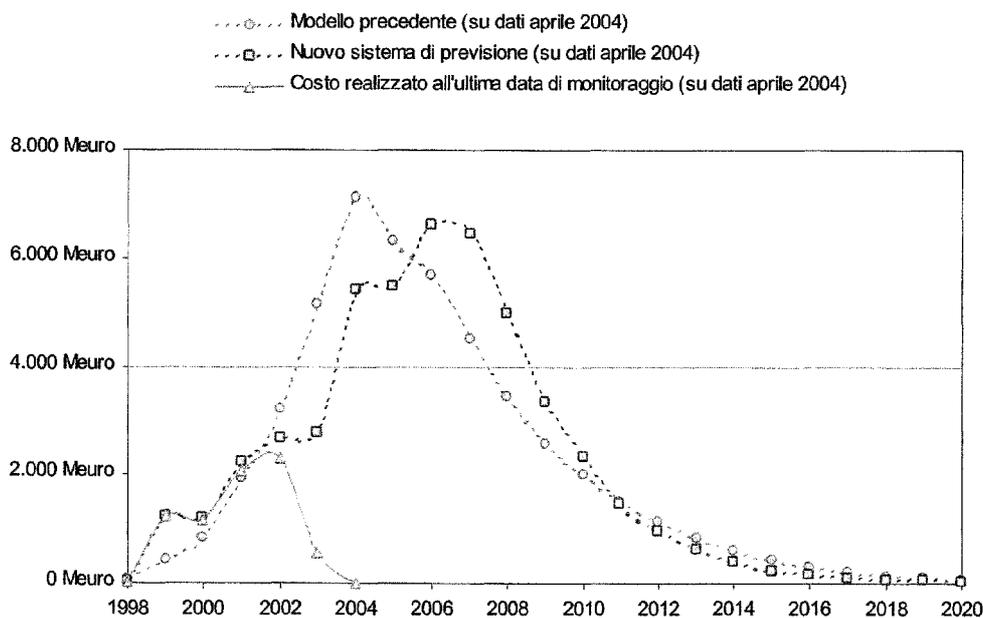


caratteristiche degli interventi (ed invarianti nel tempo⁹³), della spesa cumulata dichiarata alla stipula e del tempo t trascorso dall'inizio della spesa. Come nel nuovo sistema di previsione, le variabili di spesa sono trasformate attraverso la funzione *logit*.

A differenza del nuovo sistema di previsione, nella precedente versione del modello la cumulata di spesa non dipende dai valori osservati nell'intervallo di tempo immediatamente precedente: l'ipotesi alla base del modello precedente è che, a parità di altri fattori che non si modificano nel tempo, l'avanzamento sia essenzialmente funzione del tempo t , oltre che del piano di spesa previsto alla stipula.

Il confronto tra le previsioni annuali aggregate ottenute con le due metodologie sui dati relativi agli interventi presenti in banca dati ad aprile 2004 evidenzia differenze rilevanti.

FIGURA V.3 CONFRONTO PREVISIONI PRECEDENTE VERSIONE DEL MODELLO E NUOVO SISTEMA DI PREVISIONE (dati aprile 2004)
Dati previsti e dati effettivi di costo realizzato



Come appare evidente dal grafico, la precedente versione del modello sottostima la spesa realizzata fino al 2001; per gli anni successivi la spesa prevista mostra invece un andamento decisamente accelerato: la curva di spesa raggiunge il suo massimo nel 2004, con un picco che supera i 7.000 Meuro (superiore di oltre 1.500 Meuro alla

⁹³ In particolare, come variabili esplicative sono state considerate lo stato dell'intervento, la localizzazione geografica, la classe di importo, la durata prevista, l'asse, la tipologia di intervento e l'anno di avvio.

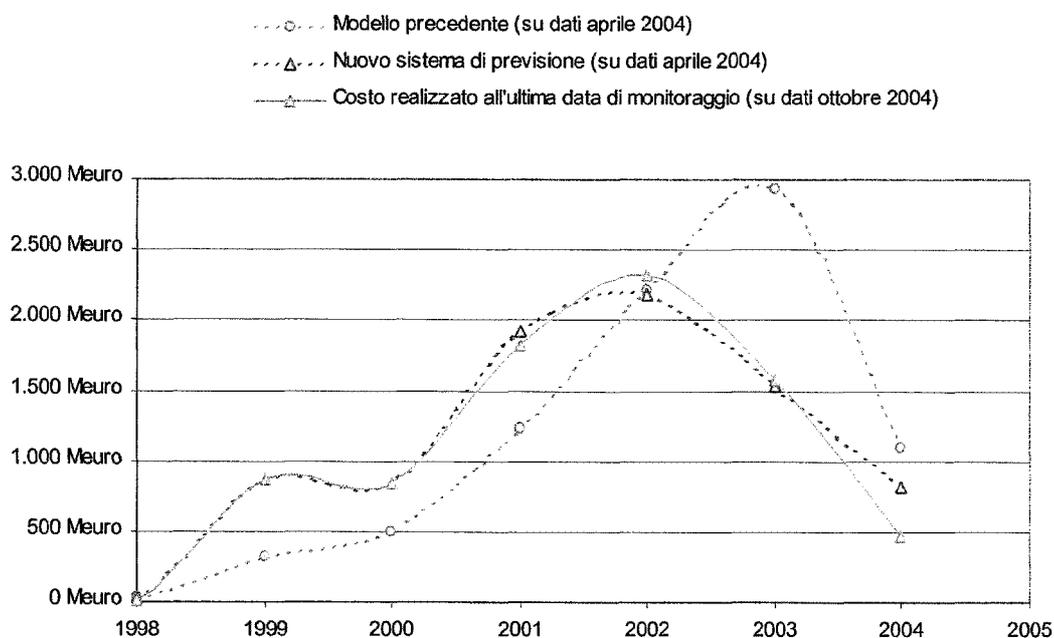
nuova previsione per lo stesso anno), che alla luce dell'andamento osservato per il costo realizzato appare piuttosto ottimistico.

