

Risk sharing, avversione al rischio e stabilizzazione delle economie regionali in Italia *

Attilio Gardini **, Giuseppe Cavaliere, Luca Fanelli

Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Statistiche

Ottobre 2003

Sintesi

In questo lavoro l'analisi del risk sharing tra le regioni italiane rispetto alle fluttuazioni economiche regionali di lungo e di breve periodo viene affrontata facendo ricorso a modelli autoregressivi vettoriali (VAR) i quali, riparametrizzati nella forma a meccanismo di correzione dell'equilibrio (VEqCM), permettono di saggiare tutte le implicazioni della teoria senza l'uso preventivo di filtri o trasformazioni delle variabili, e soprattutto senza vincoli sull'omogeneità delle preferenze nelle diverse regioni. Le stime sul periodo 1960-1995 mostrano che le preferenze non sono omogenee e che, considerando opportunamente l'eterogeneità regionale nei parametri di preferenza, l'evidenza a favore del risk sharing è molto più marcata di quanto comunemente ritenuto o evidenziato in precedenti lavori. I risultati indicano che nel sistema regionale italiano gli strumenti di risk sharing operanti attraverso i mercati (investimenti, prestiti, migrazioni) o attraverso il *welfare state* (cassa integrazione, indennità di disoccupazione) consentirebbero la stabilizzazione ottimale delle economie regionali, ma la concreta efficacia di tali strumenti è influenzata negativamente dall'ambiente in cui operano: l'avversione al rischio ostacola infatti sia la mobilità della forza lavoro sia la diversificazione dei portafogli e limita quindi l'efficacia delle strategie di stabilizzazione attraverso il risk sharing.

Abstract

We investigate the occurrence of risk sharing among Italian regions with respect to both long run and short run income fluctuations by means of Vector Equilibrium Correction Models (VEqCMs) which allow to test all implications of the theory without preliminary filtering or transformations of data, and without imposing constraints on the homogeneity of preferences across regions. Our estimates over the 1960-1965 period show that preferences are not homogenous across regions and that the evidence in favour of regional risk sharing is more pronounced than commonly highlighted in previous research. Results also show that in Italy risk sharing devices acting through markets or through the welfare state would in principle allow the optimal stabilisation of regional economies, however the effectiveness of such tools is negatively affected by the environment where regions act: risk aversion prevents the mobility of labour force as well as portfolio diversification and thus restricts the full effectiveness of stabilisation strategies.

[J.E.L. Code: E21, F40, C32, C51, R20]

*Questa ricerca è stata realizzata nell'ambito del progetto ex-40% "Risk sharing, integrazione finanziaria e scelte di portafoglio nell'Unione Monetaria Europea". Si ringraziano Michele Costa, Carlo D'Adda, Carlo Mazzaferro e Guido Pellegrini per i preziosi suggerimenti e commenti relativi a precedenti stesure del lavoro. A fini prettamente ufficiali si specifica che G. Cavaliere ha curato i paragrafi 2, 2.1 e 3.1, L. Fanelli il paragrafo 2.2 e A. Gardini i rimanenti paragrafi, ad eccezione del paragrafo 4 che è da considerarsi frutto di stesura comune.

** Indirizzo per la corrispondenza: Attilio Gardini, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Bologna, via Belle Arti 41, 40126 Bologna. Tel: +39 051 2098230, fax: +39 051 232153, email: gardini@stat.unibo.it.

1 Introduzione

L'analisi economica delinea diversi contesti teorici (teoria del consumo, teoria del ciclo, teoria della crescita, teoria delle costituzioni federali¹) in cui adottando forme di assicurazione dei rischi (risk sharing) si attenua l'instabilità (ciclica, stagionale, erratica) e si assicura maggior benessere. Le strategie di risk sharing, attraverso la riallocazione spazio temporale delle risorse, influenzano infatti la dinamica dei sistemi economici ed hanno effetti positivi sul benessere (van Wincoop, 1994 e 1999); inoltre, stabilizzando l'evoluzione delle economie territoriali e limitando le oscillazioni del reddito, tali strategie agiscono anche sulla crescita economica (Barro e Lee, 1994) e sulla coesione sociale². L'esistenza di un legame positivo fra stabilizzazione (risk sharing) e crescita è stata dimostrata, sul piano teorico, nei modelli di crescita endogena e nella teoria dei contratti (Lucas, 1987; Townsend, 1995; Murdoch, 1995; Persson e Tabellini, 1996) in quanto l'instabilità aumenta l'incertezza, riduce la propensione a adottare nuove tecnologie e favorisce l'utilizzo di tecniche non rischiose che impediscono agli operatori di cogliere le opportunità di crescita esistenti³.

Il risk sharing può essere attuato attraverso una gamma molto ampia di strumenti: dalle strategie di welfare alla politica fiscale; dalle scelte di portafoglio, alle decisioni di investimento diretto, alle migrazioni della forza lavoro. Il sistema di welfare e la fiscalità interagiscono con i mercati nelle strategie di risk sharing⁴. Nell'analisi regionale, in cui l'economia nazionale è l'universo di riferimento, il risk sharing attuabile attraverso i canali di mercato può realizzarsi nella forma più ampia, perché il grado di apertura dei mercati è molto alto e sicuramente più elevato che a livello internazionale.

In questo lavoro, utilizzando una metodologia innovativa (Gardini et al., 2001a, 2001b, 2002) analizziamo il risk sharing esistente fra le regioni italiane. Tali regioni sono caratterizzate, come è noto, da rilevanti differenze non solo nei livelli di reddito e di consumo pro-capite, ma anche nelle specializzazioni settoriali, nella disponibilità di lavoro, nello stock di capitale, nelle strutture sociali

¹ Si vedano Cooley (1995), Lucas (1987), Canova e Ravn (1996), Crucini e Hess (2000), Persson e Tabellini (1996) e Alesina et al. (2001).

² Nella realtà italiana la politica fiscale crea tensioni territoriali per la persistenza di aree povere sempre beneficiarie di spesa pubblica e aree ricche sempre tributarie di risorse; tali tensioni possono diventare esplosive se producono solo effetti redistributivi, mentre se realizzano strategie di risk sharing producono effetti di stabilizzazione e crescita che possono avviare circuiti virtuosi, con spillover positivi per le regioni ricche che riducono la contrapposizione fra regioni.

³ La valutazione dell'entità della crescita acquisibile mediante risk sharing è stata oggetto di diverse ricerche che hanno fornito misure diverse in relazione ai differenti contesti territoriali indagati. L'effetto complessivo dell'instabilità (eliminabile e non eliminabile mediante risk sharing) sulla crescita del PIL è stimato da Lucas (1987) in una misura pari al 10%. L'effetto specifico di quella parte di instabilità eliminabile condividendo i rischi; stimato da Cole e Obstfeld (1991), van Wincoop (1994 e 1999), Crucini e Hess (2000), Athanasoulis e van Wincoop (2001) e altri Autori ha valutato che il guadagno da risk sharing (in termini di consumo o reddito permanente) varia dallo 0,7% al 5,6%.

⁴ Il contributo dell'interazione può essere positivo o negativo, come è stato messo in evidenza da molte analisi microeconomiche (Attanasio e Rios Rull, 2000; Townsend, 1994).

e istituzionali (regioni a statuto speciale) che inducono differenti dinamiche e assegnano un ruolo importante alle strategie di risk sharing⁵. Le differenze strutturali ampliano, infatti, le possibilità di assicurazione sia attraverso i mercati (investimenti, scelte di portafoglio, migrazioni) sia attraverso la politica fiscale.

Il modello econometrico delineato in questo lavoro analizza esplicitamente anche le eventuali eterogeneità regionali nelle preferenze (avversione al rischio e tasso di sostituzione intertemporale); ciò consente, da un lato, di ottenere stime statistiche dell'avversione relativa al rischio e del tasso di sostituzione intertemporale nelle regioni italiane e, dall'altro, di tener conto di tali preferenze per individuare il grado di risk sharing ottimale. La stabilizzazione del consumo ottenibile mediante risk sharing dipende dal grado di avversione al rischio degli agenti (Thomas e Warroll, 1988; Kocherlakota, 1990): gli individui possono, infatti, preferire investimenti locali rispetto ad investimenti in altre aree territoriali, anche se questi ultimi sono più redditizi, per motivi connessi ai rischi e al costo dell'informazione; anche la mobilità del lavoro può essere ostacolata dalle valutazioni dei potenziali shock al capitale umano (derivanti dagli spostamenti territoriali) dipendenti anch'essi dal grado di avversione al rischio⁶.

La persistenza degli shock è un altro fattore che influenza il grado di risk sharing effettivamente conseguibile in quanto influisce sui comportamenti di consumo (Ligon et al., 2002); in particolare se la persistenza delle fluttuazioni economiche influenza il reddito permanente, gli effetti si manifestano non solo sulle variazioni, ma anche sui livelli del consumo.

Il modello che sarà specificato in questo lavoro, analizza il risk sharing per le regioni italiane tenendo conto dell'eterogeneità delle preferenze e della diversa persistenza delle fluttuazioni; oltre all'interesse specifico per l'analisi del risk sharing in Italia, i risultati sono rilevanti anche sul piano teorico per lo studio delle preferenze regionali (avversione al rischio e tasso di sostituzione intertemporale), per lo studio delle relazioni fra persistenza delle fluttuazioni e risk sharing e per la valutazione del ruolo dei mercati per la stabilizzazione in un'economia aperta⁷.

Nel prossimo paragrafo verrà sviluppato analiticamente il modello di analisi del risk sharing fra le regioni italiane, sarà specificato il modello econometrico e saranno individuate le implicazioni

⁵ In precedenti lavori tale metodologia è stata utilizzata per analizzare il risk sharing negli Stati Uniti d'America e in Italia (Gardini et al., 2001; Cavaliere et al. 2002). Anche altri autori (Cellini e Scorcu, 2002) hanno applicato tale metodologia all'analisi del risk sharing fra le regioni italiane.

⁶ Il *portfolio home bias* e il ruolo svolto dall'informazione nell'influenzare il presunto *bias*, sono problemi ampiamente analizzati nella letteratura finanziaria (French e Poterba, 1991; Lewis, 1998; Coval e Moskowitz, 1997). Un bias analogo può caratterizzare anche il mercato del lavoro. Gli ostacoli sono comunque generalmente più forti a livello internazionale che a livello intranazionale, sia per gli effetti dell'informazione, sia per gli shock da migrazione.

⁷ I rischi assicurabili attraverso i mercati (diversificazione territoriale degli investimenti o migrazioni della forza lavoro) trovano a livello intranazionale un contesto molto favorevole, poiché mancano barriere politiche e l'informazione è ampiamente disponibile.

della teoria che possono essere saggiate con opportuni test statistici. Nel paragrafo 3 saranno analizzati i risultati ottenuti dalla stima del modello e sarà valutata l'esistenza di risk sharing fra le regioni italiane, nel breve e nel lungo periodo, attraverso i diversi canali di risk sharing (mercati finanziari, credito, investimenti, solidarietà, politica fiscale e di welfare). Nel paragrafo 4 sono riportate alcune considerazioni conclusive.

2. Il Modello

Si consideri un gruppo di N regioni, indicizzate da $i=1,2,\dots,N$. Al tempo t , l'utilità attesa dell'agente rappresentativo della generica regione i è definita come:

$$[1] \quad V_{it} = \sum_{\tau=0,\infty} (\rho^i)^\tau \sum_{\tau=0,S} \pi(s_{\tau t}) U^i(C_t^i(s_{\tau t}), b_t^i(s_{\tau t}))$$

dove $s_{\tau t}$ ($\tau = 1, \dots, S$) è il τ -esimo stato del mondo al tempo t , a cui è associata una probabilità $\pi(s_{\tau t})$, ρ^i è il tasso di sconto intertemporale nella regione i e $U^i(\cdot)$ indica la funzione di utilità dell'agente, indicizzata dal consumo di un dato bene non durevole, $C_t^i(s_{\tau t})$, e da cambiamenti di preferenza, $b_t^i(s_{\tau t})$. Per rendere il contesto teorico maggiormente coerente con le eterogeneità presenti a livello regionale, rispetto ai modelli standard (Mace 1991; Cochrane, 1996), si ammette la possibilità che gli agenti rappresentativi non scontino i consumi futuri allo stesso tasso (ρ^i), né che siano caratterizzati dalla medesima funzione di utilità. Si assume inoltre che al generico tempo t ogni regione sia esogenamente dotata di un ammontare pari a $Y_t^i(s_{\tau t})$ del bene di consumo; vale pertanto il vincolo $\sum_{i=1,N} C_t^i(s_{\tau t}) - Y_t^i(s_{\tau t}) = 0$.

Considerando un social planner che ha l'obiettivo di massimizzare una media ponderata delle utilità attese degli agenti rappresentativi delle N regioni, la funzione obiettivo massimizzata dal pianificatore è:

$$[2] \quad V = \sum_{i=1,N} \psi^i V_{it} = \sum_{i=1,N} \psi^i \sum_{\tau=0,\infty} (\rho^i)^\tau \sum_{\tau=0,S} \pi(s_{\tau t}) U^i(C_t^i(s_{\tau t}), b_t^i(s_{\tau t}))$$

dove $\psi^i > 0$ è il peso assegnato dal pianificatore alla i -esima regione. Le condizioni del primo ordine associate al presente problema di ottimo⁸ implicano la seguente relazione tra le utilità marginali di ogni coppia i,j di regioni:

$$[3] \quad u_t^i / u_t^j = ((\rho^j)^t \psi^j) / ((\rho^i)^t \psi^i) , \quad u_t^i = \partial U^i / \partial C_t^i$$

⁸ Ovvero $\psi^i \partial U^i / \partial C_t^i = \lambda_t / (\pi(s_{\tau t}) (\rho^i)^t)$, dove λ_t è il moltiplicatore di Lagrange associato al vincolo.

