



**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA**  
**DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE E AZIENDALI**  
**"MARCO FANNO"**

**CORSO DI LAUREA IN ECONOMIA INTERNAZIONALE**  
*L-33 Classe delle lauree in SCIENZE ECONOMICHE*

Tesi di laurea  
**La mobilità intergenerazionale a Firenze, dal Rinascimento ai  
giorni nostri**  
*Intergenerational mobility in Florence, from Renaissance to  
nowadays*

Relatore:  
Prof.ssa Favaro Donata

Laureando:  
Basso Mattias

Anno Accademico 2015-2016



## **Indice**

Introduzione.....pag 4

### **CAPITOLO 1. MOBILITA' INTERGENERAZIONALE : UNA PANORAMICA SULLA LETTERATURA ECONOMICA**

1.1 Il modello di Solon.....pag 5

1.2 Una corrente di pensiero alternativa : la legge di Clark.....pag 7

1.3 Modelli a confronto, critiche e confutazioni,.....pag 12

### **CAPITOLO 2. FIRENZE, DAL PRIMO RINASCIMENTO AI GIORNI NOSTRI**

2.1 1427, cognomi rari e professioni.....pag 15

2.2 Metodologia empirica, una prima disamina.....pag 18

2.3 Tracciare una linea di discendenza, gli pseudo links di Barone e Mocetti.....pag 21

### **CAPITOLO 3. (IM)MOBILI ? COSA CI INSEGNA IL TEMPO**

3.1 Mobilità nel passato, un confronto con l'Inghilterra feudale.....pag 25

3.2 Il caso fiorentino, le determinanti dello studio nel lungo periodo.....pag 29

3.3 Mobilità e disuguaglianza .....pag 32

**Conclusioni**.....pag 34

## Introduzione

Il tema della mobilità intergenerazionale ha iniziato ad essere studiato ed analizzato dalla seconda metà del secolo scorso in poi, ricevendo crescente attenzione dai ricercatori in ambito economico e non solo. Visto il trend positivo di pubblicazioni scientifico-accademiche in questo ambito la comprensione del fenomeno si sta facendo sempre più chiara e i casi presi in esame trattano archi temporali e località geografiche sempre più disparate.

L'obbiettivo di questo lavoro è quello di analizzare e commentare uno studio promosso dalla Banca d'Italia nell'ambito delle pubblicazioni "Temi di discussione – working papers" ed elaborato da Guglielmo Barone e Sauro Mocetti, riguardante la mobilità sociale nel lunghissimo periodo a Firenze.

Nel *primo capitolo* si introducono i modelli empirici adottati da Gary Solon e Gregory Clark, due autori che vantano un ragguardevole numero di pubblicazioni nell'ambito della mobilità intergenerazionale e che sostengono due approcci metodologici differenti e dalle conclusioni in parte discordanti.

Nel *secondo capitolo* si presenta il lavoro di Barone e Mocetti nel caso specifico italiano preso in esame -Firenze dal Rinascimento ai giorni nostri- esponendo la metodologia empirica adottata dai due autori e fornendo un contesto storico di provenienza ai dati originari, illustrando inoltre l'affidabilità degli stessi.

Nel *terzo capitolo* si presenta uno studio riguardante un periodo storico lontano nel tempo, affine quindi al caso fiorentino e si cerca di collegarne le evidenze comuni, commentando i risultati ottenuti da Barone e Mocetti e gettando uno sguardo alla correlazione fra disuguaglianza di reddito e mobilità sociale in epoca moderna.

# CAPITOLO 1. Mobilità intergenerazionale: una panoramica sulla letteratura economica

## 1.1 Il modello di Solon

Il paragrafo presentato qui di seguito intende fornire una panoramica teorica riguardo l'approccio allo studio della mobilità intergenerazionale secondo Gary Solon, uno dei principali autori di pubblicazioni e studi empirici dedicati alla mobilità intergenerazionale.

Il modello di Solon è basato sul modello, definito classico, dei pionieri Tomes e Becker (1979); la prima assunzione è quella di assumere che una famiglia  $i$  contenga un genitore della generazione  $t-1$  e un figlio appartenente alla generazione  $t$ .

La famiglia alloca i guadagni ottenuti nel corso del ciclo vitale  $y_{i,t-1}$  tra il proprio consumo  $C_{i,t-1}$ , e l'investimento in capitale umano del figlio  $I_{i,t-1}$ .

$$y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (1)$$

Il vincolo di bilancio risultante stabilisce che i genitori non possano prendere in prestito dai guadagni che il figlio realizzerà in futuro e che non possano lasciare in eredità attività finanziarie; la tecnologia che trasforma gli investimenti  $I_{i,t-1}$  in capitale umano  $h_{it}$  è

$$h_{it} = \theta \log I_{i,t-1} + e_{it} \quad (2)$$

dove  $\theta > 1$  rappresenta una produttività marginale positiva per l'investimento in capitale umano, la forma semi logaritmica della funzione impone una produttività marginale decrescente,  $e_{it}$  invece denota la dotazione di capitale umano che il figlio riceve in dotazione indipendentemente dalla scelta volontaria di investimento della famiglia, questa dotazione comprende sia l'eredità dei tratti genetici sia l'eredità culturale trasmessa dall'ambiente familiare.

Seguendo Becker e Tomes si assume che  $e_{it}$  segua un processo auto regressivo di primo ordine

$$e_{it} = \delta + \lambda e_{i,t-1} + v_{it} \quad (3)$$

dove  $v_{it}$  è un *white noise error term* e il coefficiente di ereditabilità della dotazione familiare  $\lambda$  è compreso tra 0 e 1.

Si assume inoltre che il reddito del ciclo di vita del figlio sia determinato dalla seguente funzione semi logaritmica

$$\log y_{it} = \mu + \rho h_{it} \quad (4)$$

dove  $p$  è il tasso di rendimento del capitale umano.

Sostituendo l'equazione (2) nell'equazione (4) abbiamo:

$$\log y_{it} = \mu + \lambda \log I_{i,t-1} + pe_{it} \quad (5)$$

dove  $\lambda = \theta p$  è l'elasticità del reddito del figlio rispetto all'investimento in capitale umano dello stesso.

In che modo la famiglia decide quanto investire nel capitale umano del figlio?

Supponendo che il genitore divida il proprio reddito  $y_{i,t-1}$  fra consumo proprio  $C_{i,t-1}$  e investimento  $I_{i,t-1}$  in capitale umano del figlio così da massimizzare la funzione d'utilità Cobb-Douglas

$$U_i = (1-\alpha) \log C_{i,t-1} + \alpha \log y_{it} \quad (6)$$

Il parametro d'altruismo  $\alpha$ , compreso tra 0 e 1, misura le preferenze del genitore fra  $y_{it}$  e  $C_{i,t-1}$ . Se il genitore è "conscio" delle equazioni presentate precedentemente, la funzione d'utilità può essere riscritta come

$$U_i = (1-\alpha) \log (y_{i,t-1} - I_{i,t-1}) + \alpha \mu + \alpha \gamma \log I_{i,t-1} + \alpha pe_{it} \quad (7)$$

la quale esprime la funzione obiettivo in termini della variabile di scelta  $I_{i,t-1}$ ;

Massimizzando la funzione d'utilità e esplicitando la variabile di scelta ottima  $I_{i,t-1}$  ci troviamo di fronte alla seguente equazione

$$I_{i,t-1} = \left\{ \frac{\alpha \gamma}{1-\alpha(1-\gamma)} \right\} y_{i,t-1} \quad (8)$$

Questo risultato mette in risalto diverse implicazioni piuttosto intuitive, per prima cosa si nota che più alto è il reddito dei genitori e più alto sarà l'investimento nel capitale umano del figlio, un maggior investimento influisce aumentando il parametro  $\alpha$  ("altruismo genitoriale") e il parametro  $\gamma$  (il tasso di rendimento dell'investimento in capitale umano).

Si deduce quindi che secondo il modello i genitori sono più inclini a investire nel capitale umano della propria prole quando il rendimento dello stesso è più alto.

E' possibile illustrare ora le principali implicazioni per la correlazione intergenerazionale del reddito fra  $y_{it}$  e  $y_{i,t-1}$ ; sostituendo l'equazione (8) per  $I_{i,t-1}$  nell'equazione (5) si ha l'equazione di regressione

$$\log y_{it} = \mu^v + \gamma \log y_{i,t-1} + pe_{it} \quad (9)$$

con intercetta  $\mu^v = \mu + \gamma \log \left\{ \frac{\alpha \gamma}{1-\alpha(1-\gamma)} \right\}$ , l'equazione (9) può sembrare la classica regressione stimata per gli studi di mobilità intergenerazionale, ma vista dal termine d'errore

$pe_{it}$  non si comporta molto bene, è correlata con il regressore perché la dotazione del figlio e il log del reddito dei genitori dipendono entrambi dalla dotazione del genitore.

L'equazione (9) risulta infatti essere un'auto-regressione di primo ordine correlata con il termine d'errore il quale segue a sua volta un processo auto regressivo di primo ordine.

In una situazione di stato stazionario, nella quale  $\log y_{it}$  e  $\log y_{i,t-1}$  hanno la medesima varianza, il coefficiente di pendenza nella regressione della popolazione di  $\log y_{it}$  su  $\log y_{i,t-1}$  è equivalente alla correlazione fra i due log.

Solon denota con  $\beta$  l'elasticità intergenerazionale del reddito in regime stazionario, questa quantità è la somma dei due parametri autoregressivi, la pendenza nell'equazione (9) e il coefficiente di correlazione nell'equazione (3), divisa per 1 più il loro prodotto.

Perciò l'elasticità intergenerazionale del reddito in stato stazionario è

$$\beta = \frac{\gamma + \lambda}{1 + \gamma\lambda} \quad (10)$$

L'equazione (10) indica che l'elasticità intergenerazionale del reddito è positiva per due ragioni,  $\gamma$  è positiva: genitori più ricchi tendono a investire di più nel capitale umano dei figli, e questo rende i figli a loro volta più ricchi, e inoltre perché  $\lambda$  è positiva, genitori più ricchi tendono ad avere una dotazione più favorevole, che viene trasmessa alla prole geneticamente e culturalmente.

### 1.2 *Una corrente di pensiero alternativa: la legge di Clark*

Introduciamo di seguito le convinzioni teoriche di Gregory Clark, le quali hanno ricevuto molta attenzione a seguito della pubblicazione del saggio "The Son Also Rises" (2014).

Nel libro di Clark si stima il tasso di mobilità sociale misurando il tasso al quale gli individui accomunati dallo stesso cognome, che originariamente godevano di un alto (o basso) stato sociale perdono (o acquisiscono) questa stessa connotazione nel corso del tempo.

Una delle sorprendenti conclusioni dello studio di Clark risiede proprio nel risultato ottenuto, in tutti i casi presi in esame (luoghi ed epoche differenti) la mobilità sociale misurata dai cognomi sembra significativamente più bassa rispetto a quella calcolata con i metodi convenzionali, ovvero stimando la correlazione diretta fra il reddito di due generazioni adiacenti.

