 2009; Liu *et al.*, 2010; Sloane e Williams, 2000). Phelan (1994) ha trattato il paradosso della soddisfazione di genere,

---

della Tab.1, l'aver seguito un corso di laurea di area umanistica (effetto negativo sulla soddisfazione) o di area tecnico-scientifica (effetto positivo), un voto di diploma alto (positivo), l'essere coniugato (positivo), il non lavorare durante gli studi (positivo).

avendo osservato che le donne sono più soddisfatte degli uomini del proprio lavoro, sebbene stipendio e posizione professionale siano spesso inferiori. L'Autore spiega che: 1) trattandosi di posizioni professionali più basse rispetto agli uomini, è normale avere stipendi inferiori; 2) le donne si confrontano prima di tutto con altre donne; 3) le donne basano i loro diritti in ambiente di lavoro su standard inferiori; 4) gli uomini sono più esigenti quanto a stipendio e posizione professionale; 5) sia per gli uomini che per le donne, la soddisfazione è determinata da fattori soggettivi e non solo da fattori economici. Negli anni recenti, tale paradosso è meno evidente (Kaiser, 2005), in modo particolare tra i lavoratori giovani con alto titolo di studio, ovvero in popolazioni simili a quella oggetto del presente lavoro (Clark, 1997; Souza-Poza e Souza Poza, 2000b).

**Tabella 6.** *Stime dei parametri, standard error e significatività delle variabili socio-demografiche e delle componenti di soddisfazione in un modello di regressione lineare stepwise della soddisfazione complessiva per il lavoro, dopo dodici mesi dalla laurea, per maschi e femmine.*

Variabile	Femmine			Maschi		
	b	se(b)	p	b	se(b)	p
Intercetta	0,613	0,191	0,001	1,131	0,225	<0,0001
Altra scuola (≠ liceo class. o scient. e ist. tecnico)	0,113	0,058	0,051	-	-	-
Durata studi (anni)	-	-	-	0,035	0,013	0,007
<i>Soddisfazione per aspetti del lavoro (voto da 1 a 10):</i>						
Stabilità, sicurezza lavoro	0,026	0,013	0,041	0,014	0,014	0,342
Acquisizione professionalità	0,245	0,025	<0,0001	0,245	0,026	<0,0001
Prestigio sociale	0,044	0,023	0,055	0,062	0,024	0,009
Interessi culturali	0,237	0,021	<0,0001	0,257	0,021	<0,0001
Utilità sociale	0,034	0,016	0,031	0,025	0,017	0,135
Indipendenza/autonomia	0,123	0,022	<0,0001	0,137	0,022	<0,0001
Flessibilità	0,024	0,014	0,090	0,035	0,015	0,022
Tempo libero	0,027	0,014	0,050	0,003	0,014	0,853
Ubicazione/caratterist. luogo	0,066	0,017	0,000	-0,007	0,017	0,673
Prospettive guadagno	0,057	0,023	0,012	0,098	0,026	0,000
Prospettive carriera	0,057	0,022	0,011	-0,008	0,026	0,751
Coerenza	0,055	0,069	0,421	-0,133	0,071	0,062
$R^2$	0,585			0,554		

A noi sembra che i motivi per cui maschi e femmine hanno livelli di soddisfazione differenti per il lavoro siano principalmente tre:

- il primo è che gli uomini svolgono lavori diversi dalle donne e che, in genere, quelli delle donne sono meno interessanti, perché la necessità di lavori *part-time*, o più vicini a casa, ne riduce la scelta;
- il secondo è che uomini e donne hanno, in generale, aspettative differenti, maggiori per gli uomini, per cui a parità di lavoro le donne mostrano soddisfazione complessiva maggiore. In realtà, ciò non è vero per i giovani con titolo di studio alto, come l'insieme oggetto di questo studio;
- il terzo è che uomini e donne cercano cose diverse dal lavoro: i primi attribuiscono maggiore importanza a carriera e guadagno e cercano lavori soddisfacenti sotto questi aspetti, le seconde cercano lavori più stimolanti dal punto di vista delle relazioni e dell'utilità sociale, che si concilino con la vita familiare.

Inoltre, dodici mesi, il possesso di una laurea specialistica rende meno soddisfatti, così come il provenire da un liceo<sup>6</sup> (classico o scientifico) o da un istituto tecnico. È un'ulteriore prova che l'insoddisfazione per il lavoro è riconducibile alle aspettative (Liu *et al.*, 2010; Ganzach, 2003; Clark, 1997) e al problema della sovraqualificazione (*overqualification*) che determina un ridotto utilizzo delle competenze maturate (Green *et al.*, 2010; Verhaest *et al.*, 2009).

#### 4. Modelli per dati longitudinali

Le caratteristiche individuali osservate spiegano meno del 60% della variabilità della soddisfazione per il lavoro svolto dai laureati. Applicando la regressione lineare, si assume che le caratteristiche non osservate – che rappresentano il restante 40% – siano incorrelate con le variabili esplicative del modello. Se tale assunzione non è realistica, lo stimatore ai minimi quadrati ordinari (nel seguito, OLS: *Ordinary Least Squares*) non è consistente. Pertanto, anche con un campione di dimensione infinita la stima dei parametri d'interesse risulterebbe distorta.

