

**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA**

**FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE**

**CORSO DI LAUREA IN STATISTICA,  
ECONOMIA E FINANZA**



**Tesi di Laurea**

**Sulla relazione credito-consumo:**

**Una verifica empirica per il caso statunitense**

**Relatore: Dott. EFREM CASTELNUOVO**

**Laureanda: GIOVANNA SCHIMD  
Matricola: 541843 – SEF**

**Anno Accademico 2007/2008**



## Indice

Introduzione.....	pag. 5
Dati.....	pag. 9
Modelli in analisi.....	pag. 17
Analisi.....	pag. 19
<i>studio del primo modello empirico.....</i>	<i>pag. 19</i>
<i>studio del secondo modello empirico.....</i>	<i>pag. 25</i>
<i>studio del terzo modello empirico.....</i>	<i>pag. 33</i>
Conclusioni.....	pag. 39
Bibliografia.....	pag. 41
Ringraziamenti.....	pag. 43



## Introduzione

In seguito alle diverse destabilizzazioni subite dall'economia mondiale nell'ultimo decennio, causate anche dal succedersi ravvicinato di molteplici avvenimenti negativi che hanno spesso minato lo sviluppo e la stabilità dei sistemi economici, si è registrata una forte crescita di domanda di quantità di credito erogabile, per far fronte al comunque sempre crescente bisogno di rispettare qualunque tipo di esigenza sotto forma di consumo.

Questa generale tendenza è emersa a prescindere dal tipico comportamento del “consumatore razionale” di fronte all'incertezza sugli *shock* che possono verificarsi, che si riassume nel termine *consumption smoothing* (“lisciamento dei consumi”), ormai in uso nella letteratura economica. In particolare, si tratta di un comportamento provocato da variazioni temporanee o durature sul reddito, che portano a redistribuire nel tempo gli effetti delle fluttuazioni dello stesso sul consumo.

Recenti ricerche, condotte da Timothy Besley, Neil Meads e Paolo Surico per quanto riguarda il settore economico inglese, hanno avuto come oggetto di studio l'effetto e le conseguenze dell'accesso al credito in relazione ai consumi.

In campo finanziario si sta ultimamente assistendo a un'ondata di operazioni di consolidamento decisamente consistente. I cambiamenti normativi e tecnologici hanno determinato un notevole numero di acquisizioni e fusioni tra istituti di credito realizzando in questo modo un processo di consolidamento che ha influito in maniera importante sull'intera economia.

Le implicazioni di questi recenti sviluppi sono state inoltre rilevate sia a livello di singoli consumatori che di piccole e medie imprese, in un panorama geografico non solo nazionale ed europeo, ma anche extracomunitario.

Le ragioni di queste innovazioni da parte soprattutto dei gruppi bancari sono state comunemente dovute al voler aumentare l'efficienza ed incrementare la clientela, ampliando sia la copertura geografica che la gamma di prodotti offerti. Tramite le economie di scala e di gamma ottenute, le fusioni possono aumentare l'efficienza e grazie anche alla riduzione del management meno efficiente, potenzialmente anche concorrere a una diversificazione del portafoglio, migliorando così notevolmente la performance nel sistema bancario.

Il membro del Comitato Esecutivo della BCE Lorenzo Bini Smaghi, in una conferenza tenutasi a Firenze nel dicembre 2007, ha dimostrato come in termini di volume di credito i cambiamenti subiti dalle istituzioni bancarie siano stati rilevanti, come abbiano conseguentemente influito in modo notevole sulla “fame di liquidità” da parte dell'utenza consumatrice e come queste affermazioni si possano estendere anche alla sfera economica degli Stati Uniti d'America oltre che all'area europea.

I dati più recenti riguardo le condizioni di credito da parte delle banche indicano innalzamenti dei costi di finanziamento, sotto forma di tassi d'interesse a breve e lungo termine; ciononostante, malgrado un'offerta più sfavorevole, la domanda di credito e il credito effettivamente erogato sono nel complesso rimasti molto dinamici. Ciò è evidente anche in merito alla sempre più crescente richiesta di prestiti a lungo termine, molte volte connessi alla volontà di acquistare beni immobili, aventi non solo il pregio di rappresentare un immediato beneficio sull'utenza consumatrice ma anche di costituire successivamente una garanzia per poter contrarre nuovi accordi di prestito.

Non è scorretto affermare che i cambiamenti nei sistemi di finanziamento, che hanno spesso influito nel mercato immobiliare aumentando negli ultimi tempi il ruolo potenziale di garanzia svolto dagli immobili, abbiano portato la possibilità di accesso a forme di prestito e

dunque la quantità di credito erogato ad avere un effetto consistente sul programma di spesa delle famiglie, di fatto influenzandone i consumi.

Per quanto riguarda l'area statunitense, recentemente colpita da una crisi finanziaria provocata probabilmente da una concessione di prestiti troppo superficiale (i cosiddetti “*subprime*”), ci si domanda se effettivamente la quantità di credito erogato specialmente negli ultimi anni sia una variabile d'interesse ai fini dell'analisi della progressiva crescita dei consumi.

Poiché è già presente nella letteratura economica lo studio condotto da Besley, Meads e Surico(2008) che attesta l'influenza di questa variabile in termini di microdati, con quest'elaborato si vuole verificare che i risultati già ottenuti siano estendibili all'ambito macroeconomico.

Tramite pertanto l'analisi di dati macroeconomici, si stimano dei modelli di regressione lineare in grado di valutare la significatività della variabile esplicativa che fa riferimento alla quantità di credito erogato, che assieme ad altre esplicative si prefigge di valutare la variabile dipendente d'interesse che definisce l'andamento del consumo.

Concretamente l'ipotesi che si vuole verificare è che, modellando i tassi di consumo per differenti categorie di beni attraverso regressori che coinvolgano anche aggregati di tipo macroeconomico, emerga una distinta significatività relativa al credito erogato. Come si potrà notare, le analisi condurranno a conclusioni che non concorderanno con i risultati già riscontrati per quanto riguarda l'ottica microeconomica.



## Dati

L'area geografica d'interesse per i dati trattati in questo elaborato è circoscritta agli Stati Uniti d'America e il range temporale è relativo agli anni 1970-2003.

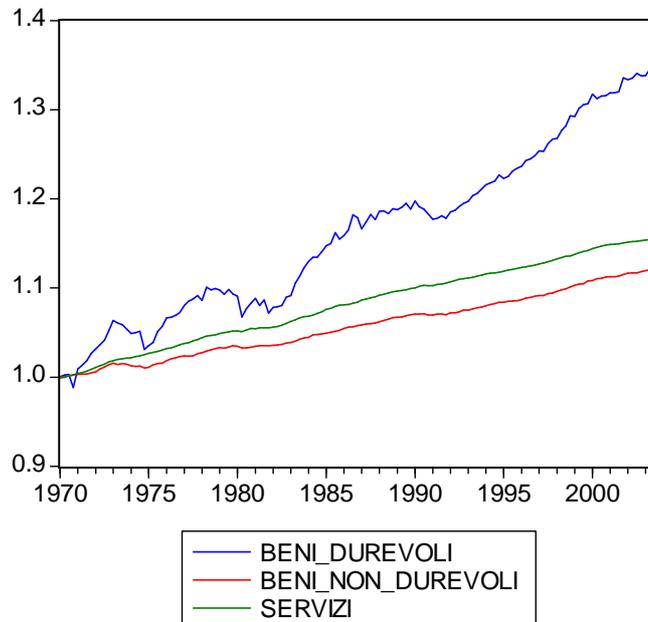
Per ciascuna serie di dati verrà riportata sia la fonte che la frequenza temporale originaria e resta sottinteso che saranno effettuate opportune trasformazioni per avere un range temporale omogeneo a livello trimestrale.