L'intento di Clark è quello di riuscire a distinguere fra lo stato sociale "apparente" di una famiglia e quello più profondo, considerato "reale" e distinguibile esaminando indicatori quali la ricchezza, l'istruzione, l'occupazione, e l'appartenenza a gruppi politici in maniera

aggregata, in quanto gli stessi oltre ad essere facilmente osservabili rappresentano la manifestazione di uno stato sociale sottostante fortemente ereditario.

Come accennato poco sopra le stime convenzionali dei tassi di mobilità sociale misurano la correlazione tra genitori e figli tramite indicatori di condizione sociale quali reddito, ricchezza, istruzione, occupazione o longevità.

In particolare, se si misura un aspetto dello status sociale come numero cardinale  $y$ , dove  $y$  è normalizzato al fine di avere una media pari zero e una varianza costante attraverso le generazioni, la correlazione intergenerazionale di questi indicatori dello status sarà ottenuta mediante la stima del valore di  $\beta$  nella seguente equazione

$$y_{it} = \beta y_{i,t-1} + u_{it} \quad (1.1)$$

dove  $i$  indica la famiglia,  $t$  la generazione, e  $u_{it}$  è una componente casuale.

Il valore di  $\beta$  è generalmente compreso tra 0 e 1, con valori più bassi a indicare una maggiore mobilità sociale;  $\beta$  è quindi il tasso di persistenza dello status, e  $1-\beta$  il tasso di mobilità sociale.

La correlazione intergenerazionale stimata utilizzando l'equazione (1.1) prevede che vi sia un collegamento diretto tra genitori e figli, purtroppo questo non risulta essere possibile in molti casi, in particolare negli studi che considerano la mobilità nel lungo periodo, fra i quali una larga parte dei casi analizzati da Clark nella sua opera.

Utilizzando i cognomi per raggruppare le persone si possono identificare gruppi di figli che discendono collettivamente da un gruppo di padri, senza conoscere l'esatta linea ereditaria diretta. Anziché stimare  $\beta$  da

$$y_t = \beta y_{t-1} + u_t$$

viene proposta da Clark la seguente

$$\bar{y}_{kt} = \beta \bar{y}_{k,t-1} + \bar{u}_{kt} \quad (1.2)$$

dove  $k$  indica il gruppo di cognomi e  $\bar{y}$  indica le medie fra i gruppi di cognomi.

Il confronto fra individui con il medesimo cognome viene esemplificato dall'autore nel seguente modo: si supponga di voler confrontare lo status medio di tutti gli individui nati con il cognome *Bigge* in Inghilterra fra il 1800 e il 1829 con coloro nati con lo stesso cognome fra il 1830 e il 1859 (Clark considera i dati a intervalli di 30 anni, in quanto questi rappresentano mediamente la lunghezza di una generazione).

La media attraverso gruppi di individui dallo stesso cognome dovrebbe restituire un valore di  $\beta$  più basso rispetto al valore assunto quando vengono considerati collegamenti diretti fra padre e figlio, e ciò è dovuto a causa di diversi motivi. In primo luogo, nel metodo esposto



dall'autore, si valutano gli individui appartenenti a una classe di cognomi in un intervallo di tempo  $(t, t + n)$  e si confrontano con quelli nati nell'intervallo di tempo successivo  $(t + 30, t + n + 30)$ , dove i 30 anni rappresentano come accennato in precedenza l'intervallo medio tra le generazioni.

Questo procedimento può essere soggetto a errori in quanto alcuni figli della generazione nata nell'intervallo  $(t, t + n)$  potrebbero semplicemente non essere nati nell'intervallo  $(t + 30, t + 30 + n)$ , e alcuni di quelli nati nell'intervallo  $(t + 30, t + 30 + n)$  non avranno il padre nato in  $(t, t + n)$ .

In secondo luogo, questo metodo considera chi non ha figli allo stesso modo di chi invece ha una prole più ampia e infine in terzo luogo, ci saranno potenzialmente alcuni bambini adottati tra le giovani generazioni, così come coloro che hanno cambiato cognome rispetto a quello di nascita.

Per le ragioni elencate il metodo dei cognomi utilizzato da Clark (e non solo) può fornire solo una stima imperfetta del collegamento reale fra padre e figlio, queste imperfezioni dovrebbero però influenzare le stime della persistenza di status verso lo zero, tuttavia, quando le stime riguardano gruppi di individui inizialmente appartenenti a dei gruppi di status alto (o basso) avviene che la correlazione intergenerazionale misurata in questo modo risulti di gran lunga superiore a quella misurata a livello delle singole famiglie.

Si esemplifica di seguito un caso specifico proposto da Clark, il quale si serve di dati riguardanti l'Inghilterra nel periodo 1858-2012 (dati indicanti la ricchezza alla morte dell'individuo) per un gruppo di persone con cognomi rari che, in media, hanno alta o bassa ricchezza nella prima generazione (1858-1887).

In questo caso, poiché i cognomi sono rari, è possibile stabilire molti dei singoli legami tra genitori e figli, per questa ragione l'autore riesce a confrontare le stime di correlazione individuale fra una generazione e quella successiva con i valori medi delle stime rilevate fra gruppi; le correlazioni risultano ammontare a 0.43 per l'intero periodo a livello individuale e a 0.74 a livello di gruppo.

Questa discrepanza viene giustificata da Clark nel seguente modo, si deve come già sottolineato in precedenza distinguere tra le misure di status sociale superficiali e apparenti (ciò che si nota dai principali indicatori analizzati) di una famiglia e il loro status profondo più veritiero, secondo l'autore non osservabile direttamente.

Ciò che si osserva per le famiglie è la loro valutazione attraverso vari indicatori parziali di status sociale quali - già elencati in precedenza - reddito, ricchezza, occupazione, istruzione, residenza, salute e longevità. Ciascuno di questi è una manifestazione dello status

“sottostante” e latente, inclusiva di una componente casuale.

Il modello di trasmissione dello status proposto da Clark è il seguente:

$$y_t = x_t + u_t \quad (1.3)$$

$$x_t = bx_{t-1} + e_t \quad (1.4)$$

dove  $x_t$  è il vero status sociale *latente* della famiglia,  $u_t$  è la componente casuale, e  $b$  è la correlazione intergenerazionale dello status *latente*.

La componente casuale viene inclusa nell'equazione in quanto è solita influire in alcuni degli aspetti dello status sociale, i quali inevitabilmente si riflettono sugli indicatori valutati; in ogni caso la fortuna (o sfortuna) gioca sicuramente un ruolo di una certa rilevanza nel raggiungimento dello status da parte dell'individuo e talvolta le persone sacrificano aspetti dello status, come il reddito o la ricchezza, per altri aspetti, come l'istruzione o il prestigio occupazionale. Clark definisce la (1.4) come la legge che governa la mobilità sociale, indipendentemente dalle strutture sociali o dalle politiche governative, per ogni epoca e luogo. Quanto sopra implica che gli studi convenzionali di mobilità sociale, basati sulla stima della correlazione  $\beta$  nella seguente equazione

$$y_{t+1} = \beta y_t + v_t \quad (1.5)$$

per diverse misure parziali di status quali ricchezza, istruzione, occupazione, e altre elencate in precedenza sottostimano la vera correlazione intergenerazionale  $b$  che collega lo status “reale” attraverso generazioni.

In particolare, il valore atteso della stima convenzionale  $\beta$  non è  $b$  ma  $\theta b$ , dove  $\theta$  è inferiore a uno.

Le equazioni (1.3) e (1.4) implicano una serie di forti ipotesi semplificatrici, l'equazione (1.3) assume, per esempio, che i tassi di mobilità sociale siano gli stessi in tutta la distribuzione di status, da un'estremità all'altra; l'evidenza empirica però sostiene che queste assunzioni non si discostino di molto dalla realtà, inoltre, se (1.3) e (1.4) descrivono correttamente l'eredità di status in ogni società, questo implica che nel lungo periodo ogni misura dello status mostrerà una distribuzione normale per tutta la popolazione.

Dal momento che vengono considerate due misure,  $b$  per la mobilità sociale *latente* e  $\beta$  per le misure parziali di status, perché proprio  $b$  dovrebbe essere il vero tasso di mobilità sociale?

La ragione è che se si dovesse misurare lo status delle famiglie come media dei vari aspetti osservati,  $\bar{y}_t$ , allora

$$\bar{y}_t = x_t + \bar{u}_t \quad (1.6)$$

dove  $\bar{y}_t$  indica una media delle varie componenti casuali. Ma dato che si fa la media dello status fra diversi aspetti - reddito, istruzione, occupazione, salute, longevità - il termine d'errore medio dovrebbe tendere a 0. La persistenza di status sociale medio misurato giace quindi fra  $b$  e  $\beta$ ;  $b$  secondo Clark fornisce una misura più accurata della persistenza di status in media fra le famiglie, al contrario invece rispetto la persistenza di un aspetto particolare dello stesso; la correlazione di una particolare misura dello status attraverso  $n$  generazioni sarà  $\theta b^n$ .

Quando si intende considerare la mobilità sociale di grandi gruppi di persone identificate da caratteristiche quali etnia, religione, origine o cognome (dove l'appartenenza del cognome a uno status elevato è indicata dalle generazioni precedenti), la misura  $b$  sarà, secondo Clark, inequivocabilmente quella che rivela il loro tasso di mobilità sociale, conseguentemente, a livello di gruppo,  $\bar{y} = \bar{x}$ .

Ora la  $\bar{y}$  traccia accuratamente  $\bar{x}$ , senza l'intrusione di errori, ed è possibile stimare correttamente la mobilità sociale *sottostante*. Quando si valutano dei gruppi di individui, il sottostante, basso tasso di mobilità sociale diventa chiaro anche quando si possono osservare solo i soliti indicatori parziali di status. Per questa ragione uno studio effettuato tramite gruppi di cognomi fornisce una misura più veritiera del tasso di mobilità sociale.

$$\text{Presenza relativa di } z = \frac{\text{presenza di } z \text{ nel gruppo elitario}}{\text{presenza di } z \text{ nella popolazione}}$$

Data questa rappresentazione relativa del gruppo  $z$ , e una stima di quale quota di popolazione costituisca l'élite, è possibile stimare lo status medio per un qualsiasi gruppo.

Clark si serve di un esempio tratto dal suo studio delle élites presenti nel corso della storia inglese a Oxford e Cambridge, i risultati del quale verranno discussi anche nel primo paragrafo del terzo capitolo di questo elaborato. Nel 1830-1859, lo 0.62% di tutti i maschi inglesi aventi l'età richiesta (18 anni) frequentava Oxford o Cambridge.

Un gruppo di cognomi rari emerso dai registri costituiva in quel periodo l'11.9% degli studenti nelle due università ma solo l'1.2% della popolazione.

Ciò implica che questi cognomi avevano una presenza relativa pari a 10 fra gli alunni di "Oxbridge". A sua volta ciò implica che il livello medio di istruzione di questo gruppo si collocava 1.05 deviazioni standard sopra la media sociale, producendo così un tale livello di sovrarappresentanza.

Dato il grado di istruzione medio stimato in questo modo per ogni generazione, è possibile stimare la correlazione intergenerazionale di status da

$$\bar{y}_{kt} = \bar{x}_{kt} = b \bar{y}_{kt-1} = b \bar{x}_{kt-1} \quad (1.7)$$

In merito all'esempio precedente, nella generazione successiva, 1860-1889, la media stimata del grado di istruzione dei cognomi esaminati si riduce fino 0.76 deviazioni standard al di sopra della media, ciò significa secondo l'equazione (1.7) che lo status sociale veritiero è 0.72. Si noti che anche se la stima viene effettuata avendo a disposizione le informazioni riguardo il livello di istruzione, la correlazione intergenerazionale stimata riguarda il tasso di mobilità sottostante.

