

Scorcu, Antonello Eugenio

Working Paper

## Contiguità territoriale e shock sul consumo nelle regioni italiane

Quaderni - Working Paper DSE, No. 277

**Provided in Cooperation with:**

University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Scorcu, Antonello Eugenio (1997) : Contiguità territoriale e shock sul consumo nelle regioni italiane, Quaderni - Working Paper DSE, No. 277, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <http://dx.doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5034>

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/159120>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>

## Contiguità territoriale e shock sul consumo nelle regioni italiane\*

di

Antonello E. Scorcu

Università di Bologna.

Riassunto.

Nell'ipotesi di completo *risk-sharing* a livello regionale, il tasso di crescita del consumo é influenzato solo da disturbi non assicurabili di origine nazionale e internazionale. I tassi di crescita del consumo delle varie regioni presentano una dinamica analoga e la loro correlazione risulta elevata.

Il lavoro valuta la rilevanza empirica di queste ipotesi per le 20 regioni italiane nel periodo 1971-93. I risultati che emergono non sono univoci. Nonostante l'elevata correlazione riscontrata, la capacità di neutralizzazione dei disturbi regionali sembra essere stata meno che perfetta, in quanto alcuni test formali suggeriscono l'importante influenza di effetti idiosincratici sul consumo. Emerge inoltre la similarità nei modelli di consumo di regioni geograficamente contigue.

Abstract.

The hypothesis of complete consumption risk-sharing suggests that only uninsurable national and international disturbances should affect the growth of the regional consumption. Therefore, the correlation among regional consumption growth rates should be high.

This work analyzes the issue of regional consumption risk-sharing in Italy over the period 1971-93. The empirical evidence is mixed: consumption correlations are high but other formal tests suggest the relevance of idiosyncratic effects. In conclusion, the overall degree of consumption risk-sharing appears to be less than perfect.

---

\* L'autore, che è responsabile per ogni eventuale imprecisione o errore, desidera ringraziare C. D'Adda e R. Orsi per gli utili suggerimenti su una precedente versione del saggio.

Questo lavoro valuta il grado di redistribuzione dei rischi idiosincratici tra i consumatori rappresentativi delle 20 regioni italiane nel periodo 1971-93.

I risultati che emergono non sono di immediata interpretazione. A differenza di quanto avviene con riferimento ad altri Paesi, vi è un'elevata correlazione tra i tassi di crescita del consumo, il che suggerisce un'elevata neutralizzazione dei rischi regionali. D'altro canto si rileva anche l'importante influenza di elementi idiosincratici sul consumo che, al contrario, suggerisce rilevanti allontanamenti dalla situazione di completo *risk-sharing*.

Un ulteriore risultato è quello di una tendenziale similarità nei modelli di consumo tra regioni contigue.

## 1. Introduzione.

Il consumo di un agente non è influenzato dai rischi di natura idiosincronica qualora questi siano neutralizzabili da opportune azioni di copertura sul mercato finanziario e/o da manovre redistributive dell'operatore pubblico. La dinamica dei tassi di crescita del consumo dei vari agenti è allora influenzata solo da disturbi comuni non assicurabili; inoltre la correlazione tra i tassi di crescita risulta elevata. Su questi due risultati si sviluppano le numerose verifiche empiriche per l'ipotesi di *risk-sharing*.

Il risultato di una bassa correlazione tra le dinamiche di consumo regionale evidenziata da alcuni lavori potrebbe derivare anche dall'inadeguatezza delle ipotesi ausiliarie, quali la presenza di vincoli allo scambio di attività finanziarie, l'errata rappresentazione o la non costanza della struttura delle preferenze dei consumatori (e quindi dalle influenze indotte dalla mancata o dall'eccessiva separabilità delle preferenze o nell'aggregazione tra beni). Tale risultato, infatti, è spesso stato interpretato in questi termini.

## 2. Consumo e distribuzione territoriale dei rischi.

Consideriamo il caso di un unico bene di consumo e di un consumatore la cui funzione di utilità ha come argomento un aggregato di beni di consumo durevoli, non durevoli e servizi<sup>1</sup>. Supponiamo che vi sia indipendenza tra la collocazione geografica del consumo e il livello dello stesso. Nella *i*-ma regione, l'agente rappresentativo massimizza il valore atteso della funzione di utilità (separabile nel tempo) nei livelli di consumo  $c_{it}, c_{it+1}, \dots$ :

---

<sup>1</sup> Implicitamente, si ipotizza l'assenza dei beni non commerciabili; questo assunto, problematico nell'analisi a livello internazionale, lo è forse meno nel caso regionale.

$$[1] \quad U_i(c_{it}, c_{it+1}, \dots) = \sum_{t=1}^T \beta_i^t u(c_{it}) \quad u' > 0, u'' \leq 0, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T.$$

$\beta_i$  è il fattore di sconto intertemporale.

Se i mercati finanziari sono completi, il consumatore rappresentativo della regione  $i$  e quello della regione  $j$  avranno lo stesso tasso marginale di sostituzione intertemporale  $1/(1+r)$  (con  $r$  il tasso dell'interesse reale) in quanto il tasso di mercato è unico per tutti gli agenti<sup>2</sup>, per cui:

$$[2] \quad E(\beta_i u'_i(c_{it+1})/u_i(c_{it})) = E(\beta_j u'_j(c_{jt+1})/u_j(c_{jt})) = 1/(1+r)$$

Questa relazione vale *ex-post* (senza l'operatore valore atteso) se i mercati finanziari sono completi mentre vale solo *ex-ante* qualora le possibilità di diversificazione dei rischi siano limitate al solo scambio di titoli indicizzati in termini reali; infine qualora sul mercato finanziario siano trattati solo titoli nominali privi di rischio, sono uguagliate esclusivamente le aspettative dei tassi di sostituzione intertemporale della moneta.