Dalla relazione [3], che vale per ogni coppia di regioni, è immediato dedurre come, per un *qualsiasi* sistema di coefficienti di ponderazione $\{p_1, \dots, p_j, \dots, p_N\}$, $p_j \geq 0$, $\sum_{j=1, N} p_j = 1$, la relazione [3] implichi che

$$[4] \quad \log(u_t^i) = (1/N) \sum_{j=1, N} p_j \log(u_t^j) + d_t^i, \quad d_t^i = (\omega^i - \omega^A) + t (\zeta^i - \zeta^A).$$

dove $\omega^i = \log(\psi^i)$, $\zeta^i = \log(\rho^i)$, mentre ω^A e ζ^A sono le medie aritmetiche ponderate rispettivamente degli ω^i e degli ζ^i . La relazione [4] definisce l'uguaglianza, a meno di una componente deterministica (d_t^i), tra l'utilità marginale (logaritmica) della regione i e l'utilità marginale (logaritmica) media; tale relazione deve valere per tutte le regioni appartenenti all'accordo di risk sharing. La componente d_t^i , che definisce un trend deterministico lineare, si riduce ad una costante nel caso in cui il tasso di sconto regionale (ρ^i) sia uguale al tasso medio, ed è nulla se vale l'ulteriore condizione che il peso assegnato dal pianificatore alla regione sia uguale al peso medio.

2.1 Le relazioni teoriche

Si assuma ora che le N funzioni di utilità siano di tipo *constant relative risk aversion* (CRRA), ovvero

$$U^i(C_t^i, b_t^i) = (1/\sigma_i) (C_t^i)^{\sigma_i} \exp(\sigma_i b_t^i);$$

l'eterogeneità regionale è connessa alle differenze nei coefficienti di avversione al rischio $1-\sigma_i$ e nei tassi di sostituzione intertemporale ρ^i che, nel modello così delineato, sono liberi di variare tra le N regioni⁹. Sotto questa ipotesi e scegliendo opportunamente $\{p_1, \dots, p_N\}$ la relazione [4] implica la seguente espressione¹⁰

$$[5] \quad c_t^i = \theta^i c_t^A + \eta_t^i + d_t^i, \quad d_t^i = (\omega^i - \omega^A) + t (\zeta^i - \zeta^A)$$

dove $c_t^i = \log(C_t^i)$, c_t^A è la media dei (logaritmi dei) consumi, θ^i è il rapporto tra la media (armonica) dei coefficienti di avversione al rischio regionali e il coefficiente di avversione al rischio della regione i e, infine, η_t^i è una componente che dipende dall'instabilità delle preferenze.

La relazione [5] costituisce la principale relazione teorica derivata dal modello di risk sharing; è pertanto utile analizzarne brevemente il significato economico.

⁹ Ulteriori specificazioni della funzione di utilità sono discusse in Canova e Ravn (1996), Mace (1991) e Ogaki e Zhang (2001).

¹⁰ Si veda Gardini et al. (2001b).

1. Vi è uno stretto legame tra consumi regionali e consumi medi nazionali; tale legame è in primo luogo relativo ai *livelli* di consumo, e non ai tassi di crescita. Infatti, al netto di cambiamenti nelle preferenze e di una componente deterministica, il livello del consumo regionale, c_t^i , è proporzionale al livello del consumo “medio” nazionale, c_t^A .
2. Il coefficiente θ^i è strettamente positivo, ma non è necessariamente uguale all’unità: le regioni i cui agenti rappresentativi sono più (meno) avversi al rischio della media, infatti, avranno un coefficiente θ^i inferiore (superiore) all’unità; la relazione tipicamente studiata nei modelli di risk sharing, $c_t^i = c_t^A + \eta_t^i + d^i$ (Obstfeld, 1994a, Canova e Ravn, 1996, Mace, 1991), si ottiene (i) in assenza di eterogeneità nelle funzioni di utilità regionali ($\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_N$) o (ii) se il coefficiente di avversione al rischio regionale è uguale al coefficiente di avversione al rischio medio. Inoltre, contrariamente a quanto spesso sostenuto in letteratura, la correlazione tra consumo regionale e consumo nazionale non è necessariamente uguale all’unità; lo è, infatti, solo se i cambiamenti di preferenza (η_t^i nella equazione [5]) sono assenti o, in genere, non stocastici.
3. Il livello di consumo della regione i , oltre a dipendere dal consumo aggregato, è influenzato anche dal tasso di sconto intertemporale della regione, il cui effetto è misurato dal trend lineare d_t^i . Il coefficiente angolare di tale trend è positivo (negativo) se il tasso di sconto intertemporale è maggiore (minore) del tasso medio nazionale.
4. Anche il peso ψ^i assegnato dal pianificatore alla regione i ne influenza il livello di consumo. Infatti, nel modello [5] l’intercetta $\omega^i - \omega^A$ (dove $\omega^i = \log(\psi^i)$) risulterà positiva (negativa) se il peso assegnato dal pianificatore alla regione è superiore (inferiore) al peso medio.
5. La presenza di risk sharing viene spesso associata ad una condizione di ortogonalità tra consumo regionale e ogni altra variabile (contemporanea o ritardata), con la sola eccezione del consumo medio nazionale: $E[c_t^i - \theta^i c_t^A | Z_t] = 0$ per ogni Z_t appartenente all’insieme di informazione disponibile al tempo t . Tuttavia, l’equazione [5] mostra che è necessaria l’ulteriore condizione di ortogonalità tra Z_t e i cambiamenti di preferenza η_t^i .

Assumendo il consumo come indice sintetico degli effetti di tutte le forme di stabilizzazione del reddito attraverso i vari strumenti o canali di risk sharing (diversificazione dei portafogli, investimenti diretti in diverse regioni, migrazioni, prestiti, risparmio, indennità di disoccupazione, assicurazioni sanitarie, ecc.) l’analisi empirica del modello appena delineato consente di valutare in quale misura le istituzioni (mercati, welfare, politica fiscale) sono coerenti con l’obiettivo di attenuazione delle fluttuazioni economiche regionali, in un contesto caratterizzato da eterogeneità

delle preferenze nelle diverse regioni sia per quanto concerne l'avversione al rischio, sia per quanto concerne il tasso di sostituzione intertemporale del consumo. La metodologia econometrica, che sarà introdotta nel prossimo paragrafo, consente inoltre lo studio degli effetti di risk sharing con riferimento a diversi orizzonti temporali e permette di valutare il grado in cui i rischi di instabilità sono assicurati (attraverso i mercati o attraverso l'azione politica), tenendo conto delle differenze regionali nei comportamenti dei consumatori (eterogeneità).

2.2 La specificazione econometrica

L'analisi econometrica del risk sharing tra le regioni italiane viene sviluppata attraverso un modello Vector Equilibrium Correction (VEqCM) (Gardini et al., 2002). Sotto opportuni vincoli questo modello permette, in una logica "dal generale al particolare", di saggiare le principali implicazioni del risk sharing delineate nel precedente paragrafo. Il modello VEqCM permette di valutare, per un dato insieme di variabili, e per ciascuna delle venti regioni italiane, l'efficacia delle scelte degli agenti e delle decisioni di politica economica rispetto all'instabilità che il risk sharing permette di assicurare¹¹. Uno dei vantaggi è la possibilità di separare le regioni che hanno attuato efficaci strategie di risk sharing da quelle che hanno invece sopportato un'instabilità maggiore (per inefficienza dei mercati o per inadeguatezza dell'azione politica) di quella derivante dalle dinamiche complessive del sistema economico nazionale.

Il modello VEqCM permette di analizzare in modo unitario e metodologicamente congruente sia le relazioni che coinvolgono i livelli sia quelle che riguardano tassi di crescita del modello di risk sharing introdotto nel paragrafo 2.1, senza la necessità di operare manipolazioni dei dati per mezzo di filtri tendenti a far emergere dalle serie osservate componenti più o meno volatili come è stato fatto in studi precedenti (si veda ad esempio Canova e Ravn, 1996)¹². La relazione tra livelli del consumo della regione *i*-esima e il consumo aggregato consentono l'identificazione e stima di una relazione di cointegrazione; al tempo stesso, le implicazioni del modello di risk sharing sui tassi di

¹¹ Nell'analisi empirica il sistema complessivo è costituito dal sistema economico nazionale. Per alcune regioni proiettate sul mercato europeo questo può apparire inadeguato in quanto tali regioni possono attenuare le fluttuazioni anche diversificando investimenti e scelte lavorative su uno spazio economico più ampio di quello definito dai confini nazionali. Abbiamo ritenuto interessante questa impostazione perché consente di valutare unitariamente tutte le regioni italiane prescindendo dal diverso grado di "globalizzazione" che le caratterizza (alcune già attuano risk sharing a livello europeo, mentre altre non riescono a farlo neppure a livello nazionale)

¹² In letteratura l'analisi a diversa frequenza ha infatti utilizzato medie mobili di diversa ampiezza la cui definizione è puramente convenzionale e priva di fondamento teorico. Inoltre, tali manipolazioni influenzano, come è noto, la componente stocastica (un aspetto particolarmente rilevante nell'analisi degli shock) con conseguenze negative per le proprietà statistiche delle stime.

crescita dei consumi vengono analizzate specificando la dinamica "transiente" delle equazioni del VEqCM.

In presenza di eterogeneità nelle preferenze degli agenti economici delle diverse regioni (vedi paragrafo 2.1), l'approccio di tipo panel prevalente in letteratura (Cochrane, 1991; Mace, 1991) non risulta appropriato anche nella versione "panel cointegration" (si vedano ad esempio Larsson et al., 2001), perché l'applicazione delle tecniche di cointegrazione a dati panel presuppone che le diverse unità abbiano una stessa struttura parametrica di lungo periodo con coefficienti identici.

La struttura dell'equazione [5] suggerisce l'esistenza di un legame di equilibrio tra il livello del consumo pro-capite della regione i -esima e il livello del consumo pro-capite aggregato. Dal punto di vista empirico, assumendo che la componente di instabilità delle preferenze η_t^i sia generata da un processo stazionario e che c_t^i e c_t^A siano non stazionari, tale legame si traduce nell'esistenza di una relazione di cointegrazione tra c_t^i e c_t^A . Per questo motivo, nell'analisi del risk sharing tra le regioni italiane ci attendiamo di identificare (almeno) un vettore di cointegrazione tra il livello consumo pro-capite della regione i -esima e il livello del consumo pro-capite aggregato con parametri θ^i e d_t^i diversi da regione a regione, in quanto dipendenti dall'avversione al rischio e dai tassi di sconto intertemporale specifici delle regioni.¹³

Si consideri, per ciascuna regione $i = 1, \dots, N = 20$, il vettore $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$ contenente il consumo pro-capite della regione i -esima, il consumo pro-capite aggregato (costruito come suggerito dal modello teorico) e una misura del gap tra prodotto regionale (pro-capite) e prodotto nazionale (pro-capite), data dal differenziale tra il prodotto interno lordo della i -esima regione e il prodotto interno lordo aggregato, $y_t^{*i} = y_t^i - y_t^A$. Per ciascun X_t^i il modello autoregressivo vettoriale (VAR):

$$[6] \quad A^i(L) X_t^i = \mu_t^i + \varepsilon_t^i$$

consente l'analisi del risk sharing fra le N regioni considerate. Nella [6], $A^i(L) = I - A_1^i L - \dots - A_k^i L^k$ è un polinomio matriciale di ordine k , ciascun $A_j^i, j = 1, \dots, k$ è una matrice 3×3 di parametri, μ_t^i è un vettore 3×1 che racchiude le componenti deterministiche del modello e $\varepsilon_t^i = (\varepsilon_{ct}^i, \varepsilon_{At}^i, \varepsilon_{yt}^i)'$ è un white noise gaussiano con valore atteso nullo e matrice di covarianze Ω^i .

Il VAR [6] può essere riparametrizzato nella forma VEqCM

$$[7] \quad \Delta X_t^i = \Pi^i X_{t-1}^i + \Gamma_1^i \Delta X_{t-1}^i + \dots + \Gamma_{k-1}^i \Delta X_{t-k+1}^i + \mu_t^i + \varepsilon_t^i$$

¹³ Nella maggior parte dei lavori esistenti in letteratura il vettore di cointegrazione tra il consumo della regione o del paese i -esimo e il consumo aggregato (o alternativamente il consumo della regione o del paese j -esimo) viene vincolato a $(1, -1)'$, presupponendo una struttura di lungo periodo invariante da regione a regione; si vedano ad esempio Dedola et al. (1999). Nel nostro caso l'ipotesi di uguaglianza dei coefficienti di avversione al rischio e dei tassi di sconto intertemporale può essere testata.

in cui Π^i e $\Gamma_j^i, j=1, \dots, k-1$ sono matrici 3×3 che dipendono opportunamente dai parametri $A_j^i, j=1, \dots, k$ del VAR [6]. Se almeno una variabile in $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$ è non stazionaria, la matrice dei coefficienti di impatto di lungo periodo Π^i ha rango ridotto r , dove $0 < r < 2$ e può essere fattorizzata nel seguente modo

$$[8] \quad \Pi^i = \alpha^i \beta^{i'}$$

dove α^i e β^i sono matrici di dimensioni $3 \times r$. Il valore di r è il rango di cointegrazione del sistema, ovvero il numero di combinazioni stazionarie ed indipendenti che è possibile identificare in $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$. Il vettore $\beta^{i'X_t^i}$ è stazionario e può essere interpretato, sotto opportuni vincoli di identificazione, come il vettore dei "disequilibri", ovvero le deviazioni di ciascuna variabile dalla propria posizione di equilibrio di lungo periodo. I coefficienti nella matrice α misurano la velocità tramite la quale le variabili in ΔX_t^i riassorbono i disequilibri generati dal sistema empirico¹⁴.

L'applicazione del modello [7]-[8] a ciascuna delle venti regioni italiane consente l'analisi del risk sharing regionale alle frequenze di lungo e breve periodo. Dall'ispezione del rango r della matrice di impatto [8] e dall'identificazione delle corrispondenti relazioni di cointegrazione è possibile delineare una serie di casi rilevanti che sintetizziamo di seguito. Più precisamente si discutono, con riferimento all'analisi del risk sharing, tre possibili situazioni: (i) $r = 0$ (nessuna relazione di cointegrazione); (ii) $r = 1$ (una relazione di cointegrazione); (iii) $r = 2$ (due relazioni di cointegrazione). Escludiamo dalla discussione il caso $r = 3$ che corrisponde all'ipotesi in cui il modello [7] (e quindi il VAR [6]) è stazionario¹⁵.

