

# **L'efficacia degli investimenti pubblici a livello territoriale: un approccio d'equilibrio economico spaziale**

**Carla Carlucci\*, Pietro Cova\***

**Ottobre 2006**

**\* Ministero dello Sviluppo Economico, Dipartimento per le Politiche di Sviluppo e Coesione, Unità di Verifica degli Investimenti Pubblici**

## Abstract

### Objectives

The aim of this paper is to measure the effectiveness of public infrastructure investments, *i.e.* their contribution to local growth. To do this we estimate a simple spatial equilibrium model which accounts for the benefits and costs accruing to both Italian households and firms residing in different fixed geographic areas (NUTS 2 level) over the 1989-2000 period.

### Methods

Our work follows closely the seminal contributions by Rosen (1979) and Roback (1982) to the literature on hedonic price models. The goal of these models is to price variables which have no explicit market prices, such as local amenities (climate, crime rates etc.) and a worker's individual characteristics (experience, tenure, sex, civilian status, etc.).

Contrary to the more traditional approaches relying on the estimation of production or cost functions extended by including public capital as an additional factor of production, the spatial equilibrium model estimated in this paper considers the effects due to local public investments accruing both to representative local households and firms. Similar contributions can be found in Haughwout (2002) and Rudd (2000).

We extend on previous work in this area by also accounting for spatial interactions across geographic areas and by explicitly considering the role of the degree of local financial development (*ie* capital) in promoting local growth.

The data set used for our estimations is drawn from the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth and from the Italian Statistical Office. The former contains data on wages, rents, individuals' characteristics and housing structural traits, while the latter is used for computing the local stock of public capital. All variables span the 1989-2000 period.

### Results and Conclusions

Estimation results highlight substantial contributions of public capital to local area development: after controlling for individual worker characteristics, housing structural traits, and local financial development, our estimates suggest that public infrastructures have consistent and strong effects on the value of local housing prices and, to a weaker extent, on local wages.

Results are robust to different estimation strategies which consider both separate and simultaneous estimations of the wage and rent equations. They also hold when estimating a spatially autoregressive version of the model.

Finally, we also find that public infrastructures exert a greater effectiveness in promoting development in poorer southern regions rather than in the richer northern ones. These results contrast with the ones found by more traditional studies relying on production/cost function estimations.

## Riassunto

In questo lavoro abbiamo quantificato l'efficacia degli investimenti pubblici a livello territoriale sul benessere della collettività - imprese e famiglie – attraverso un modello di equilibrio economico spaziale che tiene conto in maniera semplificata delle relazioni socio-economiche esistenti tra più aree geografiche. Le analisi sono state condotte sia a livello nazionale per l'intero stock di capitale pubblico e per le singole categorie di opere, sia a livello regionale. In tutti i casi, i risultati ottenuti testimoniano l'importanza dello stock di capitale pubblico in termini di efficacia sul benessere della collettività. A livello territoriale risulta che l'efficacia della dotazione infrastrutturale è maggiore al Sud che al Nord. La robustezza dei risultati è stata verificata facendo ricorso alla stima simultanea delle equazioni del modello nonché tenendo conto dell'eventuale presenza di autocorrelazione spaziale nei residui delle equazioni stimate.

## 1. Introduzione

Scopo del presente lavoro è la misurazione dell'efficacia degli investimenti pubblici infrastrutturali. A tal fine sviluppiamo un semplice modello di equilibrio economico che tiene conto dei benefici dovuti allo stock di infrastrutture percepiti da famiglie e imprese situate su unità territoriali distinte. L'analisi si rifà ai lavori di Rosen (1979) e Roback (1982) finalizzati alla stima di modelli edonici, nei quali si cerca di attribuire un prezzo monetario a delle variabili prive di un esplicito prezzo di mercato, quali le amenità locali legate al clima e le caratteristiche personali dei lavoratori (formazione, esperienza, sesso, stato civile).

L'idea alla base di questo approccio è che il valore monetario di queste amenità e caratteristiche personali sia in qualche misura riflesso, o capitalizzato, nei prezzi locali dei fattori produttivi (salari, valore dei terreni, costo del capitale).<sup>1</sup> Non si spiegherebbe altrimenti il perché, ad esempio, gli affitti in una grande città sono mediamente maggiori che nei piccoli centri urbani.

Le stime monetarie di queste amenità e caratteristiche sono state utilizzate per calcolare gli indici di qualità della vita e per spiegare le differenze salariali osservabili sul territorio all'interno di uno stesso paese. L'approccio di Rosen e Roback è stato inoltre ripreso, tra gli altri, da Gyourko e Tracy (1989; 1991), Haughwout (2002) e Rudd (2000) che lo hanno applicato alla valutazione di alcune variabili legate al territorio, quali i servizi locali (sicurezza, sanità, educazione), la struttura impositiva locale (imposte dirette e indirette) e gli investimenti pubblici infrastrutturali sviluppando il c.d. "approccio di equilibrio economico spaziale" (Gyourko, Kahn, Tracy, 1999). Questi studi costituiscono il punto di partenza per la nostra analisi che intende applicare la metodologia sin qui sviluppata per misurare l'efficacia delle infrastrutture pubbliche dislocate sulle province e sulle regioni italiane dal 1989 al 2000.

Rispetto agli approcci più tradizionali quali la *cost-benefit analysis* e gli approcci basati sulla stima delle funzioni di produzione/costi dell'impresa rappresentativa, i dati necessari per la stima di un modello di equilibrio spaziale sono più agevolmente reperibili e ridotti ad un insieme di variabili statistiche minimo. Inoltre, trattandosi di un modello di equilibrio economico si tiene conto contestualmente delle interazioni tra famiglie e imprese e degli effetti che una serie di variabili trasversali (amenità e altre caratteristiche locali) sono in grado di esercitare sull'intera collettività.<sup>2</sup>

Il presente lavoro cerca, per quanto possibile, di introdurre delle innovazioni rispetto al modello di base sin qui utilizzato negli studi sopraccitati. Tali estensioni al modello di

---

<sup>1</sup> Vi sono delle situazioni nelle quali la capitalizzazione delle amenità e degli altri tratti specifici locali nei prezzi locali dei fattori produttivi potrebbe risultare inficiata dalla presenza di gruppi organizzati, presenti nella popolazione, in grado di appropriarsi dei benefici locali senza dover subire alcuna variazione compensativa. Sull'argomento si veda anche Cheshire e Duranton (2004).

<sup>2</sup> Per una rassegna critica degli approcci basati sulla stima dei costi di produzione e un confronto con l'approccio di equilibrio spaziale si vedano Haughwout (2001) e Gyourko et al. (1999).

base rispecchiano i recenti sviluppi in materia di “nuova geografia economica”, quali la presenza di effetti di *spillover* territoriali e l'importanza del sistema creditizio locale.<sup>3</sup>

Il resto del lavoro si sviluppa in cinque ulteriori sezioni. La seconda sezione descrive il modello standard utilizzato nell'approccio di equilibrio spaziale seguendo il contributo seminale della Roback. La stima del modello viene discussa nella sezione terza, dove si tiene brevemente conto dell'importanza dei metodi statistici spaziali al fine di sfruttare al meglio le informazioni territoriali disponibili. La descrizione delle fonti informative dei dati da utilizzare per la stima sono oggetto della quarta sezione. La sezione cinque presenta e discute brevemente alcuni dei risultati inerenti l'efficacia delle infrastrutture ottenuti dall'analisi territoriale confrontandoli con quelli ottenuti da altri autori. Le conclusioni e qualche breve cenno agli ulteriori sviluppi del presente lavoro occupano la sesta e conclusiva sezione.

## 2. Sviluppo del modello

### 2.1 Il modello di base<sup>4</sup>

L'economia consiste di  $i$  unità territoriali (regioni, province) popolate da  $j$  famiglie e imprese rappresentative. Salvo indicazione contraria tutte le variabili che seguono fanno riferimento alla singola unità territoriale e alla singola famiglia/impresa rappresentativa.

Il problema di ottimizzazione della famiglia tipo  $j$ -esima nell'area  $i$ -esima consiste nella massimizzazione della funzione di utilità soggetta al vincolo di bilancio:

$$\max = U(x, l^c; s) \quad (1)$$

$$s.t. \quad w + I = x + l^c r$$

Nella (1)  $x$  è la quantità del bene di consumo,  $l^c$  è la quantità di territorio "consumato" a scopo residenziale,  $s$  è un vettore di “fattori locali o spaziali”,  $w$  è il reddito,  $r$  è l'affitto/prezzo del terreno e  $I$  denota tutti i redditi non da lavoro.

Il vettore  $s$  è un "contenitore" che tiene conto di fattori specifici spaziali o trasversali diversi quali le amenità locali (clima, ambiente), la struttura impositiva a livello locale (imposte dirette e indirette), i servizi pubblici locali offerti (scuola, sanità, trasporti, ecc.), lo stock infrastrutturale territoriale (eventualmente distinto per categorie, come si vedrà più avanti) e il sistema creditizio e finanziario a livello locale. Quest'ultimo viene inserito per evidenziare l'influenza del mercato creditizio e finanziario locale sulle scelte delle famiglie e, soprattutto, delle imprese dislocate sul territorio. Tali influenze non

---

<sup>3</sup> Ottaviano e Thisse (2004) evidenziano inoltre, tra gli altri, l'importanza dei fattori di agglomerazione nella nuova geografia economica. Per l'Italia due utili rassegne sulle implicazioni empiriche della nuova geografia economica sono i lavori di De Blasio e Di Addario (2005), Di Addario e Patacchini (2005) e Mion (2004).

<sup>4</sup> Questa sezione segue l'esposizione del modello originale sviluppato nel lavoro della Roback (1982).

vengono modellate esplicitamente, ma come riconosciuto da numerosi studi, tra cui Guiso, Sapienza e Zingales (2004a), sono fondamentali per comprendere le differenze nei prezzi dei fattori produttivi a livello territoriale.<sup>5</sup>

La soluzione al problema di ottimo sintetizzato nella (1) determina una condizione di equilibrio tale che la spesa minima o ottima sostenuta da una singola famiglia presente in una determinata unità territoriale a un certo istante temporale garantisca un livello di soddisfazione medio o minimo. La condizione che descrive questo equilibrio in un determinato istante per una famiglia rappresentativa residente in una certa unità territoriale di riferimento è data da:

$$V(w, r; s) = k \quad (2)$$

Nella (2)  $V$  è la funzione di utilità indiretta e  $k$  è quel livello medio di utilità (“spesa media o minima”) che garantisce tale “equilibrio spaziale”, *ie* quel valore soglia di utilità tale che al suo raggiungimento nessuna famiglia abbia incentivi a muoversi sul territorio.

Il bene di consumo finale  $X$  viene prodotto da una miriade di imprese che operano in concorrenza (non necessariamente perfetta) su scala nazionale.<sup>6</sup> La funzione di produzione, con rendimenti di scala costanti, dell'impresa rappresentativa a livello territoriale è rappresentata da:

$$X = f(l^{px}, N^x; s)$$

dove  $l^{px}$  sta per la quantità di territorio utilizzato ai fini produttivi, mentre  $N^x$  è l'ammontare totale del fattore lavoro utilizzato. In equilibrio, in ciascuna area, le imprese ottimizzano la produzione. Pertanto i costi marginali dovranno risultare uguali ai prezzi:<sup>7</sup>

$$C(w, r; s) = 1 \quad (3)$$

---

<sup>5</sup> Avremmo anche potuto modellare il sistema creditizio separatamente rispetto alle imprese e alle famiglie. Sebbene più elegante da un punto di vista formale, ciò avrebbe determinato un appesantimento dell'esposizione senza aggiungere nulla ai nostri risultati di stima che comunque tengono esplicitamente conto dell'importanza del settore creditizio a livello locale.

<sup>6</sup> In linea con gli sviluppi della “nuova geografia economica” sarebbe possibile considerare una struttura produttiva monopolistica. Ciò comporterebbe la necessità, in sede di stima del modello, di riuscire a misurare il livello di *mark-up*, verosimilmente differenziato tra settori e/o imprese dislocate su aree geografiche diverse, applicato dai monopolisti in sede di determinazione dei loro prezzi. Nel nostro modello adottiamo l'ipotesi semplificatrice di una struttura produttiva di concorrenza perfetta seguita dalla maggior parte dei lavori che sfruttano il modello della Roback.

<sup>7</sup> Potremmo altrimenti esprimere la condizione di ottimo dell'impresa con una funzione di isoprofitto del seguente tipo:  $\Pi = g(w, r; s)$  dove  $\Pi$  è il profitto medio che garantisce l'equilibrio nello spazio.