Rispetto al modello precedente, le previsioni ottenute con il nuovo sistema fino al 2005 appaiono notevolmente ridimensionate e più realistiche: il picco di spesa risulta infatti spostato in avanti nel 2006 e, di conseguenza, l'ammontare di spesa prevista per gli anni successivi appare più elevata.

Per verificare la validità dei due diversi modelli a fini previsivi sono state messe a confronto le previsioni ottenute con i due modelli stimati sui dati disponibili ad aprile 2004, prolungate fino alla data dell'ultimo monitoraggio disponibile a ottobre 2004. Per garantire la comparabilità delle previsioni, tale confronto è limitato agli interventi presenti in banca dati sia ad aprile che ad ottobre⁹⁴.

In definitiva si tratta di 6.342 interventi, per un costo complessivo pari a 38.900 Meuro ad aprile e 40.700 Meuro ad ottobre.

FIGURA V.4 CONFRONTO PREVISIONI FINO A DATI OTTOBRE 2004 PRECEDENTE VERSIONE DEL MODELLO E NUOVO SISTEMA DI PREVISIONE (dati aprile 2004) 6.342 interventi pari a 38.900 Meuro (apr. 2004), 40.700 Meuro (ott. 2004)



Come si vede dal grafico (Figura V.4), il nuovo sistema fornisce previsioni più vicine ai dati effettivi rispetto alla precedente versione del modello sia per i dati

⁹⁴ Fra un monitoraggio e l'altro gli interventi possono essere annullati per una serie di motivazioni.

pregressi fino al 2003 che, soprattutto, per il 2004 che, in questo caso, è una previsione pura (ad aprile 2004 i dati effettivi più recenti sono riferiti al massimo al 31.12.2003).

Entrambi i modelli sovrastimano il 2004, ma per il nuovo sistema ciò avviene in misura minore, confermando il miglioramento rispetto alla versione precedente.

Bibliografia

- Collett, D. (1994), "Modelling survival data in medical research", Chapman and Hall, London.
- Cox, D.R. (1972), "Regression Models and Life Tables (with discussion)", *Journal of the Royal Statistical Society (B)* 34: 187–220.
- MEF – DPS - SPSTI (2003), "Circolare sulle Procedure di Monitoraggio degli Accordi di Programma Quadro", http://www.dps.tesoro.it/documentazione/docs/2003/112337_letteracircolaremonitoraggioapq.pdf
- Two Crows Corporation (1999) "Introduction to Data Mining and Knowledge Discovery", 3rd Edition, <http://www.twocrows.com/intro-dm.pdf>

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

1.2.1 *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)⁹⁵. 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. L'approccio di Rosen e Roback è stato inoltre ripreso, tra gli altri, da Gyourko e Tracy (1989; 1991), Haughwout (2002) e Rudd (2001) 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, 1997). Questi studi costituiscono il punto di partenza per la nostra analisi che intende applicare ed estendere la metodologia sin qui sviluppata per misurare l'efficacia delle infrastrutture pubbliche dislocate sulle province italiane.

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

⁹⁵ 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 (2005) e la discussione, contenuta nella sezione che segue, dedicata alle 'estensioni del modello di base'.

dati necessari per la stima di un modello di equilibrio spaziale sono "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 le variabili spaziali (amenità e altre caratteristiche locali) sono in grado di esercitare sull'intera collettività⁹⁶.

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 base rispecchiano i recenti sviluppi in materia di "nuova geografia economica", quali la struttura produttiva e di contrattazione salariale monopolistica, la presenza di effetti di agglomerazione e l'importanza del sistema creditizio locale⁹⁷.

Il resto del lavoro si sviluppa in cinque sezioni. La seconda sezione descrive il modello standard utilizzato nell'approccio di equilibrio spaziale e le sue estensioni suggerite dai recenti sviluppi teorici in materia di sviluppo regionale. 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 per la costruzione dei dati da utilizzare per la stima sono oggetto della quarta sezione. La sezione cinque conclude e individua gli ulteriori sviluppi del presente lavoro.

V.2.1 Sviluppo del modello

Il modello di base

L'economia consiste di i province popolate da j famiglie e imprese rappresentative. Salvo indicazione contraria tutte le variabili che seguono fanno riferimento alla singola provincia e alla singola famiglia/impresa rappresentativa.

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

$$\begin{aligned} \max &= U(x, l^c; s) & (1) \\ \text{s.t.} & w + I = x + l^c r \end{aligned}$$

⁹⁶ 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 Cova (2004).

⁹⁷ Ottaviano e Thisse (2003) evidenziano, tra gli altri, l'importanza dei fattori di agglomerazione nella nuova geografia economica.

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 provinciale, r è l'affitto/prezzo del terreno a livello provinciale e I denota tutti i redditi non da lavoro.