Per quanto riguarda le variabili dipendenti, si hanno a disposizione serie storiche riportanti dati relativi al consumo e suddivise in tre categorie:

- **beni durevoli** (un'automobile o un immobile) ;
- **beni non durevoli** (articoli d'abbigliamento, prodotti per la cura della persona...) ;
- **servizi** (trasporti, servizi bancari...) ;

Per tutte e tre le serie la frequenza è trimestrale e la fonte è lo *U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis* .

Il grafico seguente riporta i valori dei consumi delle tre differenti categorie di beni riparametrizzati su scala logaritmica normalizzata, in modo da poter fornire una visione preliminare dei dati reali a disposizione.

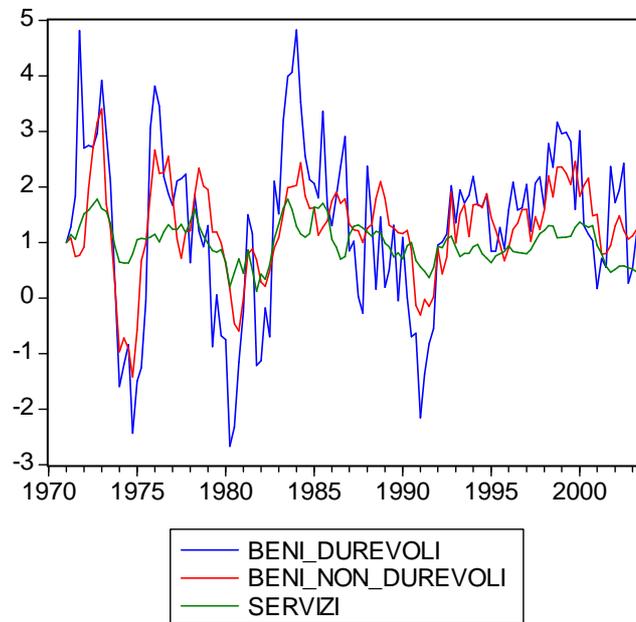


Si può notare come il consumo di tutte e tre le tipologie di beni presenti un trend crescente, più lineare di sicuro per quanto riguarda i servizi e i beni non durevoli. Il consumo di beni durevoli evidenzia una crescita molto più irregolare, caratterizzata anche da una più ampia variabilità dei dati, e complessivamente più rapida, soprattutto a partire dalla seconda metà degli anni '80.

Per poter lavorare con serie più stazionarie risulterà preferibile considerare, ai fini dell'analisi dei modelli di regressione, al posto dei valori reali dei consumi, i relativi tassi di crescita annuali in forma percentuale, che si ottengono a partire dai valori a disposizione (intesi genericamente come  $x$ ) tramite la formula

$$\frac{x - x(-4)}{x(-4)} 100$$

Sono di seguito riportati i valori dei tassi di crescita annuali normalizzati delle tre categorie di consumi, in modo da agevolare l'analisi visiva attraverso il grafico:



Le serie relative ai tassi di crescita annuali confermano le affermazioni effettuate in precedenza, in quanto si riscontra una maggior variabilità per quanto riguarda il consumo di beni durevoli rispetto alle altre due tipologie.

Sample: 1970Q1 2003Q4

	BENI DUREVOLI	BENI NON DUREVOLI	SERVIZI
Media	1.275503	1.262625	0.991157
Mediana	1.486356	1.260635	0.992981
Massimo	4.826007	3.408621	1.784670
Minimo	-2.668540	-1.415986	0.120856
Deviazione standard	1.505774	0.827896	0.352679
Skewness	-0.354784	-0.607034	0.097610
Curtosi	2.987505	3.881334	2.559866
Jarque-Bera Probability	2.770031 0.250320	12.37889 0.002051	1.275060 0.528596
Sum	168.3665	166.6666	130.8327
Sum Sq. Dev.	297.0234	89.78885	16.29410
Observations	132	132	132

Anche questo breve riepilogo sulle statistiche descrittive per l'insieme di dati a disposizione evidenzia, per i tassi annuali di crescita di ciascuna delle tre tipologie di consumo, un valore relativo alla varianza (deviazione standard) quasi doppio per i beni durevoli rispetto ai beni non durevoli, mentre i servizi hanno la varianza decisamente più bassa, con un valore pari a meno della metà di quello relativo ai beni non durevoli.

Il valor medio, per le prime due categorie di beni è inoltre circa lo stesso, mentre ancora una volta i servizi si posizionano su di uno standard più basso.

Le variabili indipendenti che verranno usate nei modelli di regressione sono invece costituite dalle serie storiche relative a :

- **indice dei prezzi**, a frequenza trimestrale  
(fonte: *U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis*);
- **reddito reale disponibile (Y-T)**, a frequenza trimestrale  
(fonte: *U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis*);
- **reddito reale**, a frequenza trimestrale  
(fonte: *U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis*);
- **tasso d'interesse nel breve periodo**, a frequenza mensile e gestito dalla Banca Centrale Americana  
(fonte: *Board of Governors of the Federal Reserve System*);
- **tasso d'interesse a lunga scadenza**, a frequenza mensile  
(fonte: *Board of Governors of the Federal Reserve System*);

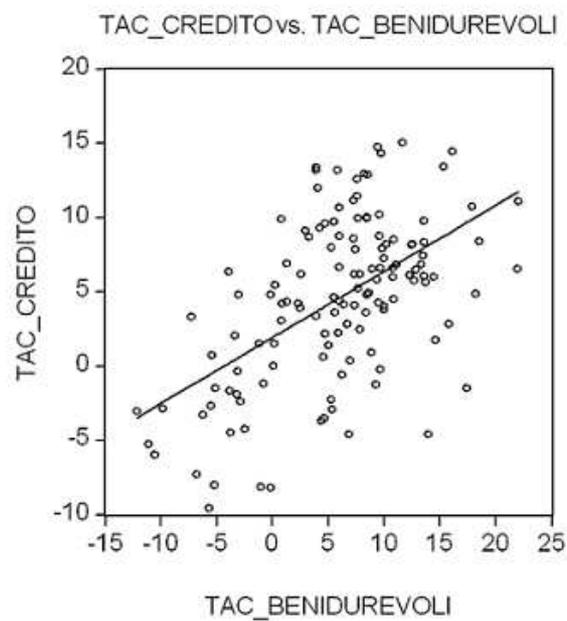
Anche per le prime tre variabili indipendenti, ai fini dello studio dei modelli di regressione, sarà opportuna la trasformazione in tassi di crescita annuali tramite la formula citata in precedenza, mentre per i tassi d'interesse verranno mantenuti i valori reali.