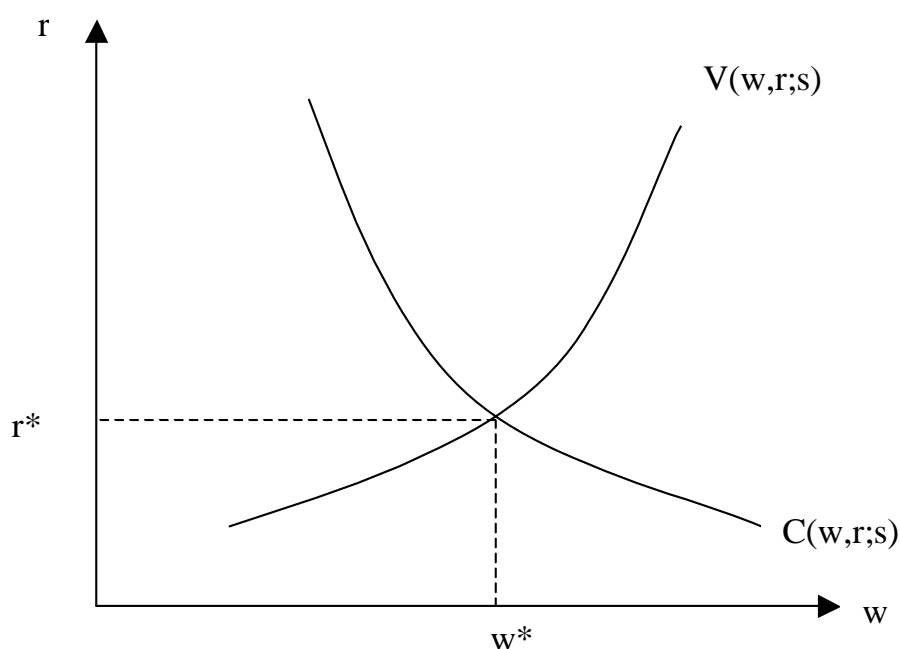
Nella (3) il prezzo nazionale del bene di consumo finale  $X$  viene utilizzato come numerario.<sup>8</sup> Anche la (3) rappresenta, al pari della (2), una condizione di equilibrio nello spazio: il livello produttivo delle imprese è ottimo nel senso che nessuna impresa che soddisfa la (3) ha un incentivo a trasferire la propria attività altrove.

Combinando le due equazioni di ottimo (2) e (3), è possibile risolvere per i valori di equilibrio dei redditi da lavoro e delle rendite terriere in ciascun territorio:

$$\{w^*, r^*\} \quad (4)$$

Tali valori di equilibrio sono funzioni di  $s$  dato un determinato livello  $k$ . Ricorrendo a una rappresentazione grafica delle due equazioni di ottimo, (2) e (3), per i consumatori e per le imprese otteniamo:

### L'equilibrio sui mercati locali dei fattori produttivi



L'equazione (2) è crescente in quanto salari maggiori (minori) sono "compensati" da prezzi dei terreni/abitazioni maggiori (minori) a parità del livello di utilità e delle altre variabili locali contenute nel vettore  $s$ .<sup>9</sup> Maggiore risulta essere la sostituibilità tra beni di consumo e terreni/abitazioni, maggiore risulterà essere la curvatura della funzione di

<sup>8</sup> Tutte le variabili del modello sono pertanto espresse in termini reali.

<sup>9</sup> La pendenza positiva della funzione di utilità indiretta può essere altresì ricondotta al fatto che l'utilità delle famiglie è una funzione crescente del consumo di beni e terreni.

utilità indiretta. L'impresa locale ottimizza la propria produzione lungo una funzione di iso-costo decrescente (equazione (3)): l'aumento del costo di un fattore deve necessariamente essere compensato dalla riduzione del costo dell'altro fattore a parità di profitti e a livelli invariati delle variabili locali  $s$ . Minore è la sostituibilità tra fattori di produzione, minore è la curvatura della funzione di isocosto.

Lo scopo della nostra analisi è quello di individuare e misurare gli effetti sui redditi e sui valori immobiliari locali dei "fattori locali o spaziali" contenuti in  $s$ . Differenziando totalmente rispetto a  $s$  il sistema di equazioni (2) e (3) è possibile calcolare gli effetti delle amenità e delle altre variabili contenute in  $s$  sui prezzi dei fattori di produzione:

$$\frac{dw}{ds}, \frac{dr}{ds}$$

Nel caso specifico, dalla differenziazione totale otteniamo:

$$V_w \frac{dw}{ds} + V_r \frac{dr}{ds} + V_s = 0$$

$$C_w \frac{dw}{ds} + C_r \frac{dr}{ds} + C_s = 0$$

Possiamo combinare e risolvere per  $\frac{dw}{ds}, \frac{dr}{ds}$  ottenendo:

$$\frac{dw}{ds} = \frac{1}{\Delta} [-V_s C_r + C_s V_r] \quad (5)$$

$$\frac{dr}{ds} = \frac{1}{\Delta} [-V_w C_s + V_s C_w] \quad (6)$$

$\Delta \equiv [V_w C_r - V_r C_w]$ . Qualora  $s$  sia un "bene" per la collettività (i.e.  $V_s > 0$  e  $C_s \geq 0$ ), quale a titolo di esempio una rete di trasporti, avremo  $dw/ds > 0$  e  $dr/ds > 0$ .<sup>10</sup> Graficamente (figura 2) possiamo rappresentare tale variazione compensativa nel seguente modo: un miglioramento della rete di trasporti (un aumento in alcune aree di  $s$  a  $s'$ ) favorirà, *ceteris paribus*, un insediamento delle famiglie verso le aree dotate di una rete di trasporti più sviluppata. La funzione di utilità indiretta si sposterà pertanto verso "nord-

---

<sup>10</sup> Qualora  $s$  sia un'amenità avremo  $V_s > 0$ , e  $C_s > 0$  nel caso di amenità "produttiva" (es. efficienza della PA locale),  $C_s < 0$  nel caso di amenità "improduttiva" (es. elevata sensibilità della comunità locale all'ambiente).

ovest" con conseguente aumento dei valori immobiliari e riduzione dei salari di equilibrio.<sup>11</sup>

Entrambe queste variazioni sono compensative, risultanti dal comportamento ottimo delle famiglie dislocate sul territorio nazionale a seguito della migliorata infrastrutturazione locale del sistema di trasporti a parità delle altre condizioni. Le imprese, a loro volta, si comporteranno di conseguenza: la possibilità di contare su un sistema di trasporti che favorisce l'accesso ai mercati di sbocco e a un *pool* di lavoratori più ampio determinerà nel tempo uno slittamento verso "nord-est" della curva di iso-costi dell'impresa rappresentativa locale. Qualora non fosse intervenuta alcuna variazione dal lato consumo, il comportamento ottimo delle imprese determinerebbe un aumento compensativo dei salari e dei valori immobiliari di equilibrio.

L'effetto completo degli spostamenti delle curve di utilità indiretta e di iso-profitto porterà a un aumento dei valori immobiliari e a una variazione indeterminata dei salari reali. Solamente qualora i principali beneficiari delle nuove infrastrutture risultino essere le famiglie l'equilibrio dei salari si sposterà verso il basso. In tal caso l'aumentata offerta di lavoro più che compenserà l'intervenuto rafforzamento della domanda di lavoro da parte delle imprese.

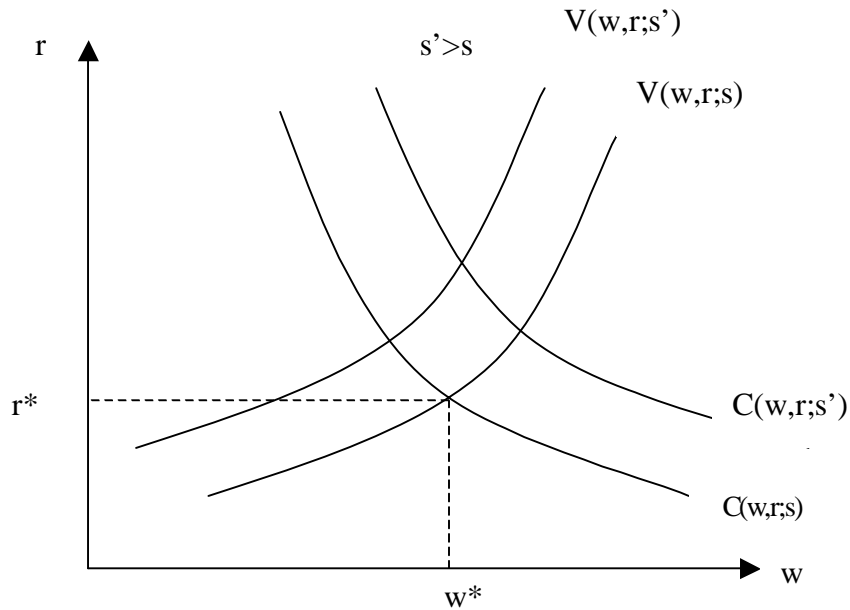
Possiamo ripetere l'analisi qualitativa per le variazioni compensative innescate da variazioni nelle altre variabili locali contenute in  $s$ . Ovviamente l'analisi grafica non consente di discriminare tra variazioni contestuali di più variabili locali che potrebbero avere degli effetti sui prezzi locali dei fattori produttivi che si annullano e/o rinforzano a vicenda. Per riuscire a ricondurre gli effetti netti - o in forma ridotta - sui prezzi dei fattori produttivi locali,  $w$  e  $r$ , dovuti alle variazioni contestuali di più variabili locali alle variazioni nei prezzi degli stessi innescate dalle singole variabili locali - le c.d. variazioni compensative pure - sarà necessario stimare il modello.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> L'aumento dei valori immobiliari determinato dal comportamento ottimo delle famiglie è riconducibile a un effetto di agglomerazione.

<sup>12</sup> Resta chiaramente il problema, fondamentale, di non dire ancora nulla sulle relazioni causali temporali che possono intercorrere tra le variabili locali.

## Variazioni compensative dei prezzi dei fattori locali



Possiamo infine combinare le due equazioni precedenti e risolvere esplicitamente per i benefici di  $s$  ("prezzi impliciti") percepiti dalle famiglie ( $p_s^*$ ) in funzione degli effetti di  $s$  sui prezzi dei fattori produttivi:<sup>13</sup>

$$p_s^* \equiv \frac{V_s}{V_w} = l^c \frac{dr}{ds} - \frac{dw}{ds} \quad (7)$$

Il prezzo  $p_s^*$  misura implicitamente il beneficio - se  $p_s^* > 0$  - monetario "percepito" da una famiglia tipo grazie a una variazione compensativa di un qualche tratto locale contenuto in  $s$ .<sup>14</sup> Il prezzo  $p_s^* > 0$  misura la disponibilità a pagare da parte di un individuo o una famiglia per beneficiare di un'unità aggiuntiva di un bene, quale un sistema di trasporti, che non ha un prezzo esplicito di mercato. Va da sé che la maggiore tassazione necessaria a finanziare un'infrastruttura pubblica costituisce parte del prezzo  $p_s^*$ . Pertanto una stima corretta del modello deve tenere conto del sistema impositivo locale, qualora intimamente collegato alla dotazione locale di infrastrutture. La

<sup>13</sup> Seguendo la Roback (1982) risolviamo simultaneamente le equazioni precedenti utilizzando l'identità di Roy.

<sup>14</sup> Oltre ai benefici percepiti dalle famiglie è possibile calcolare anche quelli derivanti alle imprese. Il minor costo sostenuto dall'impresa locale quantifica la produttività aggiuntiva dovuta a un incremento del bene locale  $s$ . In questo caso anche l'effetto sui costi di produzione, al pari di quello sul benessere delle famiglie, dipende tanto dagli effetti dovuti a una variazione compensativa del reddito da lavoro,  $dw/ds$ , quanto dagli effetti in termini di valorizzazione del territorio,  $dr/ds$ , in grado di contribuire direttamente allo sviluppo dell'economia locale.

relazione tra stock di capitale pubblico locale e efficacia territoriale degli investimenti infrastrutturali verrà ripresa nella sezione dedicata ai risultati della stima del modello.