Onde pervenire ad una formulazione suscettibile di verifica empirica è necessario introdurre alcune ipotesi ausiliarie. Supponiamo che non ci siano disturbi sulle preferenze, le quali per entrambi gli agenti sono espresse dalla funzione isoelastica di utilità istantanea:

$$[3] \quad u(c) = (1/1-q)c^{1-q}$$

Conseguentemente, dalle equazioni di Eulero che esprimono la dinamica del consumo si ottiene:

$$[4] \quad E(\beta_i c_{it+1}^q / c_{it}^q) = E(\beta_j c_{jt+1}^q / c_{jt}^q)$$

e un'approssimazione della precedente espressione è la:

$$[5] \quad gc_{it} = a_{ij} + gc_{jt} + u_{ijit}, \quad E(u_{ijit}) = 0$$

nella quale  $gc$  è il tasso di crescita del consumo reale pro capite. La presenza di una costante nel modello è dovuta ai differenti fattori di sconto intertemporale. Peraltro, a livello empirico, nella

---

<sup>2</sup> In realtà l'esistenza di titoli a lungo termine e l'elevata frequenza degli scambi possono condurre a risultati analoghi anche con mercati incompleti. Cfr. Canova e Ravn (1993).

costante entrano tutti gli elementi (come la struttura per età della popolazione) che contribuiscono a spiegare la presenza di diversi tassi di medi di crescita del consumo pro capite regionale.

L'espressione [5] implica che:

- i) la correlazione tra i tassi di crescita dei consumi regionali sia pari ad uno;
- ii) l'introduzione di altri regressori sia irrilevante.

I tipici risultati empirici, riferiti a varie regioni e a diversi periodi di tempo, non offrono supporto all'ipotesi di completa neutralizzazione del rischio specifico: ad es., la maggior parte dei coefficienti di correlazione risulta positiva, ma spesso non è superiore a 0,4 e non mancano casi di coefficienti negativi o non significativamente diversi da zero.

Vi possono essere numerose cause di allontanamento dalla situazione di massima neutralizzazione anche escludendo *a priori* l'imperfetta mobilità dei capitali all'interno della nazione<sup>3</sup>.

Un primo, ovvio, campo di indagine riguarda la modifica delle preferenze dei consumatori: gli shocks nelle preferenze rappresentano infatti una possibile causa della riduzione della correlazione nei consumi (Stockman e Tesar, 1995).

In assenza di un mercato dell'usato ben funzionante, l'effetto indotto dai disturbi regionali specifici sui beni durevoli (posto che questi non siano separabili dalle altre forme di consumo nella funzione di utilità) persiste nel tempo; anche ciò comporta una riduzione della correlazione. Lo stesso effetto viene esercitato dai beni non commerciabili. Nell'ipotesi, magari approssimata, di separabilità l'esclusione delle due precedenti categorie di consumo (mantenendo peraltro quella di aggregabilità all'interno del gruppo dei non durevoli e commerciabili) dovrebbe incrementare il livello della correlazione tra i consumi totali<sup>4</sup>. Il risultato di van Wincoop (1995), che analizza i dati di consumo delle Prefetture giapponesi nel periodo 1975-1988, sembra suggerire una tale eventualità.

Anche in questo caso la correlazione si mantiene ben al di sotto dell'unità e nella spiegazione del risultato si è fatto ricorso anche ad altri elementi.

Come già accennato, se le numerose e differenti possibilità di separabilità e aggregazione tra le diverse tipologie dei consumi e tra i diversi agenti non sono adeguatamente trattate, la [5] non

---

<sup>3</sup> Bayoumi e Rose (1993) utilizzano le regressioni tra il tasso di risparmio e di accumulazione proposte da Feldstein e Horioka (1980) per valutare il grado di mobilità dei capitali tra le regioni del Regno Unito. Pur con tutte le cautele suggerite da una metodologia non scevra di ambiguità interpretative (ad esempio riguardo al ruolo delle politiche di redistribuzione a livello territoriale), il risultato suggerisce una elevata mobilità regionale dei capitali. L'ipotesi di un mercato dei capitali imperfettamente integrato tra le regioni di un singolo paese ha ricevuto invece supporto empirico dai lavori di Bayoumi e McDonald (1994) con riferimento al Canada e di Obstfeld (1994) e van Wincoop (1995) con riferimento al Giappone.

<sup>4</sup> L'ipotesi di completa separabilità tra queste categorie di consumo - e quindi lo sviluppo dell'espressione [5] con riferimento al solo gruppo di consumi non durevoli e commerciabili - può rivelarsi comunque altrettanto arbitraria.

risulta verificata. Alcuni recenti lavori considerano quindi un'approssimazione lineare dell'equazione di Eulero per un singolo consumatore rappresentativo sotto differenti ipotesi di separabilità e aggregazione degli argomenti della funzione di utilità istantanea<sup>5</sup>. In questo caso la struttura delle preferenze impone precise specificazioni dei test empirici. Ad esempio, in presenza di non separabilità tra consumo e tempo libero, si richiede che la crescita del consumo pro capite anche nell'ipotesi di perfetta redistribuzione dei rischi sia condizionata alla crescita dello stesso tempo libero.

Condizionatamente alla corretta specificazione della struttura delle preferenze, l'ipotesi di completo *risk-sharing* suggerisce l'irrelevanza delle variabili regionali (come il reddito, il tasso di disoccupazione ecc.), in quanto una variazione delle risorse specifiche della singola regione è sempre neutralizzabile a livello nazionale.

Date le molteplici (e non mutuamente esclusive) cause di allontanamento dalla situazione di completa redistribuzione dei rischi sul consumo regionale, non sembra quindi possibile proporre un modello che consideri simultaneamente le varie alternative. In pratica, solo un numero limitato di ipotesi può essere considerato. Non è quindi semplice distinguere tra l'imperfetta redistribuzione dei disturbi idiosincratici a livello regionale e la non validità di (almeno) una delle numerose ipotesi ausiliarie che ci permettono di arrivare a una formulazione stimabile.

Peraltro, anche l'eventuale riconoscimento dell'assenza di completo *risk-sharing* a livello regionale non esaurisce l'analisi. E' infatti importante anche il modo con cui ci si allontana da questa ipotesi, sia in differenti periodi di tempo, sia in termini di assetto geografico.

Alcune informazioni possono derivare dall'utilizzo dei test su differenti periodi, rispetto ai quali si può associare *a priori* una specifica modifica di una o più variabili esogene.

Nelle verifiche empiriche talvolta non si considera il fatto che il consumatore rappresentativo è un "individuo" con caratteristiche culturali, sociali ed economiche ben precise. Poiché tra le varie regioni esistono specifici legami, può essere importante analizzare come si distribuiscono a livello geografico le correlazioni dei tassi di crescita dei consumi; le conclusioni sul funzionamento del mercato finanziario possono essere diverse se le correlazioni tra i tassi di crescita del consumo sono più basse tra regioni "lontane" piuttosto che tra regioni "vicine".