Il vettore s è un "contenitore" che tiene conto di fattori specifici spaziali diversi quali le amenità locali (clima, ambiente), il sistema di contrattazione salariale, la struttura impositiva a livello locale (imposte dirette e indirette), i servizi pubblici locali offerti (scuola, sanità, trasporti, ecc.), lo stock infrastrutturale provinciale (distinto per categorie) e il sistema creditizio e finanziario a livello provinciale. 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 vengono modellate esplicitamente, ma come riconosciuto da numerosi studi, tra cui Garmaise e Moskowitz (2004), sono fondamentali per comprendere le differenze nei prezzi dei fattori produttivi a livello territoriale.

In equilibrio la spesa minima ottima sostenuta a livello di singola famiglia provinciale deve essere tale che nessuna famiglia abbia incentivi a muoversi sul territorio:

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

dove k è il livello medio di utilità ("spesa media") che garantisce tale equilibrio.

Il bene di consumo finale X viene prodotto da una miriade di imprese che operano in concorrenza (non necessariamente perfetta) su scala nazionale. La funzione di produzione, con rendimenti di scala costanti, dell'impresa rappresentativa provinciale è rappresentata da:

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

dove P^x 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 provincia, le imprese ottimizzano la produzione. Pertanto i costi marginali sono uguali ai prezzi⁹⁸:

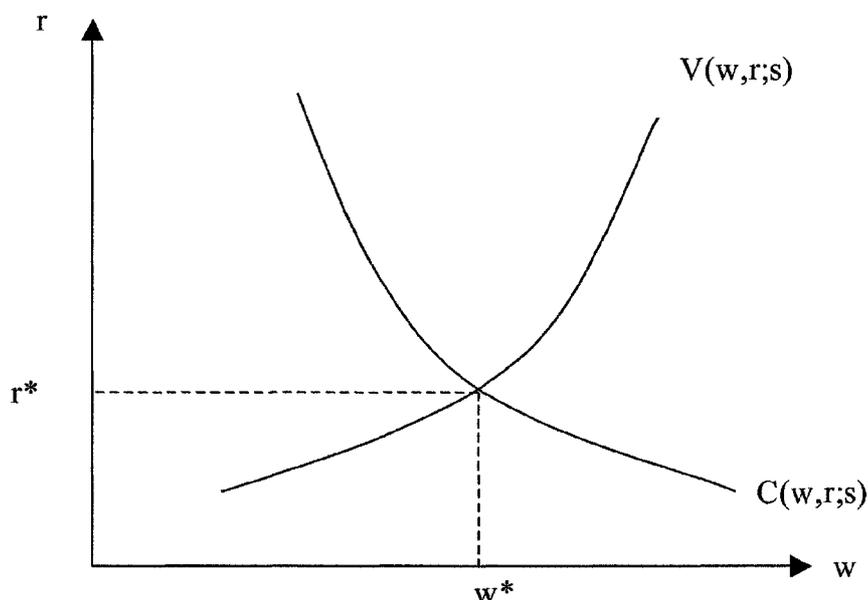
$$C(w, r; s) = 1 \quad (3)$$

Nella (3) il prezzo nazionale del bene di consumo finale X viene utilizzato come numerario. 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 ciascuna provincia:

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

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:

FIGURA V.5 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

⁹⁸ Potremmo altrimenti esprimere la condizione di ottimo dell'impresa con una funzione di isoprofitto del seguente tipo: $\Pi = g(w, r; s)$ dove Π è il profitto medio che garantisce l'equilibrio nello spazio.

altre variabili locali contenute nel vettore s ⁹⁹. Maggiore risulta essere la sostituibilità tra beni di consumo e terreni/abitazioni, maggiore risulterà essere la curvatura della funzione di utilità indiretta. L'impresa locale ottimizza la propria produzione lungo una funzione di iso-costi 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:

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

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

⁹⁹ 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.

$\Delta \equiv [V_w C_r - V_r C_w]$. 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 $dr/ds > 0$. Graficamente (Figura V.6) 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-ovest" con conseguente aumento dei valori immobiliari e riduzione dei salari di equilibrio¹⁰⁰.

Entrambe queste variazioni sono compensative, risultanti dal comportamento ottimo delle famiglie dislocate sul territorio nazionale a seguito dalla 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.

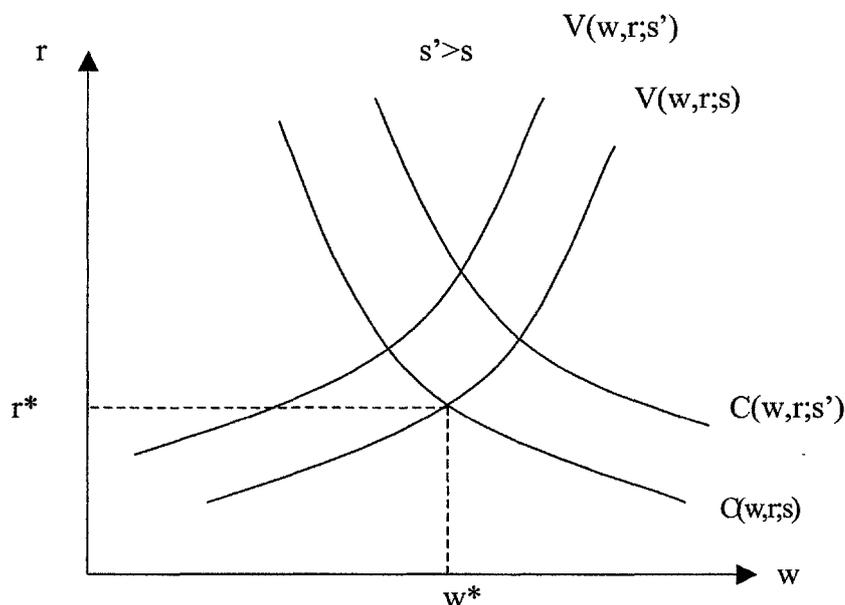
Qualora non fosse intervenuta alcuna variazione dal lato consumo, il comportamento ottimo delle imprese determinerebbe un aumento compensativo dei salari e dei valori immobiliari di equilibrio. L'effetto completo degli spostamenti delle curve di utilità indiretta e di iso-profitto porterà a un aumento 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.