La possibilità di osservare la soddisfazione per il lavoro in almeno due occasioni consente di utilizzare metodi statistici per l'analisi di dati longitudinali. L'obiettivo è di ottenere stime consistenti dei parametri d'interesse a partire da assunti meno restrittivi per quanto riguarda la correlazione fra le variabili esplicative e i termini d'errore.

---

<sup>6</sup> Dei laureati magistrali o a ciclo unico, il 61% proviene da un liceo classico o scientifico. La  $V$  di Cramèr è 0,20 (l'indice  $V$  di Cramèr è una misura di associazione fra variabili qualitative, variabile fra 0 e 1, dove 0 indica l'assenza di associazione e 1 la massima associazione; ha una forma asimmetrica concentrata verso i valori bassi, per cui valori come 0,20 sono spesso significativi).

Si delineano, pertanto, le principali problematiche nel trattamento dell'eterogeneità non osservata e alcune possibili soluzioni<sup>7</sup>. Abbiamo finora considerato i dati come se le rilevazioni a sei e dodici mesi dalla laurea fossero svolte su campioni indipendenti. Ora le variabili osservate  $y$  (soddisfazione complessiva) e  $X$  (vettore comprendente le variabili potenzialmente esplicative) si considerano relative ad un individuo  $i$  ad un istante  $t$ . Considereremo  $t=1$  a sei mesi dalla laurea,  $t=2$  a dodici.

Il modello lineare che ne deriva scompone il termine di errore  $\varepsilon$  in una componente permanente  $\eta$  (eterogeneità individuale che non varia nel tempo) e una temporanea  $u$  (shock temporanei che colpiscono l'individuo in modo casuale nei diversi istanti):

$$y_{it} = \beta x_{it} + \varepsilon_{it}; \quad \varepsilon_{it} = \eta_i + u_{it}.$$

La stima OLS del modello lineare richiede l'assunzione di incorrelazione fra le esplicative  $X$  e il termine di errore complessivo  $\varepsilon$ , oltre all'incorrelazione fra le singole componenti di  $\varepsilon$ . Le conseguenze principali della presenza della componente permanente  $\eta$  sono:

- la presenza di  $\eta$  genera correlazione seriale fra le osservazioni relative al medesimo individuo, per cui l'assunzione di incorrelazione fra gli errori non è valida e la stima non è efficiente;
- l'assunzione di incorrelazione fra le variabili esplicative  $X$  e l'errore deve valere per entrambe le componenti, per cui, se si ammette che le caratteristiche permanenti non osservate  $\eta$  possano essere correlate con quelle osservate  $X$ , la stima OLS diventa non consistente.

Il primo problema è facilmente risolvibile poiché, se  $\eta$  fosse l'unica fonte di correlazione fra gli errori, la struttura della matrice di covarianze degli errori stessi sarebbe nota e si potrebbe applicare il metodo dei minimi quadrati generalizzati. Lo stimatore efficiente così ottenuto è detto ad *effetti casuali* o a *componenti della varianza*, in quanto consente di determinare la quota della varianza dell'errore imputabile alle due componenti.

Come per la stima OLS, anche lo stimatore ad effetti casuali è però consistente, oltre all'assunzione di incorrelazione fra esplicative  $X$  ed errore  $u$ , solo sotto la più forte assunzione di incorrelazione fra componente permanente dell'errore e caratteristiche osservabili:

$$H_0 : E(\eta|X) = 0. \quad (2)$$

<sup>7</sup> Per maggiori dettagli e per un rigoroso approccio metodologico, si veda, fra gli altri, Wooldridge (2010).

Per rendere ininfluente questa assunzione si può eliminare la presenza di  $\eta$  considerando gli scarti fra i valori di  $Y$  e  $X$  osservati nel tempo e i rispettivi valori medi, per ogni laureato, nell'intero periodo considerato. Lo stimatore che ne deriva, detto ad *effetti fissi*, è consistente ed efficiente se l'assunzione (2) non è valida. L'unica assunzione per la consistenza rimane l'incorrelazione fra le  $X$  e gli errori temporanei  $u$ , molto meno restrittiva della (2) nella gran parte delle applicazioni.

Se si hanno solamente due osservazioni per ogni individuo, lo stimatore ad effetti fissi si ottiene anche con una stima OLS sulle differenze tra livelli di soddisfazione nelle due occasioni.

$$y_{i2} - y_{i1} = \beta(x_{i2} - x_{i1}) + u_{i2} - u_{i1}.$$

L'idea di base non è più, quindi, di valutare se un elevato *livello* di soddisfazione per una caratteristica sia associato ad un elevato *livello* di soddisfazione complessiva, ma se una *variazione* fra i sei e i dodici mesi di una determinata caratteristica sia legata ad una *variazione* della soddisfazione complessiva.