### 3. Stima del Modello

#### 3.1 Formulazione delle equazioni di stima

Al fine di ottenere una stima dei valori di equilibrio spaziale dei redditi da lavoro e delle rendite immobiliari in ciascuna unità territoriale di riferimento specifichiamo le due equazioni riportate di seguito:

$$\text{Ln}HV_{ijt} = \alpha_0 + HQ_{ijt}\alpha_{HQ} + LF_{ijt}\alpha_{LF} + Z_{jt}\alpha_Z + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

$$\text{Ln}W_{ijt} = \beta_0 + HC_{ijt}\beta_{HC} + LF_{ijt}\beta_{LF} + SO_{ijt}\beta_{SO} + Z_{jt}\beta_Z + \mu_{ijt} \quad (10)$$

dove  $i, j, t$  indicizzano rispettivamente il capofamiglia del nucleo familiare  $i$ , l'area di residenza (la regione o la provincia)  $j$ , e il periodo di tempo  $t$ .  $HV$  indica il valore reale dell'abitazione e  $W$  il salario reale del capo famiglia.<sup>15</sup>  $HQ$  e  $HC$  sono dei vettori contenenti quelle variabili che incidono sulla qualità di un'abitazione e del capitale umano.  $SO$  tiene conto del settore di appartenenza e del tipo di occupazione svolta.<sup>16</sup>  $LF$  è un vettore di variabili relative all'uso e alla disponibilità di strumenti finanziari a livello locale, mentre il vettore  $Z$  contiene tutte le variabili che, a livello territoriale, esprimono le amenità locali, le entrate tributarie locali e lo stock locale di infrastrutture pubbliche. Questi regressori vengono descritti accuratamente nella prossima sezione e nell'Appendice 1.  $\varepsilon$  e  $\mu$  sono dei residui di cui parleremo a breve. I vettori dei coefficienti da stimare sono indicati con  $\alpha$  e  $\beta$ .

L'obiettivo del nostro lavoro è quello di stimare i coefficienti che misurano il contributo dello stock di capitale pubblico alla determinazione dei salari e dei valori immobiliari locali. Tali coefficienti, contenuti rispettivamente nei due vettori  $\alpha_Z$  e  $\beta_Z$ , possono poi essere combinati come nella (7) per calcolare i prezzi impliciti o edonici che misurano il beneficio legato allo stock di capitale pubblico percepito da una famiglia rappresentativa in una determinata area. Questa è la misura di efficacia da noi proposta

---

<sup>15</sup> In alternativa al valore dell'abitazione, utilizzato da Haughwout (2002) quale variabile dipendente, si potrebbe seguire la Roback (1982) e/o Gyourko e Tracy (1991) che considerano rispettivamente il costo per metro quadro e la spesa annuale sull'abitazione (ottenuta convertendo il valore dell'abitazione con un appropriato tasso di sconto). Ovviamente a seconda della variabile dipendente scelta (valore immobiliare, prezzo al metro quadro, spesa annuale sull'abitazione) varierà il significato dei coefficienti stimati.

<sup>16</sup> Pertanto anche se il modello assume che le famiglie, rappresentate qui dal capofamiglia, siano omogenee ("rappresentative"), in fase di stima è opportuno considerare un set di variabili specifiche al singolo individuo relative al capitale umano, al settore di appartenenza e al tipo di lavoro svolto per tenere conto dell'eterogeneità della produttività del lavoro presente nei dati e dell'eterogeneità dei lavori svolti dai singoli soggetti; eterogeneità che potrebbe influenzare la posizione delle due curve nello spazio  $w-r$  nella figura 1.

in alternativa a quelle più classiche che si basano sulla stima delle funzioni di produzione e dei costi o sulle analisi costi-benefici.<sup>17</sup>

### 3.2 Stima e analisi di robustezza

Seguendo i lavori di Gyourko e Tracy (1989; 1991) procediamo in una prima fase alla stima separata delle due equazioni utilizzando sia il metodo dei minimi quadrati sia assumendo degli effetti *random* a livello di singola regione, la nostra unità territoriale di riferimento. La stima con OLS equivale ad assumere  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$  e  $\mu \sim N(0, \sigma^2_\mu)$ . La presenza di effetti *random* viene modellata ipotizzando una struttura dei residui che tiene conto di una componente aleatoria specifica all'area territoriale e di un'altra componente aleatoria individuale, i.e.  $\varepsilon_{ijt} = \gamma_j + \eta_{it}$  e  $\mu_{ijt} = \theta_j + \nu_{it}$ .<sup>18</sup> La componente territoriale dell'errore rappresenta una *proxy* delle variabili non osservate in grado di influenzare autonomamente i valori locali degli immobili e dei salari.<sup>19</sup>

Al fine di verificare la robustezza dei risultati ottenuti dai metodi di stima tradizionali procederemo a due tipi di analisi di robustezza, entrambi coerenti con il modello teorico di equilibrio economico spaziale alla base delle due equazioni oggetto di stima.

In primo luogo, stimeremo il modello come un sistema di equazioni simultanee per tenere conto del fatto che la determinazione dei prezzi locali dei fattori produttivi, salari e valori reali delle abitazioni, avviene contestualmente. Nel nostro modello i prezzi locali riflettono l'equilibrio sul mercato del lavoro e su quello immobiliare risultante dall'interazione tra famiglie e imprese. Solo in parte questi prezzi sono influenzati dalle specificità che caratterizzano ciascun mercato, quali il livello di istruzione e la struttura industriale per il mercato del lavoro o l'età media e l'ubicazione degli edifici per quello immobiliare. Vi sono anche dei fattori comuni o trasversali, quali ad esempio la struttura del mercato creditizio locale, la pressione tributaria locale e lo stock di capitale pubblico, che esercitano i propri effetti su entrambi questi mercati. La stima simultanea delle equazioni (9) e (10) tiene esplicitamente conto di queste interazioni.

---

<sup>17</sup> La misurazione dell'efficacia verrà ripresa nella prossima sezione.

<sup>18</sup> Per verificare la presenza di effetti *random* utilizziamo il test del moltiplicatore di Lagrange di Breusch e Pagan (1980), come spieghiamo nella sezione sui risultati empirici ottenuti nella nostra analisi.

<sup>19</sup> Gyourko et al. (1989, 1991, 1999) dimostrano che la stima in una sola fase con il metodo dei minimi quadrati produce degli errori standard (dei coefficienti) influenzati da una distorsione negativa: questo problema incide soprattutto sulle stime relative alle variabili, quali i tratti specifici locali, con varianza intra-gruppo nulla. Gli autori formulano un modello a effetti *random* con un residuo che contiene due componenti: una individuale e una specifica alla singola unità territoriale di riferimento. La componente territoriale è comune a tutti gli individui residenti in una stessa area ("componente di gruppo") e non correlata con le altre componenti di gruppo. Intuitivamente tali componenti di gruppo potrebbero derivare da (i) attributi territoriali, che sono stati lasciati fuori dall'analisi, ma che sono in grado di influenzare autonomamente i prezzi locali dei fattori, (ii) *shock* di domanda e/o di offerta (variabili non osservabili) che colpiscono i mercati locali del lavoro e immobiliare, ma che non vengono "catturati" dalle altre variabili considerate nell'analisi. Per una discussione approfondita degli effetti delle componenti aleatorie di gruppo sulla bontà di stima dei coefficienti e sulle implicazioni delle componenti *random* per i test di inferenza tradizionali si veda Moulton (1986).

In secondo luogo, terremo conto dei legami spaziali che intercorrono tra le diverse aree. La presenza di autocorrelazione spaziale nelle variabili territoriali può incidere sui valori dei coefficienti stimati. Se, ad esempio, gli investimenti pubblici locali sono in grado di causare degli effetti di *spill-over* sulle aree adiacenti, i coefficienti che ne misurano l'impatto sui salari e sui valori immobiliari risulteranno diversi, maggiori o minori, da quelli stimati assumendo una totale assenza di autocorrelazione spaziale nella serie sugli investimenti pubblici. La verifica della presenza o meno nelle variabili dipendenti e/o indipendenti di autocorrelazione spaziale può essere effettuata utilizzando, tra gli altri test disponibili a tal fine, la statistica di Moran (1948) trattata, tra gli altri, nei lavori di Anselin (2001) e Kelejan e Prucha (2001).<sup>20</sup> Nel caso di una effettiva compresenza di relazioni spaziali tra le unità territoriali di riferimento, la stima del modello deve essere modificata per tenere adeguatamente conto dei vincoli spaziali:

$$LnHV_{ijt} = \alpha_0 + HQ_{it}\alpha_{HQ} + LF_{it}\alpha_{LF} + Z_{jt}\alpha_Z + Z_t D\alpha_{Vx} + LnHV_t D_j\alpha_{Vy} + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

$$LnW_{ijt} = \beta_0 + HC_{it}\beta_{HC} + LF_{it}\beta_{LF} + SO_{it}\beta_{SO} + Z_{jt}\beta_Z + Z_t D_j\beta_{Vx} + LnW_t D_j\beta_{Vy} + \mu_{ijt} \quad (12)$$

dove in questo caso  $HV_t$ ,  $W_t$  e  $Z_t$  sono le matrici contenenti i valori medi delle rispettive variabili per ciascuna delle unità territoriali considerate,  $D$  è la matrice simmetrica "trasformata" delle distanze tra le diverse aree e  $\alpha_{Vx}$ ,  $\alpha_{Vy}$ ,  $\beta_{Vx}$ ,  $\beta_{Vy}$  sono i coefficienti di autoregressione spaziale delle variabili dipendenti e di quelle indipendenti.<sup>21</sup>

### 3.3 Dati utilizzati per l'analisi empirica

Per la stima delle equazioni (9) [(11)] e (10) [(12)] le basi dati di riferimento utilizzate sono le seguenti:

1. *L'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane* della Banca d'Italia limitatamente alle rilevazioni biennali degli anni 1989, 1991, 1993, 1995, 1998 e 2000. Tale banca dati contiene le variabili relative al singolo individuo (rispettivamente il capofamiglia nell'equazione (9) [(11)] e al singolo lavoratore dipendente nella (10) [(12)]), *ie* le variabili descrittive lo stock abitativo, il capitale umano, il settore-occupazione, il grado

<sup>20</sup> La statistica di Moran viene calcolata sui residui delle equazioni stimate senza tenere conto dei legami spaziali. L'espressione adottata è  $I = [N/\sum_i \sum_j w_{ij}] (e' W e / e' e)$ , dove il vettore  $e$  contiene i residui, mentre la  $W$  rappresenta la matrice (normalizzata) delle distanze tra le  $N$  aree territoriali. Ai fini dell'inferenza statistica si utilizza l'approssimazione alla normale standardizzata di questo indice. Maggiori dettagli sono contenuti in Anselin (2001). Vi sono inoltre diversi altri test, quali il test di Lagrange, quello di Wald e quello del rapporto di verosimiglianza discussi, tra gli altri, in Anselin (1988) e in LeSage (1999).

<sup>21</sup> La matrice delle distanze viene in genere trasformata mediante una normalizzazione per riga. In aggiunta alla presenza di autocorrelazione spaziale nelle variabili esogene e endogene, si può assumere una "struttura di autocorrelazione spaziale degli errori" tale che, ad esempio,  $\mathcal{G}_{ijt} = D\lambda_{jt} + \varepsilon_{ijt}$ . In tal caso l'errore contiene una componente spazialmente differita,  $\lambda_{jt}$ , e una componente individuale  $\varepsilon_{ijt}$ . Per l'estensione dei modelli di panel alle tecniche di econometria spaziale un utile riferimento è costituito da Elhorst (2005).

di sviluppo finanziario locale, nonché le variabili dipendenti: gli affitti/valori immobiliari e i redditi da lavoro dipendente.<sup>22</sup> L'unità territoriale minima entro cui collocare gli individui appartenenti al campione da noi utilizzato è quella regionale.<sup>23</sup> Nel nostro lavoro la singola regione costituisce pertanto l'unità territoriale minima di appartenenza del singolo individuo.

2. L'Istat per le variabili inerenti lo stock di capitale pubblico regionale (1989-2000), opportunamente ricostruito con il metodo dell'inventario permanente descritto, tra gli altri, in Picci (2002) e in Appendice 2. Lo stock di capitale pubblico regionale è a sua volta distinto in nove categorie (altre; opere di bonifica; impianti di comunicazione; edilizia pubblica, sociale e scolastica; opere ferroviarie e altre linee di trasporto; opere idrauliche e impianti elettrici; opere igienico-sanitarie; opere marittime, lacuali e fluviali; opere stradali e aeroportuali).

Le principali statistiche di sintesi delle variabili utilizzate sono riportate in Appendice 1 nelle tabelle A1-A5. La durata del periodo di riferimento della nostra analisi è dettata in maniera esclusiva dalla lunghezza della serie sullo stock di capitale che non va oltre il 2000.