Possiamo ripetere l'analisi qualitativa per le variazioni compensative innescate da variazioni nelle altre variabili specifiche a livello locale contenute in s . Ovviamente l'analisi grafica non consente di discriminare tra variazioni contestuali di più variabili locali che potrebbero avere effetti contrastanti e/o rinforzanti sui prezzi locali dei fattori produttivi. 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 modello¹⁰¹.

¹⁰⁰ L'aumento dei valori immobiliari determinato dal comportamento ottimo delle famiglie è riconducibile a un effetto di agglomerazione.

¹⁰¹ Resta chiaramente il problema, fondamentale, di non dire nulla sulle relazioni causali temporali che possono intercorrere tra le variabili locali.

FIGURA V.6 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 da famiglie (p_s^*) e imprese (C_s) in funzione degli effetti di s sui prezzi dei fattori produttivi¹⁰²:

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

$$C_s = - \left(\frac{N}{X} \frac{dw}{ds} + \frac{l^p}{X} \frac{dr}{ds} \right) \quad (8)$$

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 ¹⁰³. Il minor costo monetario sostenuto dall'impresa locale, pari a $C_s < 0$, quantifica la produttività aggiuntiva dovuta a un incremento del bene locale s .

¹⁰² Seguendo la Roback (1982) solviamo simultaneamente le equazioni precedenti utilizzando l'identità di Roy.

¹⁰³ Il prezzo $p_s^* > 0$ misura la disponibilità a pagare da parte di un individuo 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 una 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 relazione tra spesa pubblica locale e vincolo di bilancio delle amministrazioni locali verrà ripresa nel prossimo paragrafo.

In questo caso l'effetto sui costi di produzione 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.

Estensioni del modello di base

Al fine di evidenziare alcuni dei fattori aggiuntivi in grado di influenzare e spiegare le differenze nei prezzi dei fattori a livello locale è possibile estendere il modello di base presentato al paragrafo precedente. Gli sviluppi recenti in materia di economia regionale focalizzano la propria attenzione su forme di mercato che si discostano dal paradigma della concorrenza perfetta tanto dal lato del mercato dei beni quanto da quello del mercato del lavoro.

Numerosi studi hanno messo in rilievo come una struttura di mercato di concorrenza monopolistica sia più adeguata a descrivere la competizione tra unità territoriali appartenenti a paesi sviluppati, quali le regioni appartenenti all'area dell'euro, specializzate nella produzione di beni e servizi differenziati realizzati da imprese che si trovano spesso a dover fronteggiare un sistema di contrattazione salariale centralizzato o decentralizzato, a livello territoriale e/o settoriale.

Quest'ultima osservazione richiede un'ulteriore estensione del modello di base per tenere conto della possibilità che il salario reale rifletta anche la forza contrattuale delle rappresentanze sindacali. Infine, un altro aspetto fondamentale sul quale ci si è a lungo dibattuti in materia di sviluppo regionale riguarda le forze di agglomerazione, in grado di influenzare le dinamiche dei tassi di crescita della produttività a livello locale.

L'importanza di queste estensioni al modello va inoltre enfatizzata anche per un motivo più sottile, intimamente legato all'attendibilità delle stime ottenibili con un modello di equilibrio spaziale. In Paesi, quale il nostro, nei quali la contrattazione collettiva dei salari è molto forte, la capitalizzazione delle amenità e degli altri tratti specifici locali potrebbe risultare fortemente inficiata: in presenza di una *lobby* sindacale, in grado di garantire un salario ai propri iscritti, indipendentemente dalla localizzazione geografica del lavoratore, verrebbe meno quella variazione compensativa dei prezzi dei fattori che si determinerebbe in regime di libera contrattazione salariale.

Il beneficio legato alle amenità locali verrebbe pertanto percepito solo da una parte della popolazione, mentre il suo costo verrebbe sostenuto dalla collettività locale o nazionale (ad esempio attraverso un inasprimento della pressione fiscale). Risulta pertanto fondamentale tenere conto della forza sindacale – e di qualsiasi altra forza monopolistica – per riuscire a tenere conto del fatto che gruppi diversi nella popolazione siano in grado di appropriarsi dei benefici locali senza dover subire alcuna variazione compensativa¹⁰⁴.

È possibile modificare il modello di equilibrio spaziale per tenere conto delle estensioni appena accennate. Una struttura di contrattazione salariale centralizzata (a livello settoriale e/o territoriale) può essere rappresentata modificando appropriatamente la condizione di ottimo dei consumatori:

$$V(w^u, r; s, v) = k \quad (2')$$

Nella (2') i salari tengono conto del fatto che il salario reale ottenuto a seguito di una contrattazione collettiva si discosti dal salario che si determinerebbe in assenza di tale contrattazione nel seguente modo:

$$w^u = (1 + \mu^u)w \quad (10)$$

La variabile μ^u è un *mark-up* sul salario ottenuto in regime di contrattazione collettiva rispetto al salario ottenibile in regime di contrattazione individuale. Similmente la condizione di ottimo dell'impresa può essere modificata per tenere conto di una struttura produttiva di concorrenza monopolistica:

$$C(w, r; s, v)(1 + \mu^p) = 1 \quad (3')$$

Il prezzo fissato dai produttori si discosta da quello di concorrenza perfetta nella misura in cui sia possibile applicare un *mark-up* sui costi unitari di produzione pari a μ^p . Infine, per tenere conto di possibili effetti di agglomerazione, quali ad esempio la possibilità di beneficiare di servizi o infrastrutture disponibili in aree contigue, sia la (2') che la (3') contengono un vettore “vicinanza” v che raccoglie le variabili