Il modello sulle differenze, pur utilizzando informazioni concettualmente differenti, identifica il medesimo parametro  $\beta$  di interesse per il modello originario sui livelli (nell'ipotesi che  $\beta$  sia costante nel tempo). Di conseguenza, il confronto fra le stime ottenute con i diversi modelli consente di verificare l'ipotesi (2) e scegliere lo stimatore più adatto. Anche in questo caso, l'intuizione è semplice: se l'ipotesi è vera, gli stimatori sono tutti consistenti, quindi la loro differenza deve essere piccola.

Inoltre, poiché lo stimatore ad effetti casuali è più efficiente, le sue stime dovrebbero essere più precise. Questo consente di applicare un test sulla significatività complessiva delle *differenze* fra le stime ad effetti fissi e casuali, con distribuzione *Chi quadrato* con tanti gradi di libertà quanti sono i parametri da confrontare, costante esclusa. Hausman (1978) mostra come la varianza della differenza sia facilmente ottenibile come differenza fra le due varianze. Se le differenze sono irrilevanti, la (2) è valida e si utilizza lo stimatore ad effetti casuali poiché più efficiente; se, invece, le differenze sono congiuntamente significative, si utilizza lo stimatore ad effetti fissi, essendo consistente se (2) è rifiutata.

#### 4.1 Stime per il campione completo

L'applicazione dei modelli per dati longitudinali al campione in analisi richiede di operare esclusivamente sugli individui per i quali sono disponibili le informazioni complete per le due occasioni di rilevazione. Questo richiede di limitare l'analisi ai 1.745 individui che lavorano in entrambe le occasioni e di cui non mancano valori nelle variabili d'interesse.



L'attenzione è limitata alle singole componenti della soddisfazione e alla *dummy* sulla coerenza del lavoro. Le variabili socio-demografiche e quelle relative all'istruzione sono escluse dall'analisi per due motivi: (a) stato civile e convivenza con i genitori, che sono costanti nel tempo<sup>8</sup>, sono eliminate dall'analisi ad effetti fissi; (b) analisi preliminari mostrano che, nei modelli OLS e ad effetti casuali, l'unica variabile significativa è il genere, che però spiega una quota di variabilità inferiore all'1%.

Il test di Hausman ha un valore di 37,12 con 12 gradi di libertà, con  $p=0,0002$  (Tab. 7), pertanto si rifiuta l'ipotesi (2) di incorrelazione fra le variabili esplicative e la componente permanente dell'errore. Ne deriva che le stime ottenute con i modelli OLS e ad effetti casuali non sono consistenti ed è necessario utilizzare le stime ad effetti fissi anche se presentano una variabilità superiore. L'intuizione sottostante è che, con l'usuale rapporto di scambio fra correttezza e precisione, si utilizza solamente la variabilità nel tempo per ogni individuo e si elimina l'informazione proveniente dalla variabilità fra individui, causa principale dell'inconsistenza delle stime.

Dalla stima del modello ad effetti fissi risulta che le due componenti dell'errore hanno una varianza molto simile, per cui il 50% della variabilità residua è spiegato da caratteristiche permanenti dell'individuo non osservabili.

Nella Tab. 7 si presentano le stime OLS e con effetti fissi<sup>9</sup> insieme ad un indicatore di significatività al 5% delle differenze fra effetti fissi e casuali per i singoli parametri. È, infatti, interessante analizzare quali siano le variabili per cui si osservano maggiori differenze fra le stime OLS e quelle che derivano dall'approccio ad effetti fissi. Analogamente a quanto visto nelle sezioni precedenti, le variabili con maggiore impatto sulla variazione di soddisfazione complessiva rimangono l'acquisizione di professionalità e gli interessi culturali, il cui effetto è tuttavia attenuato nel modello a effetti fissi, in particolar modo per quanto riguarda la seconda, che passa da 0,24 a 0,18.

I risultati di maggiore interesse provengono dagli ultimi tre parametri del modello, quelli legati alle prospettive di guadagno e carriera e alla coerenza con gli studi, gli unici oltre ai due già discussi per i quali le differenze fra i modelli risultano significative. Nelle stime OLS, le prospettive di guadagno sono le uniche significative, e presentano stime fra le più elevate nell'intero modello. Nel modello ad effetti fissi, la situazione si ribalta, con le prospettive di guadagno che diventano non significative, mentre le prospettive di carriera diventano la quarta caratteristica

---

<sup>8</sup> Stato civile e convivenza con i genitori presentano una limitata variabilità nel tempo, ma le relative stime non risultano mai significative.

<sup>9</sup> Le stime ad effetti casuali non sono riportate perché sono sempre simili alle stime OLS. Di conseguenza, le evidenze dal test di Hausman, calcolato sulle differenze fra effetti fissi e casuali, sono estendibili alle differenze fra i due modelli presentati in tabella.

in termini di impatto sulla variazione temporale della soddisfazione globale. Anche la coerenza assume valori piuttosto rilevanti, seppure non significativi. Si vedrà nel seguito come questa variabile sia importante per specifici sottogruppi del campione.