Non resta che la variabile indipendente d'interesse predominante ai fini dello sviluppo di questa tesi, ovvero la **misura di quantità del credito erogato**, proveniente dalla fonte *Board of Governors of the Federal Reserve System*, a frequenza mensile, ed espressa in termini nominali; oltre alla trasformazione temporale, questa serie verrà divisa per il

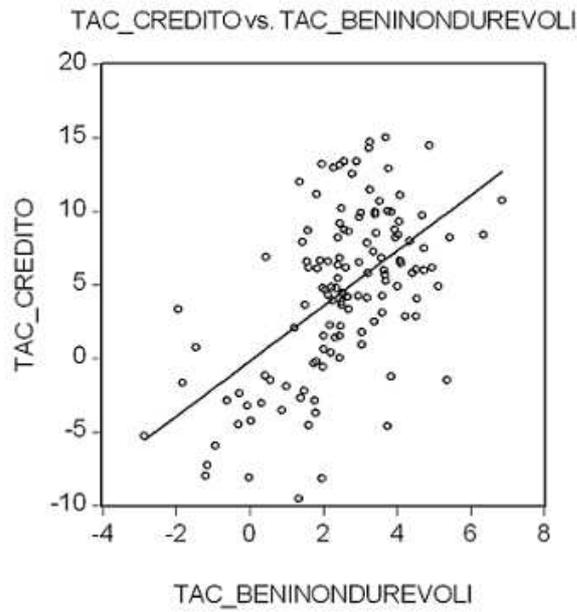
deflatore del pil, ovvero l'indice dei prezzi, prima di essere trasformata anch'essa in tasso di crescita annuale con la formula consueta.

Poiché ai fini dell'analisi è proprio quest'ultima la variabile d'interesse principale, viene proposta di seguito un'analisi grafica preliminare che pone a confronto tramite dei diagrammi di dispersione il tasso di crescita annuale della quantità di credito erogato e i tre tassi di crescita annuali delle differenti tipologie di consumo:

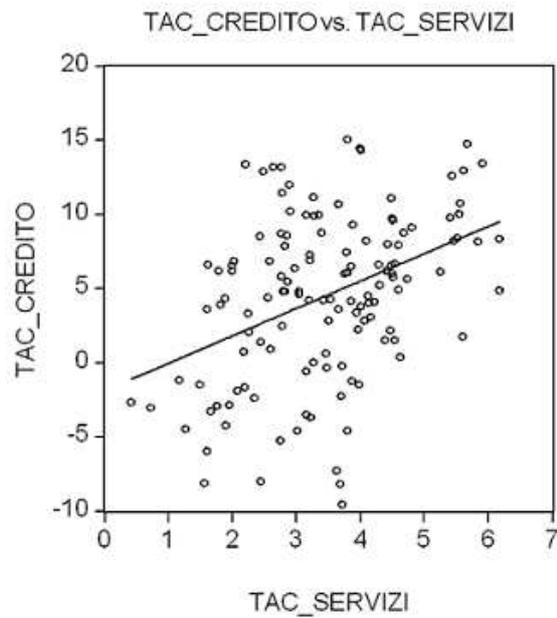
*Tasso di crescita del consumo di beni durevoli  
Vs.  
Tasso di crescita della quantità di credito*



*Tasso di crescita del consumo di beni non durevoli*  
*Vs.*  
*Tasso di crescita della quantità di credito*



*Tasso di crescita del consumo di servizi*  
*Vs.*  
*Tasso di crescita della quantità di credito*



Già da un primo sguardo i diagrammi di dispersione, che pongono a confronto di volta in volta i tassi di crescita delle differenti tipologie di consumo con il tasso di crescita della quantità di credito erogato, non sembrano restituire valide informazioni riguardo la dipendenza di queste variabili.

Sebbene i dati si distribuiscano approssimativamente in modo crescente, non è evidente una chiara correlazione dei consumi con la variabile d'interesse presa in esame.

## Modelli in Analisi

Ciò che ci si propone di studiare con questo elaborato è la possibile significatività della variabile indipendente d'interesse relativa alla quantità di credito erogato nell'analisi di un modello di regressione lineare che andrebbe a spiegare l'andamento del tasso di crescita annuale dei consumi, il tutto nell'ambito di dati di tipo macroeconomico, per verificare appunto se anche nella ricerca effettuata con macrodati la variabile d'interesse sia significativa.

Saranno utilizzati in tutto tre tipi di modelli con differente costruzione.

Il primo modello valuterà l'andamento del tasso di crescita annuale del consumo in base alla sola variabile indipendente relativa al tasso di crescita della quantità di credito erogato. Nella regressione, quest'ultima risulterà in forma ritardata di quattro periodi in modo da avere meglio sotto gli occhi la dinamica che si sviluppa nell'arco di un anno, disponendo di fatto di dati su base trimestrale.

La forma di questo primo modello sarà dunque:

$$\gamma_{\text{consumo } t}^i = \text{costante} + \sum_i \beta_i \gamma_{\text{credito } t-j}^i + \varepsilon_t$$

dove (qui e nel seguito)  $j = 1, 2, 3, 4$  e l'indice  $i$  indica {beni durevoli, beni non durevoli, servizi}.

---

1 Il simbolo  $\gamma$  indicherà sempre il tasso annuale di crescita.

Il secondo modello analizzerà invece ciascun tasso di crescita dei consumi in funzione, oltre che del tasso di crescita della quantità di credito sotto forma di variabile ritardata di quattro periodi, anche delle altre esplicative indipendenti citate in precedenza non ritardate.

La sua forma sarà dunque:

$$\begin{aligned} \gamma_{\text{consumo } t}^i &= \text{costante} + \sum \beta_i \gamma_{\text{credito } t-j}^i \\ &+ \sum \delta_i \gamma_{\text{reddito reale } t}^i + \sum \zeta_i \gamma_{\text{reddito reale disponibile } t}^i \\ &+ \sum \eta_i \gamma_{\text{indice dei prezzi } t}^i + \sum \theta_i \gamma_{\text{tasso d'interesse bp } t}^i \\ &+ \sum \kappa_i \gamma_{\text{tasso d'interesse lp } t}^i + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Il terzo modello, infine, prevederà una regressione analoga a quella del secondo, con l'aggiunta però tra le esplicative della stessa variabile risposta (il tasso di crescita del consumo per ciascuna tipologia di bene) ritardata di quattro periodi, ovvero:

$$\begin{aligned} \gamma_{\text{consumo } t}^i &= \text{costante} + \sum_i \beta_i \gamma_{\text{credito } t-j}^i \\ &+ \sum_i \delta_i \gamma_{\text{reddito reale } t}^i + \sum_i \zeta_i \gamma_{\text{reddito reale disponibile } t}^i \\ &+ \sum_i \eta_i \gamma_{\text{indice dei prezzi } t}^i + \sum_i \theta_i \gamma_{\text{tasso d'interesse bp } t}^i \\ &+ \sum_i \kappa_i \gamma_{\text{tasso d'interesse lp } t}^i + \sum_i \lambda_i \gamma_{\text{consumo } t-j}^i + \varepsilon_t \end{aligned}$$

## Analisi

Le stime sono ottenute con il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari (stime OLS) con matrice *Newey-West VCV* tramite il *software* informatico Eviews : in questo modo si corregge la matrice di varianza-covarianza tenendo conto dell'autocorrelazione e/o eteroschedasticità del termine d'errore; se non si utilizzasse questa correzione otterrei comunque stime consistenti ma non efficienti.