¹⁰⁴ Questa osservazione si rifà alla letteratura che individua nel c.d. *rent sharing motive* la ragione dell'esistenza di *lobbies* (nel nostro caso i sindacati) nella popolazione. Si veda ad esempio MaCurdy e Pencavel (1986).

locali in grado di influenzare le decisioni degli agenti (consumatori-lavoratori, imprese) residenti in aree territoriali (province) attigue¹⁰⁵.

Per quanto agevole estendere il modello al fine di renderlo il più compatibile possibile con gli sviluppi teorici in materia di economia regionale e geografia economica, risulterà più onerosa la fase di raccolta dei dati, da utilizzare quali *proxy* delle variabili aggiunte con ogni successiva estensione, e di stima. Ad esempio, l'estensione del modello per tenere conto degli effetti di agglomerazione è strettamente collegata all'esigenza di applicare dei metodi di econometria spaziale, come vedremo meglio in seguito.

Inoltre, è evidente che un'analisi accurata dovrebbe tenere conto della collocazione spaziale delle famiglie nell'ambito di una stessa unità territoriale, in quanto la fruibilità dei servizi locali e/o delle infrastrutture pubbliche è spesso inversamente correlata alla distanza dal centroide dell'unità territoriale di appartenenza.

V.2.3 Stima del Modello

Stima semplice

La stima del modello avviene in due fasi¹⁰⁶. Nella prima fase calcoliamo gli effetti spazio-tempo, legati alle province di residenza degli individui nel corso del tempo, sui prezzi dei fattori produttivi. A tal fine stimiamo separatamente le equazioni riportate di seguito:

$$\ln HV_{i,j,t} = \sum_{k=1}^K \alpha_{1k} HQ_{i,j,k,t} + \alpha_{2j,t} P_j T_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (9)$$

¹⁰⁵ Henderson (1986) evidenzia che le imprese appartenenti a una determinata industria o settore beneficiano di "economie da agglomerazione" dovute principalmente alla concentrazione geografica dell'occupazione e della produzione in aree "contigue". Inoltre, sempre stando ai risultati prodotti dallo studio di Henderson, sarebbe più corretto tenere conto di curve di iso-profitto settoriali. In tal caso il salario locale verrebbe determinato dall'intersezione della funzione di profitto del settore "marginale" con la funzione di utilità indiretta della famiglia rappresentativa.

¹⁰⁶ Gyourko et al. (1989; 1991; 1997) dimostrano che la stima in una sola fase con il metodo dei minimi quadrati produce degli errori standard (dei coefficienti) affetti da un *bias* negativo: questo problema incide soprattutto sulle stime relative alle variabili, quali i tratti specifici locali, con varianza intra-gruppo nulla. In alternativa alla stima in due fasi gli autori formulano un modello a effetti *random* con un residuo che contiene due componenti: una individuale e una specifica alla singola provincia. La componente specifica alla provincia è comune a tutti gli individui appartenenti a una stessa provincia ("componente di gruppo") e non correlata con le altre componenti di gruppo. Intuitivamente tali componenti di gruppo potrebbero derivare da (i) attributi provinciali, che non sono stati inclusi nell'analisi, ma sono in grado di influenzare autonomamente i prezzi locali dei fattori, (ii) shock di domanda e/o di offerta che colpiscono i mercati locali del lavoro e immobiliare, ma che non vengono "catturati" dalle altre variabili considerate nell'analisi. Gyourko et al. raffrontano i risultati ottenuti con i metodi di stima alternativi.

$$\ln W_{i,j,t} = \sum_{l=1}^L \beta_l HC_{i,j,l,t} + \alpha_{2,j,t} P_j T_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (10)$$

dove i, j, k, l, t indicizzano rispettivamente le famiglie i , le province di residenza j , le variabili prese in considerazione per l'equazione degli immobili k , dei salari l e il periodo di tempo t . HV indica il valore di un'abitazione, W il salario del capo famiglia¹⁰⁷. HQ e HC sono vettori contenenti variabili che incidono sulla qualità di un'abitazione e del capitale umano. SO tiene conto del settore, s , di appartenenza e del tipo di occupazione svolta¹⁰⁸. P_j e T_t sono variabili *dummy* per la provincia e per il periodo di tempo considerato. La loro interazione permette la stima degli effetti sui prezzi locali dei fattori legati alla singola provincia in un determinato periodo (effetti provincia-anno). ε e μ sono "rumori bianchi" residui. In maniera più compatta possiamo anche riscrivere¹⁰⁹:

$$HV = \alpha_0 + HQ\alpha_1 + Z\alpha_2 + \varepsilon \quad (11)$$

$$W = \beta_0 + HC\beta_1 + Z\alpha_2 + SO\beta_3 + \mu \quad (12)$$

dove HV (W) ha dimensioni $(I^* J^* T)$, HQ e HC hanno dimensioni rispettivamente pari a $(I^* J^* T)^* K$ e $(I^* J^* T)^* L$. SO e Z sono matrici a blocchi di dimensioni $(I^* J^* T)^* (S^* T)$ la prima e $(I^* J^* T)^* (J^* T)$ la seconda. α_1 (β_1) e α_2 (β_2) hanno dimensioni rispettivamente pari a $(K^* I)$ e $(J^* T)^* I$, mentre β_3 è un vettore di coefficienti $(S^* T)$. I vettori dei residui ε e μ hanno entrambi dimensioni $(I^* J^* T)^* 1$. Nella seconda fase di stima cerchiamo di cogliere in che misura la variazione negli effetti spazio-tempo dipenda dalla variabilità spazio-temporale di una serie di

¹⁰⁷ 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.