---

<sup>5</sup> Cfr. ad es. il lavoro di Lewis (1996) che, pur riferito all'ambito internazionale, propone una metodologia di analisi di portata generale.

### 3. La correlazione nei consumi regionali, 1970-91.

Tra le regioni italiane vi sono state (e almeno in parte rimangono) significative differenze nel grado di sviluppo dei mercati finanziari e che si manifestano nell'esistenza di cospicui differenziali di rendimento anche su attività finanziarie del tutto comuni quali i depositi in conto corrente. E' plausibile che ciò si rifletta anche in un differente grado di neutralizzazione dei rischi idiosincratici.

Per contro, l'operatore pubblico si è adoperato per ridurre e per stabilizzare non solo il PIL regionale ma anche (e negli ultimi anni, soprattutto) il consumo. Una valutazione empirica del grado di *risk-sharing* a livello regionale non è quindi priva di interesse.

L'assunto di partenza è quello di una limitata diversificazione internazionale dei rischi mentre, al contrario, all'interno dell'Italia l'ipotesi è quella di completa neutralizzazione dei disturbi regionali, sia per l'operare dei mercati finanziari, sia per l'azione della Pubblica Amministrazione.

Nella seconda colonna della Tabella 1 consideriamo i coefficienti di correlazione tra i tassi di crescita del consumo pro-capite delle famiglie della *i*-ma regione e del resto del Paese (indicato con un asterisco). Nella terza colonna sono riportati le correlazioni riferite al PIL pro-capite in termini reali e nell'ultima colonna sono riportate le correlazioni tra consumo pro capite e PIL pro capite della stessa regione<sup>6</sup>.

TABELLA 1

Data la presenza di shock idiosincratici a livello regionale (dovuti, ad esempio, all'immobilità del fattore lavoro o alla specificità della struttura produttiva) che riduce la correlazione tra  $y_i$  e  $y_i^*$  e dato il diverso grado di sviluppo dei mercati finanziari (misurato, in prima approssimazione, dall'entità dei vincoli di liquidità riportati nell'ultima colonna della Tabella), ci si dovrebbe aspettare una ridotta correlazione nei consumi soprattutto nel caso delle regioni meridionali.

I dati non confermano questa predizione teorica.

Le correlazioni nel consumo sono infatti piuttosto elevate e non si distingue alcun *pattern* geografico. Il risultato è differente da quello di altri lavori nei quali le correlazioni tra i tassi di crescita sono positive ma ben al di sotto dell'unità e talvolta inferiori a quelle dei tassi di crescita del PIL. Nel caso esaminato, al contrario, le correlazioni nei consumi sono solitamente superiori a quelle del PIL; questo elemento suggerisce la presenza di una qualche forma di *risk-sharing*.

---

<sup>6</sup> I dati sono di fonte ISTAT per il periodo 1980-93 e SVIMEZ per il periodo 1971-79.

I problemi di inadeguata specificazione del modello che sembrano influenzare altre analisi empiriche effettuate per altri paesi in questo caso non emergono poiché la struttura delle preferenze dei diversi consumatori rappresentativi a livello regionale sembra poter essere approssimata adeguatamente da una funzione isoelastica. Anche la distinzione tra consumi durevoli e non durevoli, commerciabili e non commerciabili o l'eliminazione di qualsiasi elemento che tende a ridurre il valore calcolato della correlazione rispetto al limite massimo, fattori introdotti in altre analisi allo scopo di accrescere il valore dei coefficienti di correlazione calcolati, in questo caso non sembrano essere cruciali. La conclusione è quella di una redistribuzione degli shock specifici e di una neutralizzazione dei loro effetti sul livello regionale dei consumi.

Evidentemente, non è possibile distinguere se questo risultato sia da imputare all'azione dei soli operatori privati oppure (anche) agli ingenti trasferimenti operati dal settore pubblico, in quanto "...government-mediated transfers and spending play a significant role in pooling risks within countries. It is conceivable that any finding of higher inter-regional than inter-national consumption correlation is entirely an artifact of government intervention" (M. Obstfeld, 1994, pg. 34).

Inoltre, la correlazione tra i tassi di crescita dei consumi regionali può accrescersi anche per via dei disturbi aggregati sul PIL, che incidono nello stesso senso su entrambe le variabili.

E' infatti lecito assumere, sulla base dei risultati di numerosi altri lavori, *risk-sharing* incompleto a livello internazionale. La correlazione tra  $gc_i$  e  $gc_i^*$  potrebbe essere elevata perché il mercato domestico dei capitali consente di neutralizzare gli effetti sul consumo degli shock idiosincratici nel livello di produzione della stessa regione, ma non dei disturbi aggregati, che sono un effetto comune per ogni zona geografica. Quindi anche il consumo regionale e quello nazionale possono risultare correlati positivamente, per via della componente comune (il PIL nazionale) e della correlazione tra PIL nazionale e regionale.

Le correlazioni riferite al PIL mostrano viceversa un andamento ben caratterizzato geograficamente; come forse era possibile prevedere, le correlazioni risultano inferiori per le regioni meridionali. Un minore grado di coerenza nel processo di crescita di queste regioni rispetto al resto dell'Italia suggerisce una maggiore sensibilità degli shock idiosincratici per il Mezzogiorno, data la debolezza del sistema-tipo economico di queste regioni.

Se questi shock non si riflettono in un diverso grado di correlazione nella crescita dei consumi, ciò è una manifestazione della redistribuzione dei rischi. Di conseguenza, per le regioni meridionali si deve supporre un legame piuttosto labile tra PIL e consumo. Nella colonna 4 della Tabella 1 si considerano i coefficienti di correlazione tra  $gc_i$  e  $gy_i$ , una misura approssimata dei vincoli di liquidità, ma dai dati non emerge un andamento ben caratterizzato geograficamente: solo



per tre regioni (Basilicata, Calabria e Sardegna) emerge con chiarezza una correlazione più bassa della media.