### *Studio del primo modello empirico*

La regressione sui tassi di consumo dei tre tipi di beni in base al primo modello empirico riporta i seguenti risultati<sup>2</sup> :

Variabili esplicative	$\Sigma \beta^{(*)}$	<i>P-value</i> <sup>(**)</sup>	R <sup>2</sup> corretto
T.C. beni durevoli	0,368493	0,0000	0,373274
T.C. beni non durevoli	0,086185	0,0000	0,360701
T.C. servizi	0,055748	0,0005	0,122370

(\*) Quattro ritardi dell'accesso al credito

(\*\*) Calcolato con il *Wald test* sui coefficienti dei quattro ritardi

La somma dei coefficienti dei quattro ritardi per la variabile relativa alla quantità di credito erogato restituisce il peso della stessa sul tasso di crescita del consumo.

Per la regressione di questo primo modello esso risulta molto basso per tutti e tre i tassi di crescita al consumo, soprattutto per le categorie di beni non durevoli e servizi. Il test di

---

2 Periodo temporale di riferimento del campione: 1970-2003.

*Wald* sulla nullità dei coefficienti della variabile indipendente sotto esame porta però chiaramente al rifiuto dell'ipotesi nulla di uguaglianza a zero, e dunque di non significatività degli stessi ai fini dell'analisi regressiva rispetto alla variabile dipendente.

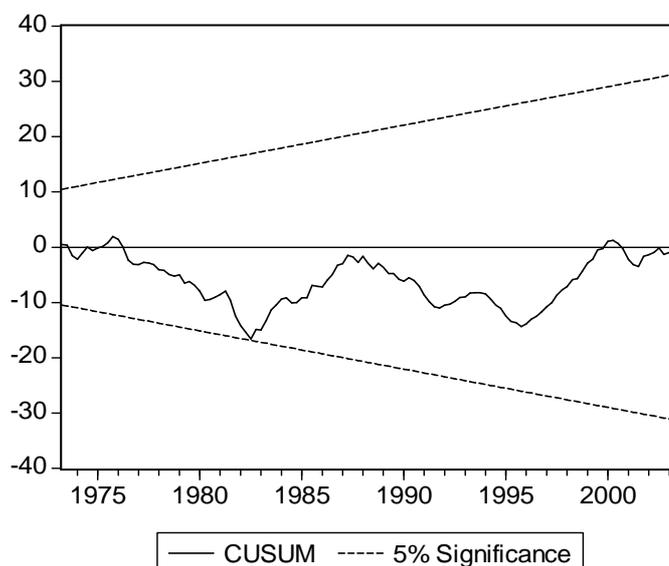
In realtà, i risultati ottenuti dalla stima della regressione, se considerati singolarmente e non come somma dei coefficienti dei quattro ritardi, porterebbero ad eliminare dal modello le variabili relative agli ultimi due ritardi, in quanto decisamente non significative al livello soglia del 5% (per il tasso di crescita dei beni non durevoli e dei servizi anche il *p-value* del terzultimo ritardo è ampiamente superiore a 0,05). Ciò non porterebbe comunque ad alcun miglioramento nel modello in analisi, in quanto non ci sarebbero significativi cambiamenti vantaggiosi rilevabili da un rialzo dell'indice  $R^2$  e anzi il modello ne risentirebbe ai fini della stabilità.

In ogni caso è evidente che valori di  $R^2$  corretto così bassi per la regressione sui tassi di consumo di tutte e tre le tipologie di beni siano la dimostrazione di quanto questo primo modello non sia propriamente adatto alla spiegazione della variabile dipendente.

L'analisi della stabilità, effettuata mediante il *test Cusum*<sup>3</sup> per questo primo modello empirico è del tutto soddisfacente per le regressioni sulle tipologie di beni durevoli e non durevoli, mentre non appare per nulla buona per quanto riguarda il tasso di crescita del consumo di servizi, per il quale verrà nuovamente effettuata l'analisi sul campione ridotto che si valuta essere non stabile.

### **primo modello**

#### **tasso di crescita del consumo di beni durevoli: *analisi della stabilità***

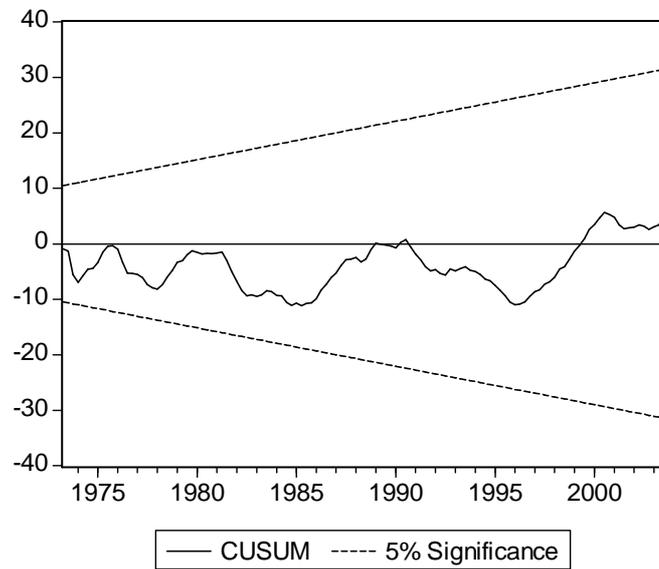


---

3 Il *Cusum Test* tratta la stabilità dei coefficienti delle variabili indipendenti in un modello lineare utilizzando la sommatoria dei residui.

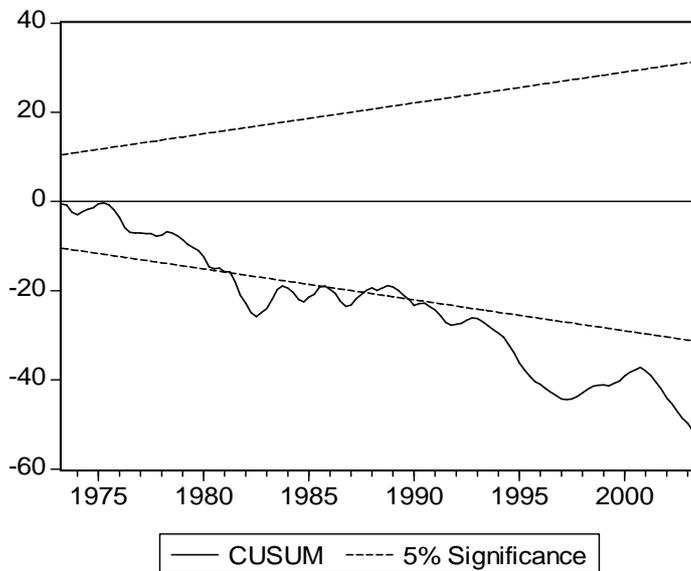
**primo modello**

tasso di crescita del consumo di beni non durevoli: *analisi della stabilità*



**primo modello**

tasso di crescita del consumo di servizi: *analisi della stabilità*



Il test non restituisce una buona stabilità in merito alla regressione con variabile dipendente il tasso annuale di crescita del consumo di servizi, per il quale oltretutto si è riscontrato un valore davvero molto basso di  $R^2$  corretto.