¹⁰⁸ Pertanto anche se il modello assume che la famiglia e il lavoratore tipo siano omogenei ("rappresentativi"), 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 potrebbero influenzare la posizione delle due curve nello spazio $w-r$ in figura 1.

¹⁰⁹ Indichiamo con \hat{a} (\tilde{a}) la stima del coefficiente a nella prima (seconda) fase di stima.

variabili specifiche legate al territorio, tra cui rientra la dotazione infrastrutturale a livello locale. A tal fine stimiamo il seguente sistema di equazioni¹¹⁰:

$$\hat{\alpha}_{2,j,t} = \alpha_3 A_j + \alpha_4 TS_{j,t} + \alpha_5 BF_{j,t} + \alpha_6 IP_{j,t} + \alpha_7 \hat{\beta}_{2,j,t} + v_{j,t} \quad (13)$$

$$\hat{\beta}_{2,j,t} = \beta_4 A_j + \beta_5 TS_{j,t} + \beta_6 BF_{j,t} + \beta_7 IP_{j,t} + \beta_8 \hat{\beta}_{2,j,t} + \eta_{j,t} \quad (14)$$

I regressori, descritti accuratamente nella prossima sezione, misurano i tratti locali specifici a una certa provincia (A_j), le aliquote in vigore e alcuni dei servizi disponibili in una certa area ($TS_{j,t}$), le variabili che descrivono il sistema di banche e finanza locale ($BF_{j,t}$) e lo stock di infrastrutture pubbliche presenti nelle diverse province ($IP_{j,t}$)¹¹¹.

Le stime di $\tilde{\alpha}_6, \tilde{\beta}_7$ (misurano rispettivamente $dw/ds|_{s=IP}, dr/ds|_{s=IP}$) vengono infine utilizzate per calcolare i benefici marginali, p^* e C_s (equazioni (8) e (9)), derivanti alle famiglie e alle imprese da aumenti dello stock di infrastrutture locali. $\tilde{\alpha}_6$ e $\tilde{\beta}_7$ quantificano la variazione dei salari e dei valori immobiliari "netti" - che già scontano la qualità del lavoratore e degli immobili - direttamente "spiegata" dallo stock di infrastrutture pubbliche¹¹².

Una volta stimati i coefficienti $\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}$ le equazioni (13) e (14) possono essere utilizzate per calcolare i valori teorici attesi dello stock di infrastrutture pubbliche a livello provinciale, $IP^*_{j,t}$:

$$IP^*_{j,t} = \frac{\hat{\alpha}_{2,j,t} - (\tilde{\alpha}_3 + \tilde{\alpha}_7 \tilde{\beta}_4) A_j - (\tilde{\alpha}_4 + \tilde{\alpha}_7 \tilde{\beta}_5) TS_{j,t} - (\tilde{\alpha}_5 + \tilde{\alpha}_7 \tilde{\beta}_6) BF_{j,t} - \hat{\alpha}_{2,j,t} \tilde{\alpha}_7 \tilde{\beta}_8}{\tilde{\alpha}_6 + \tilde{\alpha}_7 \tilde{\beta}_7} \quad (15)$$

¹¹⁰ Gyourko et al. (1989; 1991; 1997) suggeriscono l'utilizzo dei minimi quadrati generalizzati.

¹¹¹ Qualora i dati sulle infrastrutture locali siano distinti per categoria (opere stradali, aeroportuali, ferroviarie, marittime, idrauliche, elettriche, edilizia pubblica, ecc.) sarà possibile stimare tanti coefficienti ($\alpha_6, \alpha_7, \dots, \alpha_{K+6}$) quante sono le categorie infrastrutturali ($IP_6, IP_7, \dots, IP_{K+6}$).

¹¹² Potremmo inoltre utilizzare le stime dei coefficienti per calcolare dalle equazioni (11) e (12) i valori immobiliari e i salari attesi, \hat{w} e \hat{r} . La regressione dei prezzi effettivi sui valori attesi ci consentirebbe di identificare la variazione dei prezzi indotta dalle componenti qualitative e da quelle strettamente legate alla provincia di appartenenza.

I valori teorici attesi così ottenuti possono poi essere raffrontati con i valori effettivamente rilevati per ciascuna provincia al fine di evidenziare situazioni di carenza o di eccessiva dotazione infrastrutturale rispetto alle esigenze individuate dal modello. Confronti simili, tra valori effettivi e teorici, sono stati condotti utilizzando approcci incentrati sulla stima delle funzioni di costo e di produzione da Berndt e Hansson (1992) per la Svezia e da Moreno et al. (1997) per la Spagna.

Possiamo inoltre calcolare un indice globale dell'efficacia delle infrastrutture locali per provincia nel seguente modo:

$$EIP_j = (p^*_{IP} + C_{IP}) * IP_j \quad (16)$$

dove IP_j è un valore medio dello stock reale di infrastrutture nella provincia j -esima¹¹³. L'indice EIP_j può essere calcolato per tutte le province al fine di effettuare un confronto interprovinciale circa l'efficacia dello stock totale di infrastrutture a livello locale¹¹⁴. L'indice EIP_j tiene conto degli effetti delle infrastrutture sulla collettività (famiglie e imprese) presente nelle unità territoriali di riferimento (province), a differenza degli indici calcolati con gli approcci alternativi che focalizzano l'attenzione sulle imprese (stima delle funzioni di produzione e/o dei costi) o sulle famiglie (indici della qualità della vita).