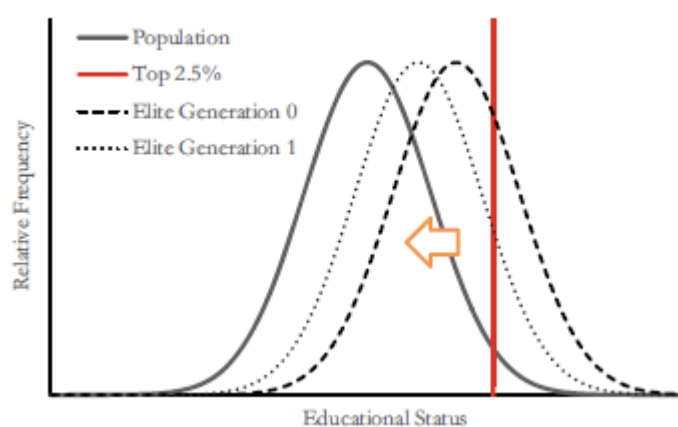


Figura 1.1 *Regressione verso la media dello status*

Si nota nella Figura 1.1 il processo di regressione verso la media della distribuzione di status del gruppo elitario, la quale tende appunto a spostarsi verso la distribuzione della popolazione generale. Questo pattern è comune negli studi di Clark, secondo il quale nel lungo periodo (a seconda del tasso di mobilità) lo status tende a convergere verso la media della popolazione, anche se il processo può impiegare secoli.

### 1.3 *Modelli a confronto, critiche e confutazioni*

Il controverso lavoro di Clark ha inevitabilmente attirato l'attenzione dei principali studiosi in materia di mobilità intergenerazionale, fra i quali Gary Solon, che dedica una sezione del working paper “What do we know so far about multigenerational mobility?” (2015) all'interpretazione ma soprattutto alla critica della teoria elaborata da Clark attraverso la sua “legge di mobilità intergenerazionale”. Come esposto nel paragrafo precedente, il lavoro di Clark sostiene ed enuncia una legge di mobilità sociale di validità universale, basata su dati risalenti a diverse epoche e provenienze, analizzando indicatori socioeconomici di individui

con cognomi rari, molti dei quali non contengono un collegamento diretto fra la prole e i genitori all'interno della stessa famiglia.

I risultati contenuti nell'opera però sembrano essere facilmente confutabili da almeno due fatti dati per assodati dai ricercatori in questo ambito. Anzitutto, l'ampia letteratura empirica presente in materia mostra una notevole variazione nella mobilità fra diverse nazioni, e molte delle correlazioni stimate risultano essere notevolmente al di sotto del range di Clark (0.7 – 0.8); inoltre, diversi studi multi-generazionali hanno riscontrato una deviazione non irrilevante rispetto un processo AR(1). A proposito della divergenza fra diversi studi Clark sostiene che le stime ottenute siano sostanzialmente distorte verso il basso a causa della presenza di errori nelle variabili; queste variabili, quali il reddito, l'istruzione, e il “prestigio occupazionale” - indipendentemente dal grado di precisione con il quale vengono misurate - sono solo degli indicatori “rumorosi” del vero segnale, ovvero lo *status* sottostante.

Partendo dal presupposto che l'analisi degli errori nelle variabili sia valida, Clark sostiene che la correlazione intergenerazionale in ogni singolo indicatore sottostimi la correlazione nello stato sociale, e che il suo approccio basato sull'analisi dei cognomi rari riesca ad ovviare alla distorsione dovuta agli errori nelle variabili, calcolando la media su diversi individui in ogni aggregazione di cognomi (o gruppo). Riguardo al secondo fatto dato per scontato, Clark usa la stessa argomentazione riguardo la presenza di errori nelle variabili, anche se il vero processo di mobilità intergenerazionale segue un processo di AR(1), il classico metodo di misura dell'errore induce l'autocorrelazione misurata a diminuire secondo un tasso più lento rispetto a quello geometrico.

A detta di Solon fortunatamente le ipotesi di Clark generano numerose previsioni verificabili; una delle ipotesi di Clark implica che ogni stima effettuata calcolando la media all'interno di un gruppo (non solo di individui accomunati dal cognome, ma anche secondo razza, religione, nazione d'origine) debba fornire una stima di correlazione intergenerazionale all'interno del solito range 0.7-0.8. Lo studio di Aaronson e Mazumder (2008) utilizza i dati forniti dai censimenti decennali degli Stati Uniti e stima la regressione intergenerazionale fra il logaritmo del reddito annuale dei figli sul logaritmo del reddito medio per la generazione dei genitori nello stato di nascita del figlio. Essendo lo studio basato su dati differenziati per gruppo, la stima della variabile esplicativa dovrebbe condurre a un coefficiente interno al range 0.7 – 0.8, al contrario, lo studio riporta invece un coefficiente medio di circa 0.45.

Un'ulteriore indagine volta a confutare le ipotesi di Clark è stata sviluppata da Vosters (2014), che servendosi del U.S Panel Study of Income Dynamics ha costruito un indice che implementasse oltre al logaritmo del reddito anche indicatori dell'istruzione e della condizione

lavorativa, in linea con le ipotesi di Clark; le ipotesi riguardo il range 0.7-0.8 non trovano conferma nel lavoro di Vosters, in quanto anche considerando altri indicatori esterni al reddito si riscontra un aumento dell'elasticità intergenerazionale molto lieve, da un valore di 0.44 (già notevolmente inferiore al range di Clark) a 0.47, evidentemente non coerente con le deduzioni dello stesso.

Per quale motivo quindi le stime di Clark si rivelano così elevate?

Solon prova a spiegarlo supponendo ad esempio che lo stato della famiglia  $i$ -esima del gruppo  $g$  appartenente alla generazione  $t$  possa essere scomposto come  $y_{igt} = a_{gt} + b_{igt}$  dove  $a$  è il livello medio del gruppo e il termine  $b$  è una deviazione indipendente dalla media del gruppo, specifica della famiglia  $i$ .

Seguendo i suggerimenti di Becker e Tomes (1979) si supponga che il processo intergenerazionale per la media del gruppo  $a$  sia un AR(1) stazionario, con un coefficiente di 0.8 (come sostenuto da Clark). Supponiamo inoltre che  $b$  segua processo AR(1) con un coefficiente di 0.3 e che la varianza di  $y$  sia del 60% all'interno del gruppo e del 40% tra gruppi. Il risultato, facilmente calcolabile, implica che la correlazione intergenerazionale di prim'ordine a livello familiare sia 0.5 (la media ponderata di 0.8 e 0.3), le autocorrelazioni di ordine superiore risultano essere di 0.31 a due generazioni di distanza, 0.22 a tre generazioni, 0.17 a quattro, e 0.13 a cinque.

Questo esempio illustrativo a livello di costruzione concorda con l'evidenza a livello di gruppo illustrata da Clark, se la dimensione del campione dal quale proviene il gruppo è grande, a livello individuale l'autocorrelazione di prim'ordine riporta un valore di 0.5, a dispetto dell'interpretazione di Clark in questo esempio l'autocorrelazione individuale non è influenzata da bias riguardanti errori nelle variabili ma riflette il vero livello di mobilità sociale individuale.

## **CAPITOLO 2. Firenze, dal Rinascimento ai giorni nostri**

### **2.1 1427, cognomi rari e professioni**

Con il presente capitolo si intende presentare il lavoro svolto da Guglielmo Barone e Sauro Mocetti nell'ambito dell'analisi della mobilità intergenerazionale, un lavoro peculiare che si interroga sulla persistenza dell'influenza familiare nella trasmissione ereditaria di ricchezza e benessere, prendendo in esame un caso unico, Firenze del primo Rinascimento, allo scopo di tracciare una linea di discendenza (tramite i cognomi) che giunge fino ai giorni nostri e verificare così l'influenza esercitata dagli pseudo-antenati sui discendenti.

Il documento principale sul quale si basa lo studio è il censimento promosso dalla Repubblica di Firenze e promulgato nel 1427.

Collegare persone appartenenti a generazioni distanti l'una dall'altra è difficoltoso a causa degli scarsi dati disponibili, Barone e Mocetti però dispongono di un insieme di dati unico, contenente le principali variabili socioeconomiche a livello individuale per le persone residenti a Firenze nel 1427.

Firenze, nata in origine come città romana e sviluppatasi poi come un fiorentino centro bancario e commerciale nel corso del medioevo, divenne il luogo di nascita del Rinascimento italiano, ergendosi dunque come una delle più importanti città al mondo dal punto di vista politico, economico e culturale, durante il periodo che va dal XIV al XVI sec.

Un primo tentativo di promulgare un estimo pubblico più dettagliato rispetto a quelli raccolti nei secoli precedenti avvenne nel 1378, incontrando però l'opposizione della nobiltà fiorentina; in seguito ai conflitti con Milano la Repubblica si trovò a far fronte a ingenti spese, dedite a finanziare la milizia. Urgeva dunque una nuova tassazione al fine di sorreggere le spese militari, non imposta ad arbitrio ma proporzionalmente e con apposita legge. Il decreto fu promulgato il 22 Maggio 1427, dichiarando nel proemio di voler porre rimedio all'ineguaglianza delle imposizioni. Ogni cittadino doveva dichiarare il proprio nome e quello delle persone componenti la famiglia, l'età, il mestiere o il lavoro di ciascuno, i beni mobili e immobili posseduti non solo all'interno del dominio fiorentino, le somme di denaro, i crediti, i traffici, le mercanzie, i buoi, i cavalli, armamenti e greggi; l'omissione o l'occultamento di beni avrebbero comportato la confisca degli stessi. Il censimento catastale fiorentino del 1427 è riconosciuto come uno dei più importanti rilevamenti fiscali condotti nell'Europa occidentale pre-moderna.

Il primo campione di dati sul quale si basa lo studio è quindi individuato nel censimento del 1427, mentre il secondo campione è rappresentato dal registro fiscale di Firenze per l'anno

2011, contenente le informazioni dello stato socioeconomico degli pseudo-discendenti.

Nel censimento del 1427 sono presenti circa diecimila famiglie (1900 cognomi) per un totale di circa 40 mila persone.

#### Descriptive statistics

Variable:	Mean	Standard deviation
Panel A: 1427 Census		
Earnings (florins)	36.2	44.8
Real wealth (florins)	291.2	705.0
Age (years)	45.92	16.46
Female (share)	0.153	0.360
Lawyer (share)	0.012	0.090
Banker (share)	0.009	0.072
Medical doctor or pharmacist (share)	0.039	0.141
Goldsmith (share)	0.009	0.068
Panel B: 2000s data		
Earnings (euros)	24,234	4,929
Real wealth (euros)	160,729	70,961
Age (years)	58.39	3.03
Female (share)	0.521	0.050
Lawyer (share)	0.006	0.080
Banker (share)	0.001	0.033
Medical doctor or pharmacist (share)	0.010	0.101
Goldsmith (share)	0.002	0.044

*Tabella 2.1*

Il reddito e la ricchezza ammontano in media 36 e 291 fiorini, queste due variabili però presentano una distribuzione diseguale fra le famiglie, testimoniato da un indice di Gini vicino al 40% per quanto riguarda il reddito e al 65% per la ricchezza.