**Tabella 7.** Stime per l'intero campione di lavoratori dopo sei e dodici mesi, OLS ed effetti fissi ( $n=1745$ )

Variabile	OLS			Effetti fissi			Signif. differ 5%
	<i>b</i>	<i>s(b)</i>	<i>p</i>	<i>b</i>	<i>s(b)</i>	<i>p</i>	
Intercetta	1,026	0,117	0,000	1,517	0,222	0,000	-
Stabilità	0,026	0,008	0,001	0,015	0,014	0,256	
Acquis. profes.	0,233	0,014	0,000	0,193	0,019	0,000	*
Prest. sociale	0,089	0,014	0,000	0,106	0,021	0,000	
Interessi cultur.	0,242	0,012	0,000	0,179	0,019	0,000	*
Utilità sociale	0,032	0,009	0,000	0,042	0,017	0,010	
Autonomia	0,100	0,013	0,000	0,082	0,020	0,000	
Flessibilità	0,023	0,008	0,006	0,039	0,013	0,003	
Tempo libero	0,035	0,008	0,000	0,027	0,014	0,044	
Ubicazione	0,037	0,010	0,000	0,029	0,016	0,060	
Prosp. guadagno	0,065	0,013	0,000	0,027	0,020	0,170	*
Prosp. carriera	0,018	0,013	0,163	0,084	0,020	0,000	*
Coerenza	-0,033	0,040	0,418	0,108	0,070	0,123	*

Per comprendere le possibili cause delle differenze rilevate fra i modelli stimati, è evidente il ruolo delle caratteristiche permanenti non osservabili  $\eta$ , le quali influiscono sul livello di soddisfazione complessiva ma sono anche correlate con le singole componenti della soddisfazione.

Ad esempio, elevati livelli di soddisfazione complessiva sono mediamente associati a maggiori prospettive di guadagno, ma non è ugualmente rilevante l'effetto di una variazione delle prospettive di guadagno sulla variazione della soddisfazione. Una possibile interpretazione è che esistano caratteristiche  $\eta$  di un individuo che lo portano ad avere, *ceteris paribus*, una maggiore soddisfazione complessiva, ma che sono anche legate a diversi livelli di soddisfazione per i guadagni. Di conseguenza, la stima di un modello OLS, che non tiene conto della presenza di  $\eta$ , presenta una relazione spuria fra la soddisfazione complessiva e quella per i guadagni, che scompare con una differenziazione che elimina le caratteristiche permanenti.

Al contrario, le prospettive di carriera non hanno apparentemente alcun effetto sul livello di soddisfazione, ma la variazione nel tempo è associata positivamente ad una variazione della soddisfazione complessiva. In questo caso l'eliminazione di  $\eta$  fa emergere una relazione che altrimenti non sarebbe stato possibile osservare.

4.2 Laureati non lavoratori

Un campione di sicuro interesse è rappresentato dai laureati che non lavoravano al momento della laurea. La ricostruzione longitudinale delle loro storie lavorative consente di osservare, seppure in due soli istanti, i primi episodi lavorativi dopo l'ingresso (o reingresso se avevano lavorato in precedenza) nel mercato del lavoro successivamente alla laurea. In questo modo è possibile avere un migliore controllo delle condizioni iniziali in un'analisi longitudinale delle storie lavorative. Inoltre, per questo gruppo assumono particolare interesse le variazioni di soddisfazione fra sei e dodici mesi dopo la laurea, intervallo che altrimenti è piuttosto breve per chi è già inserito nel mercato del lavoro.

Nella Tab. 8 si presentano i risultati relativi al sottocampione dei 945 studenti non lavoratori al momento della laurea. Il test di Hausman, anche in questo caso, induce a rifiutare l'ipotesi (2) di incorrelazione fra esplicative e componente permanente dell'errore, con un  $p=0,0005$ , e le variabili con differenze significative sono anch'esse le medesime del campione completo, con l'esclusione dell'acquisizione di professionalità che ha standard error più elevati.

**Tabella 8.** Stime per i laureati non lavoratori al momento della laurea, OLS ed effetti fissi (n=945)

Variabile	OLS			Effetti fissi			Signif. differ 5%
	b	s(b)	p	b	s(b)	p	
Intercetta	1,085	0,163	0,000	1,485	0,305	0,000	-
Stabilità	0,000	0,011	0,982	-0,002	0,018	0,921	
Acq. profes.	0,207	0,019	0,000	0,170	0,028	0,000	
Prest. sociale	0,082	0,019	0,000	0,114	0,029	0,000	
Interesse cultur.	0,244	0,016	0,000	0,178	0,026	0,000	*
Utilità sociale	0,027	0,012	0,027	0,059	0,023	0,009	
Autonomia	0,124	0,017	0,000	0,104	0,026	0,000	
Flessibilità	0,035	0,011	0,001	0,065	0,018	0,000	
Tempo libero	0,018	0,011	0,099	0,009	0,018	0,636	
Ubicazione	0,038	0,013	0,004	0,003	0,021	0,899	
Prosp. guadagno	0,092	0,019	0,000	0,018	0,028	0,524	*
Prosp. carriera	0,016	0,019	0,377	0,102	0,028	0,000	*
Coerenza	0,016	0,056	0,773	0,187	0,097	0,055	*