Sono presentati di seguito i risultati ottenuti dalla regressione effettuata di nuovo sul range temporale più instabile, ovvero a partire dall'anno 1980 e fino all'anno 2003:

Variabili esplicative	$\Sigma \beta^{(*)}$	<i>P-value</i> <sup>(**)</sup>	$R^2$ corretto
T.C. servizi (intero campione)	0,0557	0,0005	0,1224
T.C. servizi (sottocampione)	0,0687	0,0104	0,0965

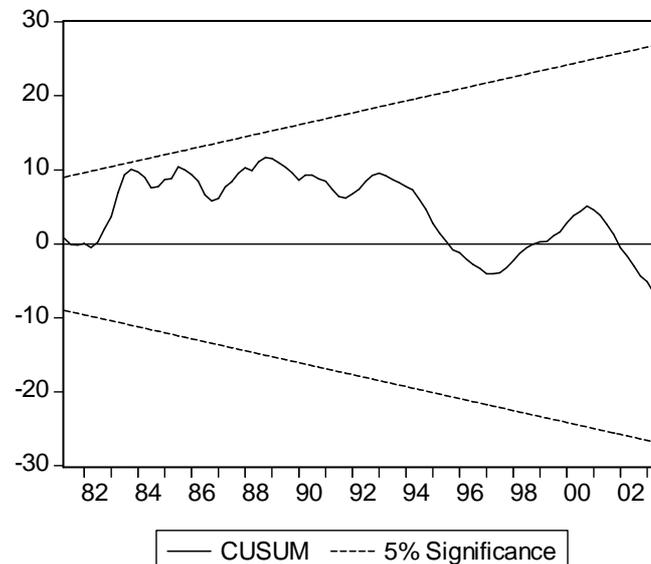
(\*) Quattro ritardi dell'accesso al credito

(\*\*) Calcolato con il *Wald test* sui coefficienti dei quattro ritardi

Risultano sempre non significative al livello 0,05 le singole variabili relative agli ultimi tre ritardi e il *Wald test* conferma la validità nel complesso delle variabili nella stima.

Il valore dell'indice  $R^2$  corretto, per questa regressione, è leggermente più basso e notevolmente inferiore ai valori riscontrati con la regressione sui tassi per beni durevoli e non durevoli.

Il *Cusum test* sulla stabilità fornisce tuttavia un esito molto più soddisfacente come si evince dal grafico seguente :



Considerando i risultati ottenuti dalla stima secondo questo primo modello empirico si può affermare che, nonostante le variabili ritardate relative alla quantità di credito erogato siano significative (se considerate nel loro complesso) ai fini della regressione, e quindi si possano includere nell'ambito di un modello che si prefigga di studiare l'andamento dei tassi di crescita dei consumi, il modello in generale non si possa considerare buono e che ci sia quindi la possibilità di migliorarlo prima di sostenere che il tasso di crescita della quantità di credito erogato non sia una variabile significativa al fine di spiegare l'andamento dei consumi in ambito macroeconomico.

### *Studio del secondo modello empirico*

Sono di seguito riportati i risultati ottenuti dalla regressione sui tassi di consumo dei tre tipi di beni in base al secondo modello empirico<sup>4</sup>:

Variabili esplicative	$\Sigma \beta^{(*)}$	$\Sigma \delta^{(*)}$	$\Sigma \zeta^{(*)}$	$\Sigma \eta^{(*)}$	$\Sigma \theta^{(*)}$	$\Sigma \kappa^{(*)}$	R <sup>2</sup> corretto
T.C. beni durevoli	0,2772 (0,0115)	0,1404 (0,0047)	1,2529 (0,0465)	0,0594 (0,1635)	-0,3759 (0,0789)	0,0356 (0,7032)	0,6423
T.C. beni non durevoli	0,0315 (0,5047)	0,4691 (0,0001)	-0,0879 (0,1168)	0,0326 (0,0242)	0,0362 (0,6166)	-0,2106 (0,4127)	0,6124
T.C. servizi	-0,0006 (0,2984)	0,3277 (0,0019)	0,2022 (0,2023)	0,1476 (0,0258)	-0,12 (0,002)	0,1188 (0,3813)	0,4005

<sup>(\*)</sup> *p-value del Wald test*

Tra le esplicative,  $\beta$  corrisponde al coefficiente del tasso di crescita della quantità di credito erogato,  $\delta$  è il coefficiente relativo al reddito reale,  $\zeta$  quello per il reddito reale disponibile,  $\eta$  il coefficiente per l'indice dei prezzi,  $\theta$  e  $\kappa$  corrispondono rispettivamente ai coefficienti delle variabili relative a tasso d'interesse nel breve e lungo periodo.

Innanzitutto si può notare che complessivamente la bontà dei modelli è migliorata, in quanto i valori dell'indice R<sup>2</sup> corretto sono notevolmente aumentati rispetto alle stime effettuate con il precedente modello empirico.

Non va dimenticato che ciò potrebbe essere semplicemente dovuto all'aggiunta di più variabili esplicative nella regressione.

---

4 Periodo temporale di riferimento del campione: 1970-2003.

Per quanto riguarda il tasso di crescita del reddito, esso si relaziona positivamente con la variabile dipendente per tutte e tre le tipologie di consumo di beni, come d'altronde suggerisce il modello IS-LM (l' aumento del reddito comporta un aumento dei consumi) ed è classificabile come variabile significativa ai fini della stima del modello.

Il tasso di crescita del reddito reale disponibile si comporta in modo analogo solamente nell'ambito della regressione che valuta il tasso per il consumo dei beni durevoli, mentre risulta una variabile non significativa ai fini dell'analisi a livello 5% sia per la stima relativa al consumo di beni non durevoli che per quella relativa ai servizi.

La stessa cosa avviene, in maniera opposta, per il tasso di crescita dell'indice dei prezzi, che si relaziona sempre positivamente rispetto ai consumi e tuttavia non sarebbe una variabile particolarmente significativa nella regressione che si propone di studiare l'andamento del tasso di crescita del consumo per i beni durevoli.

Il tasso d'interesse nel lungo periodo si può trascurare, in quanto per tutte e tre le regressioni il *p-value* del test sulla nullità del coefficiente porta ad accettare con sicurezza l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero dello stesso: tutti infatti superano ampiamente la soglia fissata al livello 5%.

Il tasso d'interesse nel breve periodo, invece, risulta trascurabile solo per quanto riguarda la regressione che coinvolge il tasso annuale di crescita del consumo di beni non durevoli (il *p-value* è infatti pari a 0,6166), mentre è significativo al 10% nella stima del modello che vuole spiegare.

L'andamento dei tassi di consumo per beni durevoli e servizi; nell'ambito di queste due regressioni esso si relaziona negativamente rispetto ai tassi dei consumi: ipotizzando infatti un aumento del reddito e in conseguenza dei risparmi, la curva relativa a questi ultimi si

sposterebbe verso destra incrociando quella degli investimenti in un nuovo punto, al quale corrisponderebbe un valore del tasso d'interesse minore rispetto a quello iniziale.

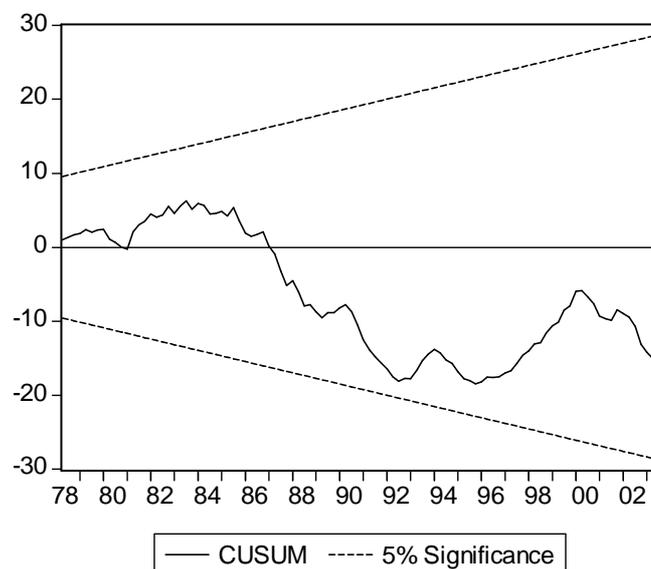
Ciò che però va analizzato con più attenzione per questa tesi è l'andamento del tasso di crescita della quantità di credito erogato, che sembra nuovamente non offrire particolari spunti circa la sua rilevanza all'interno di un modello che vuole spiegare i tassi di crescita dei consumi trattando macrodati.