I membri delle corporazioni, come intuibile, si collocavano in cima alla scala sociale e occupavano posizioni di rilievo politico.

Le corporazioni più potenti erano quelle coinvolte nella manifattura e nel commercio di lana e seta e nel cambiovalute, infatti si dà il caso che le famiglie di banchieri di successo fossero le più famose a Firenze (ad esempio Bardi, Medici e Peruzzi), conosciuti in tutta Europa per le loro istituzioni bancarie presenti in altre delle più famose città quali Londra, Ginevra e Bruges.



### Profession and sector distribution in Florence 1427

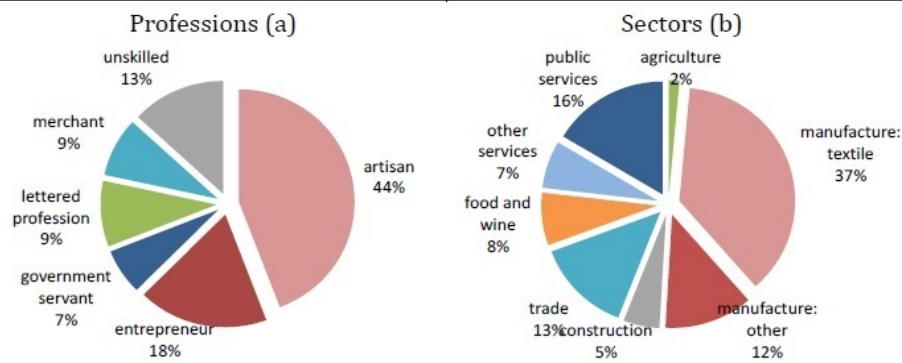


Figura 2.1

La figura 2.1 illustra le principali professioni dell'epoca, fornendo un quadro preciso della situazione occupazionale e quindi della stratificazione sociale; più del 40% dei cittadini svolgeva la professione di artigiano, come ad esempio chi era dedito alla lavorazione della lana o i falegnami/carpentieri. “Imprenditori” e membri delle corporazioni occupavano solo una piccola parte della forza lavoro, nemmeno un quinto dei lavoratori.

La fervente attività economica favorì lo sviluppo e l'occupazione di figure professionali al servizio della burocrazia e inoltre medici, avvocati, giudici, e farmacisti (sorge infatti a Firenze la più antica farmacia in Europa); rappresentano due gruppi significativi i mercanti e i dipendenti pubblici (pompieri, banditori e soldati). Il fondo della scala occupazionale vedeva una considerevole presenza di lavoratori non qualificati, inclusi gli impiegati nella lavorazione della lana grezza e il personale di servizio delle famiglie private.

Dalla figura 2.1 b si può individuare facilmente quali fossero i settori a fornire maggiore impiego; quasi metà dei lavoratori erano coinvolti in attività di manifattura, con ruoli di rilievo anche per il commercio, il *food and wine* e i servizi pubblici. L'agricoltura non trova spazio nei dati raccolti a causa dell'esclusione dal censimento delle zone rurali limitrofe, dove appunto veniva concentrata l'attività agricola.

Barone e Mocetti sono riusciti a trovare corrispondenza per poco meno della metà dei cognomi elencati nel censimento effettuato in epoca rinascimentale fra gli pseudo-discendenti, ottenendo risultati rispetto a 800 cognomi, appartenenti a 52 mila contribuenti, i quali guadagnano in media 24 mila euro a fronte di una ricchezza di 160 mila euro.

Una primo indizio riguardo la mobilità di lungo periodo viene messa in risalto dagli autori nella tabella 2.2

**Persistence in families' socioeconomic status**

Surname	Average Euros (2011)	Modal occupation (1427)	Earnings percentile (1427)	Wealth percentile (1427)
<b>5 top earners in 2011:</b>				
A	146,489	Member of shoemakers' guild	97%	85%
B	94,159	Member of wool guild	67%	73%
C	77,647	Member of silk guild	93%	86%
D	73,185	Messer (lawyer)	93%	85%
E	64,228	Brick layer, sculptor, stone worker	54%	53%
<b>5 bottom earners in 2011:</b>				
V	9,702	Worker in combing, carding and sorting wool	53%	45%
W	9,486	Worker in combing, carding and sorting wool	41%	49%
X	9,281	Sewer of wool cloth	39%	19%
Y	7,398	Medical doctor	84%	38%
Z	5,945	Member of shoemakers' guild	55%	46%

*Tabella 2.2*

la quale riporta per le prime e ultime cinque categorie di reddito il valore modale corrispondente a quell'occupazione e il percentile nella distribuzione di ricchezza e reddito nel XV secolo; si nota che gli antenati di chi guadagna di più fra gli attuali contribuenti si trovava già in cima alla scala sociale sei secoli fa, essendo stati avvocati o membri delle corporazioni di lana, seta o calzolari/fabbricanti di scarpe, occupazioni che si sono sempre collocate sopra il livello medio.

Una panoramica generale sulla situazione socioeconomica a Firenze nel primo Rinascimento rappresenta il presupposto per capire e interpretare l'indagine di Barone e Mocetti, i quali hanno riscontrato evidenze empiriche derivanti dal ruolo sociale degli pseudo-antenati e un certo grado di ereditarietà nello status di chi svolgeva alcune professioni.

## **2.2 Metodologia empirica, una prima disamina**

Il lavoro di Barone e Mocetti cerca di collegare gli antenati, utilizzando i loro cognomi, ai loro pseudo-discendenti, residenti nella medesima città circa sei secoli dopo.

La metodologia empirica adottata si serve di un approccio statistico TS2SLS, ovvero "two sample two stage least square" : in primo luogo, utilizzando il campione degli antenati viene fatto regredire il log del reddito su una serie di cognomi utilizzati come dummies (e, talvolta, anche utilizzando età e genere); secondo, vengono osservati i contribuenti presenti nei registri fiscali del 2011 e si fa regredire il log dei loro guadagni su quello dei loro antenati, come previsto dal cognome nel primo passo. Lo stesso procedimento è stato ripetuto utilizzando il log della ricchezza e servendosi di dummies per le professioni, anziché del log del reddito come variabile dipendente.

L'evidenza empirica indica un'elasticità stimata fra i redditi degli antenati e quelli dei

discendenti pari a circa 0.04.

Detto in un altro modo, essere discendenti della famiglia Bernardi (novantesimo percentile nella distribuzione del reddito nel 1427) piuttosto che essere discendenti della famiglia Grasso (decimo percentile della stessa distribuzione) comporterebbe un aumento del 5% nel reddito dei contribuenti attuali. L'elasticità rilevata riguardante la ricchezza è statisticamente significativa ed ammonta 0.02, il fenomeno però ha una maggiore portata e comporta un effetto ancor più largo. Il confronto tra decimo e novantesimo percentile implica però in questo caso una differenza di ricchezza reale superiore al 10% ai giorni nostri.

Questi risultati suggeriscono che la persistenza di status socio-economico nel lungo periodo è molto più alta di quanto si pensasse. Al fine di contestualizzare questi risultati, gli autori forniscono due spiegazioni. In primo luogo, i risultati mostrano che la mobilità intergenerazionale nel XVI sec era molto più bassa di quella attuale: utilizzando la metodologia recentemente proposta da Güell (2015), gli autori hanno stimato un'elasticità intergenerazionale del reddito compresa tra 0.8 e 0.9 (molto vicina al range “universale” individuato da Clark), indicativa di una società quasi-immobile nel 1427, è stata inoltre rilevata la presenza di “dinastie” in alcune professioni elitarie.

Quest'ultimo risultato è coerente con le convinzioni degli autori riguardo la persistenza dello status socio-economico nel lungo periodo, evidenzia un potenziale canale di ereditarietà – presente nei meccanismi che regolano l'accesso ad alcune professioni – e aiuta a spiegare perché l'elasticità reddituale non declini geometricamente, come ritenuto da molti.

I risultati empirici ottenuti da Barone e Mocetti sono però sensibili a due fonti di bias, anzitutto l'affidabilità degli pseudo-link (i collegamenti fra la coorte del 1427 e i contribuenti attuali) può essere messa in discussione dal momento che lo studio si basa su generazioni che distano fra loro di alcuni secoli e quindi l'efficacia del metodo di collegamento tramite cognomi può essere quantomeno discussa, e oltre a questa prima fonte di distorsione, si considera che i tassi di sopravvivenza – e conseguentemente la probabilità di trovare discendenti delle famiglie vissute nel rinascimento fra le ultime rilevate dal censimento recente - possono variare fra famiglie.

I test di robustezza riguardanti le precedenti ipotesi sono stati effettuati dagli autori e ne verrà data un'interpretazione più approfondita nel paragrafo seguente.

Il procedimento empirico perseguito da Barone e Mocetti è supportato dall'unicità del dataset del quale dispongono, requisito fondamentale per condurre un'analisi che spazia attraverso diversi secoli, ad ogni modo risulta impossibile reperire un unico insieme di dati capace di tracciare le generazioni in modo lineare, per cercare di ovviare a questo problema è quindi

inevitabile il fatto di dover combinare informazioni da due campioni separati (TS2SLS), come già accennato.

Il primo campione dispone di informazioni riguardanti la situazione socioeconomica degli antenati (log dei redditi), cognomi e altre variabili esplicative, sulle quali viene applicata la seguente regressione:

$$y_i^d = \delta S_i^d + \gamma X_i^d + \mu_i^d \quad (2.1)$$

dove  $y_i^d$  è l'*outcome* dell'individuo  $i$  vissuto a Firenze nel XV secolo,  $X_i^d$  è un vettore di controllo che include l'età, l'età elevata al quadrato e il genere,  $S_i^d$  è un set di dummies per ogni cognome e  $\mu_i^d$  il termine d'errore.

Nel secondo campione sono presenti informazioni riguardo gli pseudo-discendenti ovvero gli attuali contribuenti; per ragioni di disponibilità di dati (non è possibile tracciare una linea ereditaria diretta) vengono raggruppati per cognome, la regressione d'interesse è la seguente:

$$y_k^d = \beta (\delta S_k^d) + \rho X_k^d + \mu_k^d \quad (2.2)$$

dove  $y_k^d$  è l'*outcome* medio degli individui con cognome  $k$  che vivono attualmente a Firenze,  $X_k^d$  è, come sopra, un vettore di controllo,  $\delta S_k^d$  è il log dell'*outcome* degli antenati, attribuito usando i cognomi e i coefficienti dei cognomi stimati nella prima equazione, e  $\mu_k^d$  è il residuo; il parametro  $\beta$  è la stima TS2SLS dell'elasticità intergenerazionale.