Le evidenze complessive sono simili ma emergono in modo più marcato, sia per quanto riguarda l'attenuazione dei due parametri più elevati, che per l'inversione delle gerarchie fra gli ultimi tre parametri: le prospettive di guadagno passano da 0,09 a non significative, mentre le prospettive di carriera diventano significative con un valore superiore a 0,10, e arriva al limite della significatività al 5% anche la

coerenza, con un incremento di soddisfazione di 0,19 per chi considera il proprio lavoro coerente con gli studi.

Un'ulteriore disaggregazione di interesse prevede la distinzione fra gli 825 studenti che avevano lo stesso lavoro a sei e dodici mesi dalla laurea e i 120 che invece hanno cambiato occupazione nel corso del semestre. Nella Tab. 8 sono presentati i risultati per i due gruppi, limitatamente al modello ad effetti fissi, poiché in entrambi i casi il test di Hausman porta a rifiutare l'ipotesi (2) sottostante gli altri due modelli. Il primo gruppo, che rappresenta quasi il 90% del campione, mostra risultati simili ai precedenti, con l'unica differenza di una forte diminuzione del parametro legato alla coerenza, che diventa non significativo.

Il gruppo che cambia lavoro presenta, invece, risultati di estremo interesse, in particolare per quanto riguarda l'aumento di soddisfazione di 0,72 per coloro che ritengono il loro lavoro coerente. I rimanenti parametri sono quasi tutti non significativi a causa della ridotta numerosità campionaria, con l'unica rilevante eccezione del parametro relativo alla stabilità, che emerge come significativo al 5% per la prima volta nei modelli ad effetti fissi con una stima vicina a 0,15. Infine, pur se significativo solo al 10%, va notato un valore piuttosto elevato con segno negativo per l'ubicazione, con una possibile interpretazione legata alla necessità di allontanarsi dalla residenza per poter trovare un lavoro più soddisfacente.

Dal punto di vista sostanziale, quindi, per i laureati che iniziano una nuova attività dopo la laurea, è possibile individuare quali componenti siano rilevanti nel determinare variazioni di soddisfazione quando si mantiene il medesimo lavoro a sei e dodici mesi di distanza e quali invece intervengano nel confrontare lavori differenti. Nel primo caso, sono rilevanti le variazioni nell'acquisizione di professionalità, nel prestigio sociale, negli interessi culturali e nelle prospettive di carriera. Al contrario, quando si cambia lavoro, si è in cerca maggiormente della sua coerenza con gli studi, oltre alla stabilità e, come in precedenza ma con un effetto quasi doppio, all'acquisizione di professionalità.

### *4.3 Laureati già lavoratori*

L'analisi dei laureati che lavorano al momento della laurea presenta maggiori problemi di interpretazione dei risultati, in quanto la laurea interviene come variazione di condizione all'interno di un episodio di occupazione già in corso (Tab. 9). Dal punto di vista metodologico, questo pone diversi problemi, quali la necessità di tener conto delle caratteristiche dell'episodio in corso.

Ciononostante, può essere interessante confrontare i risultati con quelli dei modelli precedenti, per individuare eventuali componenti della soddisfazione maggiormente rilevanti per chi ha già un lavoro.

**Tabella 9.** Modello ad effetti fissi, laureati non lavoratori al momento della laurea

Variabile	Stesso lavoro a 6 e 12 mesi (n=825)			Lavoro diverso a 6 e 12 mesi (n=120)		
	b	s(b)	p	b	s(b)	p
Intercetta	1,681	0,333	0,000	1,313	0,863	0,131
Stabilità, sicurezza lavoro	-0,032	0,019	0,088	0,146	0,064	0,026
Acquisizione professionalità	0,149	0,029	0,000	0,246	0,088	0,006
Prestigio sociale	0,132	0,031	0,000	0,069	0,092	0,451
Interessi culturali	0,170	0,027	0,000	0,139	0,082	0,092
Utilità sociale	0,067	0,024	0,005	-0,002	0,068	0,975
Indipendenza/autonomia	0,099	0,027	0,000	0,147	0,093	0,118
Flessibilità	0,060	0,019	0,001	0,064	0,061	0,298
Tempo libero	-0,001	0,019	0,937	0,030	0,055	0,589
Ubicazione, caratterist. luogo	0,037	0,022	0,099	-0,117	0,063	0,066
Prospettive guadagno	-0,001	0,028	0,979	0,099	0,101	0,327
Prospettive carriera	0,118	0,029	0,000	-0,010	0,099	0,916
Coerenza	0,109	0,106	0,305	0,718	0,290	0,015

Una distinzione importante riguarda la continuità dell'attività lavorativa prima e dopo la laurea. Nella Tab. 10 si presentano le stime del modello ad effetti fissi rispettivamente per i 502 che dopo 6 mesi mantengono lo stesso lavoro del momento della laurea e per i 298 che lo cambiano nei primi 6 mesi. Le ridotte numerosità campionarie comportano non solo una diminuzione del numero di parametri significativi, ma anche l'impossibilità di ulteriori disaggregazioni di interesse.