(i) Nessuna relazione di cointegrazione

Se $r = 0$ nella [8] ($\Pi^i = 0$), ovvero non esistono relazioni di equilibrio di lungo periodo tra le variabili $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$, significa che non si riscontra risk sharing per la regione considerata, perlomeno con riferimento alle fluttuazioni caratterizzate da maggiore persistenza. Con $\Pi^i = 0$ il modello [7] corrisponde a un sistema dinamico in differenze prime dal quale è possibile ricavare la seguente equazione per il tasso di crescita del consumo regionale, Δc_t^i :

$$[9] \quad \Delta c_t^i = \omega_1^i \Delta c_t^A + \omega_2^i \Delta y_t^{*i} + \text{lags} \{ \Delta c_t^i, \Delta c_t^A, \Delta y_t^{*i} \} + \mu_c^i + v_t^i$$

¹⁴ L'analisi econometrica del VEqCM [7]-[8] e la corrispondente soluzione di massima verosimiglianza è stata sviluppata da Johansen (1996). La determinazione del numero di relazioni di cointegrazione, r , viene effettuata tramite la statistica del rapporto di verosimiglianza nota in letteratura come "Traccia", mentre la stima dei parametri ($\alpha, \beta, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$) con β soggetto a vincoli lineari di identificazione può essere ottenuta in un'unica soluzione tramite stima di massima verosimiglianza ad informazione completa (FIML).

¹⁵ I dati relativi alla dinamica del consumo ci inducono a non considerare tale possibilità, si vedano i risultati della Tabella 2.

Nella relazione [9], i parametri ω_1^i e ω_2^i dipendono da $(\Gamma_1^i, \dots, \Gamma_{k-1}^i, \Omega^i)$, il termine "lags" racchiude i ritardi delle variabili; infine, v_t^i è funzione del white noise $\varepsilon_t^i = (\varepsilon_{ct}^i, \varepsilon_{At}^i, \varepsilon_{yt}^i)'$. L'equazione [9] coinvolge solo i tassi di crescita delle variabili e permette di analizzare il risk sharing relativo alle fluttuazioni a più alta frequenza, cioè quelle fluttuazioni a carattere temporaneo, o comunque che sono percepite meno persistenti dagli agenti. In questa specificazione l'ipotesi di risk sharing rispetto alle fluttuazioni di breve periodo si traduce nella condizione $\omega_2^i = 0$ (saggiabile statisticamente nella [9]) secondo la quale le fluttuazioni del reddito della regione non influenzano i tassi di crescita del consumo. Si osservi che la [9] (o equazioni simili alla [9]) rappresenta la formulazione tradizionalmente usata in letteratura per testare il risk sharing in presenza di dati in serie storiche (Obstfeld 1994a).

(ii) Una relazione di cointegrazione

Se nel modello [7]-[8] $r = 1$, allora esiste una relazione di equilibrio di lungo periodo tra le variabili in $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$ avente la forma $\beta^i X_t^i = (1, -\theta^i, -b^i)' X_t^i = c_t^i - \theta^i c_t^A - b^i y_t^{*i}$. L'equazione [5] derivata nel paragrafo 2.1 definisce la struttura che la relazione di cointegrazione deve avere sotto l'ipotesi di risk sharing, ovvero:

$$[10] \quad \beta^i X_t^i = (1, -\theta^i, 0)' X_t^i = c_t^i - \theta^i c_t^A \sim \text{stazionario}$$

in cui il parametro associato al reddito regionale è nullo ($b^i = 0$).

La relazione di cointegrazione [10] presuppone che i cambiamenti di preferenza η_t^i della [5] possano essere modellati come un processo stazionario. Ricordando che nella relazione teorica [5] appare la componente deterministica $d_t^i = (\omega^i - \omega^A) + t(\zeta^i - \zeta^A)$, che consente di specificare l'eventuale eterogeneità dei tassi regionali di sconto intertemporale (ζ^i) attraverso un trend lineare, la combinazione $c_t^i - \theta^i c_t^A$ va intesa, nella formulazione più generale, come trend-stazionaria, ovvero come una relazione del tipo:

$$[11] \quad \beta^i X_t^i - a^i t = c_t^i - \theta^i c_t^A - a^i t \sim \text{stazionario}$$

in cui il parametro a^i corrisponde alla differenza $(\zeta^i - \zeta^A)$ ¹⁶.

La relazione [11], attraverso la stima del parametro di cointegrazione θ^i , fornisce una misura del grado relativo di avversione al rischio nella regione i -esima, mentre la stima del parametro di trend a^i misura l'eventuale differenziale tra il tasso di sconto della regione i -esima e quello medio. E' inoltre possibile testare ipotesi su θ^i utilizzando le tecniche inferenziali dei processi cointegrati; di

¹⁶ La specificazione [11] si ottiene formulando e vincolando opportunamente il termine μ_t^i del VEqCM [7]-[8] (Johansen, 1996).

particolare interesse è l'ipotesi $\theta^i = 1$ corrispondente alla situazione in cui la regione i -esima ha lo stesso coefficiente di avversione al rischio della media delle regioni. Tale ipotesi può essere saggiata statisticamente, così come l'ipotesi $a^i = 0$.

Dal sistema [7] si ricava, inoltre, nel caso in esame, la seguente equazione per il tasso di crescita del consumo regionale Δc_t^i :

$$[12] \quad \Delta c_t^i = \omega_1^i \Delta c_t^A + \omega_2^i \Delta y_t^{*i} + \delta_1^i [c_{t-1}^i - \theta^i c_{t-1}^A - a^i t] + \text{lags} \{ \Delta c_t^i, \Delta c_t^A, \Delta y_t^{*i} \} + \mu_c^i + v_t^i$$

Si osservi che la [12] differisce dalla [9] per la presenza, tra i regressori, del termine di "squilibrio" (ritardato) [11] tramite il parametro di aggiustamento δ_1^i . Anche in questo caso l'ipotesi di risk sharing rispetto alle fluttuazioni di breve periodo si traduce nella condizione $\omega_2^i = 0$ (saggiabile statisticamente nella [12]).

(iii) Due relazioni di cointegrazione

Se nel modello [7]-[8] risulta $r = 2$, esistono due relazioni di equilibrio di lungo periodo tra le variabili in $X_t^i = (c_t^i, c_t^A, y_t^{*i})'$. In questo caso, una possibile configurazione della matrice di cointegrazione compatibile con l'ipotesi di risk sharing è quella in cui la prima relazione è del tipo [10] o [11], e la seconda è specificata nel seguente modo¹⁷

$$[13] \quad y_t^{*i} = (y_t^i - y_t^A) \sim \text{stazionario}$$

cioè ipotizzando che il differenziale di reddito y_t^{*i} della i -esima regione sia stazionario¹⁸. In questo caso dal sistema [7] si ricava la seguente equazione per il tasso di crescita del consumo regionale:

$$[14] \quad \Delta c_t^i = \omega_1^i \Delta c_t^A + \omega_2^i \Delta y_t^{*i} + \delta_1^i [c_{t-1}^i - \theta^i c_{t-1}^A - a^i t] + \delta_2^i [y_{t-1}^i - y_{t-1}^A] \\ + \text{lags} \{ \Delta c_t^i, \Delta c_t^A, \Delta y_t^{*i} \} + \mu_c^i + v_t^i$$

che tra i regressori include anche la componente $y_{t-1}^i - y_{t-1}^A$. L'ipotesi di risk sharing si traduce ora nella condizione $\omega_2^i = 0, \delta_2^i = 0$.

In conclusione, l'elemento di novità del modello proposto nell'analisi del risk sharing tra le regioni italiane risiede nella possibilità di saggiare le implicazioni della teoria alle "diverse frequenze" senza l'uso preventivo di filtri o trasformazioni delle variabili, e soprattutto senza vincoli sull'omogeneità delle preferenze degli agenti economici. La specificazione VEqCM rappresenta

¹⁷ La presenza di due vettori di cointegrazione richiede che per potere ottenere l'identificazione di β è necessario almeno un vincolo sul primo vettore di cointegrazione e almeno un vincolo sul secondo vettore di cointegrazione (escludendo quelli di normalizzazione).

l'ambito nel quale tutte le implicazioni della teoria vengono testate separatamente per ciascuna regione. Rimandiamo a Gardini et al. (2001b) per ulteriori dettagli sui vantaggi della metodologia proposta nell'analisi in serie storiche del risk sharing regionale, e per una interpretazione del modello proposto in termini di "trend stocastici comuni" nella dinamica dei consumi¹⁹.

3. Risultati

In questo paragrafo verranno illustrati i risultati dell'analisi di risk sharing tra le regioni italiane applicando la metodologia presentata nel precedente paragrafo. La stima viene effettuata utilizzando i dati pro-capite sul consumo e sul reddito aggregato delle regioni italiane che sono disponibili a partire dal 1960 su base annuale. Verranno considerati il consumo regionale complessivo (pubblico e privato) pro-capite²⁰ e il PIL regionale pro-capite. Consumo e reddito sono deflazionati (prezzi 1990) attraverso gli indici dei prezzi al consumo regionali; i valori pro-capite sono infine ottenuti facendo riferimento alla popolazione residente alla fine dell'anno di riferimento²¹. Per ognuna delle $N = 20$ regioni si farà riferimento al logaritmo del consumo pro-capite reale, c_t^i , mentre il consumo medio c_t^A è definito, in accordo con il precedente paragrafo, come $c_t^A = (1/N)\sum_{i=1,N}c_t^i$. Il reddito regionale relativo è invece calcolato come $y_t^{*i} = y_t^i - y_t^A$ dove y_t^i è il logaritmo del reddito pro-capite reale della regione i e $y_t^A = (1/N)\sum_{i=1,N}y_t^i$.

3.1 Risk sharing tra le regioni italiane: analisi preliminare

Prima di illustrare i risultati ottenuti attraverso la metodologia econometrica precedentemente illustrata, in questo paragrafo vengono riportati, con riferimento al risk sharing, alcuni fatti stilizzati che caratterizzano il consumo nelle regioni italiane e che sono rilevanti per il risk sharing.

¹⁸ La stazionarietà della variabile $y_t^{*i} = y_t^i - y_t^A$ su un arco di tempo ragionevolmente lungo, può essere associata, se valida in tutte le regioni, al concetto di convergenza stocastica (Bernard e Durlauf, 1995; Lowely e Papell, 1996).

¹⁹ Si veda ad esempio Johansen (1996) circa la "dualità" tra sistemi cointegrati e rappresentazioni con "trend stocastici comuni". Gardini et al. (2001b) mostrano che in presenza di risk sharing tra un insieme di regioni e sotto opportune condizioni, il consumo pro-capite nazionale, c_t^A , può essere identificato come il "trend stocastico comune" del sistema.

²⁰ E' infatti noto che il consumo pubblico rappresenta un flusso di servizi che influenza l'utilità degli agenti economici. Come sottolineato da Marrinan (1998), anche se il consumo pubblico non è un sostituto perfetto del consumo privato (van Dalen, 1999), il risk sharing va valutato con riferimento al consumo complessivo (privato e pubblico).

²¹ Una descrizione dettagliata dei dati è riportata in Paci e Saba (1998).

La presenza di risk sharing implica, come è noto, che vi sia una minor variabilità *tra* regioni nel consumo rispetto al reddito e che la correlazione fra i consumi regionali sia superiore a quella esistente fra i redditi regionali. In Tabella 1 sono riportati sia gli indici di correlazione tra i consumi regionali e il consumo medio nazionale, sia gli indici di correlazione tra reddito regionale e reddito medio nazionale. Nelle prime due colonne i dati sono espressi in livelli, ma depurati dalla componente di trend lineare, mentre nelle rimanenti colonne sono considerati i tassi di crescita. Si nota immediatamente un primo risultato rilevante: in Italia la correlazione tra i consumi regionali è più marcata di quella che si osserva tra i redditi regionali. Questo risultato è illustrato graficamente in Figura 1, dalla quale emerge che, per tutte le regioni italiane, la correlazione tra Δc_t^i e Δc_t^A è maggiore sia della correlazione tra Δy_t^i e Δy_t^A , sia della correlazione tra Δc_t^i e Δy_t^i (si veda anche la Figura 2, dove per ogni coppia di regioni (i,j) sono riportate le correlazioni tra i consumi regionali e i redditi regionali)²².

La Figura 3, dove viene illustrato l'andamento nel tempo di $\sigma_t^c = \{(1/N)\sum_{i=1,N}(c_t^i - c_t^A)^2\}^{1/2}$ e di $\sigma_t^y = \{(1/N)\sum_{i=1,N}(y_t^i - y_t^A)^2\}^{1/2}$, indica la presenza di una maggiore eterogeneità del reddito rispetto al consumo. Anche l'esame delle figure 4 e 5, che riportano la funzione di densità del consumo (a sinistra) e del reddito (a destra) regionali nel periodo considerato (Figura 4) e per i soli anni 1960, 1970 e 1995 (Figura 5), porta a analoghe considerazioni: la distribuzione dei redditi regionali è caratterizzata da una maggior dispersione di quella dei consumi²³.

Finora sono stati presentati alcuni fatti stilizzati relativi alla presenza di risk sharing tra regioni desunti dall'analisi sezionale. Tuttavia, il risk sharing può essere anche interpretato come una forma di assicurazione (contro shock sul reddito) di tipo intertemporale: il risk sharing intertemporale presupporrebbe che, per la generica regione i , la volatilità del consumo regionale sia inferiore alla volatilità del reddito regionale (Hess e Shin, 1998). Anche se risk sharing territoriale e risk sharing intertemporale sono due meccanismi di assicurazione distinti (Cochrane, 1991), è interessante analizzare fino a che punto le venti regioni italiane presentano evidenza di *smoothing* intertemporale. In Figura 6 sono riportate le funzioni di densità dei tassi di crescita di consumo e reddito pro-capite per ciascuna regione. E' interessante notare come, per ciascuna regione, il consumo appare meno disperso del reddito, indicando quindi la presenza di una qualche forma di assicurazione anche a livello intertemporale.