#### **4. La correlazione nei consumi regionali negli anni Settanta e Ottanta.**

Come suggerito in precedenza, l'analisi su differenti periodi di tempo della dinamica di crescita dei consumi può rivelarsi utile nel determinare le eventuali cause di allontanamento della condizione di completo *risk-sharing*.

A tal fine il periodo è stato diviso in due intervalli, in modo da comprendere in un caso gli anni Settanta e nell'altro gli anni Ottanta e l'inizio del decennio successivo. Una prima giustificazione per tale scelta è quella di avere periodi di lunghezza adeguata, e quindi valutazioni affidabili, ma non mancano altri argomenti. L'evidenza empirica mostra infatti come la  $\beta$ -convergenza (condizionata) del livello della produttività che sembra caratterizzare il processo di crescita dell'Italia negli anni Cinquanta e Sessanta sia scomparso proprio tra la seconda metà degli anni Settanta e l'inizio degli anni Ottanta<sup>7</sup>. In questo periodo nelle regioni settentrionali incomincia il processo di ristrutturazione industriale, mentre nel Mezzogiorno l'obiettivo delle politiche si sposta dall'accumulazione (pubblica e/o privata) al sostegno diretto del reddito, perseguito tramite trasferimenti alle famiglie di entità crescente.

Nonostante la limitata concorrenza e l'elevato grado di regolamentazione dei mercati finanziari, nell'analisi si assume che il grado di mobilità dei capitali interno all'Italia sia stato elevato fin dall'inizio del periodo esaminato. Al contrario, riguardo alla mobilità internazionale dei capitali si ipotizza una crescita progressiva nel corso del tempo<sup>8</sup>, al pari delle possibilità di redistribuzione dei rischi nazionali a livello internazionale. Negli anni Ottanta, peraltro, con il ridursi d'intensità degli shock internazionali sul prodotto, l'importanza relativa degli elementi idiosincratici a livello regionale aumenta e si riduce di conseguenza il grado di congruenza nelle dinamiche regionali del PIL.

#### TABELLA 2

Se supponiamo che le possibilità di redistribuzione regionale dei rischi siano limitate prioritariamente da elementi nazionali allora ci si attende un più elevato grado di neutralizzazione nel corso degli anni Ottanta rispetto al periodo precedente. Al contrario, se ipotizziamo che sia relativamente più importante il vincolo regionale alla redistribuzione dei rischi, poiché negli anni

---

<sup>7</sup> Alcune verifiche econometriche sono in Cellini-Scorcu (1996), Mauro-Podrecca (1995) e Paci-Pigliaru (1996).

<sup>8</sup> Sull'argomento cfr., ad esempio, Frankel (1992).

Ottanta questo diviene più importante, ci si attende una riduzione nella correlazione tra i tassi di crescita dei consumi regionali pro capite.

Consideriamo la Tabella 2: le correlazioni nei tassi di crescita del consumo pro capite sono complessivamente in linea con quelle precedenti in quanto sono assenti gli effetti temporali o geografici e le correlazioni rimangono elevate (anzi, in 14 casi su 20 i valori degli anni Ottanta sono superiori a quelli degli anni Settanta).

L'effetto delle minori turbolenze a livello internazionale e nazionale (e quindi l'influenza decrescente della componente comune a ciascun PIL regionale) si riflette nella riduzione dell'entità delle correlazioni tra i tassi di crescita dei PIL regionali che emerge in 18 casi su 20.

Anche nel caso della sensibilità del consumo al reddito è evidente una chiara riduzione nel corso del tempo: ciò avviene in 17 casi su 20, anche se l'effetto complessivo rimane importante<sup>9</sup>. Sembra emergere inoltre una caratterizzazione geografica per questa grandezza, in quanto la riduzione è maggiore per le regioni meridionali, un risultato in linea con gli effetti attesi delle politiche regionali introdotte a partire dagli anni Ottanta<sup>10</sup>. In questo caso il legame tra PIL e reddito disponibile (corrente e futuro) si allenta e cade la correlazione tra consumo e PIL.

Il risultato di un'elevata correlazione tra i tassi di crescita del consumo pro capite, determinato sia da un migliorato funzionamento dei mercati finanziari sia dagli accresciuti trasferimenti pubblici, sembra dunque valere nel corso di un periodo di tempo piuttosto lungo e caratterizzato da situazioni macroeconomiche differenti. La conclusione che si trae dall'analisi è ancora quella, piuttosto sorprendente, di elevate possibilità di neutralizzazione del rischio nel consumo regionale.

## **5. La dispersione geografica delle correlazioni del consumo.**

Un'ulteriore serie di verifiche empiriche valuta il grado di neutralizzazione degli shock sulla crescita del consumo pro capite tra coppie di regioni e non più tra una regione e il resto dell'Italia, poiché la neutralizzazione completa dei rischi è possibile solo quando questa avviene rispetto a qualsiasi coppia di regioni.

I risultati in questione sono riportati nella Tabella 3. Le correlazioni tra coppie di tassi di crescita hanno lo svantaggio, rispetto a quelle precedenti, di non ridurre al minimo l'effetto degli shock idiosincratici sulle preferenze del consumatore rappresentativo a livello regionale (Obstfeld, 1993), per cui il singolo coefficiente di correlazione può essere piuttosto variabile. Un significativo

---

<sup>9</sup> Due dei casi in cui si riduce  $r(gy_i, gc_i)$ , Abruzzo e Molise, sono quelli in cui si riduce anche  $r(gy_i, gy_i^*)$ .

<sup>10</sup> Con l'affermazione precedente, peraltro, non si vuole certo ridurre l'importanza delle diverse fasi e delle specificità geografiche dell'intervento pubblico nelle regioni meridionali.

abbassamento dei valori delle correlazioni non emerge peraltro dai dati della Tabella 3. Il risultato può quindi esprimere, sempre nell'ambito di un elevato *risk-sharing*, una sostanziale stabilità della struttura delle preferenze (oppure un'elevata correlazione tra gli shock regionali sulla stessa struttura).

Il requisito di tendenziale omogeneizzazione nei modelli di consumo viene confermato sia dalla ridotta entità dei disturbi nella struttura delle preferenze del consumatore rappresentativo regionale che dal mantenimento di livelli di correlazione piuttosto elevati (con la parziale eccezione di Valle d'Aosta, Toscana, Lazio, Campania, Calabria e Sardegna). Le regioni settentrionali in genere hanno un numero maggiore di casi di correlazione elevata rispetto alle regioni del Centro-Sud. Peraltro emergono, nel generale contesto di una significativa redistribuzione dei disturbi, gruppi di regioni relativamente più omogenee. Il punto più interessante è che, in termini di entità della correlazione, una regione è spesso legata maggiormente alle regioni limitrofe piuttosto che a regioni geograficamente lontane.