Per replicare la popolazione originale, le regressioni vengono pesate per la frequenza dei cognomi. Nel paper di Barone e Mocetti viene inoltre presentato un esercizio empirico volto a testare l'appartenenza alle professioni di: avvocato, banchiere, medico o farmacista e orefice, in quanto rappresentano ricche professioni presenti già nel 1427 e per le quali sono disponibili dati pubblici correnti. Unendo le informazioni provenienti dalla distribuzione dei cognomi a Firenze con i registri pubblici contenenti i cognomi delle professioni menzionate poco sopra gli autori costruiscono un dataset a livello individuale dove, per ogni contribuente è possibile definire una variabile dummy la quale indica se l'individuo appartiene o meno a una delle professioni. Gli autori hanno trovato una leggera correlazione valida dal punto di vista statistico ma di portata molto lieve, considerando se la probabilità di un contribuente attuale impiegato in una delle professioni di nicchia elencate sopra comporta una più alta probabilità di rilevare fra gli pseudo-antenati un'appartenenza alla stessa professione. I risultati sono comunque in linea con le elasticità di reddito e ricchezza emerse dallo studio.

### 2.3 *Gli pseudo links di Barone e Mocetti*

Se si vuole tracciare una linea di discendenza attraverso secoli e riuscire a commentare ed interpretare i dati con un certo grado di affidabilità risulta fondamentale procedere ad alcuni test di robustezza riguardo i collegamenti (pseudo-links) individuati fra antenati e successori. Lo scopo del lavoro promosso dalla Banca d'Italia è quindi basato sul compito di tracciare una linea di discendenza affidabile attraverso più di cinque secoli partendo dai dati catastali raccolti nel primo Rinascimento. Questi pseudo-links intergenerazionali sono stati generati elaborando dati localizzati geograficamente, dal momento che vengono prese in considerazione persone con lo stesso cognome residenti a Firenze in entrambe le epoche; i cognomi italiani ben si prestano allo studio a causa di alcune peculiarità che li contraddistinguono: vengono ereditati da una generazione a quella successiva attraverso il padre e sono inoltre molto eterogenei fra loro. In Italia è presente un'ampia varietà di cognomi, una delle più vaste al mondo, e inoltre i cognomi si distribuiscono in modo più uniforme che in altri paesi, ad esempio, in Italia i 100 cognomi più diffusi rappresentano solo il 7% della popolazione totale contro il 22% in Inghilterra.

Un ulteriore elemento a favore dell'analisi dei cognomi è che quelli presenti nel catasto originario sono tipicamente fiorentini, il rapporto fra la quota di cognomi presenti a Firenze che figurano anche a livello nazionale è molto basso. Seppur lo studio goda di questi “privilegi” gli autori hanno dovuto adottare una minima flessibilità nella valutazione dei cognomi, i quali sono stati probabilmente soggetti a leggeri cambiamenti nel corso del tempo; ad esempio cognomi risultanti dal censimento più recente come “Mattei”, “De Matteo” e “Di Matteo” vengono tutti considerati discendenti di “Matteo”.

La strategia empirica degli autori si fonda sull'assunzione che la probabilità che un contribuente selezionato casualmente dal registro fiscale del 2011 sia un discendente di un contribuente selezionato casualmente dal catasto del 1427 sia significativamente più alta se i due individui sono accomunati dallo stesso cognome. Le ipotesi degli autori però possono essere messe in dubbio abbastanza facilmente, come già accennato nel paragrafo precedente. Le obiezioni sollevate riguardano ad esempio il fatto che non vi è garanzia che due persone accomunate dallo stesso cognome siano legate da una linea di discendenza diretta, inoltre Firenze non è (e non era) un “sistema chiuso”, è quindi presente la possibilità che individui che migrarono verso la città (nei secoli successivi) vengano considerati erroneamente come “eredi” della generazione rinascimentale.

Anche se rispetto ad altri studi effettuati seguendo lo stesso approccio di analisi dei cognomi questo risulta essere più affidabile (in quanto gli stessi condividono la medesima area

geografica di provenienza), gli autori propongono tre test volti a illustrare la robustezza delle scoperte procedura di nell'imputazione della discendenza.

Il primo test si basa sull'idea che più è diffuso un cognome e meno la condivisione fra individui dello stesso fornisce informazioni sul reale grado di parentela.

**Mobility for rare and Florence-specific surnames**

Dependent variable:	Log of earnings	Log of wealth	Log of earnings	Log of wealth
Log of ancestors' earnings/wealth	0.076** (0.034)	0.019** (0.009)		
× Less typical Florentine surnames			0.021 (0.036)	0.014 (0.010)
× More typical Florentine surnames			0.053* (0.027)	0.020* (0.011)
Controls Specification	YES More weight to rare surnames in 1427	YES	YES Differences by low- high- Florence-specific surnames	YES
Observations	806	679	806	679
R-squared	0.061	0.119	0.049	0.110

More (less) typical Florentine surnames are those for which the ratio between the surname share in Florence and the corresponding figure at the national level is above (below) the median. Controls include a dummy for female and age and age squared. Bootstrapped standard errors in parentheses (1,000 replications); \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

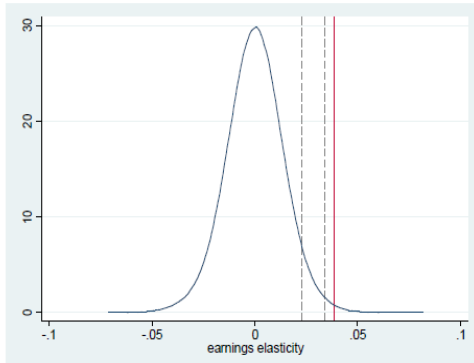
*Tabella 2.3*

La seconda prova sfrutta la misura in cui un cognome è specifico di Firenze (il grado di “specificità” è misurato come rapporto tra la presenza del cognome condiviso a Firenze e il suo corrispondente a livello nazionale): l'intuizione è che più un cognome è tipico del fiorentino, tanto meno lo stesso rischia di essere “contaminato” da fenomeni di migrazione in entrata e uscita. Nelle ultime due colonne della tabella 2.3, gli autori dividono i parametri chiave facendoli interagire con una variabile dummy che è uguale a 1 per i cognomi tipici fiorentini (quelli con un valore del rapporto al di sopra della mediana) e 0 altrimenti.

I risultati sono rassicuranti: le elasticità sono più grandi (e significative) per i cognomi maggiormente specifici della città di Firenze.

I due test discussi poco sopra sono finalizzati a testare indirettamente la robustezza degli pseudo-link, hanno quindi bisogno di essere completati da un test diretto che viene eseguito dagli autori come segue, vengono riassegnati casualmente i cognomi ai contribuenti del 2011 e stimate nuovamente le elasticità intergenerazionali fra i due campioni. Se le correlazioni positive rilevate non erano relative al lignaggio (la cui misurazione può essere affetta da errori), ma fossero emerse per caso, dovrebbe risultare che le stime non sono statisticamente differenti da quelli derivanti da un rimescolamento casuale di cognomi.

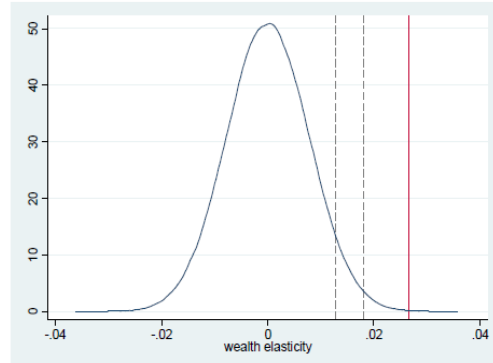
Earnings mobility with randomly assigned surnames



Distribution of estimated earnings elasticity randomly matching ancestors' and descendants' earnings; dashed lines represent 95° and 99° percentile, red line represents the earnings elasticity properly matching ancestors and descendants through surnames.

Figura 2.2

Wealth mobility with randomly assigned surnames



Distribution of estimated wealth elasticity randomly matching ancestors' and descendants' wealth; dashed lines represent 95° and 99° percentile, red line represents the wealth elasticity properly matching ancestors and descendants through surnames.

Figura 2.3

La Figura 2.2 mostra la distribuzione dell'elasticità del reddito stimato per 1 milione di repliche. Le due linee verticali tratteggiate rappresentano il 95° e il 99° percentile, mentre la linea rossa indica la stima degli autori sulla base dei cognomi osservati. Questi risultati forniscono una rappresentazione grafica chiara del contenuto informativo dei cognomi e la bontà degli pseudo-links: il p-value simulato in questo esercizio è inferiore 1%.

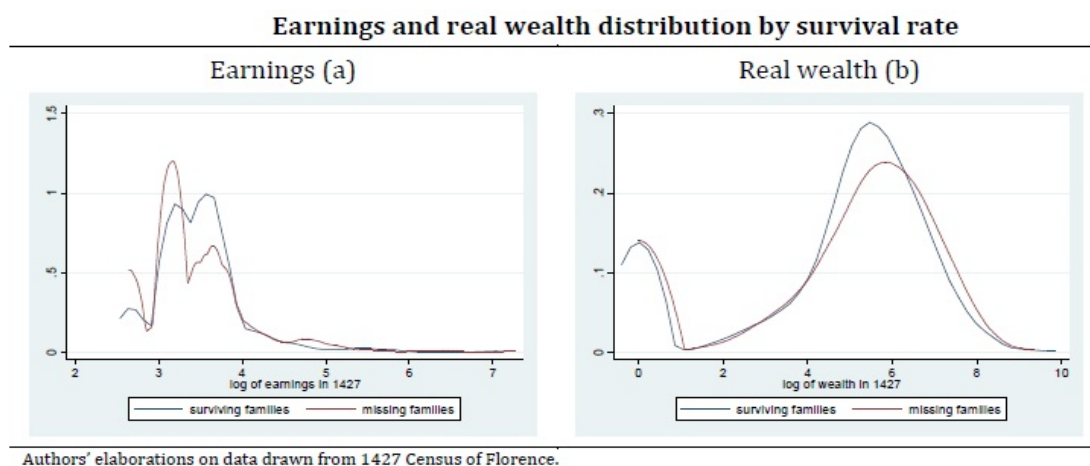
La Figura 2.3 mostra i risultati corrispondenti per quanto riguarda la ricchezza, in cui il risultato del test è ancora più significativo.

Come già precisato nei paragrafi precedenti, lo studio di Barone e Mocetti riesce nel compito di collegare solo un sotto-campione dei cognomi del censimento del 1427 con le rilevazioni fiscali del 2011. Questo è chiaramente dovuto ai processi demografici che sono coinvolti nelle analisi di mobilità intergenerazionale di lunghissimo periodo: il tasso di sopravvivenza delle famiglie dipende dalla migrazione, la riproduzione, la fertilità e mortalità, che, a loro volta, possono differire fra persone con diversa provenienza socio-economiche.

Dal momento che le le migrazioni (probabilmente) avvenute non rappresentano un campione casuale della popolazione originaria, il processo potrebbe influenzare la stima; Borjas (1987) a supporto di ciò, ha fornito un modello teorico il quale mostra che i migranti provengono principalmente dalle code della distruzione sociale.

Analogamente, il tasso di riproduzione di una dinastia (vale a dire la fertilità / tasso di mortalità) può essere correlato con il reddito e/o la ricchezza. Jones (2010) ha mostrato una forte e robusta relazione negativa tra reddito e fertilità, anche se è documentato che nelle economie agricole pre-industriali potesse accadere il contrario, come sostenuto, ad esempio, in Clark e Cummins (2009); è inoltre ragionevole aspettarsi che le famiglie più ricche siano quelle più inclini a sopravvivere nei secoli e, quindi, giungere alle rilevazioni più recenti.