²² Si tratta di una prima differenza rispetto alla letteratura sull'international consumption risk sharing (si veda, *inter alia*, Canova e Ravn, 1996).

²³ Si noti come questi risultati siano in contrasto sia con la cosiddetta "sigma convergenza" (Barro e Sala-i-Martin, 1992) che con la "convergenza in distribuzione" (Quah, 1997).

Alcune semplici statistiche descrittive hanno quindi messo in evidenza che la realtà regionale italiana sembra essere caratterizzata da un livello di risk sharing superiore a quello riscontrato in altre aree territoriali. Approfondiamo pertanto l'analisi, nei prossimi paragrafi, attraverso la stima del modello econometrico introdotto nel paragrafo 2. Nel par. 3.2 presenteremo i test dell'esistenza di risk sharing di lungo periodo e nei paragrafi seguenti analizzeremo i parametri che misurano i differenziali nel grado di avversione al rischio (par. 3.2.1) e nel tasso di sostituzione intertemporale (par. 3.2.2) delle regioni italiane ottenuti dalla stima delle relazioni di cointegrazione. Infine, nel paragrafo 3.3 analizziamo la presenza di risk sharing di breve periodo attraverso la stima del modello a correzione⁴ dell'equilibrio.

3.2 La stima delle relazioni di cointegrazione (specificazione di equilibrio)

La stima econometrica delle relazioni di cointegrazione definite nel paragrafo 2.2 consente di saggiare in modo rigoroso l'esistenza di risk sharing di lungo periodo fra le regioni italiane e fornire fondamenti più robusti agli indicatori di risk sharing illustrati nel paragrafo 3.1. Infatti l'analisi delle stime econometriche della relazione di equilibrio fra consumo pro-capite della regione i -esima e consumo pro-capite nazionale (come indicatori dei corrispondenti valori del reddito permanente) definita dal modello VEqCM [7]-[8] fornisce le statistiche (test) per saggiare l'esistenza di risk sharing fra le regioni italiane. Tali test fanno emergere alcuni risultati interessanti con diverse novità rispetto ai precedenti lavori sull'argomento.

Il primo test rilevante per l'analisi del risk sharing di lungo periodo riguarda il rango di cointegrazione. Come si evince dai risultati della Tabella 2, per tredici regioni il rango di cointegrazione è risultato pari ad 1 mentre per sette regioni pari a 2²⁴. In nessuna regione il rango di cointegrazione è risultato pari a zero. Tali risultati, da un lato, forniscono ulteriori indizi dell'esistenza di risk sharing (si ricorda che l'assenza di risk sharing di lungo periodo corrisponde al caso in cui il rango è zero) e, dall'altro, dimostrano la rilevanza empirica per lo studio del risk sharing dell'analisi in livelli (stima di relazioni tra i livelli delle variabili)²⁵, come abbiamo argomentato, su basi teoriche, nel precedente paragrafo 2.2

²⁴ Il rango di cointegrazione è stato selezionato in base al test della traccia (Johansen, 1996).

²⁵ La maggior parte delle analisi economiche e statistiche del risk sharing trascurano questo aspetto rilevante sia per l'analisi di lungo periodo sia per quella di breve periodo in quanto influenza la formulazione dell'equazione in differenze. Ciò configura un errore di specificazione che può avere rilevanti conseguenze sui risultati dell'analisi. Infatti, se si stima una relazione analoga alla [9] per le 20 regioni italiane e si tenta di saggiare il risk sharing utilizzando solo la relazione in differenze, si commette l'errore di omettere dalla specificazione e dai test del risk sharing i termini di disequilibrio che coinvolgono i livelli delle variabili.

Si noti infine che i parametri con cui si misura l'avversione al rischio presentano una rilevante variabilità regionale, i parametri associati al tasso intertemporale di sostituzione sono significativamente diverso solo in tre regioni: Campania, Basilicata e Calabria. Infatti, solo queste regioni hanno un trend lineare significativo (Tabella 2) che, come si è visto nel paragrafo 2.2, segnala l'esistenza di una differenza fra il tasso di sostituzione intertemporale in una regione e il tasso medio nazionale (l'avversione al rischio e il tasso di sostituzione intertemporale saranno analizzati in dettaglio nei prossimi paragrafi).

Le stime dei vettori di cointegrazione (Tabella 2) mostrano che, nell'ambito del gruppo di tredici regioni con rango 1, dieci risultano caratterizzate da strategie di ottimo risk sharing e solo tre (Trentino, Umbria e Puglia) presentano una struttura parametrica che implica il rigetto di tale ipotesi. Nelle sette regioni in cui il rango di cointegrazione è risultato pari a 2, solo per la regione Lombardia la matrice delle relazioni di cointegrazione non è conforme a quella derivata dal modello teorico²⁶, mentre nelle altre sei regioni (Trentino, Friuli, Liguria, Toscana, Basilicata, Calabria), oltre ad efficaci strategie di stabilizzazione delle fluttuazioni più persistenti, si riscontra anche stazionarietà del reddito (relazione [13], paragrafo 2.2).

Quindi, per quanto concerne il risk sharing di lungo periodo che, come si è detto, riguarda la capacità di attenuare le fluttuazioni più persistenti, la stima delle relazioni di cointegrazione porta al rigetto dell'ipotesi di risk sharing ottimale per quattro regioni²⁷ (Figura 8): Lombardia, Trentino, Umbria e Puglia; nelle due regioni del nord la condizione teorica di risk sharing potrebbe essere violata perché tali regioni sono molto aperte rispetto all'Europa ed i loro intensi rapporti con le altre regioni europee consentono loro di assicurarsi contro le fluttuazioni più sul mercato europeo che su quello italiano²⁸.

3.2.1 Differenze regionali nell'avversione al rischio

²⁶ Nel caso $r = 2$ viene testato il vincolo di sovra-identificazione che caratterizza la matrice di cointegrazione β con riferimento alla prima relazione specificata nella forma [10] (o [11]) e alla seconda specificata nella forma [13].

²⁷ Il risultato è definito al livello di significatività del 5%. Ad un livello di significatività dell'1% anche l'Umbria raggiunge l'obiettivo del risk sharing, si veda a tal proposito l'ultima colonna della Tabella 2, contenente i valori del *p-value* per il test in ciascuna regione. Con le precedenti metodologie il numero delle regioni prive di risk sharing appariva molto più elevato (circa 1/3 delle regioni italiane, ad esempio, nel lavoro di Dedola et al., 1999).

²⁸ Per queste regioni molto aperte rispetto al resto d'Europa, il contesto nazionale appare inadeguato per l'analisi di risk sharing, in quanto tali regioni possono attuare strategie di risk sharing sia per la parte relativa ai mercati, sia per quella attuata attraverso le istituzioni in un ambito territoriale più ampio di quello definito dalle sole regioni italiane. Per il Trentino, occorre aggiungere le specificità derivanti dall'essere a statuto speciale, che determina flussi di spesa pubblica rilevanti, ma non orientati all'obiettivo di stabilizzazione. Sulle relazioni fra commercio internazionale e risk sharing si vedano Cole e Obstfeld (1988), Kray e Ventura (2002).

La stima delle relazioni di cointegrazione fornisce, come si è visto nel paragrafo 2, anche le misure dei parametri di avversione al rischio e del tasso di sostituzione intertemporale; entrambi sono rilevanti per valutare le strategie di risk sharing²⁹.

I valori del parametro θ^i misurano il grado di avversione al rischio nella regione *i-esima* rapportato alla media (armonica) dei gradi di avversione al rischio delle regioni italiane. Le stime di tali parametri riportati nella terza e quarta colonna della Tabella 2 mostrano che solo in sei regioni il grado di avversione al rischio è uniforme ($\theta^i=1$); nelle rimanenti quattordici regioni esistono differenze significative (positive e negative) del grado di avversione al rischio ($\theta^i \neq 1$). Testando l'eguaglianza ad 1 del parametro θ^i , l'ipotesi viene infatti accettata per Piemonte, Lazio, Abruzzo, Molise, Campania e Sicilia, mentre per le altre regioni si registra una marcata eterogeneità delle preferenze³⁰. L'avversione al rischio risulta elevata in Friuli Venezia Giulia, Liguria, Toscana, Umbria, Calabria e Puglia; viceversa risultano poco avverse al rischio Trentino, Lombardia, Veneto, Emilia Romagna e Marche (Tabella 3)³¹.

Emergono quindi da questo *puzzle* tre blocchi territoriali (Figura 9):

1. il Nord, escluse le regioni dell'estremo Nord Ovest (Liguria in particolare), ma con una propaggine fino alle Marche, caratterizzato da bassa avversione al rischio;
2. un gruppo di regioni centro-meridionali che comprende Lazio, Abruzzo, Molise, Campania e Sicilia in cui l'avversione al rischio è pari alla media;
3. il resto del Centro e tutto il Sud identifica, infine, un'area avversa al rischio.

Il dato rilevante che emerge da quest'analisi è l'esistenza di eterogeneità forte nei gradi di avversione al rischio delle regioni italiane. L'eterogeneità di questo parametro è stata riscontrata anche in altre analisi econometriche: nella specificazione CRRA, i valori dell'avversione al rischio ottenuti in letteratura con dati micro³² variano nel range 1.5-8, mentre nelle analisi macroeconomiche effettuate comparando stati o nazioni le differenze nell'avversione al rischio non

²⁹ Il livello ottimale di stabilizzazione del ciclo dipende, infatti, dai parametri di preferenza (tasso di sostituzione intertemporale e grado di avversione al rischio) che influenzano l'allocatione dei fattori: al variare delle preferenze cambia il portafoglio ottimo sulla frontiera dei portafogli efficienti (il trasferimento di capitali in altre regioni o le migrazioni comportano rischi, compensati da un maggior rendimento o da una migliore occupazione, la cui valutazione dipende dai parametri di avversione al rischio del decisore).

³⁰ Il test porta al rifiuto dell'ipotesi nulla per tutte le rimanenti regioni. La confrontabilità delle regioni a statuto speciale con quelle a statuto ordinario richiede qualche cautela in quanto le differenze istituzionali possono inficiare il confronto empirico fra i risultati di regioni a diverso assetto istituzionale (con rilevanti implicazioni per il livello e le forme dell'intervento pubblico). In alcuni casi le regioni a statuto speciale presentano valori anomali (ad esempio la Val d'Aosta).

³¹ Le rimanenti regioni pur non avendo stime che comportino il rifiuto dell'ipotesi di eguaglianza ad uno del parametro θ^i non sono caratterizzate da differenze rilevanti del coefficiente di avversione al rischio. Si noti anche che per la Lombardia e la Puglia occorre tener conto della probabile assenza di cointegrazione (Tabella 2).

³² Si vedano Jullien e Salaniè (2000) e Beetsma e Schotman (2001).

sono risultate sempre significative³³. I risultati ottenuti per le regioni italiane³⁴ dimostrano che i gradi di avversione al rischio sono significativamente diversi³⁵ in 14 regioni su 20. Le differenze sono inoltre di entità rilevante in entrambe le direzioni: per le regioni con bassa avversione al rischio gli scarti vanno dal meno 20% di Trentino e Lombardia, al meno 16% del Veneto e, infine -13% e -11% per Marche ed Emilia Romagna, rispettivamente; per le regioni con un differenziale positivo (maggiore avversione al rischio) le differenze sono ancor più rilevanti (il grado di avversione al rischio in Friuli è il triplo di quello medio nazionale, in Liguria è quasi il doppio, in Toscana la differenza è del 53% ed infine, in Umbria, Calabria e Puglia la maggiore avversione al rischio, rispetto al dato nazionale, varia dal +33% al +14%).

L'area a bassa avversione al rischio comprende le regioni del Nord Est che costituiscono la cosiddetta Terza Italia (Trentino, Veneto, Emilia Romagna e Marche)³⁶ caratterizzate da una peculiare struttura produttiva (sia per la bassa dimensione di impresa, sia per le specializzazioni settoriali, sia, infine per la diffusa presenza dei modelli organizzativi di tipo distrettuale); questo blocco di regioni si completa con la regione leader dell'economia industriale italiana (Lombardia). Sul fronte opposto (regioni maggiormente avverse al rischio) troviamo un cluster comprendente alcune regioni meno dinamiche del triangolo industriale (Piemonte e Liguria), la maggior parte delle regioni del Centro e quasi tutte le regioni meridionali.

L'insieme delle regioni avverse al rischio non ha una chiara contiguità territoriale e si estende dal Nord al Sud: dalla Liguria alla Puglia, passando per Friuli Venezia Giulia, Toscana, Umbria e Calabria; viceversa gli altri due gruppi identificano alcune macro-regioni interessanti. Le specificità riscontrate sono infatti rilevanti sia per l'influenza che possono esercitare sui differenziali di

³³ Obstfeld (1989) confronta i gradi di avversione al rischio di USA, Germania e Giappone ed ottiene differenze significative del grado di avversione al rischio nel periodo 1961-1985, mentre segmentando il campione in due sub campioni (1961-1972 e 1973-1985) le differenze fra i gradi di avversione al rischio dei tre paesi non risultano più statisticamente significative; il risultato è tuttavia attribuibile più agli elevati errori standard (forse dovuti anche ad errori di misura delle variabili) che alla effettiva similarità dei gradi di avversione al rischio. Canova e Ravn (1996) confrontano Francia, Svizzera e Regno Unito con gli Stati Uniti ottenendo, con dati filtrati a diversa frequenza, differenze significative del grado di avversione al rischio in molti casi. Il puzzle dei risultati ottenuti è difficilmente componibile in un quadro unitario, tuttavia gli Autori, dopo aver saggiato formalmente con un test di Wald l'ipotesi di omogeneità, riscontrano che in molti casi i gradi di avversione al rischio dei paesi analizzati sono significativamente diversi (Canova e Ravn, 1996). La variabilità dei test statistici per l'accettazione o il rifiuto dell'ipotesi di uniformità delle preferenze potrebbe però essere dovuta più all'instabilità delle stime causata dagli errori di misura nelle variabili che ad effettiva assenza di eterogeneità.