Il fatto che queste regioni siano tendenzialmente legate da contiguità geografica suggerisce una sostanziale somiglianza dei comportamenti relativamente al consumo dovuta a fattori fisici. E' certo plausibile che questa similarità possa essere connessa anche ad ambiti più ampi, per cui i modelli comportamentali di consumo sono legati anche a numerosi fattori storici e culturali<sup>11</sup>.

#### TABELLA 3

### **6. Alcune verifiche formali dell'ipotesi di *risk-sharing*.**

Dalla precedente analisi emerge una situazione quasi ideale; il risultato è certamente sorprendente sebbene nella valutazione dello stesso non bisogna dimenticare due importanti elementi.

Il primo riguarda il livello territoriale utilizzato. Anche prescindendo dagli aspetti legati alla struttura delle preferenze è infatti possibile che il risultato sia il portato del processo di aggregazione. Sono del tutto evidenti i limiti imposti all'analisi dall'ipotesi di omogeneità regionale tra consumatori e di completa redistribuzione dei rischi internamente alla stessa regione, sottostante all'utilizzo dell'agente rappresentativo. Se, sotto queste condizioni, non emergono particolari differenze tra i consumatori tipo di regioni diverse è possibile che l'aggregazione a livello regionale abbia già eliminato le maggiori difficoltà nella redistribuzione dei rischi, come dire che i principali vincoli alla

---

<sup>11</sup> Questo tipo di raggruppamento non si rileva invece nel caso delle correlazioni nel tasso di crescita dell'output regionale, che riflette invece la più nota tripartizione tra Nord-Ovest, Nord-Est-Adriatico e Mezzogiorno tirrenico; cfr. Cellini-Scorcu (1996).

copertura degli stessi rischi non si trovano fuori dalla regione, ma all'interno della stessa, a livello individuale, familiare, comunale o provinciale.

Vi è un ulteriore limite all'analisi svolta in precedenza. Le conclusioni basate sul solo valore del coefficiente di correlazione possono essere indicative di una certa situazione, ma non derivano da alcuna formale verifica econometrica. Alcuni test formali sull'ipotesi di completo *risk-sharing* portano a conclusioni diverse.

Come detto, un'immediata implicazione della [5] è che l'introduzione di ulteriori regressori dovrebbe essere non significativa.

#### TABELLA 4

Nella Tabella 4 si propone una verifica econometrica basata sull'introduzione nella regressione [5] dei ritardi dei tassi di crescita della *i*-ma regione, del resto dell'Italia o di altre regioni. Anche in presenza di *random walk* in ciascun tasso di crescita del consumo singolarmente considerato, la differenza tra i due tassi di crescita non dovrebbe presentare tale caratteristica, perché gli eventuali effetti di persistenza, che si suppone siano analoghi, si dovrebbero neutralizzare. La verifica empirica valuta quindi sia la significatività dei ritardi nella spiegazione dei tassi di crescita del consumo aggregato e regionale sia la possibilità di esprimere la variabile dipendente in termini di differenziali di tassi di crescita.

L'ottimistica valutazione riguardo al grado di *risk-sharing* regionale deve essere certamente riconsiderata: è infatti rilevante il numero dei casi in cui si manifesta un chiaro allontanamento dall'ipotesi di neutralizzazione dei rischi.

Nella Tabella 6 si propone un test basato sull'irrelevanza della crescita del reddito corrente regionale e nazionale nella spiegazione della differenza  $gc_i - gc_i^*$ , che per molti versi è simile a quello precedente. Si consideri l'equazione

$$[6] \quad gc_{it} = a_i + \beta_{1i} gy_{it} + (1 + \beta_{2i})gc_{it}^* + \beta_{3i}gy_{it}^* + u_{it}$$

che propone una verifica empirica non dissimile da quelle considerate nella Tabella 4. Con *risk-sharing* perfetto la dinamica di  $gc_{it}$  e  $gc_{it}^*$  dovrebbe essere la stessa e quindi  $\beta_{2i}=1$ . Inoltre gli effetti degli shock idiosincratici sul reddito non dovrebbe influenzare il consumo regionale, mentre gli shock aggregati sul reddito dovrebbero essere già riflessi nei due tassi di crescita dei consumi. Per queste ragioni  $\beta_{1i}=\beta_{3i}=0$ . Tale equazione è stata stimata e l'ipotesi di *risk-sharing* appare accettata per la maggior parte delle regioni. Tuttavia, per ridurre i problemi di multicollinearità, è talvolta preferibile l'utilizzo dell'equazione:

$$[7] \quad (gc_{it}-gc_{it}^*) = \alpha_i + \beta_{1i} gy_{it} + \beta_{2i} gc_{it}^* + \beta_{3i} gy_{it}^* + u_{it}$$

Nell'ipotesi di completa neutralizzazione del rischio, le eventuali differenze tra i due tassi di crescita dovrebbero essere del tutto casuali, ossia i tre coefficienti  $\beta$  dell'equazione [7] dovrebbero essere nulli:  $\beta_{1i}$  poiché  $gy_{it}$  riflette i soli, irrilevanti, disturbi regionali,  $\beta_{3i}$  poiché l'eventuale effetto di  $gy_{it}^*$  dovrebbe essere già considerato nella variabile dipendente; analogo ragionamento vale per  $\beta_{2i}$ .

Espressioni come la [7] sono utilizzate di solito nello studio dei beni di consumo non durevoli, mentre in questo caso l'applicazione è sulla spesa totale per consumi. Anche alla luce dei risultati delle sezioni precedenti, è però plausibile ipotizzare che i risultati dell'analisi non siano particolarmente sensibili a questo aspetto.

Un ulteriore punto riguarda l'utilizzo del PIL regionale in luogo del reddito disponibile delle famiglie, a causa della mancanza di dati su quest'ultima variabile. Si è proceduto comunque alla verifica empirica pur riconoscendo l'importanza degli effetti indotti dalla diseguale distribuzione geografica di imposte, trasferimenti e sussidi e quindi la connessa possibilità di un'inadeguata approssimazione empirica della variabile teoricamente rilevante. Peraltro, come si ricava dai risultati della Tabella 5, tale serie ha elevate capacità esplicative.