## 4. Risultati dell'analisi empirica

### 4.1 L'analisi a livello nazionale – 1. affitti, salari locali e stock totale di capitale pubblico

Le tabelle 1 e 2 riportano i risultati ottenuti dalla stima delle equazioni (9) e (10).<sup>24</sup> La specificazione più appropriata risulta essere quella di un modello a effetti random. L'introduzione di tali effetti random è giustificata dal test di Lagrange, elaborato da Breusch e Pagan (1980), che tiene conto della presenza di effetti casuali specifici a ciascuna unità territoriale – nel nostro caso la regione – per ciascun anno di osservazione.<sup>25</sup> In assenza di una tale correzione, come notato dal Moulton (1986) e da Gyourko, Kahn e Tracy (1999), gli errori standard dei coefficienti stimati risulterebbero distorti per tutte quelle variabili con una varianza intraregionale nulla, tra cui nel nostro caso rientrano le variabili che quantificano lo stock di capitale pubblico. Inoltre, come notato sempre da Gyourko, Kahn e Tracy, pur in presenza di effetti random all'interno dell'unità territoriale di riferimento – la regione nel caso specifico – va effettuato anche il test di Hausman (1978) per verificare che non venga comunque violata l'ipotesi nulla

---

<sup>22</sup> Gli indicatori sullo sviluppo finanziario locale sono stati sviluppati da Guiso, Sapienza e Zingales (2004a, 2004b) utilizzando la base dati della Banca d'Italia. Nel presente lavoro estendiamo la serie relativa a questi indicatori agli anni 1998 e 2000.

<sup>23</sup> Per motivi di *privacy* la Banca d'Italia non rende disponibile al pubblico un dettaglio informativo territoriale più fine, quale ad esempio quello provinciale.

<sup>24</sup> Le equazioni (9) e (10) sono state stimate in *SAS 9.1*. Abbiamo escluso dall'analisi le osservazioni degli individui residenti nelle regioni della Valle d'Aosta, Molise e Basilicata, perché sottorappresentate rispetto alle altre regioni. Le osservazioni relative alla Puglia sono state omesse non disponendo dei dati relativi allo stock di capitale pubblico.

<sup>25</sup> Si considera un struttura degli errori per l'individuo  $i$ -esimo residente nella regione  $j$ -esima del tipo  $u_{ijt} = \alpha_j + \varepsilon_{it}$  dove  $\alpha_j \sim N(0, \sigma_\alpha)$  è l'effetto random nella regione  $j$  e  $\varepsilon_{it}$  è un rumore bianco individuale.

alla base del test, data dall'assenza di correlazione tra gli effetti random introdotti e gli altri regressori utilizzati nella stima.<sup>26</sup> Le tabelle 1 e 2 riportano pertanto i risultati sia per il test di Lagrange che per quello di Hausman.

L'equazione (9) stima gli effetti delle variabili esogene, relative alla qualità degli immobili (età, superficie, categoria e ubicazione degli immobili) e allo sviluppo finanziario locale (utilizzo o meno di assegni, ricorso o meno a crediti informali, entità della propria ricchezza finanziaria detenuta in forma liquida, entità della propria ricchezza finanziaria investita in azioni e in titoli o fondi con caratteristiche simili), sulla variabile endogena, il canone di affitto annualizzato degli immobili.<sup>27</sup> I coefficienti stimati, riportati nella tabella 1, hanno tutti i segni attesi, in linea con gli studi di altri autori.<sup>28</sup> Le stime sono inoltre "robuste", nel senso che l'introduzione di *dummies* territoriali, che dovrebbero cogliere le variabili non osservate o non osservabili, non comporta, in generale, una variazione significativa delle stime e degli errori standard come risulta dal raffronto delle colonne nella tabella 1.

Gli effetti dello stock totale di infrastrutture pubbliche sugli affitti sono statisticamente significativi all'1%. L'elasticità degli affitti alla spesa per infrastrutture è pari circa allo 0,56%.<sup>29</sup> Questo è il solo effetto diretto esercitato dalle infrastrutture sui valori immobiliari ed è superiore alle stime riportate da Rudd (2000) e da Haughwout (2002) che, seguendo una metodologia analoga alla nostra, ottengono delle elasticità inferiori per gli affitti nelle aree metropolitane americane.<sup>30</sup> Va tuttavia riconosciuto che non stiamo tenendo conto di una variabile, la pressione fiscale a livello territoriale, che potrebbe influenzare, riducendola, l'entità di questo effetto diretto. Il segno del coefficiente stimato testimonia il contributo positivo esercitato dallo stock di capitale pubblico sul patrimonio immobiliare.

I risultati ottenuti dalla stima dell'equazione (10) dei redditi evidenziano la significatività delle variabili che descrivono la condizione professionale individuale (titolo di studio, settore occupazionale, qualifica ricoperta, esperienza lavorativa, ecc.) nonché di quelle attinenti lo sviluppo finanziario locale. Anche in questo caso lo stock

---

<sup>26</sup> Nel caso in cui dovesse sussistere correlazione tra gli effetti random, le  $\alpha_j$ , e gli altri regressori dell'equazione, le stime dei coefficienti risulterebbero inconsistenti. L'argomento è trattato in dettaglio in Gyourko, Hahn e Tracy.

<sup>27</sup> Le variabili sullo sviluppo finanziario locale sono descritte in Guiso, Sapienza e Zingales (2004a, 2004b), mentre per le altre variabili da noi utilizzate, estratte direttamente dall'Indagine sui bilanci delle famiglie, rimandiamo il lettore all'Appendice 1 e alle pubblicazioni disponibili sul sito della Banca d'Italia. Tutte le variabili monetarie sono espresse in logaritmi dopo essere state trasformate in termini reali con il deflatore dei consumi delle famiglie (base = 1995).

<sup>28</sup> Si veda, ad esempio, il recente lavoro di Dalmazzo e de Blasio (2005).

<sup>29</sup> Rispetto alla stima semplice, che considera i soli effetti fissi, quella che tiene conto di disturbi random a livello di gruppo (la regione nel caso specifico) evidenzia un effetto dello stock di capitale pubblico assai più forte. Non siamo in grado di spiegare questa forte divergenza, ma i due test di Lagrange e di Hausman confermano la rilevanza di questi effetti random e l'assenza di correlazione tra questi effetti e i regressori con varianza intragruppo non nulla (l'ipotesi nulla alla base del test di Hausman).

<sup>30</sup> Lo studio di Rudd è una *cross-section*, mentre Haughwout utilizza un'analisi longitudinale, ma stima il suo modello adottando la metodologia dei minimi quadrati a due stadi.

di infrastrutture risulta fortemente significativo, sebbene l'effetto diretto sia assai inferiore rispetto a quello esercitato sugli immobili: l'elasticità dei salari alle infrastrutture pubbliche ammonta a circa lo 0.025%. Il segno positivo di questa elasticità evidenzia un effetto maggiore degli investimenti pubblici sulla domanda di lavoro da parte delle imprese rispetto a quello sull'offerta di lavoro. In altre parole, in presenza di uno stock di capitale pubblico maggiore si assiste a un livello salariale medio maggiore, frutto di un relativo eccesso di domanda di lavoro. Le stime, riportate nelle colonne della tabella 2, sono robuste, come nel caso degli affitti, all'introduzione di *dummies* territoriali.

Un'attenzione particolare va rivolta alle stime ottenute per le variabili relative al grado di sviluppo finanziario locale. Per entrambe le equazioni (9) e (10) gli effetti di queste variabili sono significativi e quantitativamente rilevanti. Lo sviluppo finanziario locale si associa a mercati dei fattori produttivi locali dinamici, nei quali i valori immobiliari e i redditi da lavoro capitalizzano i benefici relativi al livello di sviluppo finanziario locale. L'estensione del modello tradizionale di equilibrio spaziale all'ambito della finanza locale, risulta essere un interessante contributo del nostro lavoro. Esso potrebbe essere approfondito ulteriormente, con possibili ricadute positive per l'interpretazione dei nostri risultati, guardando alle possibili interazioni tra finanza locale e efficacia dello stock di capitale pubblico.<sup>31</sup>

#### **4.2 L'analisi a livello nazionale – 2. affitti, salari locali e singole categorie di capitale pubblico**

Le tabelle 3 e 4 riportano gli effetti delle singole categorie di infrastrutture (opere di bonifica; edilizia pubblica, sociale e scolastica; opere ferroviarie e altre linee di trasporto; opere idrauliche e impianti elettrici; opere igienico-sanitarie; opere stradali e aeroportuali) sugli affitti e sui salari dei lavoratori dipendenti.<sup>32</sup> I contributi delle altre variabili esplicative, che riportiamo per completezza, rimangono pressoché invariati.

Gli effetti delle singole categorie infrastrutturali sugli immobili (tabella 3) evidenziano due gruppi distinti con coefficienti di segno opposto: da un lato vi sono le opere di bonifica, quelle ferroviarie e di trasporto e le opere igienico-sanitarie che esercitano un effetto positivo sui valori immobiliari. Dall'altro vi sono quelle opere relative all'edilizia pubblica, sociale, scolastica, all'idraulica e agli impianti elettrici nonché alle realizzazioni stradali e aeroportuali, cui sono riconducibili effetti negativi sui valori immobiliari. Nel complesso, come risulta dal coefficiente che misura l'effetto complessivo dello stock di capitale pubblico sugli affitti (tabella 1), prevalgono gli effetti di segno positivo, che testimoniano, come a seguito di un incremento nella

---

<sup>31</sup> Alla stregua di quanto fatto nel lavoro di Guiso, Sapienza e Zingales (2004a) che evidenziano un chiaro nesso tra sviluppo finanziario locale e dimensione aziendale, sarebbe interessante verificare, in un lavoro futuro, se esiste una relazione tra sviluppo finanziario locale e grado di efficacia degli investimenti pubblici.

<sup>32</sup> Sono state omesse, rispetto ai dati Istat disponibili, le opere relative agli impianti di comunicazione e le opere marittime, lacuali e fluviali. Nel complesso le opere incluse nell'analisi pesano per il 91% sul totale.

disponibilità di infrastrutture, l'aumento della domanda di abitazioni risulti più che proporzionale rispetto all'aumento dell'offerta che ne consegue.

L'effetto complessivo dello stock di capitale pubblico evidenziato dalla tabella 2 viene ricondotto per quel che riguarda i salari principalmente agli effetti legati alle opere idrauliche e impianti elettrici, a quelle igienico-sanitarie e alle opere stradali e aeroportuali. Quest'ultima categoria, la più grande tra quelle considerate, ammonta a circa il 31% dello stock totale di capitale pubblico, mentre le categorie relative alle opere idrauliche e a quelle igienico-sanitarie pesano rispettivamente per il 17% e il 16% sul totale. Quanto ai segni di questi effetti, sono negativi per le opere idrauliche e per quelle stradali-aeroportuali, positivi per quelle igienico-sanitarie. Nel primo caso gli effetti preponderanti delle due categorie di opere sembrerebbero essere sull'offerta di lavoro, mentre nel secondo caso, essendo l'effetto positivo, sarebbe la domanda di lavoro a reagire maggiormente a un aumento dello stock di opere igienico-sanitarie.

Va infine notato che, per entrambe le due equazioni stimate, l'effetto complessivo dello stock totale di capitale pubblico (tabelle 1 e 2) non è la semplice sommatoria degli effetti individuali delle singole categorie di infrastrutture sui valori immobiliari e sui salari (tabelle 3 e 4). Questo potrebbe testimoniare indirettamente il fatto che l'insieme delle categorie di infrastrutture esercita un effetto moltiplicatore sui salari e, in particolare, sui valori immobiliari.

#### **4.3 Analisi di robustezza: stima simultanea e modello di autocorrelazione spaziale**

Le stime fin qui presentate evidenziano, per lo stock totale di capitale pubblico, degli effetti quantitativamente maggiori e statisticamente assai più significativi sui valori immobiliari rispetto a quelli sui salari locali. Al fine di verificare la robustezza di questo risultato presentiamo brevemente i risultati ottenuti dalla stima simultanea delle due equazioni oggetto della nostra analisi. Il ricorso ad una stima simultanea delle due equazioni (9) e (10) è inoltre coerente, come abbiamo già avuto modo di dire più sopra, con l'impostazione teorica del nostro modello che si basa sul concetto di equilibrio economico.