³⁴ Considerando il reciproco dei valori stimati di θ^i si ottiene, per ogni regione, una misura relativa del grado di avversione al rischio della regione cui si riferisce (rapportata al valor medio nazionale di tale parametro). Si possono quindi considerare le differenze percentuali fra queste misure relative (standardizzate con la media) del grado di avversione al rischio regionale e il valore nazionale dello stesso parametro.

³⁵ Il risultato è stato ottenuto confrontando ogni regione con la media italiana, anziché confrontare le aree a due a due e quindi riducendo, rispetto agli studi precedenti, la probabilità di trovare differenze significative.

³⁶ Quest'area, comprendente gran parte del cosiddetto NEC (Nord-Est-Centro), è caratterizzata da elevati tassi di sviluppo e da una peculiare struttura produttiva con bassa dimensione d'impresa e forte presenza di modelli organizzativi di tipo distrettuale (Beccattini, 1987; Signorini, 2000).

occupazione delle diverse aree, sia per il ruolo che può essere svolto dai mercati finanziari nella stabilizzazione delle economie regionali. Per quanto concerne l'occupazione, è stato mostrato che il livello di equilibrio dell'occupazione varia in modo inversamente proporzionale al tasso di avversione al rischio (Arrow, 1971; Dreze, 1991) e che i contesti caratterizzati da eterogeneità delle preferenze generano una forte variabilità dei livelli occupazionali regionali, attenuabile solo con specifiche strategie di intervento (Milgrom - Shannon, 1994 e Roy, 1999)³⁷.

Per quanto concerne, infine, il ruolo dei mercati finanziari, Baxter e Crucini (1995) hanno mostrato che solo se gli agenti hanno preferenze simili, l'obiettivo del risk sharing può essere raggiunto anche con mercati finanziari incompleti. L'efficienza e completezza dei mercati sono quindi meno rilevanti, rispetto all'obiettivo del risk sharing, in un contesto di preferenze omogenee, mentre nel caso opposto di preferenze eterogenee che caratterizza le regioni italiane, la struttura dei mercati finanziari assume maggior rilevanza anche per l'obiettivo di stabilizzare, attraverso il risk sharing, le economie regionali.

Le analisi precedenti sono state generalmente fondate sull'ipotesi di uniformità territoriale delle preferenze³⁸ che non risulta essere coerente con l'evidenza empirica, ma che è di notevole rilevanza sia per impostare rigorosamente test statistici delle ipotesi teoriche di risk sharing, sia per valutare correttamente gli effetti concreti delle strategie di risk sharing. Il modello proposto in questo lavoro consente invece di analizzare e testare il risk sharing misurando contemporaneamente anche i parametri che esprimono le preferenze e tenendone conto per i test sulle ipotesi di risk sharing, cioè per valutare la rilevanza dello scostamento fra l'andamento effettivo e l'obiettivo teorico di stabilizzazione delle economie regionali.

3.2.2 Differenze regionali nel tasso di sostituzione intertemporale

Oltre al grado di avversione al rischio, le preferenze regionali possono differenziarsi anche nel tasso di sostituzione intertemporale. Le strategie di risk sharing sono influenzate da entrambi i parametri rilevanti per le decisioni di consumo che devono quindi essere analizzati congiuntamente anche sul

³⁷ Si noti che pur in contesti teorici differenti emerge sempre la rilevanza della misura del parametro di avversione al rischio per l'analisi delle strategie di risk sharing.

³⁸ L'importanza di questo aspetto della modellazione econometrica è generalmente riconosciuto (Canova e Ravn, 1996), ma le analisi empiriche sono quasi sempre fondate sull'ipotesi di uniformità delle preferenze (si vedano, ad esempio, Mace, 1991; Cochrane, 1991; Dedola et al. 1999).

piano econometrico³⁹ per ottenere stime consistenti dei corrispondenti parametri ed effettuare valutazioni rigorose delle strategie di stabilizzazione del consumo.

L'eventuale eterogeneità del tasso di sostituzione può dipendere, come è noto⁴⁰, da differenze economiche o demografiche (reddito, età, livello di istruzione, numero dei figli e altri aspetti delle strutture familiari) la cui distribuzione regionale non è sempre uniforme e potrebbe quindi generare differenze nel parametro che esprime l'importanza che il consumatore attribuisce agli effetti di tali decisioni non solo sull'utilità presente, ma anche sulle utilità future ed essere quindi rilevante per l'analisi delle strategie di risk sharing.

La stima del modello [7]-[8] che, come si è visto, ammette differenze regionali sia nel grado di avversione al rischio, sia nel tasso di sostituzione intertemporale mostra che la variabilità regionale dei tassi di sostituzione intertemporale è meno rilevante di quella riscontrata per l'avversione al rischio. I tassi di sostituzione intertemporale stimati per le regioni italiane presentano differenze solo per la Campania, la Basilicata e Calabria e risultano invece uniformi per tutte le altre regioni⁴¹; il tasso più basso si registra in Calabria, mentre in Basilicata e Campania è più alto della media nazionale. Il diverso orizzonte temporale dei residenti in queste regioni può dipendere da differenze demografiche (età, strutture familiari), economiche (reddito medio, tassi di interesse bancari⁴²) o da altri aspetti dell'organizzazione regionale.

Il dato sui tassi regionali di sostituzione intertemporale aggiunge alcuni elementi di complessità al *puzzle* emerso dall'analisi dell'avversione al rischio; come si è visto nel precedente paragrafo, il parametro di avversione al rischio in Calabria è superiore alla media nazionale con uno scarto, misurato dalla stima del corrispondente parametro del modello pari al +14,94%. La Calabria affianca quindi all'elevata avversione al rischio un basso tasso di sostituzione intertemporale.

³⁹ La separazione di questi due aspetti è stata criticata sia sul piano teorico (Obstfeld, 1994b), sia sul piano metodologico, poiché se non si stimano simultaneamente i parametri di avversione al rischio e di sostituzione intertemporale si producono distorsioni sistematiche delle stime econometriche; si vedano Issler e Piqueira (2000) (a livello macroeconomico) e Abdulkadri e Langemeier (2000) (a livello microeconomico).

⁴⁰ Si vedano Hall (1988), Epstein e Zin (1989), Fischer e Blanchard (1989), Trostel e Taylor (2001).

⁴¹ Le stime dei parametri della funzione di utilità ottenute in lavori dedicati esclusivamente a questo obiettivo confermano il risultato da noi ottenuto: il range delle misure dei tassi di sostituzione intertemporale è meno ampio di quello relativo alle misure del grado di avversione al rischio, soprattutto con dati macroeconomici (Issler e Piqueira, 2000).

⁴² I tassi di interesse bancari sono caratterizzati da un'elevata variabilità regionale che però non sembra correlata con il parametro di preferenza intertemporale. I tassi sui finanziamenti (a breve e a medio e lungo termine) sono generalmente più bassi al Nord e più elevati nel Centro Sud, con il minimo assoluto in Lombardia (4,99% il tasso a breve e 4,76% il tasso a medio-lungo termine). I tassi sui depositi presentano invece il loro massimo nell'Italia Centrale (Lazio 1,71%) e valori minimi nelle regioni meridionali (il minimo assoluto in Basilicata (1,17%). Basilicata e Campania sono inoltre caratterizzate, nell'ambito delle regioni meridionali, da valori minimi dei tassi di interesse sui finanziamenti (6,95% e 7,41% rispettivamente). Si veda BANCA D'ITALIA, Bollettino Statistico, Roma, n° 1, 2003. Ci limitiamo a segnalare questi dati in forma stilizzata, perché lo studio dell'eventuale relazione col tasso intertemporale di sostituzione non rientra in questo lavoro, ma potrebbe essere interessante per futuri approfondimenti del legame esistente fra differenziali d'interesse e risk sharing (Labadie, 1998).

Basilicata e Campania che, come si è visto nel precedente paragrafo, sono caratterizzate da un'avversione al rischio più bassa (con scarti pari al -13,79% in Basilicata e -4,76% in Campania⁴³) presentano invece tassi di sostituzione intertemporale superiori alla media. Le differenze sono tuttavia molto contenute (centesimi di punto percentuale) e hanno quindi scarsa rilevanza per le scelte di risk sharing.

In conclusione, il tasso di sostituzione intertemporale è pressoché uniforme su tutto il territorio nazionale con tre sole eccezioni, riguardanti le regioni meridionali, che pur essendo statisticamente significative sono di scarsa rilevanza economica per la loro limitata entità empirica. L'orizzonte temporale delle decisioni di risk sharing è quindi sostanzialmente uniforme fra le regioni italiane che si differenziano invece per il grado di avversione al rischio.

3.3. La stima del modello di breve periodo (specificazione EqCM).

Il modello econometrico delineato nel paragrafo 2.2 definisce due specificazioni: relazioni di cointegrazione (lungo periodo) e modello a correzione dell'equilibrio (VEqCM).

La prima specificazione, costituita dalle relazioni di cointegrazione, saggia l'esistenza del risk sharing con riferimento alle fluttuazioni di maggiore persistenza (reale o percepita). Le relazioni di cointegrazione, mettendo in relazione i livelli del consumo delle diverse aree territoriali considera persistenti quelle fluttuazioni che, agendo sul reddito permanente, si manifestano nei dati del consumo. La specificazione VEqCM analizza invece il risk sharing relativo alle fluttuazioni a più alta frequenza: attraverso la considerazione delle differenze e l'inclusione della componente di correzione dello squilibrio, valuta infatti l'effetto delle scelte di risk sharing a più alta frequenza e quindi coglie gli effetti delle strategie di risk sharing volti a stabilizzare le fluttuazioni meno persistenti.

Entrambe le specificazioni sono state stimate tenendo conto dei risultati emersi dall'analisi del rango di cointegrazione (paragrafo 3.2).

La nuova metodologia di analisi del risk sharing fornisce, anche per l'analisi di breve periodo, risultati interessanti, con diverse novità rispetto a quelli presenti in letteratura⁴⁴. Come si vede in dettaglio dalla Tabella 4, i risultati ottenuti dalla stima delle equazioni [12] e [14] (VEqCM) che valutano l'efficacia delle strategie di risk sharing rispetto alle fluttuazioni di breve periodo,

⁴³ Per la Campania il differenziale di avversione al rischio non è significativamente diverso dal valore medio nazionale; viceversa, per la Basilicata lo scostamento è statisticamente significativo, ma in entrambi i casi la differenza non è molto rilevante sul piano economico, come si è notato nel precedente paragrafo.

⁴⁴ Si vedano Dedola et al., (1999), Melitz e Zumer (1999), Cellini e Scorcu (1998), Decressin (2002).

dimostrano che in molte regioni le strategie di risk sharing attuate in Italia sono efficaci anche rispetto a fluttuazioni transitorie: tredici regioni stabilizzano il consumo anche a questa frequenza e solo in sette regioni (Friuli, Marche, Lazio, Abruzzo, Campania, Basilicata e Sardegna) l'instabilità residua è di entità superiore a quella ottenibile con strategie di ottimo risk sharing (Figura 10).

Si noti che il blocco delle regioni in cui non si riscontrano strategie di stabilizzazione ottimali rivolte al breve periodo si identifica quasi perfettamente con quello delle regioni avverse al rischio (paragrafo 3.2.1) e, per contro, tutte le regioni "con bassa avversione al rischio" attuano strategie di risk sharing che riescono a stabilizzare anche le fluttuazioni non persistenti⁴⁵.

Il risultato emerso dall'analisi di lungo periodo viene rafforzato nell'analisi di breve: dalla stima del modello VEqCM risulta infatti che la maggioranza delle regioni italiane (13 su 20) riesce a stabilizzare anche queste fluttuazioni nella misura massima compatibile con i parametri di preferenza.

Il risk sharing fra le regioni italiane risulta quindi, in base alle stime di questo modello, molto più elevato di quanto emerso dalle analisi precedenti⁴⁶. Tali analisi erano però condizionate dall'assunzione di uniformità delle preferenze che può aver distorto i risultati empirici, poiché, come si è visto, non corrisponde alla realtà regionale italiana.

4. Conclusioni

Il modello proposto in questo lavoro rende possibile la valutazione del livello di risk sharing esistente fra le regioni italiane nell'ambito di due specificazioni fra loro strettamente connesse: le relazioni di cointegrazione e la rappresentazione a correzione dell'equilibrio. Tali specificazioni identificate e stimate nell'ambito di un modello unitario, il VEqCM, consentono di saggiare statisticamente, in un'impostazione "dal generale al particolare" l'esistenza di risk sharing con riferimento a diversi orizzonti temporali (breve e lungo periodo) utilizzando i dati effettivamente osservati senza manipolarli, come è stato fatto in precedenti lavori, attraverso filtri arbitrari tendenti a far emergere dalle serie osservate le componenti di interesse alla frequenza desiderata.

⁴⁵ Il risultato appare coerente: la bassa avversione al rischio favorisce strategie di portafoglio più dinamiche del "buy and hold" che corrisponde invece a comportamenti degli agenti più avversi al rischio. Sul piano delle assicurazioni pubbliche si potrebbe pensare che nelle aree più avverse al rischio si tende a fronteggiare le crisi congiunturali con strumenti del welfare tradizionale (cassa integrazione), mentre nelle aree più disponibili a rischiare si fronteggiano con la mobilità. Quest'ultima strategia, analogamente al trading dinamico, comporta una maggiore assunzione di rischi, ma favorisce anche risultati migliori.

⁴⁶ Questa tesi è confortata dai risultati ottenuti da Ogaki e Zhang (2001) che utilizzando dati microeconomici, scoprono che ammettendo eterogeneità nelle preferenze, come nel nostro modello, cambia il giudizio sul grado di risk sharing; è quindi verosimile che i risultati ottenuti in precedenti lavori relativi alla realtà regionale italiana fossero inficiati dall'assunzione di omogeneità delle preferenze.