Poiché le innovazioni nel reddito modificano il profilo ottimale di consumo e i disturbi della regressione sono correlati con la variabile indipendente, si utilizza un metodo di stima basato sulle variabili strumentali. Seguendo Bayoumi e McDonald (1994) gli strumenti utilizzati sono i ritardi dei tassi di crescita del consumo, del PIL pro capite e della propensione media al consumo di ciascuna regione e del resto dell'Italia. Data la presenza di aggregazione temporale nei dati, per costruzione vi è correlazione tra la crescita del consumo corrente e i suoi valori ritardati. Per ovviare, almeno in parte, a questo problema, si utilizzano come strumenti i valori ritardati di tre anni delle variabili ricordate in precedenza. All'insieme degli strumenti è infine aggiunta una costante.

La regressione precedente è stimata con il metodo GMM, robusto rispetto ad errori a media mobile; inoltre utilizzando (come nel caso in esame) un numero di strumenti superiore a quelli dei regressori, è inoltre possibile valutare l'adeguatezza degli strumenti utilizzando le restrizioni di sovraidentificazione in termini di ortogonalità degli strumenti rispetto all'errore di regressione.

I risultati del test sono complessivamente in linea con quelli della Tabella 4. Anche in questo caso, infatti, per sette regioni viene rifiutata l'ipotesi di completa neutralizzazione del rischio.

Di nuovo, le verifiche formali consegnano un risultato diverso rispetto a quello della semplice analisi di correlazione: emergono infatti significativi allontanamenti dall'ipotesi di completo *risk-sharing* nel consumo dell'agente rappresentativo a livello regionale.

Data la diversità di risultati tra le Tabelle 1-2 e 4-5, quali valutazioni potrebbero essere considerate più affidabili?

La scelta non è semplice, poiché verifiche empiriche tendenzialmente simili e sugli stessi dati conducono a risultati piuttosto differenti. Complessivamente, le valutazioni di natura formale sembrano però essere caratterizzate da una minore ambiguità interpretativa. Il caso di correlazioni elevate è congruente con la presenza di *risk-sharing* ma, come già suggerito nel paragrafo 3, non si può escludere che, anche in assenza di elevato *risk-sharing*, le correlazioni tra i tassi di crescita dei consumi possano risultare alte, per la presenza di un effetto comune alle varie regioni (i disturbi sul reddito aggregato) che “copre” gli altri segnali. Sembra quindi che un’analisi non formale dell’entità di questi fenomeni, così come viene proposta dai coefficienti di correlazione, non consenta di valutare adeguatamente l’allontanamento dall’ipotesi di completa neutralizzazione dei rischi.

#### TABELLA 5

Anche le verifiche econometriche proposte in questo paragrafo hanno importanti limitazioni. In particolare, viene introdotta una specifica forma di allontanamento dalla situazione di completo *risk-sharing*, non sempre adeguata a valutare, in termini generali, l’allontanamento dall’ipotesi sotto verifica. Dati i precedenti risultati, in questo specifico caso, tale problema è evidentemente assente.

Infine, anche altri lavori, sempre riferiti al caso italiano, ma basati sulla distinzione tra le diverse categorie di consumi, emerge la limitata validità empirica dell’ipotesi di completo *risk-sharing* nel consumo<sup>12</sup>.

Si rivela con chiarezza, comunque, il limite principale di questo tipo di approccio alla valutazione del grado di redistribuzione dei rischi. L’utilizzo dei tassi di crescita del consumo pro capite nella valutazione del processo di *risk-sharing* deriva infatti dall’imposizione di un’articolata struttura teorica sui dati empirici. Non è possibile derivare conclusioni dirette riguardo all’influenza dei mercati finanziari sulle decisioni di natura reale degli agenti, e i risultati cui si perviene dipendono in modo cruciale da una serie di ipotesi ausiliarie talvolta piuttosto restrittive.

### **7. Conclusioni.**

Nel caso di perfetta neutralizzazione degli shock idiosincratici, la correlazione tra il tasso di crescita del consumo pro capite di una regione e il resto della nazione o di una qualsiasi coppia di regioni, dovrebbe essere pari a uno. Tuttavia questa situazione non trova un particolare riscontro empirico.

---

<sup>12</sup> Cfr. Scorcu (1996).

Data la bassa correlazione tra i tassi di crescita del consumo di diverse nazioni o regioni, la letteratura ha proposto numerose estensioni per tenere conto della possibile inadeguata specificazione del modello originario. Questo risultato può infatti derivare, oltre che all'imperfetto *risk-sharing*, dagli impedimenti ai movimenti di capitale (almeno nel caso dei confronti internazionali), dalle modificazioni nella struttura delle preferenze e dalla presenza di beni non commerciabili o durevoli.

Sorprendentemente, nel caso delle regioni italiane, i valori dei coefficienti di correlazione sono elevati e in molti casi appena inferiori all'unità. Un elevato grado di redistribuzione dei rischi tra regioni non sembra però essere l'interpretazione più appropriata perché, anche in assenza di *risk-sharing* a livello internazionale, la presenza di ampi shock sul PIL nazionale induce un'elevata correlazione tra i tassi di crescita dei consumi regionali.

Alcune verifiche empiriche che tengono conto di questi fattori, conducono infatti a ipotizzare un limitato grado di neutralizzazione dei rischi.

Inoltre emerge con chiarezza la maggiore similarità nella dinamica di crescita dei consumi di regioni territorialmente contigue, un altro segnale dell'incompleta omogeneizzazione territoriale.

## Bibliografia

Bayoumi T.A., R. McDonald (1994), "On the optimality of consumption across canadian provinces", CEPR Discussion Paper n. 1030.

Bayoumi T.A., R. McDonald (1995), "Consumption, income, and international capital market integration", *IMF Staff Papers*, vol. 42, pp. 552-576.

Bayoumi T.A., A.K. Rose, (1993), "Domestic savings and intra-national capital flows", *European Economic Review*, vol. 34, pp. 1197-1202.