Le stime riportate nella tabella 5 confermano sostanzialmente i risultati ottenuti dalle stime separate delle due equazioni sia in valore assoluto che in termini relativi per gli effetti del capitale pubblico sugli affitti e sui salari (cfr. con le stime ottenute considerando i soli effetti fissi nelle tabelle 1 e 2).<sup>33</sup> Gli effetti positivi del capitale pubblico sugli affitti e sui salari locali risultano leggermente maggiori rispetto a quelli ottenuti dalle due stime separate. Vi è inoltre una significativa influenza dei salari nell'equazione degli immobili e degli affitti nell'equazione dei salari, ma ciò non

---

<sup>33</sup> La procedura SAS utilizzata per effettuare la stima simultanea non consente di introdurre degli effetti random nelle due equazioni. Il raffronto tra i coefficienti va pertanto effettuato confrontando quelli riportati nella tabella 5 con quelli ottenuti nelle prime due colonne delle tabelle 1 e 2.

compromette l'effetto esercitato direttamente dallo stock di capitale pubblico sui salari e sugli affitti.<sup>34</sup>

Un'ulteriore analisi di robustezza che ci sembra molto interessante è quella di verificare l'eventuale presenza di autocorrelazione spaziale nei residui delle equazioni sin qui stimate. In caso affermativo il modello va esteso per tenere conto della presenza di ritardi spaziali nelle variabili endogene, i salari e gli affitti, e/o nelle variabili relative allo stock di capitale pubblico.<sup>35</sup> A tal fine il modello più appropriato da stimare è quello di autoregressione spaziale descritto dalle equazioni (11) e (12). Nel nostro caso abbiamo ritardato spazialmente le due variabili endogene e quelle relative allo stock totale di capitale pubblico utilizzando una matrice normalizzata delle distanze inverse tra i capoluoghi di regione.<sup>36</sup>

La tabella 6 presenta le stime relative alle equazioni (11) e (12). La presenza di correlazione spaziale nei residui delle equazioni (9) e (10) è stata verificata con i test di Moran e di Wald.<sup>37</sup> L'ipotesi nulla alla base dei due test è l'assenza di legami spaziali tra i residui. Come si può vedere dalla tabella, la presenza di correlazioni spaziali è confermata da entrambi i test per l'equazione degli affitti, mentre solo dal test di Wald emerge una qualche forma di autocorrelazione spaziale nei residui dell'equazione dei salari.<sup>38</sup>

L'introduzione dei ritardi spaziali nelle variabili endogene e nello stock di capitale pubblico riduce fortemente l'effetto esercitato direttamente dallo stock di capitale pubblico sugli affitti, mentre ne risulta rafforzato quello sui salari che nel caso di compresenza di ritardi spaziali tanto nei salari quanto nello stock totale di capitale pubblico aumenta del 35% (da 0,027 a 0,034). Quanto ai coefficienti per lo stock di capitale pubblico spazialmente ritardato (colonne (2) nella tabella 6), questi risultano sempre positivi e statisticamente significativi in ciascuna equazione. Il segno positivo di questi coefficienti denota degli effetti di *spillover* positivi tra aree adiacenti: gli effetti

---

<sup>34</sup> Al pari dei coefficienti stimati per lo stock complessivo di capitale pubblico anche i risultati relativi alle singole categorie di opere pubbliche non mostrano variazioni significative passando ad una stima simultanea. I risultati, disponibili su richiesta, sono stati omessi per non appesantire troppo l'esposizione.

<sup>35</sup> Anselin (2001) introduce i metodi dell'econometria spaziale e discute delle conseguenze derivanti dall'esclusione dei ritardi spaziali nelle equazioni di stima per la bontà dei coefficienti stimati e per i relativi test di inferenza tradizionali.

<sup>36</sup> Sulla scelta del tipo di matrice delle distanze (dicotomica, basata sulle distanze inverse, ecc.) e sulla forma da adottare (normalizzazione per riga, per colonna, per mezzo degli autovalori più grandi in valore assoluto, ecc.) non vi è un consenso univoco in letteratura. Sul problema si vedano, tra gli altri, lo stesso Anselin e Elhorst (2005).

<sup>37</sup> I programmi utilizzati sono quelli sviluppati da LeSage (1999), disponibili in internet. I test di Moran e di Wald sono entrambi illustrati e discussi in Anselin (1988).

<sup>38</sup> Il test di Moran tende a stabilire la semplice presenza o assenza di correlazione spaziale nei residui dei minimi quadrati, mentre con il test di Wald si verifica la significatività del coefficiente di autocorrelazione spaziale degli errori per un modello stimato con il metodo della massima verosimiglianza e nel quale si assume una struttura *ad hoc* degli errori che tiene conto di una possibile autocorrelazione spaziale negli stessi. La sensibilità di questi test al tipo di matrice delle distanze adottata è nota in letteratura.

del capitale pubblico tendono a concentrarsi e a intensificarsi in adiacenza delle regioni che godono di maggiori dotazioni infrastrutturali.

I coefficienti stimati per le variabili endogene spazialmente ritardate (colonne (1) nella tabella 6) evidenziano un'autocorrelazione spaziale positiva nel caso degli affitti – gli affitti tendono a crescere man mano che ci si avvicina a determinate regioni – e un'autocorrelazione negativa per i salari – segno di un'assenza generalizzata di salari crescenti man mano che ci si avvicina a determinate regioni. Quest'ultimo risultato sembrerebbe confermare quanto il livello del salario individuale dipenda molto dalle caratteristiche individuali e quanto sia fortemente diffusa sul territorio italiano la presenza di aree più o meno dense di imprese, cui corrispondono aree con salari individuali medi maggiori o minori.

#### 4.4 L'analisi a livello territoriale

L'analisi a livello nazionale sin qui discussa è utile per cogliere in maniera sintetica il contributo delle infrastrutture pubbliche alle variazioni dei prezzi locali dei fattori produttivi. Il legame tra stock di capitale pubblico e mercati produttivi locali può ora essere affinato attraverso l'analisi a un livello territoriale più disaggregato. Di seguito presentiamo, a titolo esemplificativo, le stime relative allo stock complessivo di capitale pubblico per cinque diverse macroregioni (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e Isole).<sup>39</sup>

Gli effetti degli investimenti pubblici sui mercati del lavoro e immobiliari macroregionali così ottenuti possono di seguito essere combinati in modo da esprimere il contributo marginale, positivo o negativo, al benessere individuale degli investimenti pubblici. Questo concetto è il c.d. prezzo edonico o implicito, descritto nell'equazione (7), che qualifica e quantifica l'efficacia delle infrastrutture a livello territoriale. Nel caso in cui al prezzo del terreno si sostituisca, come nella presente analisi empirica, l'affitto degli immobili, l'equazione (7), che ripetiamo misura tale prezzo o beneficio implicito, va modificata nel modo seguente:<sup>40</sup>

$$p_s^* = (d \log / ds)n - (d \log w / ds)w \quad (7')$$

Nella (7')  $n$  misura l'affitto medio annuo e  $w$  il salario medio annuo nell'unità territoriale di riferimento (qui la macroregione), mentre  $s$  nel nostro caso rappresenta lo stock totale di capitale pubblico. Questa è l'equazione utilizzata per calcolare l'indice di efficacia nella tabella 7.

---

<sup>39</sup> I dati sullo stock di capitale di cui disponiamo sono a livello provinciale. Sarebbe pertanto possibile ricostruire lo stock di capitale pubblico a livello provinciale, piuttosto che regionale come abbiamo fatto per la nostra analisi, e spingere l'analisi territoriale a un livello più disaggregato rispetto a quello macroregionale. Purtroppo non disponiamo tuttavia dell'informazione sulla provincia di residenza degli individui descritti nell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia.

<sup>40</sup> Sulla derivazione di questa formula si consulti, tra gli altri, il lavoro di Gyourko e Tracy (1991). Per il calcolo dei prezzi impliciti abbiamo utilizzato solo i coefficienti stimati con un livello di significatività statistica uguale o inferiore al 10%.

Dalla tabella 7 risulta chiaro che gli effetti territoriali delle infrastrutture pubbliche, sempre positivi, sono molto eterogenei. Crescenti, da nord-ovest alle isole, per quel che riguarda gli effetti sugli immobili, con una accentuazione della significatività statistica dei coefficienti stimati nelle due macroregioni, sud e isole, che evidenziano gli effetti maggiori. Gli effetti sui salari locali, di entità assai modesta, risultano essere statisticamente significativi nelle sole regioni del nord e in quelle appartenenti alla macroregione sud.

Tradotti in termini di indici di efficacia, riportati nell'ultima colonna della suddetta tabella, questi risultati evidenziano un'efficacia dello stock di capitale pubblico maggiore al sud rispetto al nord. Questo risultato è opposto rispetto a quelli ottenuti negli studi di Paci, Marrocu e Pigliaru (2005) e di Mastromarco e Woitek (2006) che, seguendo gli approcci più tradizionali per misurare l'efficacia della spesa in conto capitale attraverso la stima di una funzione dei costi o di produzione, trovano una maggiore efficacia delle infrastrutture pubbliche al nord rispetto al sud. Il nostro risultato è viceversa in linea con i risultati degli studi di Di Palma e Mazziotta (2002) e Bracalente, Di Palma e Mazziotta (2005) che utilizzando degli indicatori fisici e non monetari misurano un ritardo infrastrutturale decisamente maggiore per il sud rispetto al nord.<sup>41</sup>

## 5. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo quantificato l'efficacia degli investimenti pubblici a livello territoriale sul benessere della collettività – imprese e famiglie – attraverso un modello di equilibrio economico spaziale che tiene conto in maniera semplificata delle relazioni socio-economiche esistenti tra più aree geografiche: relazioni a loro volta fortemente influenzate dagli investimenti pubblici che, per la loro natura, tendono a influenzare gli interscambi, e le dinamiche di sviluppo tra le diverse aree. Si tratta, a nostro giudizio, del primo lavoro che sfrutta la metodologia di Rosen (1979) e Roback (1982) per misurare l'efficacia del capitale pubblico in Italia. Tradizionalmente, infatti, l'esperienza italiana in tal senso ha impiegato modelli basati sulla funzione di produzione (o dei costi), non tenendo in debito conto del territorio e delle relazioni esistenti tra le variabili territoriali e limitando l'analisi al mondo delle imprese senza, quindi, considerare l'influenza del capitale pubblico sulle famiglie.

Le analisi sono state condotte sia a livello nazionale, per l'intero stock di capitale pubblico e per le singole categorie di opere, sia a livello regionale. In tutti i casi, i risultati ottenuti testimoniano l'importanza dello stock di capitale pubblico in termini di efficacia sul benessere della collettività. Gli effetti sugli immobili e sui redditi sono, infatti, positivi e statisticamente significativi sebbene nel caso degli immobili essi risultino superiori a quelli esercitati sui redditi. La stima condotta considerando le singole categorie di opere evidenzia coefficienti di segno opposto per gruppi di opere: nel caso degli immobili, il segno è positivo per le opere di bonifica, ferroviarie e di trasporto, e per quelle igienico sanitarie, e negativo per le opere di edilizia, di idraulica

---

<sup>41</sup> Il lavoro elaborato dal Ref per Banca Intesa (2005) contiene un'utile rassegna dei lavori più recenti per l'Italia sulla misurazione degli effetti di crescita legati allo stock di capitale pubblico.

ed elettriche, per strade e aeroporti; nel caso dei salari, gli effetti sono riconducibili essenzialmente alle opere idrauliche ed elettriche, alle opere stradali e aeroportuali e a quelle igienico-sanitarie, con segno negativo per le prime due categorie, e quindi con effetti positivi sull'offerta di lavoro, e positivo per l'ultima, con effetti positivi, questa volta, sulla domanda di lavoro.

L'analisi a livello territoriale, condotta su cinque macroregioni (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e Isole) evidenzia effetti positivi ed eterogenei: per quanto riguarda gli immobili, essi risultano crescenti man mano che si passa dalle regioni del Nord a quelle del Sud; per quanto riguarda i salari, si riduce di molto la loro entità mentre risultano significativi solo per le regioni del Nord e del Sud e Isole. La combinazione dei due effetti in un indice sintetico di efficacia, mostra una maggiore efficacia delle infrastrutture pubbliche al Sud piuttosto che al Nord, in linea con altri studi che utilizzano, diversamente dal nostro caso, indicatori fisici per la misurazione della dotazione infrastrutturali.