Stima tenendo conto dei vincoli spaziali

Se consideriamo le relazioni spaziali tra le province, la prima fase di stima deve essere modificata in tal senso per tenere conto dei vincoli spaziali:

$$HV = HQ\alpha_1 + (Z + V)\alpha_2 + \varepsilon \quad (17)$$

$$W = HC\beta_1 + (Z + V)\beta_2 + SO\beta_3 + \mu \quad (18)$$

dove la matrice $(I*J*T)*(J*T)$ di contiguità V è composta di elementi 0 e 1 (I =contiguità).

¹¹³ Nell'equazione (16) sommiamo semplicemente i benefici marginali percepiti da famiglie e imprese, senza attribuire un peso specifico maggiore ai benefici percepiti dagli uni o dagli altri.

¹¹⁴ Compatibilmente con la disponibilità dei dati, l'indice EIP_j potrebbe inoltre essere calcolato anche per le singole categorie infrastrutturali ($k=1, \dots, K$), al fine di effettuare dei confronti interprovinciali più dettagliati.

4.2.4 Dati necessari per l'analisi empirica

Per quanto riguarda la prima fase di stima (equazioni (9) e (10)) le basi dati di riferimento sono due:

1. l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia (BI)¹¹⁵.
2. l'Osservatorio del Mercato Immobiliare presso l'Agenzia del Territorio (AT).

Nello specifico, per la stima dell'equazione (9) le fonti impiegate sono la rilevazione sui valori immobiliari dell'Agenzia del Territorio e la rilevazione sui bilanci delle famiglie della BI. I valori degli immobili, disponibili ad un livello territoriale molto fine (di quartiere), vengono associati ai dati sulla qualità degli immobili, di fonte BI, attraverso l'informazione sull'ubicazione (zona periferica, centrale, altro nel comune di ubicazione) degli stessi, disponibile nella stessa fonte. Qualità della zona di residenza, dell'abitazione, superficie, anno di costruzione dell'immobile, disponibilità di servizi (numero dei bagni e riscaldamento autonomo/centrale) e valutazione monetaria soggettiva dell'abitazione costituiscono il patrimonio informativo sulla qualità dell'immobile¹¹⁶. Dall'incrocio dei dati AT e BI sarà pertanto possibile associare i valori immobiliari ai singoli individui considerati nell'equazione (10).

Per la stima di quest'ultima utilizziamo la fonte BI, che fornisce informazioni sui redditi complessivi annui del capofamiglia (distinto in lavoratore dipendente, libero professionista, o imprenditore), e per quanto riguarda le variabili qualità del capitale umano e settore-occupazione: informazioni anagrafiche, sul livello di istruzione, sulla posizione nella professione e sul settore di attività¹¹⁷.

Nella seconda fase viene stimato il sistema di equazioni simultanee (13) e (14)¹¹⁸. Il vettore dei tratti specifici locali A (amenità) è composto dalle variabili relative all'inquinamento atmosferico e ai fattori climatici, per le quali si fa riferimento alla banca dati ISTAT Demos, che considera un sistema di indicatori sociali, economici e

¹¹⁵ L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane è disponibile sia in versione "annuale" che in versione "storica". La prima viene pubblicata a intervalli di due anni a partire dal 1989. La seconda contiene un sottoinsieme delle informazioni contenute nell'indagine "annuale", ma parte dal 1977. Entrambe le indagini sono aggiornate sino al 2002.

¹¹⁶ I dati necessari per stimare l'equazione sul valore degli immobili sono peraltro anche presenti nell'indagine sui bilanci delle famiglie della BI. Si potrebbe, almeno inizialmente, utilizzare tali dati per la stima di entrambe le equazioni (redditi e valori/spese immobiliari).

¹¹⁷ L'indagine campionaria della BI riguarda 8.011 famiglie, 22.148 individui, di cui 13.536 percettori di reddito. Si pone pertanto il problema di come stimare l'equazione dei redditi per i soggetti che percepiscono una pensione. Tale problema è strettamente connesso all'esigenza, citata nell'introduzione, di abbandonare l'assunzione di preferenze omogenee degli agenti rappresentativi.

¹¹⁸ Si pone a questo punto un problema di endogeneità di alcune variabili rispetto alla dotazione locale di infrastrutture. Il rischio, includendo alcune delle variabili inerenti la qualità della vita, è quello di sottostimare gli effetti delle infrastrutture pubbliche. In sede di stima sarà necessario focalizzare la nostra attenzione anche su questo problema.

ambientali a partire dai livelli territoriali provincia e capoluogo di provincia. Il vettore *TS* (Tasse e Servizi) è invece composto dalle seguenti variabili: la struttura impositiva a livello territoriale, le restrizioni all'uso dei terreni (indici di edificabilità), il tasso di criminalità, la densità e il tasso di crescita della popolazione, la disponibilità e la qualità dei servizi sociali (sanità, educazione) e per il tempo libero (cultura).