Rispetto ai precedenti lavori, basati essenzialmente su specificazioni di tipo panel, il modello proposto rende possibile affrontare l'analisi di risk sharing regionale senza imporre vincoli di uniformità territoriale dell'avversione al rischio, non coerenti con il contesto regionale italiano. Analogamente, non si impone a priori che i consumatori delle diverse regioni scontino i consumi futuri ad un medesimo tasso: infatti, la specificazione VEqCM, attraverso l'inclusione di una componente di trend lineare, rende possibile l'eterogeneità regionale nel tasso di sconto intertemporale⁴⁷.

Un'ulteriore innovazione rispetto alla precedente letteratura è l'uso di una tecnica di stima ad "informazione completa" che consente l'identificazione non solo delle relazioni di risk sharing nel lungo e nel breve periodo ma anche (se presente) di un secondo vettore di cointegrazione attribuibile, in alcuni casi, alla presenza di una relazione stabile tra reddito regionale e reddito nazionale. Questa caratteristica rende possibile, da un lato, il superamento dell'incoerenza metodologica derivante dall'uso dei metodi a "informazione limitata" (che non ammettono più di una relazione di cointegrazione) e procedure "a due stadi" nel contesto del risk sharing, e dall'altro lo studio, accanto all'analisi di risk sharing, dell'eventuale convergenza stocastica (Bernard e Durlauf, 1995) tra i redditi delle regioni italiane.

I risultati empirici ottenuti sul periodo 1960-1995 mostrano che, pur in assenza di fenomeni di convergenza tra i redditi pro-capite (Paci e Pigliaru, 1997, 1999; Pellegrini, 1997), le regioni italiane presentano un grado di risk sharing superiore rispetto a quanto precedentemente riportato in letteratura. Tale evidenza è in conflitto con quella ottenuta in Dedola et al. (1999); tali autori, utilizzando tecniche di cointegrazione ad informazione limitata e vincolando le preferenze degli agenti economici ad essere omogenee nelle diverse regioni osservano che (pag. 432): "*... we have additional confirmation of the imperfect risk sharing: the low-frequency evolution of local consumption cannot be accounted for without considering the long-run dynamics of local income*". Al contrario, i nostri risultati non imponendo tali assunzioni limitatrici sull'omogeneità delle preferenze, mostrano che le scelte assicurative di risk sharing riescono a neutralizzare, nella maggior parte delle regioni italiane, sia le fluttuazioni di breve periodo, sia le fluttuazioni più persistenti; solo alcune regioni riescono ad attenuare solo le fluttuazioni persistenti (di lungo periodo) trascurando quelle che sono destinate a riassorbirsi in breve tempo⁴⁸.

⁴⁷ La maggior parte dei test di risk sharing precedentemente usati in letteratura sono invece test congiunti dell'ipotesi di risk sharing e dell'ipotesi (ancillare) di omogeneità delle preferenze (Dedola et al., 1999). Attribuire il rigetto dell'ipotesi nulla all'assenza di risk sharing non è pertanto rigoroso in tutti i casi in cui le preferenze sono eterogenee, come accade in Italia.

⁴⁸ Il termine breve va inteso, come si è visto, nel senso di fluttuazioni la cui limitata persistenza non comporta modificazioni del reddito permanente.

Utilizzando una terminologia finanziaria, le regioni che fanno risk sharing solo per attenuare le fluttuazioni persistenti, sembrano caratterizzate da investitori la cui strategia di portafoglio è del tipo “*buy and hold*”. Nelle tredici regioni che neutralizzano sia le fluttuazioni di breve, sia quelle persistenti prevalgono invece investitori caratterizzati da strategie di trading più attive attraverso le quali adeguano le strategie di risk sharing (composizione di portafoglio) anche per fronteggiare l’instabilità di breve periodo (instabilità stagionale o infraciclica) senza peraltro perdere di vista l’obiettivo di neutralizzare le fluttuazioni cicliche di maggiore durata.

I risultati ottenuti indicano quindi che, nel sistema regionale italiano, gli strumenti di risk sharing operanti attraverso i mercati (investimenti, prestiti, migrazioni, ecc) o attraverso il welfare state (cassa integrazione, indennità di disoccupazione, ecc.) sono efficienti, anche se talora la loro concreta efficacia è influenzata negativamente dall’ambiente in cui operano: l’elevata avversione al rischio limita infatti sia la mobilità della forza lavoro, sia la diversificazione dei portafogli (*portfolio home bias*). Il fenomeno è più evidente nel meridione, ma caratterizza anche il Piemonte; la bassa crescita economica sembra essere l’elemento che accomuna le regioni più avverse al rischio. Solo il Nord-Est è completamente esente da questo problema; nelle altre aree del paese, sia pure in misure diverse, l’avversione al rischio alimenta un circuito perverso con effetti cumulativi (maggiore avversione al rischio, minore stabilizzazione e minore crescita con ulteriore innalzamento dell’avversione al rischio, ecc.)⁴⁹.

I risultati ottenuti dall’analisi mostrano che l’assetto istituzionale italiano, anche nella forma precedente la riforma in senso federale della costituzione, è adeguato rispetto all’obiettivo di stabilizzazione delle economie regionali. Le performance insoddisfacenti di alcune regioni non sono dovute tanto a limiti degli strumenti di risk sharing, quanto ai fattori di incertezza derivanti dai limiti dello sviluppo economico che aumentando l’avversione al rischio e limitando le possibilità di assicurazione influenzano negativamente non solo la stabilità economica, ma anche la crescita e la coesione sociale. Le persistenti differenze regionali si possono quindi fronteggiare non già con innovazioni negli strumenti di risk sharing, bensì operando sui fattori che influenzano l’avversione al rischio.

Nel nuovo contesto europeo che si va delineando con l’Unione Monetaria Europea lo spazio di attuazione del risk sharing per l’Italia si amplia, ma queste opportunità non potranno essere colte se non saranno rimossi i fattori strutturali che agendo sull’avversione al rischio ostacolano le possibilità di stabilizzazione che l’Unione Monetaria consentirebbe.

⁴⁹ Per contro, nel Nord Est la bassa avversione al rischio alimenta un circuito virtuoso duale rispetto a quello delle regioni meridionali.

BIBLIOGRAFIA

Abdulkadri, A.O. e M.R. Langemeier (2000), Using farm consumption data to estimate the intertemporal elasticity of substitution and relative risk aversion coefficients, *Agricultural Finance Review* 60, pp. 61-70.

Alesina, A., I. Angeloni e F. Etro (2001), Institutional Rules for Federations, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 8646.

Arrow, K. (1971), *Essays in the Theory of Risk Bearing*, Markham Publishing Company.

Athanasoulis, S e E. van Wincoop (2000), Growth Uncertainty and Risk Sharing, *Journal of Monetary Economics* 45, pp. 477-505.

Athanasoulis, S e E. van Wincoop (2001), Risk Sharing within the United States: What have financial markets and fiscal federalism accomplished?, *Review of Economics and Statistics* 83, pp. 688-698.

Attanasio, O. e J.V. Rios Rull (2000), Consumption smoothing in island economies: Can public insurance reduce welfare?, *European Economic Review*, 44, pp. 1225-1258.

Banca d'Italia (2003), *Bollettino statistico*, vari numeri, Roma.

Barro, R. e J.J. Lee (1994), Source of economic growth, *Carnegie Rochester Conference Series* 40, pp 1-46.

Barro, R. e X. Sala-i-Martin (1992), Convergence, *Journal of Political Economy* 100, 223-251.

Baxter, M. e M. Cucini (1995), Business cycle and the asset structure of foreign trade, *International Economic Review* 36, pp. 821-854.

Beccattini, G. (1987), *Mercato e forze locali: il distretto industriale*, Bologna, Il Mulino.

Beetsma, R.M.W.J. e P.C. Schotman (2001), Measuring risk attitudes in a natural experiment, *The Economic Journal* 111, pp. 821-848.

Bernard, A. B. e S. N. Durlauf (1995), Convergence in international output, *Journal of Applied Econometrics* 10, pp. 87-108.

Canova, F. e M.O. Ravn (1996), International consumption and risk sharing, *International Economic Review* 37, pp. 573-601.

Cavaliere G., L. Fanelli e A. Gardini, (2002), Regional consumption dynamics and risk sharing in Italy: new evidence, *Paper presentato alle Giornate CIDE 2001 - 2002, Bologna, 9 maggio 2002*, http://cide.dse.unibo.it/giornate2001it_4.htm.

Cellini, R. e A. Scorcu (2002), Ripartizione del rischio nelle aree territoriali italiane nel lungo e nel breve periodo, *Rivista di Politica Economica*, marzo-aprile, pp.171-199.

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

Cole, H e M. Obstfeld (1988), Commodity trade and international risk sharing. How much do financial markets matter ?, *Journal of Monetary Economics* 28, pp. 3-24.

Cooley, T (1995), *Frontiers of Business Cycle Research*, Cooley (ed.) Princeton University Press.

Coval, J.D. e T. J. Moskowitz (1997), Home bias at home: local equity preferences in domestic portfolio, Working Paper, University of Michigan.

Crucini, M. J. e G. D. Hess (1999), International and intranational risk sharing, in Hess, G.D. e E. van Wincoop (eds.), *Intranational economics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Decressin, J. (2002), Regional income redistribution and risk sharing: how does Italy compare in Europe ?, *Journal of Public Economics* 86, pp. 287-306.

Dedola, L., S. Usai e M. Vannini (1999), An Assessment of Regional Risk Sharing in Italy and the United Kingdom, in Adams, J. e F. Pigliaru (eds), *Economic growth and change. National and regional patterns of convergence and divergence*, Cheltenham: Edward Elgar.

Dreze, J. (1991), *Underemployment Equilibria*, Cambridge University Press.

Epstein, L. e S. Zin (1989), Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns. A theoretical framework, *Econometrica* 57, pp. 937-69.

Fisher, S. e O.J. Blanchard (1989), *NBER Macroeconomics Annual*, Blanchard O.J. (ed.) Cambridge, MIT Press.

French, K. e J. Poterba (1991), International diversification and international equity markets, *American Economic Review* 81, pp. 222-226.

Gardini, A., G. Cavaliere e L. Fanelli (2001a), Testing consumption risk sharing among the United States 1963-1990, *Appunti e Ricerche 8/2001*, Università degli Studi di Bologna, Sede di Rimini.

Gardini, A., G. Cavaliere e L. Fanelli (2001b), The econometric tests of risk sharing: a new perspective, *Statistica* 61, pp. 595-617.

Guiso, L., T. Jappelli, e D. Terlizzese (1996), Income risk, borrowing constraints and portfolio choice, *American Economic Review* 86, 158-172.

Halek, M. e J. G. Eisenhauer (2001), Demography of risk aversion, *Journal of Risk and Insurance* 68, pp.1-34.

Hall, R. E. (1988), Intertemporal substitution in consumption, *Journal of Political Economy* 96, pp. 339-57.

Hendry, D. F. (1995), *Dynamic econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

- Hess, G.D. e K. Shin (1998), Intranational business cycles in the United States, *Journal of International Economics* 44, pp. 289-313.
- Issler, J.V. e N.S. Piqueira (2000), Estimating risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution for Brazil using three types of utility functions, *Brazilian Review of Econometrics* 20, pp. 201-239.
- Johansen, S. (1996), *Likelihood based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive models*, Oxford, Oxford University Press.
- Jullien, B. e B. Salanié (2000), Estimating preferences under risk: The case of Racetrack bettors *Journal of Political Economy* 108, pp. 503-529.
- Kocherlakota, N. R. (1990), On the discount factor in growth economies, *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 43-47.
- Kraay, A. e J. Ventura (2002), Trade integration and risk sharing, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 8804.
- Labadie, P. (1998), Aggregate fluctuations, financial constraints and risk sharing, *Economic Theory* 12, pp. 621-648.
- Lewis, K. (1998), International home bias in international finance and business cycle, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 6351.
- Ligon, E., J. Thomas e T. Warrol (2002), Informal insurance arrangements in village economies, *Review of Economic Studies*, 69, pp. 209-44.
- Larsson, R, J. Lyhagen e M. Löthgren (2001), Likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels, *Econometrics Journal* 4, pp. 109-142.
- Loewy, M. B. e D. H. Papell (1996), Are U.S. regional incomes converging?, *Journal of Monetary Economics* 38, 587-598.
- Lucas, R. E. (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Oxford.
- Mace, B. J. (1991), Full insurance in the presence of aggregate uncertainty, *Journal of Political Economy* 99, pp. 929-955.
- Marrinan, J. (1998), Government consumption and private consumption correlations, *Journal of International Money and Finance* 17, pp. 615-636.
- Melitz, J. e F. Zumer (1999), Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 51, pp. 149-188.
- Milgrom, P. e C. Shannon (1994), Monotone Comparative Statics, *Econometrica*, 62, pp. 157-180.
- Murdoch, J. (1995), Income smoothing and consumption Smoothing, *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 103-114.

- Obstfeld, M. (1989), How integrated are world capital markets ? Some new tests, in G. Calvo (ed.) *Debt, Stabilisation and Development*, Oxford, Basil Blackwell.
- Obstfeld, M. (1994a), Are industrial-country consumption risks globally diversified?, in Leiderman, L. e A. Razin (eds.), *Capital mobility; The impact on consumption, investment and growth*, Cambridge University Press, New York.
- Obstfeld, M. (1994b), Evaluating risky consumption path: The role of intertemporal substitutability, *European Economic Review*, 38, pp. 1471-1486.
- Ogaki, M. e Q. Zhang (2001), Decreasing relative risk aversion and tests of risk sharing, *Econometrica* 69, pp. 515-526.
- Ogaki, M. e A. Atkeson (1997), Rate of time preference, intertemporal elasticity of substitution and level of wealth, *Review of Economics and Statistics* 79, pp. 564-572.
- Paci, R. e F. Pigliaru (1997), Structural change and convergence: an Italian Regional Perspective, *Structural Change and Economic Dynamics*, 8, pp. 297-318.
- Paci, R. e F. Pigliaru (1999), Growth and sectorial dynamics in the Italian regions, in Adams, J. e F. Pigliaru (eds), *Economic growth and change. National and regional patterns of convergence and divergence*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Paci, R. e A. Saba (1998), The empirics of regional growth in Italy, 1951-1993, *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali* 45 (3), pp. 515-543
- Palsson, A (1996), Does the degree of relative risk aversion vary with household characteristic?, *Journal of Economic Psychology* 17, pp. 771-787.
- Pellegrini, G. (1997), Lo stato come assicurazione contro il rischio di fluttuazioni del reddito e del consumo regionale: l'esperienza italiana (1983-1992), Paper presentato alla XVIII Conference on Regional Sciences, Siracusa, 8-11 Ottobre 1997.
- Persson, T. e G. Tabellini (1996), Federal fiscal constitutions: risk sharing and moral hazard, *Econometrica* 64, pp. 623-646.
- Pesaran, H. M. e Y. Shin (2002), Long run structural modelling, *Econometrics Reviews* 21, pp.49-87.
- Quah, D.T. (1997), Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs, CEPR Discussion Paper No. 1586.
- Roy, S. (1999), Risk sharing through labour contracts – risk aversion, market incompleteness and employment, paper presented at the *North American Summer Meeting of the Econometric Society*, 1999.
- Scorcu, A. (1998), Consumption risk sharing in Italy, *Applied Economics* 30, pp. 407-414.
- Signorini, L. F. (2000), *Lo sviluppo locale*, a cura di Signorini L. F., Donzelli Editore - Meridiana Libri, Roma.