Come vengono affrontati questi problemi dagli autori? In primo luogo, vengono messe a confronto le distribuzioni di guadagni e ricchezza nel 1427 tra le famiglie che trovano corrispondenza nella rilevazione del 2011 e quelle escluse, così da avere una valutazione generale della rilevanza del problema di selettività.



*Figura 2.4*

La figura 2.4a mostra che le distribuzioni dei redditi sono piuttosto simili, anche se la densità delle famiglie mancanti ha una massa maggiore di probabilità per livelli di reddito più bassi. Considerando la ricchezza, notiamo che le due distribuzioni si sovrappongono (Figura 2.4b).

**Earnings and wealth distribution by survival rate**

	Surviving families	Missing families	Difference
Log of ancestors' earnings	3.465	3.406	0.059** (0.026)
Log of ancestors' wealth	4.628	4.504	0.124 (0.115)

Surviving families refer to surnames that are present both in 1427 Census and in 2011 tax records; missing families are surnames existing in 1427 Census but not in 2011 tax records; standard errors in parenthesis; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

*Tabella 2.4*

La Tabella 2.4 conferma l'intuizione grafica: rispetto alle famiglie mancanti, quelli "superstiti" avevano guadagni più alti del 6%, mentre la differenza nella ricchezza reale non è significativa dal punto di vista statistico.

In generale, queste differenze non sembrano enormi, e quindi le preoccupazioni riguardo i bias di selettività sono meno preoccupanti di quanto si potesse credere.



## CAPITOLO 3. (Im)mobili ? Cosa ci insegna il tempo

### 3.1 *Mobilità nel passato, un confronto con l'Inghilterra feudale*

Al fine di provare a confrontare le “scoperte” di Barone e Mocetti e del loro studio sulla mobilità nel lungo periodo si intende commentare di seguito un lavoro elaborato da Gregory Clark, incluso nel suo ultimo saggio “The Son Also Rises”, volto a far emergere i pattern di mobilità intergenerazionale nel periodo feudale in Inghilterra, servendosi del metodo di analisi dei cognomi rari (o appartenenti ad alcune categorie) da lui elaborato.

Una panoramica generale dei cognomi presenti in una determinata area e della significatività che essi possono fornire è fondamentale al fine di contestualizzare l'analisi e comprendere meglio l'approccio dell'autore. Il primo “ceppo” di cognomi preso in esame riguarda il gruppo di cognomi “artigianali”, appartenuti in origine a lavoratori mediamente qualificati di classe media e medio bassa nella scala sociale, i quali erano appunto occupati in mestieri d'artigianato. Più di un cognome moderno su dieci in Inghilterra deriva dall'occupazione del predecessore medievale, l'origine etimologica di moltissimi di questi si rimanda alle antiche professioni, le quali presentano inoltre ulteriori sottogruppi, ad esempio il settore delle costruzioni viene rappresentato da cognomi quali: Carpenter, Wright, Mason, Thatcher, Plumber, Glazier, Painter, Sawyer, Slater e Tyler; oltre a quelli appena citati anche i settori agricolo, alimentare e tessile hanno una pesante influenza fra i cognomi attuali.

Si hanno prove riguardo l'ereditabilità di questi cognomi a partire dal 1381, in quanto lo si può dedurre dai registri delle “poll tax” risalenti a quello specifico anno; tuttavia l'autore si spinge ad affermare che i cognomi *artisan* possano aver cominciato la loro linea ereditaria anche qualche decennio prima, intorno al 1250 – 1300, dal momento che nel 1381 solo il 38% delle persone con un cognome di tale origine era impiegato nell'occupazione descritta dallo stesso, a rigor di logica il 62% degli individui doveva averlo ereditato.

Per collegare i cognomi alle élites è necessario individuare le fonti utili a fornire le indicazioni necessarie a tale scopo. Le informazioni che consentono di individuare le élites medievali vengono ricavate da quattro fonti significative. La prima di queste fonti è rappresentata dai registri comprendenti le persone associate alle Università di Oxford e Cambridge (i registri dei quali iniziarono nel 1170); la seconda fonte traccia gli individui i cui testamenti risultano registrati nella più alta corte dell'epoca, la *Prerogative Court of the Archbishop of Canterbury (PCC)*, le registrazioni spaziano dal 1384 al 1858.

La terza fonte è costituita da coloro i quali venivano registrati come *Gentleman* o *Sir* nelle note ereditarie iscritte nel PCC, a testimonianza di uno status ancor più elevato rispetto a chi

era semplicemente iscritto al registro; l'ultima fonte sfruttata dall'autore è rappresentata dal registro indicante i membri del parlamento e della Camera dei Comuni, dal 1295 in avanti.

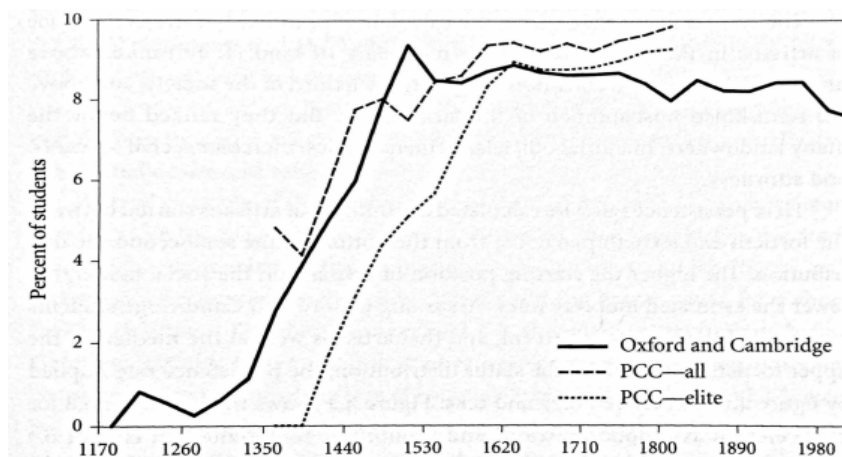


Figura 3.1 Percentuale di artisan surnames fra le élites inglesi, 1170-2012

La Figura 3.1 illustra la presenza di *artisan surnames* nelle élites inglesi nel corso della storia, quello che si può dedurre dal grafico è che la mobilità in Inghilterra durante l'epoca medievale fosse ampiamente maggiore a quella attuale, in quanto gli artigiani nel 1300 erano sparsi per i villaggi inglesi e illetterati per la maggiore, nel 1500 però i loro eredi risultano essere totalmente integrati nelle élites e nelle università di Oxford e Cambridge. In che modo è possibile interpretare l'esclusività degli studenti iscritti a “Oxbridge” in quell'epoca? Guardando alla percentuale di individui appartenenti a quelle élites: risulta ad esempio dai registri universitari che nel XV secolo la “quota” di ogni generazione che si iscriveva ad una di queste due prestigiose università ammontasse allo 0.3 – 0.7% , questi dati porrebbero le università come istituzioni potenzialmente accessibili allo 0.5% della popolazione più benestante. Va però considerato che in epoca medievale non erano le università ad attrarre la totalità dei migliori prospetti, in quanto chi aspirava ad una carriera nel commercio, nel settore legale o militare intraprendeva altri percorsi, esterni ad “Oxbridge” e di conseguenza la partecipazione delle élites alla vita universitaria dovrebbe essere considerata come più estesa, espandendola al 2% in cima alla distribuzione. Il secondo fattore da considerare nel calcolo dei tassi di mobilità è il “posto” occupato dagli *artigiani* nella distribuzione di “status” nella società del 1300. Gli *artigiani* erano collocati sopra i lavoratori non qualificati (i quali costituivano da un quarto a un terzo della società) e al di sopra dei fattori del settore agricolo; al di sotto però di proprietari terrieri, funzionari feudali, ecclesiastici, e alla classe di mercanti e “avvocati”. I tassi di persistenza dello status vengono calcolati da Clark assumendo che gli

individui con un cognome di quest'origine si collocassero inizialmente fra il quarantesimo e il sessantesimo percentile della distribuzione socio-economica, ovviamente più alta è la posizione di partenza degli *artisans* e più bassa risulterà essere la stima dei tassi di mobilità. Assumendo che Oxford e Cambridge accogliessero il top 0.5-2% della distribuzione e che il gruppo dei cognomi artigianali si collocasse al livello mediano (o quarantesimo percentile più alto), i tassi di persistenza ricavati dalla figura 3.1 giacciono fra i valori 0.77-0.85.

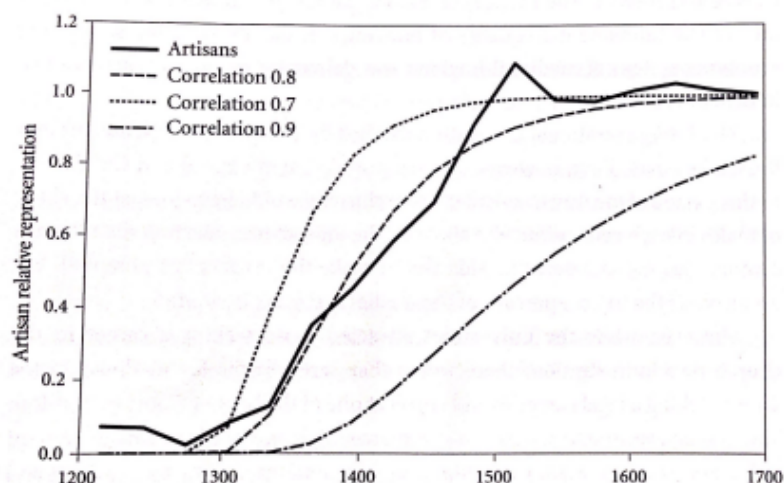


Figura 3.2 Tassi di persistenza alternativi

La Figura 3.2 mostra invece un valore di 0.8 come miglior approssimazione alla correlazione stimata, conseguente alle assunzioni di una rappresentanza elitaria pari allo 0.7% della popolazione e gli *artisan surnames* partire dal mezzo della distribuzione di status, tassi simili o leggermente maggiori a quelli stimati per i moderni Stati Uniti e Svezia.

Il caso degli *artisan surnames* fornisce delle indicazioni riguardo la mobilità di un gruppo sociale verso l'alto, cosa si può dire invece riguardo il lungo e lento processo di regressione verso la media da parte di gruppi già in partenza elitari? Clark espone come evidenza del fenomeno inverso il caso appartenente ad un altro gruppo di cognomi, i *locative surnames*, ossia i cognomi appartenenti a quelle persone che in epoca pre-industriale (dove nella maggior parte dei casi si trascorreva l'intera esistenza nello stesso posto) si trasferivano dal luogo d'origine per giungere nelle città al fine di intraprendere una carriera come mercanti, banchieri, avvocati o affiliarsi ad università o centri religiosi.