Un risultato comune per entrambi i gruppi è la conferma dell'acquisizione di professionalità e degli interessi culturali come componenti di rilievo nella variazione della soddisfazione, con stime superiori per chi cambia lavoro. La differenza principale riguarda l'effetto di variazioni nelle prospettive di carriera, che risultano la terza componente più importante per chi mantiene lo stesso lavoro mentre non hanno alcun impatto per chi lo cambia.

Chi cambia lavoro, invece, dà maggiore importanza a variazioni nel prestigio sociale e nell'ubicazione del posto di lavoro, con segno positivo. È di interesse anche notare che la coerenza con gli studi risulta ininfluente per tutti coloro che lavorano già al momento della laurea, indipendentemente dal percorso svolto nell'anno successivo alla laurea.

Infine, la disaggregazione rispetto a cambiamenti di lavoro fra i sei e i dodici mesi – che non si riporta per la ridotta dimensione campionaria – porta a stime non significative per i pochi laureati che cambiano lavoro: 43 mantengono il lavoro dalla laurea ai sei mesi e 39 lo cambiano sia nel primo semestre che nel secondo. È chiaro solo che la stabilità contrattuale è determinante nella soddisfazione di chi cambia

lavoro. Di conseguenza, la ricerca di un lavoro stabile non è limitata a coloro che (ri)cominciano a lavorare dopo gli studi, ma colpisce anche chi ha portato avanti parallelamente occupazione e istruzione.

**Tabella 10.** Modello ad effetti fissi, laureati già lavoratori al conseguimento del titolo

Variabile	Stesso lavoro a 0 e 6 mesi (n=502)			Lavoro diverso a 0 e 6 mesi (n=298)		
	b	s(b)	p	b	s(b)	p
Intercetta	2,146	0,424	0,000	0,425	0,515	0,410
Stabilità, sicurezza lavoro	0,032	0,026	0,207	0,051	0,032	0,113
Acquisizione professionalità	0,188	0,035	0,000	0,251	0,048	0,000
Prestigio sociale	0,074	0,036	0,043	0,137	0,051	0,008
Interessi culturali	0,165	0,036	0,000	0,223	0,043	0,000
Utilità sociale	0,024	0,030	0,426	0,023	0,042	0,574
Indipendenza/autonomia	0,051	0,038	0,186	0,069	0,049	0,155
Flessibilità	-0,036	0,024	0,140	0,058	0,029	0,052
Tempo libero	0,056	0,027	0,040	0,044	0,033	0,181
Ubicazione, caratterist. luogo	0,041	0,029	0,164	0,097	0,037	0,009
Prospettive guadagno	0,046	0,036	0,202	0,028	0,044	0,523
Prospettive carriera	0,113	0,036	0,002	0,003	0,049	0,957
Coerenza	-0,005	0,133	0,970	0,023	0,163	0,888

## 5. Conclusioni

Lo studio della soddisfazione per il lavoro richiede la soluzione di complessità che includono questioni concettuali, definitorie e di metodo. Per quanto riguarda gli aspetti concettuali, si discute in letteratura su che cosa effettivamente misuri la soddisfazione, poiché essa è fortemente influenzata dagli aspetti caratteriali e socio-demografici del laureato, oltre che dalle sue aspettative. Nel presente lavoro, non ci si è particolarmente soffermati sul significato concettuale della soddisfazione, partendo dal dato di fatto che una bassa soddisfazione implica, in ogni caso, peggiori performance lavorative e, spesso, il desiderio di cambiare lavoro.

La variabile considerata è la soddisfazione complessiva per il lavoro. Si tratta di un concetto complesso, difficile da spiegare in toto, giacché comprende fattori individuali difficilmente identificabili. Abbiamo dimostrato che non è data solo dalla sintesi delle soddisfazioni per vari aspetti del lavoro, sia perché il suo valore è sistematicamente più alto della media calcolata sui vari aspetti, sia perché un modello regressivo che considera come esplicative le soddisfazioni per i vari aspetti lavorativi

spiega non più del 60% della varianza della soddisfazione complessiva, risultato peraltro soddisfacente se confrontato con la generalità delle ricerche sul tema.

Probabilmente non sarà mai possibile determinare tutte le componenti individuali che determinano la soddisfazione, e ciò potrebbe non essere indispensabile, se il fine ultimo dell'analisi è capire su quali aspetti è possibile intervenire per aumentare la soddisfazione e ridurre il rischio di bassa produttività o abbandono del posto di lavoro (è pressoché impossibile intervenire su caratteristiche individuali).