Al fine di verificare la robustezza dei risultati sono state condotte due stime alternative per il modello nazionale. Nel primo caso, coerentemente con l'impostazione teorica del modello, si è fatto ricorso alla stima simultanea delle equazioni relative agli immobili e ai salari: gli effetti dello stock di capitale risultano confermati e la pur significativa influenza dei salari nell'equazione degli immobili e degli affitti nell'equazione dei salari non inficia l'effetto diretto dello stock infrastrutturale sulle variabili considerate. La seconda verifica di robustezza ha invece indagato la presenza di autocorrelazione spaziale nei residui delle equazioni stimate. Per la diagnosi di autocorrelazione sono stati impiegati i test di Moran e di Wald, che ne confermano la presenza per quanto riguarda sia l'equazione degli affitti, che, limitatamente al test di Wald, l'equazione dei salari. La stima ottenuta, che tiene conto della presenza di ritardi spaziali nelle variabili endogene e nello stock di capitale pubblico, riduce l'effetto diretto dello stock di capitale sugli affitti e rafforza quello esercitato sui salari. Si osservano inoltre effetti di *spillover* territoriali positivi dello stock di capitale. Per quanto riguarda le variabili endogene, infine, si osserva un'autocorrelazione spaziale positiva per gli affitti e negativa per i salari (segno, quest'ultimo, del fatto che i salari dipendono più dalle caratteristiche individuali che territoriali).

Ad ulteriore arricchimento dell'analisi, non è stato possibile l'inserimento di una serie di variabili socio-economiche (quali cultura, sanità, criminalità, ecc) che avrebbero potuto controllare una serie di fattori determinanti nelle scelte di localizzazione degli individui e delle famiglie sul territorio. Queste variabili, tuttavia, sono elaborate dall'Istat per un intervallo temporale non compatibile con quello impiegato nel nostro lavoro. Le stime da noi ottenute relative agli effetti dello stock di capitale pubblico sugli affitti e sui salari locali non tengono inoltre conto direttamente della pressione fiscale a livello locale.<sup>42</sup>

Interessanti affinamenti dello studio sarebbero infine rappresentati, da un lato, dallo sfruttamento di dati territorialmente più disaggregati, dall'altro, dall'impiego di fonti

---

<sup>42</sup> Ne teniamo conto indirettamente e solo in parte, in quanto i redditi da lavoro dipendente utilizzati come variabile dipendente nell'equazione dei salari sono al netto del prelievo fiscale.

alternative, più ricche dal punto di vista informativo, per quanto riguarda la quantificazione dell'intervento pubblico, quali la banca dati dei conti Pubblici Territoriali (CPT) del Ministero dello Sviluppo.<sup>43</sup> Nel primo caso, l'indisponibilità di un'informativa territoriale più fine per i dati dei bilanci delle famiglie non consente di scendere ad un livello territoriale più dettagliato (ad esempio quello provinciale), nel secondo caso, l'impedimento deriva dalla non coincidenza dell'intervallo temporale tra lo studio condotto e la serie CPT (1996-2004).

---

<sup>43</sup> S. De Luca, et al. (2005) descrive i Conti Pubblici Territoriali.

## 6. Bibliografia

- Anselin, Luc (2001), «Spatial Econometrics», in B. Baltagi (a cura di), *Companion to Econometrics*, Oxford, Basil Blackwell.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- Banca D'Italia, «Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane», disponibile sul sito della Banca D'Italia all'indirizzo <http://www.bancaditalia.it/statistiche/storiche>
- Bracalente, B., M. Di Palma e C. Mazziotta (2005), «Investimenti, capitale pubblico e dotazione fisica di infrastrutture nelle regioni italiane», lavoro presentato al convegno *Federalismo, equità, sviluppo. I risultati delle politiche pubbliche analizzati e misurati dai Conti Pubblici Territoriali*, organizzato a Roma il 6 dicembre 2005 dal Dipartimento delle Politiche di Sviluppo.
- Breusch, T.S. e A.R. Pagan (1980), «The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics», *Review of Economic Studies* 47 (January): 239-53.
- Cheshire, Paul e Gilles Duranton (2004), «Recent Developments in Regional and Urban Economics: Introduction» in *Recent Advances in Regional and Urban Economics*, Edward Elgar, edited by P. Cheshire and G. Duranton.
- Dalmazzo, Alberto e Guido de Blasio (2005), «Production and consumption externalities of human capital: An empirical study for Italy», di prossima pubblicazione in *Journal of Population Economics*.
- de Blasio, Guido, e Sabrina Di Addario (2005), «Do Workers Benefit from Industrial Agglomeration?», *Journal of Regional Science*, Vol. 45, Nr. 4 (November): 797-827 (31).
- De Luca, S., F. Nusperli, A. Sferrazzo, A. Tancredi, M. Volpe (2005), «Misurare i risultati dell'intervento pubblico: i numeri per valutare gli effetti territoriali delle politiche», *Materiali Uval*, Numero 6 (Analisi e Studi), Dipartimento per le Politiche di Sviluppo.
- Di Addario, Sabrina, e Eleonora Patacchini (2005), «Wages and the city. The Italian case», University of Oxford, Economics Series Working Paper numero 243.
- DI Palma, M. e Mazziotta, C. (2002), «La dotazione di capitale pubblico in Europa e in Italia: un quadro di ricontri empirici», in: *L'Italia nella Competizione Globale – Regole per il Mercato*, a cura di Mario Baldassarri, Giampaolo Galli e Gustavo Piga, Edizioni Il Sole 24 Ore.
- Elhorst, J. Paul (2005), «Models for Dynamic Panels in Space and Time – an Application to Regional Unemployment in the EU», ERSA conference papers, European Regional Science Association.

- Guiso, Luigi, Paola Sapienza, e Luigi Zingales (2004a), «Does Local Financial Development Matter?», *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 119(3): 929-969.
- Guiso, Luigi, Paola Sapienza, e Luigi Zingales (2004b), «The Role of Social Capital in Financial Development», *American Economic Review*, vol. 94(3): 526-556.
- Gyourko, Joseph, and Joseph Tracy. (1989), «The Importance of Local Fiscal Conditions in Analyzing Local Labor Markets», *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 5, (October), pp. 1208-1231.
- Gyourko, Joseph, and Joseph Tracy. (1991), «The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life», *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 4, (August), pp. 774-806.
- Gyourko, Joseph, Matthew Kahn, and Joseph Tracy (1999), «Quality of Life and Environmental Comparisons», Chapter 5 in *The Handbook of Applied Urban Economics*, Edwin S. Mills and Paul Cheshire, Editors.
- Haughwout, Andrew (2001), «Infrastructure and Social Welfare in Metropolitan America», *FRBNY Economic Policy Review*, (December).
- Haughwout, Andrew (2002), «Public Infrastructure Investments, Productivity and Welfare in Fixed Geographic Areas», *Journal of Public Economics*, Vol. 83, (March), pp. 405-425.
- Hausman, J. (1978), «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica* 46: 1251-71.
- ISTAT, Opere Pubbliche 1980-2000.
- Kelejian, H.H. e I. Prucha (2001), «On the Asymptotic Distribution of the Moran I Statistic with Applications», *Journal of Econometrics* 104: 219-57.
- Mion, Giordano (2004), «Spatial externalities and empirical analysis: the case of Italy», *Journal of Urban Economics* 56: 97-118.
- LeSage, James P. (1999), *Spatial Econometrics*, Department of Economics, University of Toledo, disponibile al sito <http://www.spatial-econometrics.com>
- Mastromarco, C. e U. Woitek (2006), «Public infrastructure investment and efficiency in Italian regions», *Journal of Productivity Analysis* 25: 57-65.
- Moulton, Brent R. (1986), «Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates», *Journal of Econometrics* 32 (August): 385-97.
- Ottaviano, Gianmarco, e Jean-Francois Thisse (2004), «Agglomeration and Economic Geography», in Henderson, V. e J.F. Thisse (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics Vol. 4: Cities and Geography*.
- Paci, Raffaele, E. Marrocu e F. Pigliaru (2005), «Effetti del capitale pubblico sulla produttività delle regioni italiane», lavoro presentato al convegno *Federalismo, equità, sviluppo. I risultati delle politiche pubbliche analizzati e misurati dai Conti Pubblici Territoriali*, organizzato a Roma il 6 dicembre 2005 dal Dipartimento delle Politiche di Sviluppo.

- Picci, Lucio (2002), «Le Infrastrutture in Italia. Le Differenze Territoriali e l'Efficienza della Spesa», in *L'Italia nella Competizione Globale - Regole per il Mercato* a cura di Mario Baldassarri, Giampaolo Galli e Gustavo Piga Edizioni Il Sole 24 Ore.
- Roback, J. (1982), «Wages, Rents, and the Quality of Life», *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp. 1257-1278.
- Rosen, J. (1979), «Wage-Based Indexes and the Quality of Life», in P. Mieszkowsky and M. Straszheim, eds., *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore: Johns Hopkins Press.
- Rudd, Jeremy B. (2000), «Assessing the Productivity of Public Capital with a Locational Equilibrium Model», Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series no. 2000-23.



**Tabella 1.** Affitti e stock totale di capitale pubblico (logaritmi)

Regressori	Effetti fissi		Effetti random			
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.
Stock totale k pubblico (log)	0,076	0,006	0,561	0,036	0,555	0,035
Superficie abitazione (m <sup>2</sup> )	0,003	0,000	0,003	0,000	0,003	0,000
Ubicazione 1	-0,035	0,014	-0,079	0,014	-0,079	0,014
Ubicazione 2	0,044	0,008	0,014	0,008	0,014	0,008
Ubicazione 3	0,058	0,008	0,040	0,008	0,040	0,008
Categoria 1	1,345	0,044	1,301	0,043	1,301	0,043
Categoria 2	1,199	0,028	1,164	0,027	1,164	0,027
Categoria 3	0,916	0,026	0,884	0,025	0,884	0,025
Categoria 4	0,606	0,026	0,608	0,025	0,608	0,025
Categoria 5	0,272	0,027	0,267	0,026	0,267	0,026
Età dell'abitazione (anni)	-0,0004	0,0000	-0,0007	0,0000	-0,001	0,000
Coniugato/a (=0)	-0,058	0,009	-0,070	0,009	-0,070	0,009
Sesso maschile (=0)	-0,061	0,015	-0,074	0,014	-0,074	0,014
Uso assegni (=0)	-0,261	0,007	-0,214	0,007	-0,214	0,007
Prestiti informali (=0)	-0,072	0,018	-0,092	0,018	-0,092	0,018
%ricchezza fin. in liquidità	-0,069	0,008	-0,037	0,008	-0,037	0,008
%ricchezza fin. in azioni e simili	0,252	0,016	0,191	0,016	0,192	0,016
Dummy territoriali	–	–	–	–	SI	
Dummy temporali	SI		SI		SI	
Intercetta	6,841	0,075	1,815	0,386	1,464	0,453
Test di Lagrange (a)	33,576	1,96				
Test di Hausman (a)			5,409	26,3	0,042	26,3
R <sup>2</sup>	0,403		0,421		0,421	
$\sigma^2_i$	0,321		0,305		0,306	
$\sigma^2_\alpha$			0,115		0,089	
Nr osservazioni	32203		32203		32203	

**Legenda:**

*Categoria* : 1=lusso, 2=signorile, 3=civile, 4=economica, 5=popolare, 6=ultrapopolare.

*Ubicazione* : 1=zona agricola, case sparse, 2=zona periferica,

3=zona intermedia tra centro e periferia, 4=zona centrale.

Le dummy territoriali sono nord, centro e sud.

Le dummy temporali sono una per ciascun anno di rilevazione dell'indagine sui bilanci delle famiglie.