Questo metodo di assegnazione dei cognomi ebbe inizio con i conquistatori normanni dell'Inghilterra, i quali usavano assumere dei cognomi che li collegassero ai loro villaggi originari in Normandia, ad esempio Mandeville, Montgomery, Baskerville, Percy, Neville e Beaumont, ma con la lenta destituzione dell'élite normanna i cognomi associati ad uno status

elevato (*locative*) divennero cognomi quali Berkeley, Hilton, Pakenham e altri (di evidente origine differente). Questi cognomi sono largamente diffusi nei primi registri delle università di Oxford e Cambridge, e ne rappresentano quasi la metà dei cognomi presenti nei registri del XIII secolo, nonostante il gruppo dei *locative surnames* contasse su una quota di gran lunga inferiore di rappresentanza nella popolazione, pari circa al 5%.

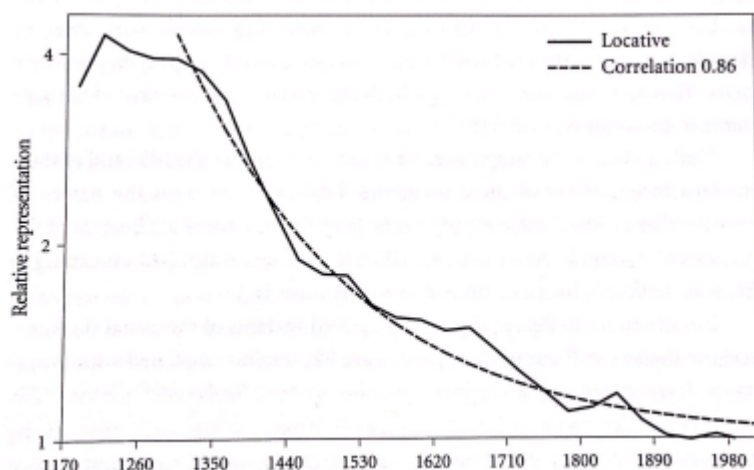


Figura 3.3 *locative surnames* a Oxford e Cambridge, 1170-2012

La figura 3.3 illustra la rappresentanza relativa del campione di *locative surnames* a Oxford e Cambridge dal 1200 al 2012, calcolata come il rapporto della loro presenza nei registri universitari e della presenza nella popolazione totale; fino al 1350 si nota che la presenza relativa di questi cognomi rimane prossima a 4, la ragione di questo stallo risiede nel fatto che inizialmente i cognomi *locative* venivano ancora adottati da persone di status elevato.

Dal 1350 in poi, i *locative surnames* hanno subito un declino fra i registri accademici lento e persistente; il valore 0.86 calza perfettamente per i dati dal 1350 al 2012, un tasso di persistenza elevato se si considera che le informazioni spaziano attraverso un arco temporale di quasi sette secoli, ciò implica che oltre tre quarti della variazione nello status sociale fra le famiglie sia ereditario in ogni generazione. Il tasso stimato di mobilità a “ribasso” per i *locative surnames* risulta essere coerente con i dati emersi dallo studio del gruppo di cognomi artigianali, per i quali si evidenziava invece una mobilità verso l'alto.

### 3.2 Il caso fiorentino, le determinanti dello studio nel lungo periodo

#### Earnings mobility: baseline

Dependent variable:	Log of earnings	Log of earnings	Log of earnings
Log of ancestors' earnings	0.039**	0.040**	0.045**
<i>Standardized beta coefficient</i>	<i>0.064</i>	<i>0.052</i>	<i>0.058</i>
	(0.017)	(0.019)	(0.022)
Rank-rank coefficient	0.058**	0.061**	0.056**
	(0.027)	(0.025)	(0.025)
Female	NO	YES	YES
Age and age squared	NO	NO	YES
Observations	806	806	806
R-squared	0.007	0.025	0.048

Bootstrapped standard errors in parentheses (1,000 replications); \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Tabella 3.1

Con la tabella 3.1 vengono presentate le stime dell'elasticità intergenerazionale del reddito, come specificato dalla regressione (2.2); gli autori si servono di inoltre di tre specificazioni, nella prima colonna della tabella sono inclusi solo i guadagni degli antenati, nella seconda e terza vengono aggiunti il genere e l'età e il suo quadrato. L'elasticità risulta essere piuttosto stabile a seconda delle specificazioni, assumendo un valore intorno a 0.04 e statisticamente significativo a un livello del 5%; si nota che una deviazione standard nel log dei redditi degli pseudo-antenati provoca un aumento nel log del reddito degli pseudo-discendenti del 6% della deviazione standard, il risultato oltre ad essere positivo e significativo è non trascurabile da un punto di vista economico. Questi risultati implicano che essere il discendente di una famiglia collocata nella parte alta della distribuzione (novantesimo percentile) comporta un aumento del 5% nei redditi attuali rispetto ad una famiglia collocata nella parte bassa della stessa distribuzione (decimo percentile).

#### Real wealth mobility: baseline

Dependent variable:	Log of wealth	Log of wealth	Log of wealth
Log of ancestors' wealth	0.027***	0.026***	0.018**
<i>Standardized beta coefficient</i>	<i>0.103</i>	<i>0.102</i>	<i>0.069</i>
	(0.008)	(0.008)	(0.008)
Rank-rank coefficient	0.105***	0.105***	0.073**
	(0.031)	(0.031)	(0.030)
Female	NO	YES	YES
Age and age squared	NO	NO	YES
Observations	679	679	679
R-squared	0.018	0.020	0.110

Bootstrapped standard errors in parentheses (1,000 replications); \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Tabella 3.2

La tabella 3.2 replica la stima rispetto all'elasticità della ricchezza (in termini reali), con dei parametri che spaziano fra 0.02 e 0.03, assumendo cioè dei valori altamente significativi.

Il coefficiente  $\beta$  standardizzato equivale al 7% e quindi leggermente maggiore dello stesso coefficiente calcolato per il reddito. Le implicazioni dell'appartenenza al decimo o al novantesimo percentile risultano qui ancora più accentuate, comportando una differenza del 12% nella ricchezza fra gli attuali contribuenti, un dato non sorprendente dal momento che la ricchezza viene accumulata attraverso il reddito (al netto del consumo) nell'arco del ciclo di vita di un individuo ma viene trasmessa tramite eredità o trasferimenti alle generazioni successive quando i membri di queste sono ancora in vita.

Le misure di elasticità intergenerazionale sono delle misure funzionali ma potrebbero celare dettagli riguardo appunto l'elasticità in punti diversi della distribuzione, a questo scopo può essere utile illustrare di seguito la misura dell'elasticità intergenerazionale attraverso delle matrici di transizione, antenati e discendenti sono classificati in tre categorie: classe poco abbiente, classe media e classe abbiente.

**Earnings mobility: transition matrix**

Origin ↓ / Destination →	Lower class	Middle class	Upper class
Lower class	32.8	36.4	30.8
Middle class	43.0	29.1	27.9
Upper class	25.3	34.8	39.9

**Real wealth mobility: transition matrix**

Origin ↓ / Destination →	Lower class	Middle class	Upper class
Lower class	41.6	29.8	28.6
Middle class	31.6	34.3	34.1
Upper class	26.8	36.2	37.0

*Tabella 3.3*

La tabella 3.3 include le matrici di transizione riferite al reddito e alla ricchezza reale; per gli individui originalmente appartenenti alla classe meno abbiente ci sono opportunità non trascurabili di raggiungere le classi superiori, la situazione opposta risulta essere invece molto meno realizzabile, infatti, scivolare dall'alto al basso della scala sociale è ritenuto quantomeno improbabile. Lo stesso discorso vale per la matrice di transizione riguardo la ricchezza, il pattern è molto simile a quello del reddito, con più di due quinti dei discendenti della classe meno abbiente ancorati allo stesso stato dopo secoli.

I risultati messi in luce dalle tabelle 3.1 e 3.2 sottolineano che la persistenza di status socio-

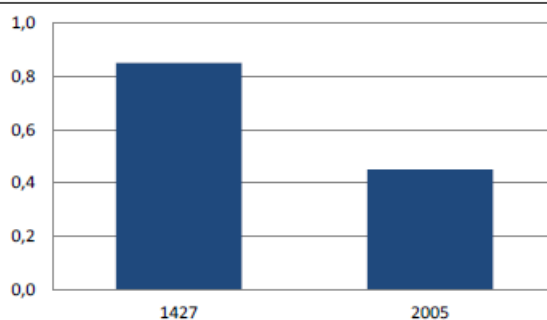
economico nel lungo periodo è più elevata di quanto ritenuto in precedenza, il valore di questi risultati è da ritenersi ancora più sorprendente se si considera che nel corso di un arco temporale così vasto si sono succeduti accadimenti molto significativi, tali da stravolgere lo status stesso della città di Firenze, passata dall'essere la città stato del Granducato di Toscana a diventare una città inclusa in uno Stato unificato.

Demograficamente Firenze non ha subito variazioni notevoli nel corso del tempo fino al XIX secolo, un discorso simile può essere fatto anche con riguardo al PIL della città di Firenze, piatto nell'era pre-industriale ed “esploso” nel XX secolo, a causa della rivoluzione industriale, la terziarizzazione e la rivoluzione tecnologica.

La maggior parte dei ricercatori nell'ambito della mobilità intergenerazionale ritiene che le correlazioni fra generazioni declinino geometricamente (la correlazione fra nonno e nipote è il quadrato della correlazione fra genitore e figlio, fra bisnonno e nipote il cubo e così via), se questo fosse vero, le stime degli autori – spaziando fra circa 20 generazioni - non sarebbero in accordo con le stime predominanti sulla mobilità del reddito.

Un' elasticità intergenerazionale dei redditi fra due generazioni adiacenti molto prossima al valore unitario potrebbe spiegare il motivo per il quale continuiamo a trovare tracce “ereditarie” di status socio-economico anche dopo sei secoli, infatti generalmente la persistenza dello status nell'era pre-industriale viene percepita come molto elevata, con una tendenza a credere che l'ascesa del capitalismo e l'industrializzazione abbiano portato a una società più dinamica.

**Income persistence in Florence: 1427 vs. 2005**



*Figura 3.4*

Secondo la metodologia elaborata da Guell, l'elasticità stimata (per il reddito) nel XV secolo era compresa fra 0.8 e 0.9, a rappresentare una società quasi-immobile.

La figura 3.4, sebbene vada interpretata cautamente in quanto le fonti dei dati sono di natura

diversa, ci indica un cambio di rotta nell'andamento della mobilità intergenerazionale, si nota facilmente che in passato la mobilità era considerevolmente più bassa che tuttora; se si assume che le elasticità prossime al valore unitario siano prevalse fino al XX secolo, ossia fino all'avvento della scolarizzazione di massa, e prima che gli effetti della rivoluzione industriale iniziassero a fare effetto, si otterrebbe un'elasticità (reddituale) di lungo periodo simile a quella ottenuta da Barone e Mocetti nel loro lavoro.

### **3.3 *Mobilità e disuguaglianza***

Uno dei principali compiti e obiettivi delle moderne democrazie dovrebbe essere quello di promuovere e garantire condizioni di uguaglianza e pari opportunità verso i cittadini, come si è potuto notare dai casi illustrati in precedenza, vi sono evidenze significative riguardo la viscosità del fenomeno di mobilità sociale, di portata tale da influenzare le vite della stirpe discendente anche a secoli di distanza.

La trasmissione di reddito e benessere fra generazioni non incide nella vita di ciascuno come fosse un sorteggio attuato da madre natura, un processo senza memoria capace di collocare casualmente gli individui all'interno della distribuzione del reddito, ma ovviamente risulta essere un processo (talvolta fortemente) ereditario.