- Silverman, B. W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman & Hall, London.
- Sørensen, B. E. e O. Yosha (1998), International risk sharing and European monetary unification, *Journal of International Economics* 45, pp. 211-238.
- Thomas, J. T. and Worrall (1988), Self enforcing wage contracts, *Review of Economic Studies* 55, pp. 541-554.
- Townsend, R. (1994), Risk and insurance in village India, *Econometrica* 62, pp. 539-591.
- Trostel, P.A. e G.A. Taylor (2001), A theory of time preference, *Economic Inquiry* 39, pp. 379-395.
- Van Dalen, H. P. (1999), *Intertemporal substitution in public and private consumption - long-run evidence from US and UK*, *Economic Modelling* 16, pp. 355-370.
- Van Wincoop, E. (1994), Welfare gains from international risk sharing, *Journal of Monetary Economics* 34, pp. 175-200.
- Van Wincoop, E. (1995), Regional risk sharing, *European Economic Review*, 37 pp. 1545-1567.
- Van Wincoop, E. (1999), How big are potential welfare gains from international risk sharing ?, *Journal of International Economics* 47, pp. 109-35.

TAVOLE E FIGURE

Regione	c^i, c^A	y^i, y^A	$\Delta c^i, \Delta c^A$	$\Delta y^i, \Delta y^A$
Piemonte	0.991	0.914	0.944	0.821
Valle D'Aosta	0.944	0.727	0.842	0.572
Lombardia	0.953	0.852	0.927	0.777
Trentino A. A.	0.954	0.924	0.858	0.816
Veneto	0.994	0.972	0.967	0.759
Friuli V. G.	0.992	0.974	0.940	0.748
Liguria	0.988	0.894	0.963	0.737
Emilia Romagna	0.990	0.920	0.967	0.805
Toscana	0.984	0.982	0.929	0.816
Umbria	0.986	0.955	0.949	0.826
Marche	0.992	0.966	0.948	0.849
Lazio	0.970	0.891	0.893	0.722
Abruzzo	0.983	0.968	0.941	0.851
Molise	0.985	0.908	0.890	0.781
Campania	0.992	0.974	0.916	0.819
Puglia	0.985	0.969	0.955	0.734
Basilicata	0.990	0.930	0.947	0.677
Calabria	0.989	0.940	0.945	0.548
Sicilia	0.992	0.966	0.942	0.731
Sardegna	0.944	0.940	0.811	0.727
<i>Media</i>	<i>0.980</i>	<i>0.928</i>	<i>0.924</i>	<i>0.756</i>

Tabella 1: Coefficienti di correlazione lineare. Dati annuali 1960-1995, prezzi costanti 1990. c^i = consumo pro-capite della regione i-esima; c^A = consumo pro-capite nazionale; y^i = PIL pro-capite della regione i-esima; y^A = PIL pro-capite nazionale.

Regione	rango r	$\beta' = (1, -\theta^i, -b)$	$\beta' = (1, -\theta^i, 0)$	$LR: b = 0$ <i>p-value</i>
Piemonte	1	$(1, -1.17, 2.27)$ 0.09 0.77	$(1, -1.05, 0)$ 0.02	5.42 ^b 0.02
Valle D'Aosta	1	$(1, 3.16, 4.12)$ 1.67 4.48	$(1, -7.35, 0)$ 0.94	0.38 0.54
Lombardia ^c	2	-	$(1, -1.25, 0)$ 0.04	9.59 0.00
Trentino A. A. ^c	2	-	$(1, -1.26, 0)$ 0.03	6.61 0.01
Veneto	1	$(1, -1.15, -0.10)$ 0.03 0.35	$(1, -1.19, 0)$ 0.03	0.06 0.81
Friuli V. G. ^c	2	-	$(1, -0.27, 0)$ 0.03	0.07 0.79
Liguria ^c	2	-	$(1, -0.55, 0)$ 0.05	2.92 0.09
Emilia Romagna	1	$(1, -0.99, -0.24)$ 0.01 0.11	$(1, -1.12, 0, 0)$ 0.02	0.84 0.36
Toscana ^c	2		$(1, -0.65, 0)$ 0.04	1.29 0.25
Umbria	1	$(1, -0.94, 3.07)$ 0.16 1.12	$(1, -0.75, 0)$ 0.04	5.40 0.02
Marche	1	$(1, -1.11, -0.12)$ 0.02 0.14	$(1, -1.15, 0)$ 0.01	0.33 0.57
Lazio ^d	1	$(1, -0.97, -0.38)$ 0.01 0.09	$(1, -1.08, 0)$ 0.04	1.15 ^b 0.28
Abruzzo	1	$(1, -1.93, 0.65)$ 0.35 1.54	$(1, -1.47, 0)$ 0.06	0.03 ^b 0.86
Molise ^d	1	$(1, -0.99, -0.03)$ 0.03 0.13	$(1, -1.00, 0)$ 0.02	0.06 ^b 0.81
Campania ^a	1	$(1, -1.06, 0.14)$ 0.04 0.17	$(1, -1.05, 0)$ 0.04	0.45 ^b 0.50
Puglia ^d	1	$(1, -1.08, -1.38)$ 0.03 0.24	$(1, -0.83, 0)$ 0.03	7.09 0.00
Basilicata ^{a, c}	2	-	$(1, -1.16, 0)$ 0.02	3.04 0.08
Calabria ^{a, c}	2	-	$(1, -0.87, 0)$ 0.04	3.15 0.08
Sicilia ^d	1	$(1, -1.02, -0.14)$ 0.00 0.04	$(1, -0.99, 0)$ 0.01	5.26 ^b 0.02
Sardegna	1	$(1, -1.22, -0.32)$ 0.03 0.23	$(1, -1.28, 0)$ 0.04	1.14 0.29

Tabella 2: Test di risk sharing alle frequenze di lungo periodo per le 20 regioni italiane. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), periodo 1960-1995. Stime di massima verosimiglianza del rango di cointegrazione r , e del vettore β del VEqCM [7]-[8] (errori standard tra parentesi). NOTE: a = un trend lineare (la cui stima del relativo coefficiente non è qui riportata) è incluso nella relazione di cointegrazione come nella [11]; b = l'ipotesi $\theta^i = 1$ non viene rifiutata; c = il secondo vettore di cointegrazione viene identificato come nella [13]; d = il VEqCM include due ritardi.

Regione	Avversione al rischio relativa
Val d'Aosta	0.14
Abruzzo	0.68 ^b
Sardegna	0.78
Trentino A. A.	0.79
Lombardia	0.80 ^e
Veneto	0.84
Basilicata	0.86
Marche	0.87
Emilia Romagna	0.89
Lazio	0.93 ^b
Piemonte	0.95 ^b
Campania	0.95 ^b
Molise	1.00 ^b
Sicilia	1.01 ^b
Calabria	1.15
Puglia	1.20 ^e
Umbria	1.33
Toscana	1.54
Liguria	1.82
Friuli V.G.	3.70

Tabella 3: Stima dei coefficienti di avversione al rischio relativa rapportati alla media nazionale. I valori sono ottenuti calcolando il reciproco dei coefficienti $\hat{\theta}^i$ della quarta colonna della Tabella 2. NOTE: $b =$ l'ipotesi $\theta^i = 1$ non viene rifiutata; $e =$ in tale regione l'ipotesi di risk sharing viene rifiutata.

Regioni	ω_1^i s.e.	ω_2^i s.e.	δ_1^i s.e.	δ_2^i s.e.	H_0 : nessun effetto del PIL regionale su Δc_t^i
Piemonte	1.08 0.07	-0.15 0.07	-0.13 0.04	-	non rifiutata ^b
Valle D'Aosta	1.06 0.18	0.00 0.09	-0.00 0.00	-	non rifiutata ^b
Lombardia ^c	0.97 0.07	0.20 0.09	-0.03 0.01	0.06 0.04	non rifiutata ^b
Trentino A.A. ^c	0.97 0.14	0.33 0.15	0.01 0.04	0.04 0.07	not rifiutata ^b
Veneto	1.00 0.06	0.04 0.06	-0.03 0.02	-	non rifiutata ^b
Friuli V.G. ^c	0.91 0.08	0.24 0.08	-0.05 0.02	0.18 0.08	rifiutata
Liguria ^c	1.20 0.07	-0.03 0.06	0.02 0.01	-0.05 0.03	non rifiutata
Emilia Romagna	1.00 0.06	-0.04 0.05	0.00 0.00	-	non rifiutata
Toscana ^c	0.85 0.09	0.02 0.15	-0.10 0.10	-	non rifiutata ^b
Umbria	1.00 0.08	0.13 0.07	-0.00 0.01	-	non rifiutata ^b
Marche	0.90 0.07	0.22 0.07	0.03 0.04	-	rifiutata
Lazio ^d	1.05 0.08	0.34 0.09	-0.15 0.05	-	rifiutata
Abruzzo	1.02 0.08	0.25 0.06	-0.00 0.01	-	rifiutata
Molise ^d	0.91 0.09	0.15 0.08	-0.32 0.07	-	non rifiutata ^b
Campania ^a	1.03 0.11	0.31 0.12	-0.04 0.10	-	rifiutata
Puglia ^d	0.90 0.07	0.01 0.07	0.05 0.04	-	non rifiutata ^b
Basilicata ^{a, c}	1.01 0.07	0.14 0.04	-0.66 0.20	0.16 0.05	rifiutata
Calabria ^{a, c}	0.91 0.09	0.02 0.04	-0.06 0.11	-0.03 0.06	non rifiutata ^b
Sicilia ^d	1.11 0.12	0.12 0.08	-0.12 0.16	-	non rifiutata
Sardegna	1.25 0.19	0.31 0.14	-0.05 0.04	-	rifiutata ^b

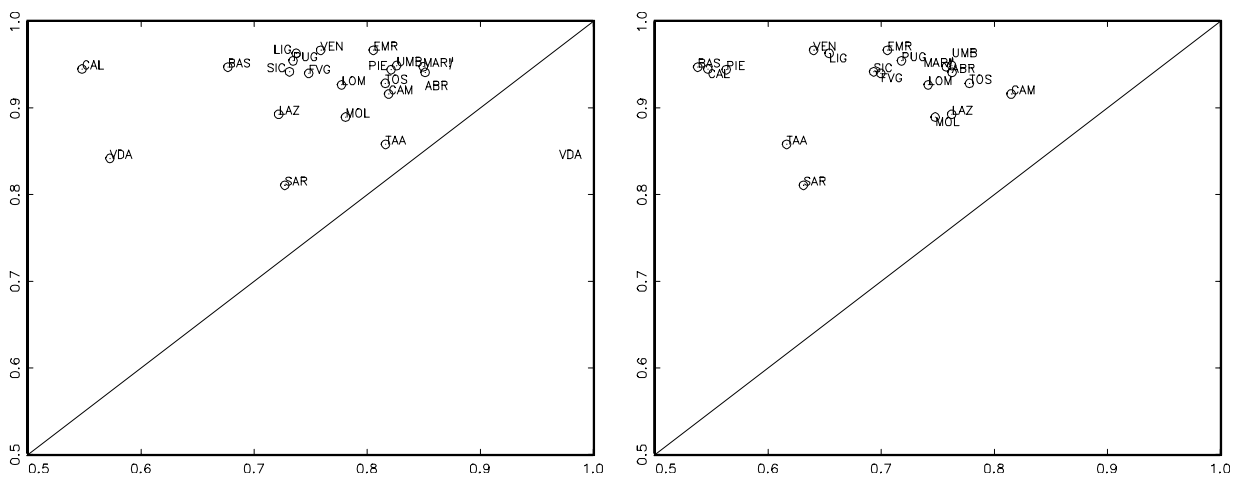


Figura 1: *A sinistra*: cross-plot delle correlazioni tra il tasso di crescita regionale e nazionale del PIL (ascisse) e le correlazioni tra il tasso di crescita regionale e nazionale del consumo (ordinate), per le venti regioni italiane. *A destra*: cross-plot delle correlazioni tra il tasso di crescita del consumo regionale e il tasso di crescita del PIL regionale (ascisse) e le correlazioni tra il tasso di crescita del consumo regionale e il tasso di crescita del consumo nazionale (ordinate), per le venti regioni italiane. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), periodo 1960-1995.