Ad eccezione delle variabili relative all'imposizione fiscale e all'edificabilità dei terreni, desumibili dal Dipartimento per gli Affari Interni e Territoriali presso il Ministero dell'Interno, tutte le altre variabili sono reperibili dalla banca dati ISTAT Demos. Per il vettore *BF* relativo alla dotazione di servizi del credito locale si attinge alla Base informativa pubblica della Banca d'Italia che rende disponibili le informazioni sugli impieghi bancari distinti territorialmente e per durata.

Infine, il vettore *IP* relativo alla dotazione infrastrutturale provinciale verrà costruito a partire dai dati sugli stock di infrastrutture pubbliche, distinte per tipologia, a livello provinciale contenuti in Picci (2001) e dai dati sulla spesa per investimenti in opere pubbliche (banche dati ISTAT, Autorità di Vigilanza dei Lavori Pubblici e Accordi di Programma Quadro) rielaborati al fine di ottenere valori di stock con il metodo dell'inventario permanente¹¹⁹.

V.1.5 Conclusioni

Al fine di quantificare l'efficacia degli investimenti pubblici a livello provinciale sul benessere della collettività - imprese e famiglie - abbiamo presentato un modello di equilibrio economico spaziale che tiene conto 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, con effetti che possono variare tra il breve e il lungo periodo. Le metodologie econometriche impiegate per stimare questo modello considerano pertanto i legami spaziali che caratterizzano il territorio.

¹¹⁹ Picci (2001) costruisce gli stock di capitale pubblico provinciale a partire dai dati di spesa annuali risultanti da questionari ISTAT inerenti gli importi dei lavori eseguiti dagli enti preposti. Le banche dati AVLP e APQ sono quelle comunemente utilizzate per le attività di monitoraggio dell'UVER.

Il presente modello cerca, inoltre, di tenere conto dei recenti sviluppi in materia di nuova geografia economica, quali la struttura produttiva e di contrattazione salariale monopolistica, la presenza di effetti di agglomerazione e l'importanza del sistema creditizio locale. Uno sforzo teorico ulteriore che vorremmo affrontare - con ovvie ripercussioni sulle metodologie di stima - è quello di dotare il modello di una struttura dinamica ben definita, con l'obiettivo di arrivare ad un modello d'equilibrio spazio-temporale, in grado di sintetizzare le complesse relazioni che intercorrono tra le unità territoriali e i soggetti in esse operanti nel corso del tempo. Infine, mentre il modello attuale assume, arbitrariamente, che i prezzi locali dei fattori produttivi sono espressione delle preferenze omogenee della popolazione - le condizioni di ottimo valgono appunto per una famiglia/impresa rappresentativa - sappiamo che in realtà le preferenze, e di conseguenza le variazioni compensative capitalizzate nei prezzi locali dei fattori, sono eterogenee¹²⁰.

Bibliografia

- 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>
- Berndt, Ernst R. e Bengt Hansson (1992), "Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden", *Scandinavian Journal of Economics*, Volume 94, Supplement 1992, pp. 151-168.
- Blomquist, Glenn, Mark C. Berger, and John P. Hoehn (1989), "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas", *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 1, (March), pp. 89-107.
- Conesa, Juan Carlos, e Dirk Krueger (2005), "On the Optimal Progressivity of the Income Tax Code," NBER WP 11004, (January).
- Cova, Pietro (2004), "Efficacia delle Infrastrutture Pubbliche: Teoria e Tecniche per l'Analisi", UVER, mimeo.
- Garmaise, Mark J., e Tobias J. Moskowitz (2004), "Bank Mergers and Crime: The Real and Social Effects of Credit Market Competition", NBER Working Paper No. 11006, (December).
- 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 (1997), "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.
- Henderson, Vernon J. (1986), "Efficiency of Resource Usage and City Size", *Journal of Urban Economics*, 19, (January): 47-70.
- ISTAT, Demos, Sistema di Indicatori Sociali per il Territorio, <http://demos.istat.it/demos/jsp/page.jsp>
- ISTAT, Opere Pubbliche 1980-2000.
- Krusell, P. and Smith, A. (1998): "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy," *Journal of Political Economy*, 106, 867-896.
- LeSage, James P. (1998), *Spatial Econometrics*, Department of Economics, University of Toledo, available at <http://www.spatial-econometrics.com>
- Lucas, Robert E., and Esteban Rossi-Hansberg (2002), "On the Internal Structure of Cities", *Econometrica*, Vol. 70, No. 4, (July), pp. 1445-1476.

¹²⁰ Sarebbe interessante costruire un modello che consideri preferenze eterogenee, in funzione ad esempio del reddito medio percepito da una persona. Si vedano ad esempio i modelli elaborati da Krusell e Smith (1998) e Conesa e Krueger (2005).

- MaCurdy, T.E. e J.H. Pencavel (1986), "Testing Between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, Part 2, (June).
- Ministero dell'Economia e delle Finanze, Agenzia del Territorio, Osservatorio del Mercato Immobiliare, <http://www.agenziaterritorio.it/index.htm>
- Ministero dell'Interno, Dipartimento per gli Affari Interni e Territoriali, <http://finanzalocale.interno.it/>
- Moreno, R., M. Artis, E. López-Bazo, and J. Surinach (1997), "Evidence on the complex link between infrastructure and regional growth", *International Journal of Development Planning Literature*, 12(1&2), 81-108.
- Moreno, Rosina e Enrique López-Bazo (2003), "The Impact of Infrastructure on Regional Economic Growth: Some Results on its Spillover Effects", Working Paper, Grup d'Anàlisi Quantitativa Regional (AQR Research Group), Universitat de Barcelona, (June).
- Ottaviano, Gianmarco, e Jean-Francois Thisse (2003), "Agglomeration and Economic Geography", mimeo.
- 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.