Per quanto riguarda le regressioni con variabile dipendente il tasso di crescita dei consumi di beni non durevoli e servizi, infatti, questa variabile non risulta per nulla significativa (i *p-value* superano decisamente sia la soglia di significatività al 5% che al 10%), mentre lo è, anche se con peso decisamente non rilevante, solo nell'ambito dei beni durevoli, per il cui tasso di consumo si va a relazionare positivamente, confermando comunque l'ipotesi, già confermata in campo microeconomico da Besley, Meads e Surico, che al crescere della quantità di credito erogato aumentino anche i consumi. Oltretutto, il fatto che siano i beni di tipo durevole ad essere coinvolti è un fatto facilmente riscontrabile anche nella realtà, in quanto non è una novità la tendenza a sfruttare le maggiori potenzialità delle modalità di accesso al credito per investire nel consumo di questa categoria di beni. Non si riscontrano comunque valori che portino ad affermare con certezza l'incisività di questa variabile all'interno del modello empirico proposto.

Andando a studiare ora la stabilità del modello empirico per le tre regressioni, tramite il *Cusum Test*, si trova un risultato analogo alla precedente analisi, ovvero una situazione praticamente stabile per quanto riguarda le regressioni relative a beni durevoli e non durevoli e una parzialmente stabile riguardante i servizi.

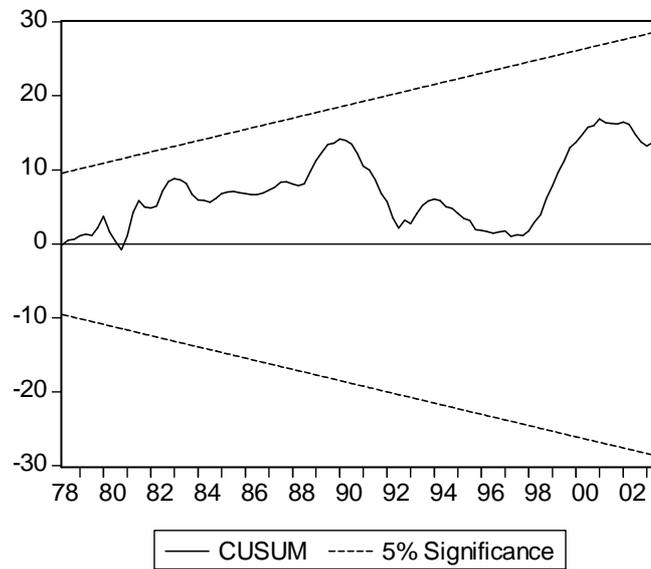
### **secondo modello**

#### **tasso di crescita del consumo di beni durevoli: *analisi della stabilità***



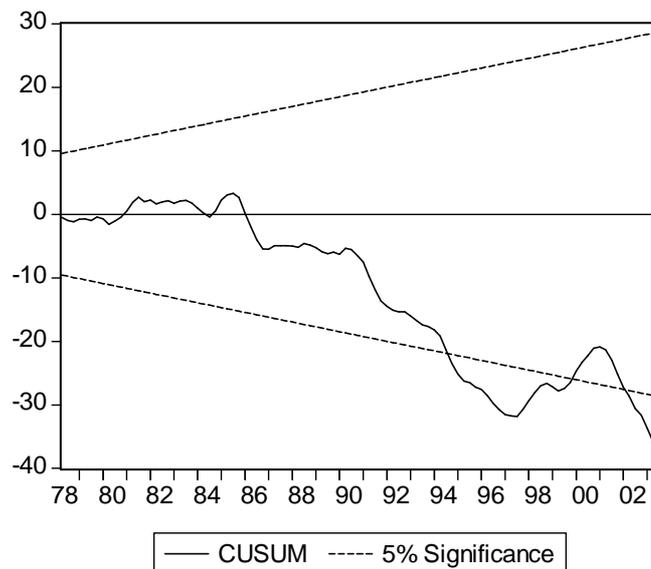
**secondo modello**

*tasso di crescita del consumo di beni non durevoli: **analisi della stabilità***



**secondo modello**

*tasso di crescita del consumo di servizi: **analisi della stabilità***



A partire circa dal 1995, per l'analisi del tasso di consumo dei servizi, il modello pare non soddisfare la condizione di stabilità, è pertanto di seguito riportata l'analisi effettuata sul range temporale del campione non stabile, ovvero dal 1995 al 2003:

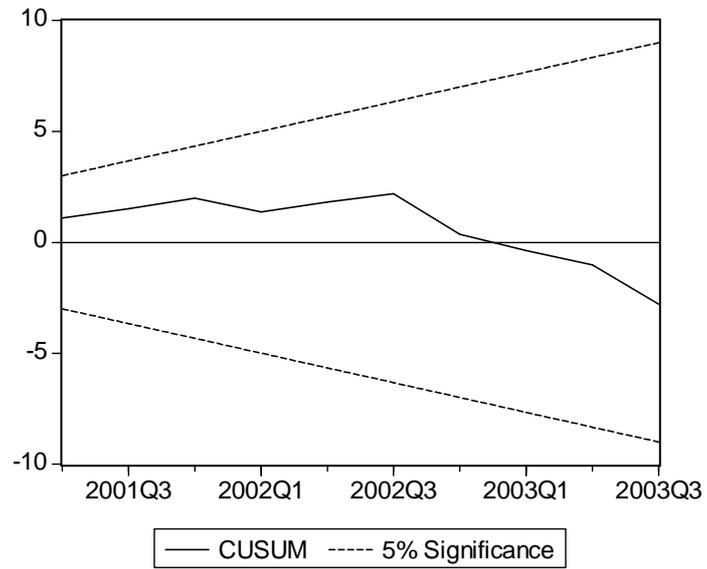
Variabili esplicative	$\Sigma \beta^{(*)}$	$\Sigma \delta^{(*)}$	$\Sigma \zeta^{(*)}$	$\Sigma \eta^{(*)}$	$\Sigma \theta^{(*)}$	$\Sigma \kappa^{(*)}$	R <sup>2</sup> corretto
T.C. servizi (intero campione)	-0,0006 (0,2984)	0,3277 (0,0019)	0,2022 (0,2023)	0,1476 (0,0258)	-0,12 (0,002)	0,1188 (0,3813)	0,4005
T.C. servizi (sottocampione)	-0,3449 (0,0016)	-0,6817 (0,0161)	-0,4421 (0,0047)	-2,9980 (0,0018)	1,0770 (0,0000)	0,9763 (0,0783)	0,9662

(\*) *p-value del Wald test*

Rispetto allo studio effettuato prima sull'intero campione, è in evidenza come ora, sul sottocampione che non risultava stabile e di conseguenza ridotto di ben 92 osservazioni, cambino le conclusioni in merito alla bontà complessiva del modello per questa regressione visto il consistente aumento (più del doppio) dell'indice R<sup>2</sup> e alla variabile d'interesse relativa al tasso di crescita della quantità di credito, che, come per i beni durevoli, risulta significativa riportando però coefficiente negativo.