Canova F., M.O. Ravn (1993), "International consumption risk sharing", EUI Working Paper in Economics, n.32.

Cellini R., A.E. Scorcu (1996), "How many Italies? What data show about growth and convergence across Italian regions 1970-93", di prossima pubblicazione su "Quaderni dell'ISCO".

Cochrane J.H. (1991), "A simple test of consumption insurance", *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 957-976.

Frankel J. (1992), "Measuring international capital mobility: A review", *American Economic Review*, vol. 82, pp. 197-202.

Haque N. and P. Montiel (1990), "Capital mobility in developing countries", IMF Working Paper, n. 117.

ISTAT (1996), **Contabilità regionale 1980-93**, su supporto elettronico.

Lewis K.K. (1996), "What can explain the apparent lack of international consumption risk-sharing?", *Journal of Political Economy*, vol. 104, pp. 267-297.

Mace B. (1991), "Full insurance in presence of aggregate uncertainty", *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 928-956.

Mauro L., E. Podrecca (1995), "The case of Italian regions: converge or dualism?", *Economic Notes*, vol. 23, n. 3, pp. 447-472.

Montiel P. (1993), "Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates", *World Bank Economic Review*, vol. 8, pp. 327-342.



Obstfeld M. (1989), “How integrated are world capital markets? Some new tests”, in G. Calvo et al. (ed.) **Debt, Stabilization and Development**, Oxford, Basil Blackwell.

Obstfeld M. (1994), “Are industrial-country consumption risk globally diversified?”, in L. Leidermann and A. Razin (ed.) **Capital mobility; the impact on consumption, investment and growth**, Cambridge, Cambridge University Press.

Obstfeld M. (1995), “International capital mobility in the ‘90s”, in P.B. Kenen (ed.) **Understanding interdependence: The macroeconomics of the open economy**, Princeton, Princeton University Press.

Paci R., F. Pigliaru (1996), “Differenziali di crescita nelle regioni italiane: un’analisi cross-section”, *Rivista di Politica Economica*, vol. 85, pp. 3-34.

Scorcu A. E. (1996), “Consumption risk-sharing in Italy”, dattiloscritto.

Stockman A., L. Tesar (1995), “Tastes and technology in a two country model of the business cycle: explaining international comovements”, *American Economic Review*, vol. 85, pp. 168-85.

SVIMEZ (1994), **I conti economici del Centro-Nord e del Mezzogiorno nel ventennio 1970-89**, il Mulino, Bologna.

Tesar L.L. (1995), “Evaluating the gains from international risk-sharing”, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, vol. 42, pp. 95-143.

van Wincoop E. (1995), “Regional risk-sharing”, *European Economic Review*, vol.39, pp.1545-1567.

**Tabella 1 - Correlazioni tra i tassi di crescita del consumo pro capite, 1971-93.**

	$r(gc_i, gc_i^*)$	$r(gy_i, gy_i^*)$	$r(gc_i, gy_i)$
PIE	0.955	0.890	0.623
VAA	0.790	0.793	0.460
LOM	0.892	0.866	0.840
TAA	0.895	0.845	0.797
VEN	0.946	0.925	0.792
FVG	0.948	0.949	0.783
LIG	0.961	0.858	0.635
EMR	0.962	0.890	0.825
TOS	0.898	0.826	0.662
UMB	0.939	0.807	0.744
MAR	0.917	0.835	0.775
LAZ	0.895	0.668	0.616
ABR	0.927	0.750	0.821
MOL	0.921	0.716	0.717
CAM	0.880	0.680	0.746
PUG	0.950	0.677	0.755
BAS	0.962	0.410	0.492
CAL	0.902	0.337	0.467
SIC	0.913	0.473	0.640
SAR	0.892	0.419	0.420

Nota: col 1: spesa reale pro capite per consumi privati ( $gc_i$  e  $gc_i^*$ ); col. 2: PIL regionale reale in termini pro capite ( $gy_i$  e  $gy_i^*$ ); col. 3 spesa reale pro capite per consumi privati e PIL regionale reale in termini pro capite ( $gc_i$  e  $gy_i$ ).

**Tabella 2 - Correlazioni tra i tassi di crescita del consumo pro capite, 1971-1980 e 1981-93.**

	1971-80	1971-80	1971-80	1981-93	1981-93	1981-93
	$r(gc_i, gc_i^*)$	$r(gy_i, gy_i^*)$	$r(gc_i, gy_i)$	$r(gc_i, gc_i^*)$	$r(gy_i, gy_i^*)$	$r(gc_i, gy_i)$
PIE	0.934	0.955	0.652	0.953	0.809	0.588
VAA	0.595	0.865	0.523	0.835	0.675	0.451
LOM	0.809	0.910	0.868	0.972	0.756	0.796
TAA	0.893	0.912	0.958	0.850	0.552	0.617
VEN	0.875	0.951	0.845	0.979	0.833	0.765
FVG	0.931	0.958	0.723	0.934	0.928	0.747
LIG	0.946	0.949	0.755	0.949	0.707	0.556
EMR	0.976	0.923	0.840	0.950	0.754	0.748
TOS	0.814	0.927	0.682	0.952	0.400	0.608
UMB	0.939	0.867	0.862	0.951	0.564	0.622
MAR	0.937	0.884	0.787	0.849	0.687	0.506
LAZ	0.803	0.936	0.695	0.946	0.409	0.611
ABR	0.845	0.669	0.766	0.958	0.771	0.769
MOL	0.918	0.696	0.438	0.873	0.824	0.741
CAM	0.797	0.767	0.850	0.909	0.498	0.580
PUG	0.943	0.730	0.871	0.989	0.621	0.634
BAS	0.940	0.460	0.760	0.974	0.336	0.259
CAL	0.917	0.432	0.645	0.894	0.045	0.101
SIC	0.847	0.463	0.661	0.926	0.261	0.396
SAR	0.982	0.485	0.482	0.864	0.379	0.364

Nota: coll. 1 e 4: spesa reale pro capite per consumi privati ( $gc_i$  e  $gc_i^*$ ), in termini pro capite; coll. 2 e 5: PIL regionale reale, in termini pro capite ( $gy_i$  e  $gy_i^*$ ); coll. 3 e 6: spesa reale per consumi privati e PIL regionale reale, in termini pro capite ( $gc_i$  e  $gy_i$ ).