Se le caratteristiche individuali permanenti non osservate sono correlate con la soddisfazione per i vari aspetti del lavoro, gli usuali stimatori ai minimi quadrati dei modelli regressivi non sono consistenti. Difficile pensare che tale correlazione non sussista, e l'abbiamo peraltro dimostrato mediante il test di Hausman, pertanto la nostra proposta è di passare a modelli longitudinali, e specificamente a modelli ad effetti fissi, che, analizzando le differenze fra osservazioni, eliminano gli effetti individuali invarianti nel tempo.

Un aspetto critico è che i modelli ad effetti fissi non possono considerare le caratteristiche individuali costanti fra le variabili esplicative. Ha però senso procedere con modelli ad effetti fissi effettuati dentro strati e preceduti da accurate analisi descrittive. In tal modo è possibile determinare all'interno di sottogruppi i punti di intervento per aumentare la soddisfazione complessiva. Abbiamo, ad esempio, verificato che vi sono differenze fra i laureati che già lavoravano al momento del conseguimento del titolo e quelli che non lavoravano. Per questi ultimi, sono significative la coerenza e la ricerca di stabilità, in particolar modo fra coloro che hanno cambiato lavoro fra sei e dodici mesi.

Si tratta di un'analisi che deve essere svolta in maniera dettagliata su sottogruppi, per evitare di trarre conclusioni generiche. I margini di intervento non sono poi molti, poiché gli aspetti che risultano sempre importanti raramente consentono di agire: acquisizione di professionalità, prestigio sociale, interessi culturali. Si può, invece, intervenire sulle prospettive di guadagno e di carriera, sulla flessibilità del lavoro, sulle caratteristiche del luogo di lavoro.

Dall'analisi emerge che, sebbene i tempi siano cambiati e si richieda l'adattamento a diversi modelli lavorativi, i giovani continuano a cercare il lavoro stabile, e per questo sono disposti a spostarsi e a rinunciare alla coerenza con gli studi. Evidentemente su questo punto esiste un iato fra datori di lavoro, che ai giovani offrono quasi esclusivamente contratti iniziali senza garanzie di stabilità, e i giovani stessi che, per costruirsi un futuro, cercano lavori stabili e per questo sono disponibili a cambiare attività e a spostarsi anche lontano da casa.

## Riferimenti bibliografici

- ARGYLE M. (1989) *The Psychology of Happiness*, Routledge, London.
- BARRICK M.R., MOUNT M.K. (1991) The big five personality dimensions and job performance: A meta-analysis, *Personnel Psychology*, **44**: 1-26
- BROWN A., CHARLWOOD A., SPENCER C., FORDE D. (2007) Job quality and the economics of New Labour: A critical appraisal using subjective data, *Cambridge Journal of Economics*, **31**: 941-971
- CLARK A.E. (1997) Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work?, *Labour Economics*, **4**: 341-372.
- CLARK A., OSWALD A., WARR P. (1996) Is job satisfaction U-shaped in age?, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, **69**: 57-81
- COSTA P.T. (1991) A clinical use of five-factor model: An introduction, *Journal of Personality Assessment*, **57(3)**: 393-398
- DE BUSTILLO LLORENTE R.M., MACÍAS E.F. (2005) Job satisfaction as an indicator of the quality of work, *Journal of Socio-Economics*, **34(5)**: 656-673.
- FABBRIS L. (1997) *Statistica multivariata. Analisi esplorativa dei dati*, McGraw-Hill, Milano.
- FABBRIS L. (2010) Il progetto Agorà dell'Università di Padova. In: FABBRIS L. (a cura di), *Dal Bo' all'Agorà. Il capitale umano investito nel lavoro*, Cleup, Padova: III-XLV
- FABRA FLORIT E., VILA LLADOSA L.E. (2007) Evaluation of the effects of education on job satisfaction: independent single-equation vs. structural equation models, *International Advances in Economic Research*, **13(2)**: 157-170
- FARRELL D., STAMM C.L. (1988) Meta-analysis of the correlates of employee absence, *Human Relations*, **41**: 211-227
- FERRATT T.W. (1981) Overall job satisfaction: Is it a linear function of facet satisfaction?, *Human Relations*, **34(6)**: 463-473
- FURNHAM A., PETRIDES K.V., JACKSON C.J., COTTER T. (2002) Do personality factors predict job satisfaction?, *Personality and Individual Differences*, **33**: 1325-1342
- GANZACH Y. (2003) Intelligence, education and facets of job satisfaction, *Work and Occupations*, **30(1)**: 97-122
- GREEN F., ZHU Y. (2010) Overqualification, job dissatisfaction, and increasing dispersion in the returns to graduate education, *Oxford Economic Papers*, **62**: 740-763
- HANDEL M.J. (2005) Trends in perceived job quality, 1989 to 1998, *Work and Occupations*, **32(1)**: 66-94
- HAUSMAN J.A. (1978) Specification tests in econometrics, *Econometrica*, **46(6)**: 1251-1271
- HERZBERG F., MAUSNER B., SNYDERMAN B.B. (1959) *The Motivation to Work*, 2<sup>nd</sup> ed., John Wiley & Sons, New York
- JUDGE T.A., HELLER D., MOUNT M.K. (2002) Five-factor model of personality and job satisfaction: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, **87**: 530-541