Le restanti variabili inoltre sono a questo punto diventate tutte significative a livello 5% cambiando segno del coefficiente: tranne il tasso d'interesse nel lungo periodo (l'unico non significativo al 5%), tutte le variabili si relazionano ora negativamente rispetto all'andamento del tasso di consumo dei servizi.

Come si evince dal grafico riportante il nuovo *Cusum test* effettuato, la stabilità del modello è tuttavia notevolmente migliorata:





### *Studio del terzo modello empirico*

Quest'ultima tipologia di modello in analisi prevede una forma analoga al precedente, con l'aggiunta però tra le variabili indipendenti della variabile dipendente stessa (il tasso annuale di crescita per i tre tipi di consumi), ovviamente ritardata di quattro periodi.

La stima di questo modello empirico riporta i seguenti risultati<sup>5</sup>:

<b>Variabili esplicative</b>	$\Sigma \beta^{(*)}$	$\Sigma \delta^{(*)}$	$\Sigma \zeta^{(*)}$	$\Sigma \eta^{(*)}$	$\Sigma \theta^{(*)}$	$\Sigma \kappa^{(*)}$	$\Sigma \lambda^{(*)}$	<b>R<sup>2</sup> corretto</b>
T.C. beni durevoli	0,1460 (0,1168)	-0,3313 (0,7761)	0,7809 (0,1225)	0,1472 (0,4220)	-0,5301 (0,2313)	0,3573 (0,6876)	0,4994 (0,0153)	0,6712
T.C. beni non durevoli	0,0312 (0,5038)	0,1660 (0,4723)	-0,0787 (0,5653)	0,0118 (0,9713)	-0,0155 (0,5814)	-0,0595 (0,8802)	0,3985 (0,0000)	0,7546
T.C. servizi	-0,0068 (0,2714)	0,2032 (0,0150)	-0,0346 (0,5576)	0,0522 (0,3769)	0,0309 (0,0000)	-0,0467 (0,3900)	0,6597 (0,0000)	0,8468

<sup>(\*)</sup> *p-value del Wald test*

A fronte di un generale aumento dell'indicatore di bontà del modello, molto probabilmente dovuto all'aggiunta della variabile autocorrelata, c'è da dire che i risultati riguardanti le variabili indipendenti già presenti nella regressione non sono per nulla soddisfacenti.

L'ultima esplicativa aggiunta si rivela infatti essere l'unica significativa ai fini della stima del modello, ed è ovvero la stessa dipendente ritardata di quattro periodi, che si relaziona in maniera positiva.

5 Periodo temporale di riferimento del campione: 1970-2003.

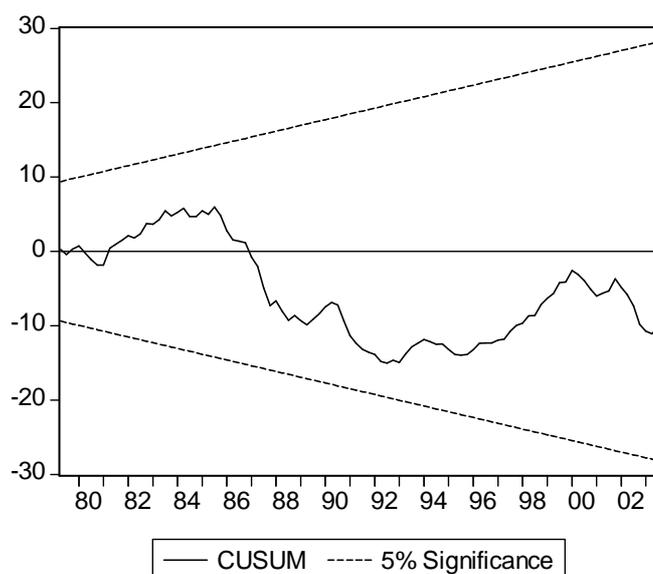
Nel complesso, a parte due eccezioni nella regressione che tratta il tasso di crescita del consumo di servizi, il resto delle variabili indipendenti del modello risulta ampiamente non significativo ai fini della stima.

Ciò comprende ovviamente anche l'esplicativa sotto studio relativa al tasso di crescita della quantità di credito erogato, che pertanto secondo questo terzo modello empirico non apparirebbe per nulla influente sul tasso annuale di crescita dei consumi in ambito macroeconomico.

Come nelle precedenti analisi, riguardo la stabilità del modello non si evidenziano particolari problemi in merito ai tassi relativi al consumo di beni durevoli e non durevoli, mentre sorgono condizioni di instabilità quando si tratta il tasso di crescita del consumo dei servizi, questa volta a partire dal 1994, come si può notare dai seguenti grafici:

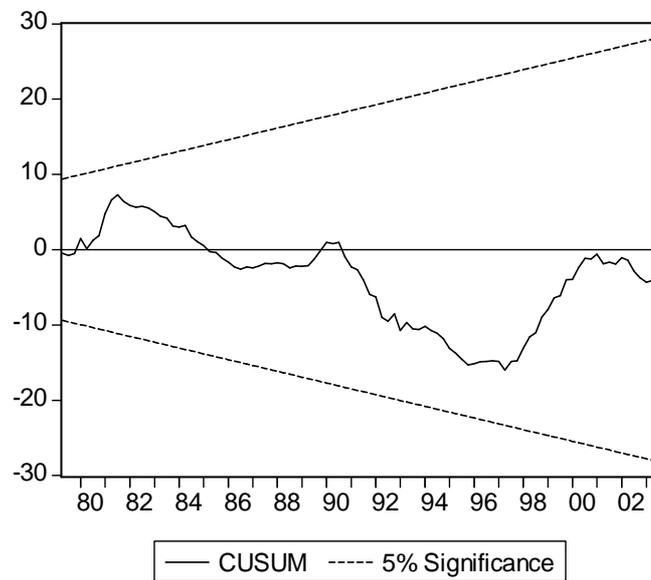
### **terzo modello**

#### **tasso di crescita del consumo di beni durevoli: *analisi della stabilità***



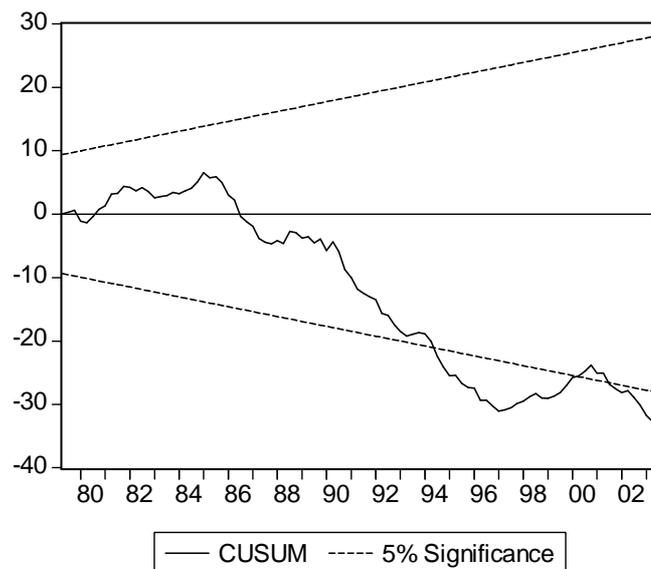
**terzo modello**

tasso di crescita del consumo di beni non durevoli: *analisi della stabilità*



**terzo modello**

tasso di crescita del consumo di servizi: *analisi della stabilità*



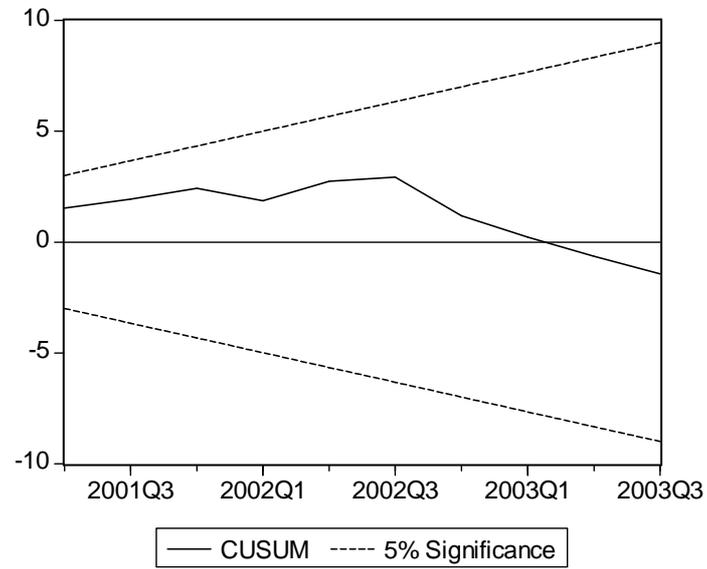
E' di seguito riportata, in confronto con la precedente, la nuova analisi tramite il terzo modello empirico con variabile dipendente il tasso di crescita del consumo di servizi, effettuata sul campione instabile (quindi a partire dal 1994 e fino al 2003) :

Variabili esplicative	$\Sigma \beta^{(*)}$	$\Sigma \delta^{(*)}$	$\Sigma \zeta^{(*)}$	$\Sigma \eta^{(*)}$	$\Sigma \theta^{(*)}$	$\Sigma \kappa^{(*)}$	$\Sigma \lambda^{(*)}$	R <sup>2</sup> corretto
T.C. servizi (intero campione)	-0,0068 (0,2714)	0,2032 (0,0150)	-0,0346 (0,5576)	0,0522 (0,3769)	0,0309 (0,0000)	-0,0467 (0,3900)	0,6597 (0,0000)	0,8468
T.C servizi (sottocampione)	0,0164 (0,0759)	0,2344 (0,0035)	-0,2185 (0,0036)	-0,2903 (0,0197)	-0,3825 (0,0814)	0,5029 (0,0108)	1,6116 (0,0263)	0,9793

(\*) *p-value* del Wald test

Si può innanzitutto notare come, oltre a un miglioramento del livello di bontà generale del modello del 13% circa, sia diventata ora significativa, seppur a livello 10%, la variabile indipendente d'interesse legata alla quantità di credito, e si relazioni positivamente rispetto alla regressione, così come anche l'esplicativa corrispondente alla variabile dipendente stessa ritardata, al reddito reale e al tasso d'interesse nel lungo periodo, che ora è diventato significativo. Anche le variabili relative al tasso di crescita del reddito reale disponibile e dell'indice dei prezzi sono ora significative, anche se, contrariamente a prima, ora si relazionano negativamente rispetto all'andamento del consumo dei servizi. Al contrario, il tasso d'interesse di breve periodo risulta ora leggermente meno significativo ma presenta, come ci si aspetterebbe, coefficiente con segno negativo.

E' altresì evidente come, con la riduzione del range temporale in analisi, la stabilità del modello sia ora del tutto soddisfacente:





## Conclusioni

Si può notare come nell'ambito delle regressioni realizzate per tutti e tre i modelli empirici analizzati non si sia riusciti a giungere a una soluzione univoca, o anche di semplice preferenza, di un modello rispetto agli altri, per poter confermare che nel sistema economico statunitense, nel periodo temporale di analisi 1970-2003, il tasso di crescita annuale della quantità di credito erogato sia stato incisivo ai fini dell'andamento dei tassi di crescita dei consumi, per quanto riguarda lo studio effettuato con dati di tipo macro.

Se infatti si sono progressivamente raggiunti risultati migliori per quanto riguarda la generale bontà dei modelli analizzati (vedi indici  $R^2$  corretti), ciò è stato comunque ottenuto a discapito della significatività degli altri regressori di partenza inclusi nei modelli, ad esclusione delle stesse dipendenti autocorrelate.

Le regressioni fin qui studiate non conducono pertanto a poter definire con chiarezza la variabile esplicativa legata alla quantità di credito erogato come influente nell'ambito di modelli lineari che si prefiggano di studiare l'andamento dei consumi di beni durevoli, non durevoli e servizi, almeno per quanto riguarda regressioni che coinvolgano, oltre alla variabile in esame, anche altri regressori e la stessa dipendente autocorrelata.

Non si riscontrano perciò le stesse conclusioni tratte dagli economisti Besley, Meads e Surico in merito a studi condotti, nel contesto economico inglese, su dati di tipo micro, e ciò suggerisce che per studiare questa particolare variabile sia necessario esplorare altri tipi di modelli, o comunque valutare più specificamente diversi parametri regressivi.

Alternativamente, la differenza relativa ai risultati ottenuti può essere dovuta all'uso di macrodati, che non permettono di concentrare l'analisi su categorie più finanziariamente deboli e probabilmente più sensibili all'evoluzione della situazione creditizia statunitense.



## **Bibliografia**

*Timothy Besley, Neil Meads, Paolo Surico* : “Mercati finanziari e consumo delle famiglie”  
Institute for Fiscal Studies, Londra (18-02-2008)

*Lorenzo Bini Smaghi*: “Consolidamento bancario, innovazione e accesso al credito”, Firenze  
(10-12-2007)  
da <http://www.ecb.int/press>

*Roberto Cardarelli, Tommaso Monacelli, Alessandro Rebucci e Luca Sala*: “Una casa per la  
politica monetaria”  
da Lavoce.info , ARTICOLI (19-05-2008)

*Riccardo Cesari*: “La fiducia abbassa i tassi”  
da Lavoce.info, ARTICOLI (07-04-2008)

*Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi*: “Serie Storiche Economiche, Analisi Statistiche e  
Applicazioni”, (2005) ed. Carocci

*N.Gregory Mankiw*: “Macroeconomia”, (2004) ed. Zanichelli

Sono stati inoltre consultati i seguenti siti web:

<http://research.stlouisfed.org> (banca dati di riferimento per le serie storiche)

<http://www.wikipedia.com>

## **Ringraziamenti**

Desidero ringraziare il Professor Castelnovo, per la disponibilità e l'assistenza che mi ha garantito durante l'elaborazione di questa tesi.

Anche se questa è solo una tappa del mio percorso universitario, non posso però dimenticare tutti coloro, nessuno si senta escluso, che negli ultimi tre anni, giornalmente o più di rado, mi sono stati vicini, permettendomi di vivere momenti unici, che difficilmente potrò dimenticare.