(a) in corsivo: valori critici della distribuzione normale standard e della distribuzione chi-quadrata

**Tabella 2. Salari e stock totale di capitale pubblico (logaritmi)**

Regressori	Effetti fissi		Effetti random			
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.
Stock totale k pubblico (log)	0,020	0,004	0,026	0,012	0,020	0,011
Sesso maschile (=0)	0,086	0,004	0,090	0,004	0,090	0,004
Stato civile (=1)	-0,010	0,017	-0,010	0,017	-0,010	0,017
Stato civile (=2)	-0,103	0,017	-0,108	0,017	-0,108	0,017
Stato civile (=3)	-0,023	0,020	-0,027	0,020	-0,028	0,020
Titolo di studio (=1)	-0,462	0,043	-0,462	0,043	-0,462	0,043
Titolo di studio (=2)	-0,428	0,039	-0,433	0,039	-0,433	0,039
Titolo di studio (=3)	-0,379	0,038	-0,383	0,038	-0,383	0,038
Titolo di studio (=4)	-0,277	0,038	-0,281	0,038	-0,281	0,038
Titolo di studio (=5)	-0,040	0,038	-0,042	0,038	-0,042	0,038
Settore (=1)	-0,158	0,011	-0,151	0,011	-0,151	0,011
Settore (=2)	-0,051	0,005	-0,057	0,005	-0,057	0,005
Settore (=3)	-0,093	0,008	-0,097	0,008	-0,097	0,008
Settore (=4)	-0,096	0,007	-0,101	0,007	-0,102	0,007
Settore (=5)	0,027	0,009	0,023	0,009	0,023	0,009
Settore (=6)	0,074	0,010	0,071	0,010	0,070	0,010
Settore (=7)	-0,119	0,011	-0,123	0,010	-0,123	0,010
Qualifica (=1)	-0,401	0,013	-0,400	0,013	-0,400	0,013
Qualifica (=2)	-0,243	0,013	-0,240	0,013	-0,240	0,013
Qualifica (=3)	-0,198	0,014	-0,195	0,014	-0,195	0,014
Esperienza (anni)	0,020	0,001	0,020	0,001	0,020	0,001
Esperienza * Esperienza	-0,0003	0,0000	-0,0003	0,0000	-0,0003	0,0000
Ricchezza netta (log)	0,017	0,001	0,017	0,001	0,017	0,001
Uso assegni (=0)	-0,059	0,005	-0,053	0,005	-0,053	0,005
Prestiti informali (=0)	-0,011	0,011	-0,012	0,011	-0,012	0,011
%ricchezza fin. in liquidità	-0,052	0,006	-0,042	0,006	-0,042	0,006
%ricchezza fin. in azioni e simili	0,060	0,010	0,054	0,010	0,053	0,010
Dummy territoriali	NO		NO		SI	
Dummy temporali	SI		SI		SI	
Intercetta	2,391	0,061	2,343	0,139	2,428	0,134
Test di Lagrange (a)	4,285					
Test di Hausman (a)			2,355	37,65	0,007	37,65
R <sup>2</sup>	0,386		0,390		0,390	
$\sigma^2_i$	0,099		0,099		0,099	
$\sigma^2_\alpha$			0,001		0,001	
Nr osservazioni	32601		32601		32601	

**Legenda:**

*Stato civile:* 1=coniugato, 2=celibe/nubile, 3=separato/divorziato, 4=vedovo/a.

*Titolo di studio:* 1 = nessuno, 2 = licenza elementare, 3 = medie inferiori, 4 = medie superiori, 5 = laurea, 6 = specializzazione post-laurea.

*Settore:* 1 = agricoltura, 2 = industria, 3 = costruzioni, 4 = commercio, riparazioni, alberghi e ristoranti, 5 = trasporti e comunicazioni, 6 = intermediazione monetaria, finanziaria e assicurazioni, 7 = attività immobiliari, servizi alle imprese, altre att. professionali, 8 = P.A. e altri servizi pubblici e privati.

*Qualifica (lavoratori dipendenti):* 1 = operaio o posizione similare, 2 = impiegato o insegnante, 3 = impiegato direttivo/quadro, 4 = dirigente.

Le dummy territoriali sono nord, centro e sud.

Le dummy temporali sono una per ciascun anno di rilevazione dell'indagine sui bilanci delle famiglie.

(a) in corsivo: valori critici della distribuzione normale standard e della distribuzione chi-quadrata

**Tabella 3.** Affitti e categorie di opere pubbliche (logaritmi)

Regressori	Effetti random			
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.
Stock totale k bon (log)	0,080	0,016	0,076	0,016
Stock totale k edp (log)	-0,154	0,048	-0,200	0,042
Stock totale k fer (log)	0,136	0,017	0,130	0,016
Stock totale k idr (log)	-0,111	0,030	-0,101	0,028
Stock totale k igi (log)	0,257	0,040	0,266	0,038
Stock totale k str (log)	-0,078	0,029	-0,092	0,028
Superficie abitazione (m <sup>2</sup> )	0,003	0,000	0,003	0,000
Ubicazione 1	-0,079	0,014	-0,079	0,014
Ubicazione 2	0,015	0,008	0,015	0,008
Ubicazione 3	0,041	0,008	0,041	0,008
Categoria 1	1,287	0,043	1,287	0,043
Categoria 2	1,160	0,027	1,160	0,027
Categoria 3	0,881	0,025	0,881	0,025
Categoria 4	0,605	0,025	0,605	0,025
Categoria 5	0,264	0,026	0,264	0,026
Età dell'abitazione (anni)	-0,001	0,000	-0,001	0,000
Coniugato/a (=0)	-0,068	0,009	-0,068	0,009
Sesso maschile (=0)	-0,072	0,014	-0,072	0,014
Uso assegni (=0)	-0,214	0,007	-0,214	0,007
Prestiti informali (=0)	-0,092	0,018	-0,092	0,018
%ricchezza fin. in liquidità	-0,038	0,008	-0,038	0,008
%ricchezza fin. in azioni e simili	0,177	0,016	0,176	0,016
Dummy territoriali	–	–	SI	
Dummy temporali	SI		SI	
Intercetta	6,790	0,519	6,903	0,340
Test di Hausman (a)	1,523	26,3	0,056	26,3
R <sup>2</sup>	0,423		0,423	
$\sigma_i^2$	0,305		0,305	
$\sigma_\alpha^2$	0,045		0,009	
Nr osservazioni	32203		32203	

Legenda:

*Categoria:* 1=lusso, 2=signorile, 3=civile, 4=economica, 5=popolare, 6=ultrapopolare.

*Ubicazione:* 1=zona agricola, case sparse, 2=zona periferica, 3=zona intermedia tra centro e periferia, 4=zona centrale. Le dummy territoriali sono nord, centro e sud.

Le dummy temporali sono una per ciascun anno di rilevazione dell'indagine sui bilanci delle famiglie.

(a) in corsivo: valori critici della distribuzione normale standard e della distribuzione chi-quadrata

k bon= opere di bonifica; k edp= edilizia pubblica, sociale e scolastica; k fer= opere ferroviarie e altre linee di trasporto; k idr= opere idrauliche e impianti elettrici; k igi= opere igienico-sanitarie;

k str= opere stradali e aeroportuali

**Tabella 4. Salari e categorie di opere pubbliche (logaritmi)**

Regressori	Effetti random			
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.
Stock totale k bon (log)	-0,009	0,008	-0,006	0,008
Stock totale k edp (log)	0,004	0,018	-0,012	0,022
Stock totale k fer (log)	0,000	0,009	0,002	0,009
Stock totale k idr (log)	-0,047	0,013	-0,037	0,015
Stock totale k igi (log)	0,078	0,020	0,081	0,020
Stock totale k str (log)	-0,025	0,015	-0,031	0,016
Sesso maschile (=0)	0,090	0,004	0,090	0,004
Stato civile (=1)	-0,010	0,017	-0,010	0,017
Stato civile (=2)	-0,107	0,017	-0,107	0,017
Stato civile (=3)	-0,027	0,020	-0,028	0,020
Titolo di studio (=1)	-0,461	0,043	-0,461	0,043
Titolo di studio (=2)	-0,432	0,039	-0,432	0,039
Titolo di studio (=3)	-0,381	0,038	-0,381	0,038
Titolo di studio (=4)	-0,279	0,038	-0,279	0,038
Titolo di studio (=5)	-0,040	0,038	-0,040	0,038
Settore (=1)	-0,152	0,011	-0,151	0,011
Settore (=2)	-0,058	0,005	-0,058	0,005
Settore (=3)	-0,098	0,008	-0,098	0,008
Settore (=4)	-0,103	0,007	-0,103	0,007
Settore (=5)	0,022	0,009	0,022	0,009
Settore (=6)	0,069	0,010	0,069	0,010
Settore (=7)	-0,124	0,010	-0,124	0,010
Qualifica (=1)	-0,400	0,013	-0,400	0,013
Qualifica (=2)	-0,241	0,013	-0,241	0,013
Qualifica (=3)	-0,195	0,014	-0,195	0,014
Esperienza (anni)	0,020	0,001	0,020	0,001
Esperienza * Esperienza	0,000	0,000	0,000	0,000
Ricchezza netta (log)	0,016	0,001	0,017	0,001
Uso assegni (=0)	-0,053	0,005	-0,053	0,005
Prestiti informali (=0)	-0,012	0,011	-0,012	0,011
%ricchezza fin. in liquidità	-0,042	0,006	-0,042	0,006
%ricchezza fin. in azioni e simili	0,049	0,010	0,048	0,010
Dummy territoriali	NO		SI	
Dummy temporali	SI		SI	
Intercetta	2,582	0,116	2,629	0,120
Test di Hausman (a)	0,241	37,65	0,006	37,65
R <sup>2</sup>	0,391		0,391	
$\sigma_i^2$	0,985		0,099	
$\sigma_\alpha^2$	0,001		0,008	
Nr osservazioni	32601		32601	

**Legenda:**

*Stato civile:* 1=coniugato, 2=celibe/nubile, 3=separato/divorziato, 4=vedovo/a.

*Titolo di studio:* 1 = nessuno, 2 = licenza elementare, 3 = medie inferiori, 4 = medie superiori, 5 = laurea, 6 = specializzazione post-laurea.

*Settore:* = agricoltura, 2 = industria, 3 = costruzioni, 4 = commercio, riparazioni, alberghi e ristoranti, 5 = trasporti e comunicazioni, 6 = intermediazione monetaria, finanziaria e assicurazioni,

7 = attività immobiliari, servizi alle imprese, altre att. professionali, 8 = P.A. e altri servizi pubblici e privati.

*Qualifica* (lavoratori dipendenti): 1 = operaio o posizione similare, 2 = impiegato o insegnante, 3 = impiegato direttivo/quadro, 4 = dirigente.

Le dummy territoriali sono nord, centro e sud.

Le dummy temporali sono una per ciascun anno di rilevazione dell'indagine sui bilanci delle famiglie.

(a) in corsivo: valori critici della distribuzione normale standard e della distribuzione chi-quadrata

k bon= opere di bonifica; k edp= edilizia pubblica, sociale e scolastica; k fer= opere ferroviarie e altre

linee di trasporto; k idr= opere idrauliche e impianti elettrici; k igi= opere igienico-sanitarie;

k str= opere stradali e aeroportuali

**Tabella 5. Equazioni simultanee e stock totale di capitale pubblico**

Stima simultanea a 3 stadi				
Regressori	Equazione affitti		Equazione salari	
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.
Stock totale k pubblico (log)	0,105	0,009	0,033	0,009
Affitti (log)			0,066	0,008
Salari (log)	0,359	0,016		
Errore quadratico medio	0,280		0,104	
Nr osservazioni	26884		26884	

**Tabella 6. Spill-over territoriali e stock totale di capitale pubblico**

Regressori	Stima con ritardi spaziali e effetti random regionali											
	Equazione affitti						Equazione salari					
	Coefficienti		Errori stand.		Coefficienti		Errori stand.		Coefficienti		Errori stand.	
Stock totale k pubblico (log)	0,08	(1) 0,04	0,29	(2) 0,04	0,086	(3) 0,037	0,028	(1) 0,013	0,027	(2) 0,012	0,034	(3) 0,012
Lag spaziale stock K pub			1,51	0,15	0,045	0,195			0,220	0,058	0,255	0,060
Lag spaziale affitti (log)	2,15	0,15			2,112	0,217	-0,235	0,325			-0,671	0,337
Lag spaziale salari (log)												
R <sup>2</sup>	0,424		0,423		0,424		0,391		0,391		0,391	
$\sigma_i^2$	0,304		0,305		0,304		0,099		0,099		0,099	
$\sigma_\alpha^2$	0,014		0,050		0,014		0,001		0,001		0,001	
Nr osservazioni	32203		32203		32203		32601		32601		32601	
Test di Moran (p-value) (a)				0,025						0,892		
Test di Wald (p-value) (b)				0,057						0,000		

**Legenda:**

(1) = stima con introduzione di variabile endogena spazialmente ritardata; (2) = stima con variabile indipendente spazialmente ritardata;

(3) = stima con variabili endogene e indipendenti spazialmente ritardate

Per ritardare le variabili nello spazio è stata utilizzata una matrice normalizzata per riga degli inversi delle distanze tra i capoluoghi di ciascuna regione.