**Tabella 3 - Correlazioni tra i tassi di crescita del consumo totale privato, in termini pro capite, valori reali, 1971-93 (\* se  $r > 0.900$  e \*\* se  $r > 0.950$ ).**

	PIE	VAA	LOM	TAA	VEN	FVG	LIG	EMR	TOS	UMB
PIE	**		*		*	**	*	*		*
VAA		**								
LOM	*		**							
TAA				**	*		*	*		
VEN	*			*	**	*	*	**		
FVG	**				*	**	*	**		
LIG	*			*	*	*	**	**		*
EMR	*			*	**	**	**	**		*
TOS									**	
UMB	*						*	*		**
MAR				*	*		**	*		
LAZ										
ABR							*			
MOL	*				*	*	*	*		
CAM										
PUG							*	*	*	
BAS	*			*	**	*	*	*		
CAL										
SIC					*	*	*			
SAR										

	MAR	LAZ	ABR	MOL	CAM	PUG	BAS	CAL	SIC	SAR
PIE				*			*			
VAA										
LOM										
TAA	*						*			
VEN	*			*			**		*	
FVG				*			*		*	
LIG	**		*	*		*	*			
EMR	*			*		*	*			
TOS						*				
UMB										
MAR	**						*			
LAZ		**								
ABR			**		*		*		*	
MOL				**						
CAM			*		**		*		*	
PUG						**	*	*	*	*
BAS	*		*		*	*	**	*	*	
CAL						*	*	**		
SIC			*		*		*		**	
SAR						*				**

Nota: la Tabella è, evidentemente, simmetrica rispetto alla diagonale principale. Per consentire una più agevole lettura per regione, si è duplicata l'informazione.

**Tabella 4 - Redistribuzione dei rischi nel consumo, 1971-93 (I).**

regressione	$gc_i = a + b_1 gc_i^* + b_2 gc_i(-1) + b_3 gc_i^*(-1)$	$gc_i = a + b_1 gc_j + b_2 gc_i(-1) + b_3 gc_j(-1)$
test $\chi^2(3)$	test $\chi^2(3): b_1=1; b_2= b_3=0$	test $\chi^2(3): b_1=1; b_2= b_3=0$
PIEMONTE	0,763	6
VALLE D'AOSTA	0,474	0
LOMBARDIA	0,375	6
TRENTINO ALTO ADIGE	0,582	1
VENETO	0,750	3
FRIULI VENEZIA GIULIA	0,848	6
LIGURIA	0,017**	2
EMILIA ROMAGNA	0,866	8
TOSCANA	0,007**	18
UMBRIA	0,816	4
MARCHE	0,399	3
LAZIO	0,146	10
ABRUZZO	0,033**	2
MOLISE	0,706	1
CAMPANIA	0,888	5
PUGLIA	0,646	4
BASILICATA	0,031**	3
CALABRIA	0,546	4
SICILIA	0,378	3
SARDEGNA	0,008**	16

Nota: la colonna 1 si riferisce al test tra il consumo regionale e quello del resto dell'Italia. Sono riportati i P-value del test  $\chi^2(3)$ ; \*\* indica una statistica  $\chi^2(3)$  superiore al valore critico del 5%. La colonna 2 si riferisce ai test tra coppie di regioni; per ciascuna regione, sono riportati i casi (su un totale di 19) in cui la statistica  $\chi^2(3)$  supera il valore critico del 5%.

**Tabella 5 - Redistribuzione dei rischi nel consumo, 1971-93 (II).**

	ortogon. strumenti $\chi^2(3)$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_1+\beta_2+\beta_3=0$ $\chi^2(3)$
PIEMONTE	1,36 (0,71)	-0,33*	0,62	-0,58	7,03 (0,07)
VALLE D'AOSTA	0,23 (0,97)	-1,20*	-0,02	0,97	5,68 (0,13)
LOMBARDIA	1,96 (0,58)	0,06	0,47	-0,77	3,60 (0,31)
TRENTINO ALTO ADIGE	1,56 (0,67)	(0,67)	0,03	-0,38	0,24 (0,80)
VENETO	0,15 (0,99)	0,16	-0,61	0,69	0,75 (0,86)
FRIULI VENEZIA GIULIA	5,85 (0,12)	-0,24	0,16	0,01	4,77 (0,19)
LIGURIA	0,79 (0,85)	-0,47	-0,86	1,32	2,77 (0,52)
EMILIA ROMAGNA	1,09 (0,78)	0,30*	-0,08	-0,42	4,51 (0,21)
TOSCANA	6,48 (0,09)	0,02	-0,44*	0,36	16,35 (0,00)**
UMBRIA	1,64 (0,65)	-0,26	0,03	-0,02	8,04 (0,05)*
MARCHE	3,20 (0,36)	0,22	0,14	-0,70	1,16 (0,76)
LAZIO	5,43 (0,14)	0,30*	-0,12	-0,18	6,45 (0,09)
ABRUZZO	5,02 (0,17)	-0,43**	0,83**	-0,27	15,14 (0,00)**
MOLISE	4,30 (0,23)	0,30*	-0,60	0,32	11,93 (0,01)**
CAMPANIA	0,81 (0,85)	0,18	-0,15	-0,03	1,43 (0,70)
PUGLIA	0,48 (0,92)	-0,06	0,17	-0,49	1,41 (0,70)
BASILICATA	0,45 (0,93)	0,07	-0,89	1,26	4,21 (0,24)
CALABRIA	0,49 (0,92)	-0,24	0,23	-0,34	3,77 (0,29)
SICILIA	5,89 (0,12)	0,36	0,18	-0,27	7,14 (0,07)
SARDEGNA	5,68 (0,13)	-0,12	0,01	-0,44	7,17 (0,07)

Nota: nella colonna 1 si valuta l'adeguatezza degli strumenti, nella forma di un test  $\chi^2(3)$  sull'ortogonalità tra errore di regressione e strumenti; P-value tra parentesi. Nelle colonne 2-4 sono riportati i coefficienti stimati; uno o due asterischi indicano un valore del coefficiente significativamente diverso da zero a livello del 10% e del 5% rispettivamente. Nella colonna 5 si riporta il test  $\chi^2(3)$  per l'ipotesi  $\beta_1+\beta_2+\beta_3=0$ ; P-value tra parentesi.