- JUDGE T.A., PICCOLO R.F., PODSAKOFF N.P., SHAW J.C., RICH B.L. (2010) The relationship between pay and job satisfaction: A meta-analysis of the literature, *Journal of Vocational Behaviour*, **77**: 157-167
- KAISER L. (2005) *Gender-Job Satisfaction Differences across Europe: An Indicator for Labor Market Modernization*, IZA Discussion Paper No. 1876, Bonn
- KOSLOWSKY M., ABRAHAM S., MOSHE K. (1997) Correlates of employee lateness: Some theoretical considerations, *Journal of Applied Psychology*, **82**: 79-88
- LEPINE J.A., EREZ A., JOHNSON D.E. (2002) The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A critical review and meta-analysis, *Journal of Applied Psychology*, **87**: 52-65
- LEVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C. (2004) Reported job satisfaction: What does it mean?, *Journal of Socio-Economics* **33(2)**: 135-151
- LIU X., THOMAS S., ZHANG L. (2010) College quality, earnings and job satisfaction: evidence from recent college graduates, *Journal of Labor Research*, **31**: 183-201
- McCRAE R. (1991) The five-factor model and its applications in clinical settings, *Journal of Personality Assessment*, **57(3)**: 399-414
- MORA T., FERRER-I-CARBONELL A. (2009) The job satisfaction gender gap among young recent university graduates: Evidence from Catalonia, *The Journal of Socio-Economics*, **38**: 581-589
- ORGAN D.W., RYAN K. (1995) A meta-analytic review of attitudinal and dispositional predictors of organizational citizenship behavior, *Personnel Psychology*, **48**: 775-802
- PHELAN J. (1994) The paradox of contented female worker: An assessment of alternative explanations, *Social Psychology Quarterly*, **57(2)**: 95-107
- POGGI A. (2010) Job satisfaction, working conditions and aspirations, *Journal of Economic Psychology*, **31**: 936-949
- POLLMANN-SCHULT M., BÜCHEL F. (2005) Unemployment benefits, unemployment duration and subsequent job quality. *Acta Sociologica*, **48(1)**: 21-39
- RODE J.C. (2004) Job satisfaction and life satisfaction revisited: A longitudinal test of an integrated model, *Human Relations*, **57(9)**: 1205-1230
- ROSE M. (2003) 'Good deal, bad deal? Job satisfaction in occupations', *Work Employment and Society*, **17(3)**: 503-530
- SCHOKKAERT E., VAN OOTEGEM L., VERHOFSTADT E. (2009) *Measuring Job Quality and Job Satisfaction*. Working Paper 2009/620, Ghent University. [http://www.feb.ugent.be/nl/Ondz/wp/Papers/wp\\_09\\_620.pdf](http://www.feb.ugent.be/nl/Ondz/wp/Papers/wp_09_620.pdf)
- SKALLI A., THEODOSSIOU I., VASILEIOU E. (2008) Jobs as Lancaster goods: Facets of job satisfaction and overall job satisfaction, *The Journal of Socio-Economics*, **37**: 1906-1920
- SLOANE P.J., WILLIAMS H. (2000) Job satisfaction, comparison earnings, and gender, *Labour*, **14(3)**: 473-502
- SOUSA-POZA A., SOUSA-POZA A.A (2000a) Well-being at work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction, *The Journal of Socio-Economics*, **29(6)**: 517-538
- SOUSA-POZA A., SOUSA-POZA A.A. (2000b) Taking another look at the gender/job-satisfaction paradox, *Kyklos*, **53(2)**: 135-152

- SOUSA-POZA A., SOUSA-POZA A.A. (2003) Gender differences in job satisfaction in Great Britain, 1991-2000: Permanent or transitory?, *Applied Economics Letters*, **10(11)**: 691-694
- SPECTOR P.E. (1997) *Job satisfaction. Application, assessment, causes, and consequences*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA
- VERHAEST D., OMEY E. (2009) Objective over-education and worker well-being: A shadow price approach, *Journal of Economic Psychology*, **30**: 469-481
- WOOLDRIDGE J.M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd Edition, Cambridge, MIT Press, MA

### ***The Determinants of Job Satisfaction after Graduation***

**Summary.** *The goal of this paper is to identify the main factors determining job satisfaction, with specific interest in different job aspects as skills achievement, career expectations, leisure time, and so on. The analysis refers to a sample of graduates from the University of Padua during 2007 and 2008. Observed variables explain about 60% of overall job satisfaction in standard linear models. Nevertheless, more than half the residual variance is due to unobserved permanent characteristics that are significantly correlated to observed covariates, thus standard estimates are not consistent. We obtain consistent estimates by using fixed effects models for longitudinal data, allowing us to control for unobserved heterogeneity, and the method is applied to different subgroups of graduates. The main determinants of satisfaction come out to be very sensitive to model specifications and their estimates differ in different groups.*

**Keywords:** *Job satisfaction; University of Padua; Longitudinal data; Fixed effects model.*