(a) calcolato sui residui dei minimi quadrati; (b) calcolato sui residui di un modello con struttura autoregressiva spaziale degli errori

**Tabella 7. Analisi territoriale e indice di efficacia**

Macroregione	Equazione affitti		Equazione salari		Indice di efficacia <sup>(1)</sup>
	Coefficienti	Errori stand.	Coefficienti	Errori stand.	
<i>Regressore: Stock totale di capitale pubblico (log)</i>					
Macroregione 1	0,364	0,070	0,022	0,0100	0,53
Macroregione 2	0,362	0,069	0,018	0,0102	0,53
Macroregione 3	0,420	0,057	0,016	0,0103	0,62
Macroregione 4	0,518	0,046	0,019	0,0103	0,74
Macroregione 5	0,695	0,051	0,016	0,0101	1,00
R <sup>2</sup>	0,422		0,390		
$\sigma_i^2$	0,305		0,099		
$\sigma_\alpha^2$	1,708		0,001		
Nr osservazioni	32203		32601		

**Legenda:**

I coefficienti misurano l'elasticità delle variabili dipendenti (affitti e salari locali) rispetto allo stock di capitale pubblico per ciascuna delle 5 macroregioni (nord ovest, nord est, centro, sud, isole).

L'indice di efficacia è stato calcolato come media pesata dei coefficienti (v. testo per la formula esatta).

(1) valori normalizzati rispetto al valore massimo.



## APPENDICE 1 – I DATI UTILIZZATI

**Tabella A1.** Statistiche di sintesi delle variabili utilizzate per l'equazione degli affitti

<b>Variabile</b>	<b>Media</b>	<b>DevStd</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Moda</b>	<b>Nr Osservazioni</b>
Affitto annuale (log)	8,2	0,84	3,07	12,1	3,68 (3.7%)	32203
Superficie (mq)	100,8	54,33	10	2500	100 (13%)	32203
Età abitazione	47	66,72	0	993	29 (3.7%)	32203
Categoria			1 (lusso)	6 (ultra-popolare)	3 (60.4%)	32203
Ubicazione			1 (zona agric.)	4 (zona centrale)	2 (36.7%)	32203

Fonte: Banca d'Italia, *Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane*.

**Tabella A2.** Statistiche di sintesi delle variabili utilizzate per l'equazione dei salari

<b>Variabile</b>	<b>Media</b>	<b>DevStd</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Moda</b>	<b>Nr Osservazioni</b>
Salario orario (log)	2,12	0,49	-0,76	6	1,92 (1.77%)	32601
Sesso			1 (maschile)	2	1 (63%)	32601
Stato civile			1 (coniugato)	4 (vedovo/a)	1 (67%)	32601
Titolo di studio			1 (nessuno)	6 (spec. post-laurea)	4 (38%)	32601
Settore				8 (P.A. e altri servizi pubblici e privati)	8 (40%)	32601
Qualifica			1 (operaio)	4 (dirigente)	1 (44%)	32601
Esperienza (anni)	18,6	11,87	0	65	19 (3%)	32601
Nord			0	1	0 (55%)	32601
Sud			0	1	0 (68%)	32601
Regione di residenza (numero di residenti)	2129	1040	976	4438		96

Fonte: Banca d'Italia, *Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane*.

**Tabella A3.** Statistiche di sintesi per gli indicatori di sviluppo finanziario locale

<b>Variabile</b>	<b>Media</b>	<b>DevStd</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Moda</b>
Uso assegni			0	1	1 (61%)
Prestiti informali da amici e familiari			0	1	0 (96.1%)
% ricchezza in azioni e simili	0,03	0,98	0	1	
% ricchezza in contanti	0,18	1	0	1	
Ricchezza netta (log)	11,21	1,72	2,12	15,83	

Fonte: Banca d'Italia, *Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane* e nostre elaborazioni seguendo Guiso, Sapienza e Zingales (2004).

**Tabella A4.** Statistiche di sintesi per le categorie di capitale pubblico (stock di capitale)

<b>Variabile</b>	<b>Media</b>	<b>DevStd</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>Nr Osservazioni <sup>(1)</sup></b>
Altre	6,24	0,76	4,12	7,64	96
Opere di bonifica	6,26	1,13	2,81	8,50	96
Impianti di comunicazione	5,23	1,27	1,97	7,38	96
Edilizia pubblica, sociale e scolastica	6,64	1,21	3,90	8,90	96
Opere ferroviarie e altre linee di trasporto	6,81	1,07	4,45	8,97	96
Opere idrauliche e impianti elettrici	7,63	0,85	5,92	9,40	96
Opere igienico-sanitarie	7,45	0,84	5,37	9,11	96
Opere marittime, lacuali e fluviali	3,27	4,86	-18,42	7,50	96
Opere stradali e aeroportuali	7,99	0,6	6,38	9,29	96

(1) 96= osservazioni su 5 anni (1989, 1991, 1993, 1995, 1998, 2000) per 16 regioni.

Fonte: ISTAT, *Opere Pubbliche* e nostre elaborazioni seguendo Picci (2002). Tutte le variabili monetarie sono deflazionate con il deflatore dei consumi delle famiglie (base = 1995).

## APPENDICE 2 – STIMA DELLO STOCK DI CAPITALE

La stima dello stock di capitale pubblico è stata effettuata applicando il metodo dell'inventario permanente alla serie di dati relativi ai lavori eseguiti (effettiva produzione realizzata) raccolti dall'Istat tramite la rilevazione statistica delle opere pubbliche. La serie provinciale da noi ricostruita va dal 1989 al 2000 ed è stata aggregata ai fini della nostra analisi a livello regionale<sup>44</sup>.

Per il calcolo dello stock di capitale abbiamo seguito Picci (2002) che stima con il metodo dell'inventario permanente lo stock di capitale delle province italiane suddiviso in nove tipologie di beni per gli anni dal 1970 al 1998<sup>45</sup>. Le serie provinciali ISTAT a noi disponibili ricoprono gli anni dal 1985 al 2000 e sono state convertite in *miliardi* di lire a prezzi costanti (base = 1995). Le province di riferimento che abbiamo considerato sono le 92 presenti ininterrottamente dal 1954, oltre Trieste. Le categorie di beni per i quali si computa lo stock di capitale sono:

- 1) opere stradali ed aeroportuali (KSTR);
- 2) opere ferroviarie ed altre linee di trasporto (KFER);
- 3) opere marittime, lacuali e fluviali (KMAR);
- 4) opere idrauliche ed impianti elettrici (KIDR);
- 5) edilizia pubblica, sociale e scolastica (KEDP);
- 6) opere igienico-sanitarie (KIGI);
- 7) opere di bonifica (KBON);
- 8) impianti di comunicazione (KCOM);
- 9) altre (KALT)

L'inventario permanente introdotto da Goldsmith (1950) è un metodo che stima lo stock di capitale esistente in un sistema economico sulla base dei dati sui flussi di investimento. Lo stock di capitale presente al tempo  $t$  è pari alla somma delle spese sostenute nel tempo per l'acquisto di beni di investimento per un numero di anni pari alla loro vita media, e detraendo da tali spese quote del consumo economico e fisico dei beni capitali che si registra nel tempo. Gli investimenti possono essere inseriti nella somma a prezzi costanti o prezzi di sostituzione.

Nel primo caso vengono utilizzati gli stessi prezzi per tutti gli anni per cui si calcola lo stock di capitale. Gli investimenti a prezzi correnti vengono divisi per un opportuno

---

<sup>44</sup> Per la ricostruzione dello stock di capitale pubblico si ringrazia la dott.ssa Katinka Santinelli, del Ministero dello Sviluppo Economico, Dipartimento per le Politiche di Sviluppo e Coesione, Unità di Verifica degli Investimenti Pubblici.

<sup>45</sup> Vedi L. Picci, (2002), "Le infrastrutture in Italia. Le differenze territoriali e l'efficienza della spesa", in *L'Italia nella Competizione Globale – Regole per il Mercato*, a cura di Mario Baldassarri, Giampaolo Galli e Gustavo Piga, Edizioni il Sole 24 Ore

indice dei prezzi. Questa valutazione è adatta se lo scopo è misurare la dinamica della quantità fisica di capitale installato. Se si usa il calcolo ai prezzi di sostituzione i prezzi sono diversi per ogni anno per cui viene determinato lo stock di capitale. La base dell'indice dei prezzi per cui sono divisi gli investimenti è mobile e pari all'anno per cui si sta stimando il capitale. Seguendo tale approccio il valore in ogni anno  $t$  dei beni capitali installati in passato è il costo che sarebbe necessario sostenere nell'anno  $t$  per sostituirli. Data la finalità del nostro lavoro abbiamo stimato il capitale a prezzi costanti.

Il metodo di stima dell'inventario permanente si basa sulla constatazione che i beni di investimento entrano a far parte dello stock di capitale per venire successivamente ritirati secondo una certa funzione di distribuzione di probabilità (legge dei ritiri). Una porzione dei beni di investimento ogni anno si guasta fino a quando il bene diventa inutilizzabile e perciò ritirato al termine della sua vita media.

Poiché non esiste per l'Italia un'indicazione ufficiale delle vite medie per i beni che compongono lo stock di capitale pubblico, per ciascun tipo di bene la vita media è calcolata come media delle vite medie per beni comparabili dei paesi OCSE per cui esiste un'indicazione. I valori utilizzati per l'Italia sono:

- 1) opere stradali ed aeroportuali: 45 anni;
- 2) opere ferroviarie ed altre linee di trasporto: 55 anni;
- 3) opere marittime, lacuali e fluviali: 46 anni;
- 4) opere idrauliche ed impianti elettrici: 43 anni;
- 5) edilizia pubblica, sociale e scolastica: 65 anni;
- 6) opere igienico-sanitarie: 58 anni;
- 7) opere di bonifica: 43 anni;
- 8) impianti di comunicazione: 50 anni;
- 9) altre: 50 anni.

La stima dovrebbe considerare anche l'eventuale deprezzamento delle diverse annate dei beni: beni più vecchi hanno in genere produttività inferiore rispetto alle installazioni più recenti. Se si adotta un'opportuna legge di ammortamento è possibile determinare il capitale netto (al netto degli ammortamenti).

In Italia si calcola inizialmente lo stock di capitale lordo applicando al metodo dell'inventario permanente la legge dei ritiri normale troncata. Successivamente viene determinato il capitale netto detraendo gli ammortamenti dallo stock di capitale lordo.

L'Istat è vincolata alle norme del SEC che stabilisce che gli ammortamenti siano calcolati secondo il metodo dell'ammortamento lineare. Secondo la procedura seguita dall'Istat il valore da ammortizzare viene pertanto ripartito in quote costanti in modo tale che l'intero valore del bene venga completamente ammortizzato al momento del ritiro che avviene secondo la funzione di probabilità scelta (normale troncata).

Picci calcola esclusivamente il capitale lordo assumendo che il deprezzamento delle infrastrutture non sia rilevante o comunque sia annullato dalla manutenzione ordinaria

dei beni. Anche per il calcolo della nostra serie ci siamo attenuti a questa ipotesi semplificatrice.

La rilevazione Istat sulle opere pubbliche raccoglieva (fino all'anno 2000) trimestralmente, per mezzo di un questionario distribuito agli enti interessati, informazioni sui lavori iniziati<sup>46</sup> di importo superiore a 25.823 euro e i relativi lavori eseguiti<sup>47</sup> per opere pubbliche e di pubblica utilità:

- con il finanziamento totale dello Stato o con il contributo di esso, tramite i Ministeri e la Cassa per Mezzogiorno;
- con il finanziamento totale o parziale di Enti nazionali e territoriali della Pubblica Amministrazione o con il contributo di altri Enti (escluso lo Stato);
- con il finanziamento totale delle Aziende autonome dello Stato e di altre Aziende pubbliche.

Per ogni lavoro eseguito l'Istat fornisce informazioni relative alle caratteristiche dell'ente realizzatore, alla natura del lavoro<sup>48</sup>, al tipo di opera, alla produzione realizzata e al tipo di finanziamento.

Essendo l'indagine ISTAT sulle opere pubbliche campionaria, la somma degli investimenti provinciali per tutti i beni in un determinato anno non coinciderà con il totale degli investimenti pubblici in Italia nello stesso anno registrati dalla contabilità nazionale.

Per questo motivo non possono essere utilizzati direttamente i dati ISTAT. Per ciascun investimento deve essere calcolata la sua quota sul totale campionario. L'investimento nazionale in un determinato bene di una certa provincia sarà ottenuto riportando tale quota al totale degli investimenti della nazione.

---

<sup>46</sup>Il lavoro iniziato è il lavoro per il quale sono state espletate le formalità di affidamento per la sua esecuzione, anche se questa non ha avuto ancora effettivo inizio.

<sup>47</sup> Il lavoro eseguito è il valore della porzione di lavoro realizzato nell'intervallo di tempo corrente tra due stati di avanzamento.

<sup>48</sup> La natura del lavoro è la caratteristica del singolo lavoro che ne permette la sua identificazione come nuova opera pubblica ovvero come manutenzione straordinaria.