I bassi livelli di mobilità sociale sperimentati nei secoli passati possono forse risentire maggiormente del diverso assetto socio-culturale che ha caratterizzato la vita sociale per intere epoche, con l'avvento dell'industrializzazione, della scolarizzazione di massa e con il continuo progresso economico e sociale sperimentato dalle economie sviluppate da più di due secoli a questa parte, si pensava che questo fenomeno tendesse ad affievolirsi.

Il responso evidenziato dai diversi studi (spesso eterogenei fra loro) è che questo fenomeno appaia sì più lieve, ma che anche nei paesi più evoluti non si stia facendo abbastanza per promuovere il merito e mettere nelle condizioni più favorevoli anche gli individui svantaggiati dalla nascita. Il “sogno americano”, il grande proclamo della nazione più industrializzata al mondo, si è trasformato sempre più in un semplice slogan idealistico, in quanto risulta evidente che negli Stati Uniti la disuguaglianza nella distribuzione dei redditi sia in aumento e le possibilità non siano le medesime per tutti; un'alta disuguaglianza influisce nella mobilità perchè tende a “modellare” le opportunità economiche a favore dei gruppi sociali più abbienti. La relazione tra mobilità intergenerazionale e disuguaglianza viene illustrata tramite la “Curva del grande Gatsby”, in onore del personaggio romanzesco figlio dalla penna di Francis Fitzgerald, passato dal contrabbando a impersonare la figura di spicco della vita mondana a Long Island.



### The Great Gatsby Curve: More Inequality is Associated with Less Mobility across the Generations

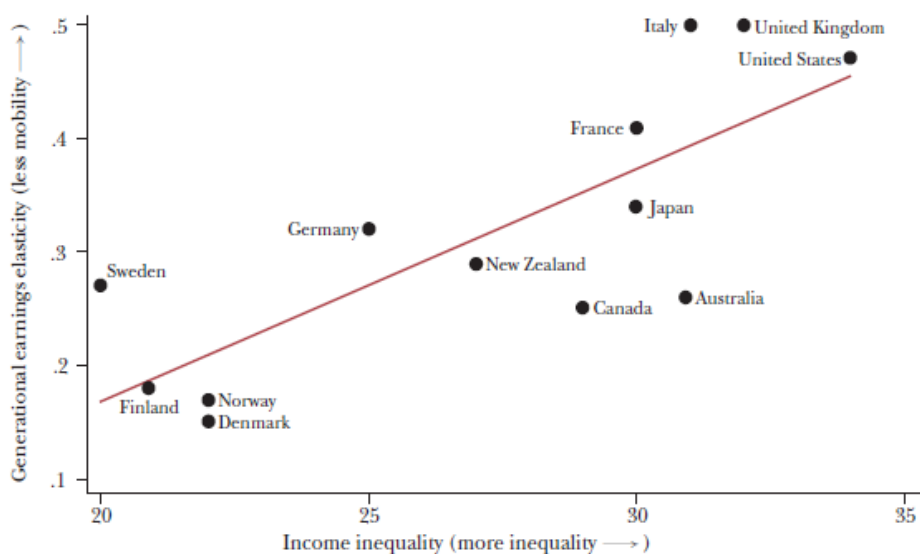


Figura 3.5

La figura 3.5 è tratta da uno studio di Miles Corak , che con l'aiuto di dati forniti dall'OCSE ha stimato le elasticità intergenerazionali per alcune delle nazioni più sviluppate.

L'asse orizzontale misura il coefficiente di Gini per la disuguaglianza di reddito misurata nelle rispettive nazioni nei primi anni '80, l'asse verticale illustra l'elasticità intergenerazionale misurata tramite dati proveniente da una coorte di figli nati nella prima metà del decennio '60 e il loro reddito da adulti misurato nella seconda metà degli anni '90.

Si nota che nei paesi nordici meno di un quinto dell'*outcome* del figlio viene determinato dai vantaggi (o svantaggi) del padre, mentre in Italia, nel Regno Unito e negli Stati Uniti quasi la metà dello status economico viene ereditato di padre in figlio.

L'elasticità intergenerazionale del reddito è misurata in questo specifico caso tramite un modello di regressione verso la media, che stima tramite il metodo dei minimi quadrati il coefficiente  $\beta$  nella seguente equazione:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln Y_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

dove  $Y$  rappresenta il reddito della famiglia  $i$ -esima fra due generazioni  $t$  e  $t-1$ ,  $\alpha$  è una costante che indica il trend nel reddito medio fra generazioni, dovuto ad esempio a cambiamenti nei tassi di produttività, cambiamenti tecnologici e mutazioni nella struttura del mercato del lavoro.  $\beta$  indica il grado con il quale il reddito resta “ancorato” alle generazioni precedenti (all'interno della stessa famiglia), cioè la differenza percentuale nel reddito del

figlio al variare di ogni punto percentuale nel reddito del padre (elasticità intergenerazionale del reddito);  $\varepsilon$  rappresenta le influenze nel reddito del figlio non correlate al reddito del padre. Conoscendo la collocazione del padre nella distribuzione del reddito, un maggior valore di  $\beta$  ci può far supporre con maggior precisione dove si collocherà il figlio nella medesima distribuzione, in quanto ad alti valori di  $\beta$  gran parte del risultato ottenibile dalla prole viene già determinato alla nascita.

Dovrebbe essere compito dei policy makers attuare politiche sociali in grado di calibrare più equamente l'accesso alla scalata sociale da parte dei cittadini, e in questi termini un trend di crescente disuguaglianza non fa altro che accentuare le differenze nella mobilità fra classi sociali anziché ridurle.

La trasmissione di status fra genitori e prole avviene a causa di diverse circostanze, i genitori potrebbero trasmettere vantaggi economici tramite conoscenze e migliori network di inserimento nel mercato del lavoro, nell'ammissione a migliori college o scuole e avendo maggiori opportunità di investire nel capitale umano dei figli; inoltre il contesto familiare può favorire un livello di mobilità più stazionario nella parte alta della distribuzione attraverso l'eredità di tratti genetici quali migliori abilità, salute, e altri aspetti caratteristici delle élites.

Se la mobilità intergenerazionale risulta fortemente influenzata dallo stato di nascita e dai tratti genetici della famiglia di appartenenza è compito delle istituzioni cercare di affievolire il fardello che grava sulle spalle dei meno avvantaggiati, promuovendo politiche a favore di chi si colloca nel fondo della distribuzione e consentendo un più equo accesso alle medesime opportunità da parte di tutti.

## **Conclusioni**

Gli studi di mobilità intergenerazionale analizzati mettono in luce i meccanismi di trasmissione di reddito e ricchezza in archi temporali di differente ampiezza, e permettono di comparare i risultati ottenuti da un punto di vista generico. Nemmeno sei secoli di storia sono stati sufficienti a cancellare le tracce di un'impronta ereditaria nella trasmissione di status fra le generazioni residenti a Firenze. L'elasticità rilevata è significativa dal punto di vista statistico ed economico, e indica la forte persistenza di reddito e ricchezza, entrambe resistenti al corso del tempo. Ciò che emerge dal caso fiorentino può essere di validità più estesa, si è constatato che i fattori socio-economici influiscono nella trasmissione di status fra generazioni e che l'appartenenza ad alcune élites professionali e accademiche riescono a mantenere una solida influenza nelle condizioni iniziali dei discendenti.

In quanto alla legge universale di Clark sembrano essere già presenti delle verifiche empiriche in grado di smentirne la validità, in quanto può in ogni caso sembrare esageratamente pretenzioso sostenere che una singola legge di persistenza statistica riesca a spiegare i meccanismi di eredità temporale dello status socio-economico, prescindendo dal contesto sociale e locale rispetto al quale vengono effettuati gli studi. Come sembra non essere rigida l'ipotesi secondo cui il processo di mobilità intergenerazionale venga approssimato correttamente da un processo autoregressivo di primo ordine, seguendo il quale il processo tenda a declinare secondo un tasso geometrico, se così fosse lo studio della mobilità dal Rinascimento ai giorni nostri non avrebbe potuto presentare evidenza empirica significativa dal punto di vista economico e statistico. Indipendentemente dalla metodologia adottata sembra comunemente riconosciuto il fatto che al giorno d'oggi la mobilità sia significativamente più elevata che nelle epoche passate, a testimonianza di un progresso tecnologico di rilevante importanza e di una crescente attenzione alle politiche in grado di aumentare la mobilità, allo scopo di ridurre la possibilità di risentire del reddito dei predecessori per diverse generazioni.

## Riferimenti bibliografici

- Aaronson, D; Mazumder B. 2008. *Intergenerational Economic Mobility in the United States, 1940 to 2000*. Journal of Human Resources Vol 43, pp 139-172.
- Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060.
- Becker G.; Tomes N. 1979. *An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility*. Journal of Political Economy Vol 87, pp. 1153-1189.
- Borjas, G.J. 1987. *Self-selection and the earnings of immigrants*. American Economic Review Vol 77, pp. 531-553.
- Clark, G.; Cummins N. 2014. *Surnames and Social Mobility in England, 1170–2012*. Human Nature Vol. 25, pp. 517-537.
- Clark, G. 2014. *The son also rises: Surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press.
- Clark, G; Cummins N. 2009. *Urbanization, mortality, and fertility in Malthusian England*. American Economic Review Vol 99, pp. 242-247.
- Corak, M. 2013. *Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility*. Journal of Economic Perspectives Vol 27, pp 79-102.
- Güell, M.; Rodriguez Mora J.V.; Telmer C. 2015. *Intergenerational mobility and the informational content of surnames*. Review of Economic Studies Vol 82, pp. 693-735.
- Jones, L.; Schoonbroodt A.; Tertilt M.; 2010. *Fertility theories: Can they explain the negative fertility-income relationship?* Demography and the economy, University of Chicago Press.
- Solon, G. 2015. *What do we know so far about multigenerational mobility?*. Working paper, National Bureau of Economic Research.
- Solon, G. 2014. *Theoretical models of inequality transmission across multiple generations*. Research in Social Stratification and Mobility Vol. 35, pp 13-18.

## Indice delle figure

- Figura 1.1. Clark, G.; Cummins N. 2014. *Surnames and Social Mobility in England, 1170–2012*. Human Nature Vol. 25, pag 522.
- Figura 2.1. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 33.
- Figura 2.2. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 33.
- Figura 2.3. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 34.
- Figura 2.4. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 34.
- Figura 3.1. Clark, G. 2014. *The son also rises: Surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press pag 73.
- Figura 3.2. Clark, G. 2014. *The son also rises: Surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press pag 74.
- Figura 3.3. Clark, G. 2014. *The son also rises: Surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press pag 77.
- Figura 3.4. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 35.
- Figura 3.5. Corak, M. 2013. *Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility*. Journal of Economic Perspectives Vol 27, pag 3.
- Tabella 2.1. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 27.
- Tabella 2.2. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 27.

- Tabella 2.3. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 30.
- Tabella 2.4. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 31.
- Tabella 3.1. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 28.
- Tabella 3.2. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 29.
- Tabella 3.3. Barone G.; Mocetti S. 2016. *Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427-2011*. Banca d'Italia Working Papers – Temi di discussione n° 1060 pag 29.