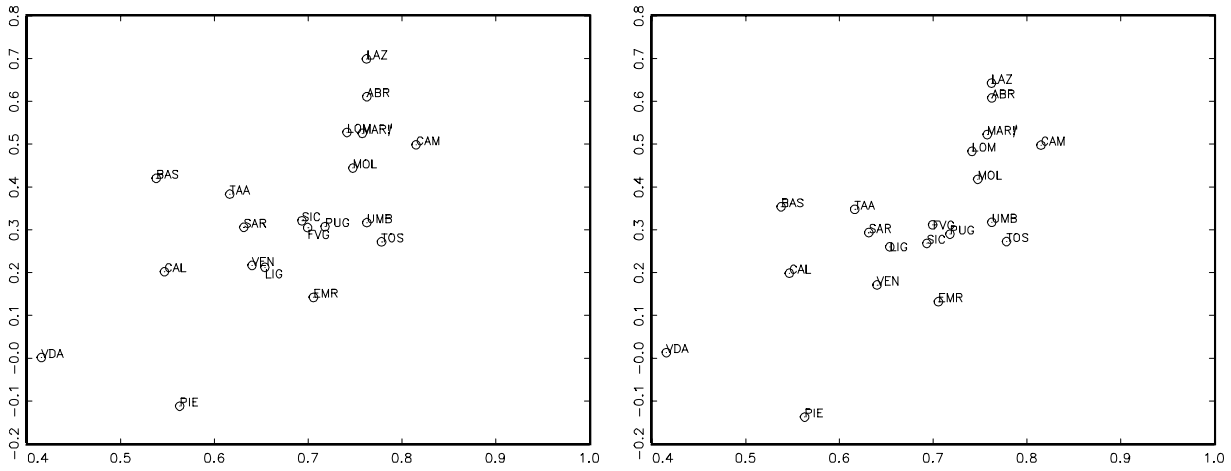


Figura 2: *A sinistra*: cross-plot delle correlazioni tra il tasso di crescita regionale del consumo e il tasso di crescita regionale del PIL (ascisse) e le correlazioni tra i tassi di crescita regionali del consumo in differenza rispetto alla media nazionale e i tassi di crescita regionali del PIL in differenza rispetto alla media nazionale (ordinate), per le venti regioni italiane. *A destra*: cross-plot delle correlazioni tra i tassi di crescita regionali del consumo e i tassi di crescita regionali del PIL (ascisse) e le correlazioni tra i residui ottenuti regredendo Δc_t^i su Δc_t^A e i residui ottenuti regredendo Δy_t^i su Δy_t^A (ordinate). Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), periodo 1960-1995.

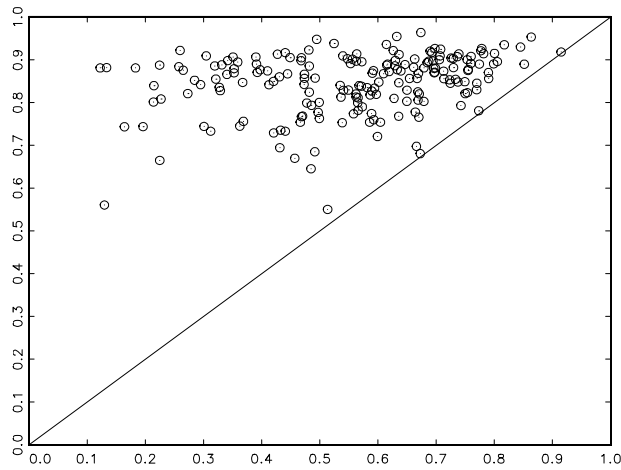


Figura 3: Cross-plot delle correlazioni tra i tassi di crescita regionali del PIL (ascisse) e i tassi di crescita regionali del consumo (ordinate) per tutte le possibili coppie di regioni italiane. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), periodo 1960-1995.

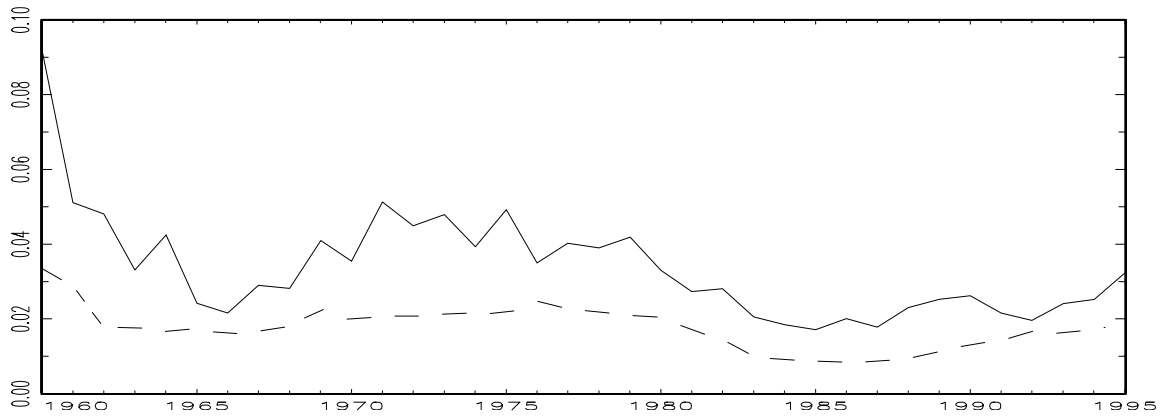


Figura 4: Misura del risk sharing intra-temporale: volatilità stimata del PIL regionale (linea continua) e del consumo regionale (linea tratteggiata) tra le regioni italiane relativamente al periodo 1960-1965. Dati annuali pro-capite e detrendizzati, prezzi costanti (1990).

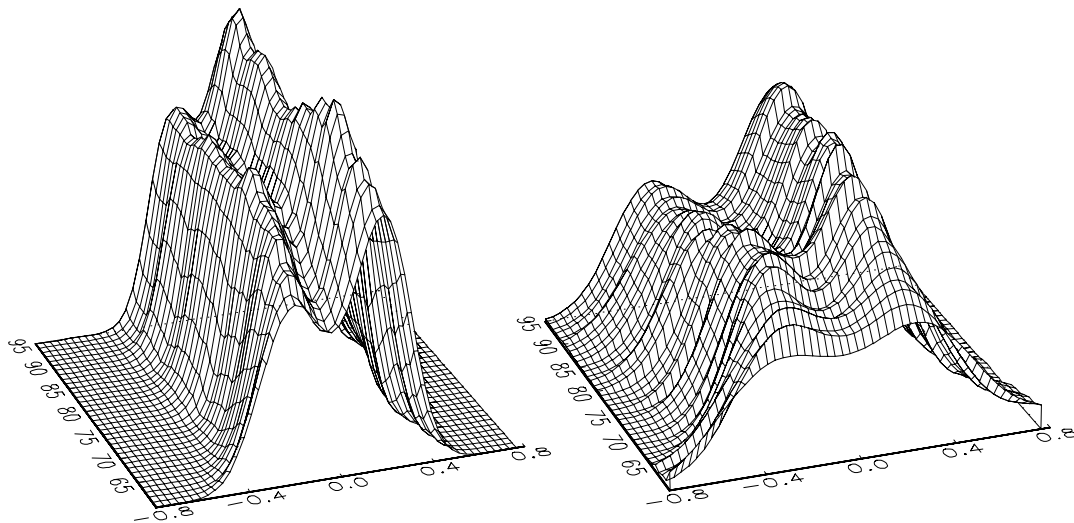


Figura 5: *A sinistra*: distribuzione del consumo regionale (differenze rispetto alla media nazionale) nella 20 regioni italiane sull'arco temporale 1960-1995. *A destra*: distribuzione del PIL regionale (differenze rispetto alla media nazionale) nelle 20 regioni italiane sull'arco temporale 1960-1995. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990). Stime Kernel con pesi gaussiani (Silverman, 1986).

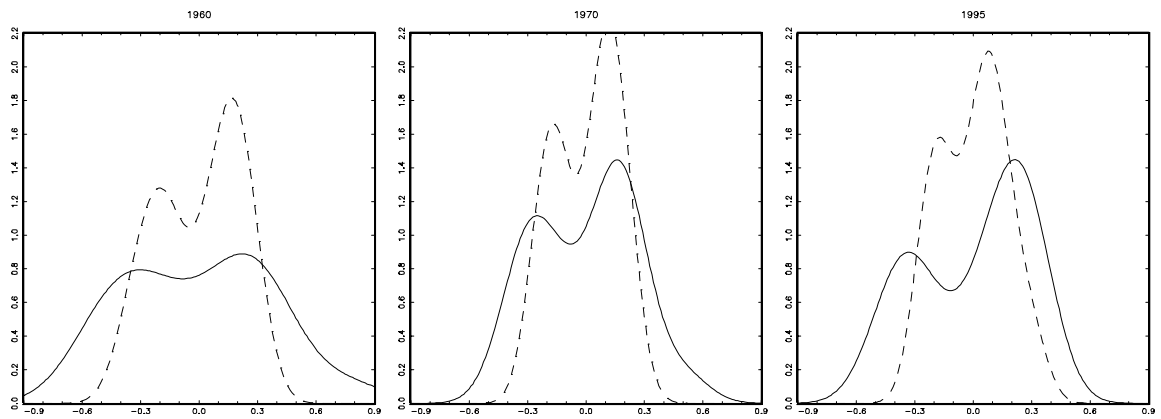


Figura 6: Distribuzione del PIL regionale (linea continua) e del consumo regionale (linea tratteggiata) tra le 20 regioni italiane nel 1960, 1970 e 1995. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), differenze rispetto alla media nazionale. Stime Kernel con pesi gaussiani.

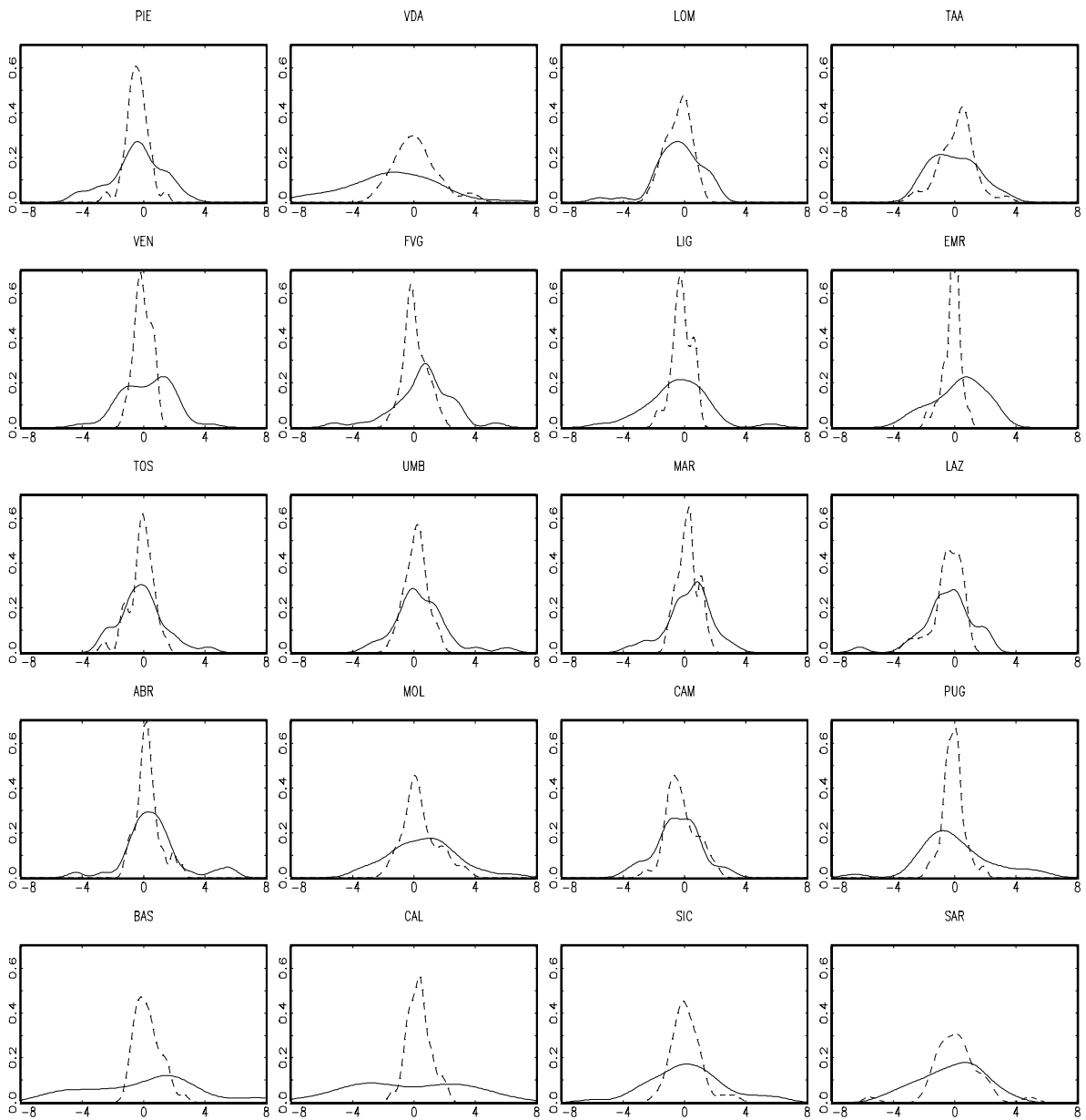


Figura 7: Distribuzione del tasso di crescita del PIL (linea continua) e del tasso di crescita del consumo (linea tratteggiata) nelle 20 regioni italiane. Dati annuali pro-capite, prezzi costanti (1990), periodo 1960-1995, differenze rispetto alla media nazionale.



Figura 8: Risk sharing di lungo periodo tra le regioni italiane.

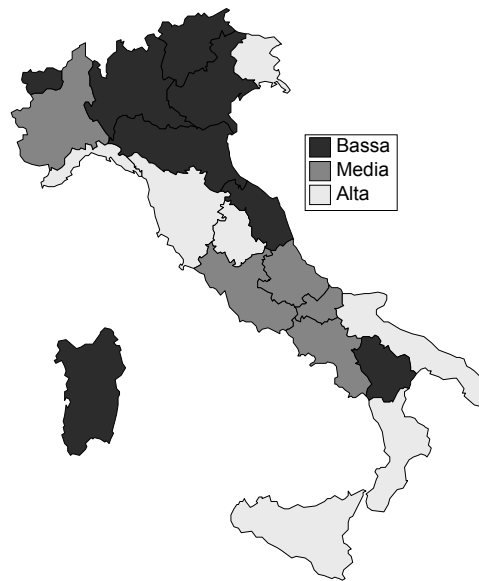


Figura 9: Avversione al rischio nelle regioni italiane.



Figura 10: Risk sharing di breve periodo tra le regioni italiane.