

## **Capitolo 4**

### **Applicazione dell'L-VaR a titoli obbligazionari**

#### a. Dati e metodologia

La disamina di alcuni dei diversi metodi proposti dalla letteratura per il calcolo di misure di rischio di liquidità, che si è inteso svolgere nel capitolo precedente, non può dirsi completa senza l'esame di una seppur breve applicazione. Fra le metodologie presentate, quella che, per la semplicità del funzionamento e l'immediatezza dell'applicazione sembra più adatta ad essere tradotta in pratica anche con strumenti di elaborazione non professionali è quella ideata da Bangia *et al.* L'L-VaR ha infatti, da una parte il merito di richiedere una quantità di dati relativamente piccola, limitandosi ad esigere le serie storiche dei rendimenti e degli *spread* osservati, e dall'altra quello di basarsi su un ragionamento assolutamente intuitivo e su una formula dal calcolo alquanto elementare.

Obiettivo dell'analisi dei dati che segue è quello di verificare l'utilità della misurazione del rischio di liquidità, in altre parole si tratta di accertare quanta parte del rischio complessivo gravante su una posizione si trascura quando non si tiene in considerazione del rischio di liquidità<sup>155</sup>. Per assolvere questo compito l'utilizzo dell'L-VaR risulta del tutto adeguato, in quanto questa misura consente di distinguere, all'interno della formula di calcolo, le due componenti di rischio considerate (prezzo e liquidità), rendendo possibile quindi la quantificazione dell'incidenza di ciascuna.

Il *database* utilizzato è quello delle serie MTS<sup>156</sup> delle obbligazioni emesse da Stati e organismi pubblici europei per l'anno 2004, della cui disponibilità si deve ringraziare la cortesia del Dott. Alessio Fontani, Responsabile del Servizio Stui e

---

<sup>155</sup> O, più precisamente della componente esogena legata agli *spread* osservati. Se si volesse considerare il rischio di liquidità globale bisognerebbe infatti tenere in considerazione anche l'effetto sui prezzi della dimensione delle transazioni, ovvero l'inclinazione della curva di domanda dei titoli.

<sup>156</sup> MTS Time Series, ICMA Centre, Version 4.0 23 February 2005.

Analisi Mercati Finanziari della Direzione Finanza della Cassa di Risparmio di Firenze. I dati in questione contengono una corposa varietà di informazioni ad alta frequenza riguardante circa 770 titoli obbligazionari quotati nei mercati europei ed emessi da istituzioni statali o comunque pubbliche<sup>157</sup>. Si tratta di titoli che, sebbene con alcune differenze dovute allo *standing* dell'emittente e al fatto di essere quotati in uno o in più mercati<sup>158</sup>, godono di un livello di liquidità che si può immaginare abbastanza elevato, data la grande estensione del pubblico interessato ai titoli di stato europei, e data la relativa affidabilità di questi ultimi, rispetto ad altri tipi di investimento. Inoltre, nel periodo fatto oggetto di analisi non si sono verificate crisi finanziarie e di liquidità, quindi i valori che si troveranno (in particolare per gli *spread*) sono da considerarsi come rappresentativi dell'ordinario funzionamento dei mercati.

Per quanto visto, l'ambito di indagine della presente analisi é profondamente eterogeneo rispetto a quello dei titoli di mercati emergenti esplorato da Bangia; diverse e meno macroscopiche saranno dunque le risultanze che sarà possibile incontrare. Tuttavia, almeno in via tendenziale, anche in un ambiente più tranquillo ci si aspetta di reperire una certa rilevante incidenza dei costi di transazione connessi alla liquidità e, in definitiva, di dimostrare l'importanza della misurazione di questa categoria di rischio in tutti i contesti operativi.

Qualche parola merita infine il discorso sulla metodologia adoperata nel lavoro. A partire dal *database*, per ogni titolo sono state selezionate le serie storiche relative ai *mid price* giornalieri e agli *spread medi* osservati. Dai *mid price* sono stati ricavati i rendimenti logaritmici giornalieri e settimanali per allargare le considerazioni ad archi temporali differenti. Dal semplice rapporto fra gli *spread medi* e i *mid price* è stata poi ottenuta la serie dei *relative spread*.

---

<sup>157</sup> Circa l'88% dei titoli in questione è costituito da *government bond*, mentre il 5% sono *quasi-government bond*, e il 7% sono titoli strutturati. La valuta di riferimento nella quasi totalità dei casi è l'Euro (si devono escludere alcuni titoli emessi dai governi danese e polacco nelle rispettive divise nazionali). Le nazioni rappresentate nel *database* sono: Austria, Belgio, Danimarca, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Olanda, Polonia, Portogallo e Spagna.

<sup>158</sup> Si fa riferimento ai titoli cosiddetti *benchmark* e di quelli con un valore di capitalizzazione di almeno 5 miliardi di euro, che sono ammessi alla quotazione, oltre che sul proprio mercato nazionale, anche nell'Euro MTS, con l'impatto sull'incremento della liquidità generale che non è difficile immaginare.

Lo studio della distribuzione campionaria degli *spread relativi* permette, da una parte, di testare l'ipotesi di non normalità degli *spread* che è postulata dall'analisi di Bangia e Diebold, dall'altra di calcolare il quantile associato al livello di confidenza prescelto per il calcolo dell'L-VaR.

A partire dai rendimenti logaritmici calcolati, si passa al calcolo dei VaR giornalieri e settimanali (per convenzione, il livello di confidenza sarà sempre il 1% per tutte le elaborazioni, tranne che per quelle per le quali si faccia diversa specifica menzione)<sup>159</sup>, mentre, una volta trovato il 99° percentile della distribuzione dei *relative spread* si calcola il *COL* (*Exogenous Cost of Liquidity*) secondo la seguente espressione:

$$[a.1] \quad COL_{t(99\%)} = \frac{1}{2} p_t(\tilde{S}_{99\%})$$

la quale richiama quella descritta in forma parametrica nell'articolo di Bangia e Diebold (vedi formula c.3 del capitolo 3), con la differenza che, questa volta, si utilizza il quantile della distribuzione storica al posto dei parametri.

La grandezza così calcolata viene utilizzata nel calcolo dell'L-VaR seguendo la formula:

$$[a.2] \quad L - VaR = VAR + COL .$$

A questo punto non resta che confrontare il valore del *COL*, che rappresenta la misura del rischio esogeno di liquidità, con quello del rischio complessivo (che può essere dato dalla differenza fra il valore medio finale e l'L-VaR). Il numero così trovato darà ragione della quantità di rischio trascurata quando si utilizzano i *mid price* come base di calcolo del VaR.

E' sembrato infine opportuno ripetere l'analisi aggirando quella che sembra la più rilevante debolezza della proposta di Bangia, ovvero l'ipotesi di una correlazione negativa perfetta fra gli *spread relativi* ed i rendimenti (ipotesi sottointesa alla scelta di considerare contemporaneamente il 99° percentile degli *spread relativi* ed il 1° dei rendimenti). In realtà, non sembra ci siano elementi sufficienti per accettare acriticamente quest'impostazione, che rischia di portare ad un

---

<sup>159</sup> Per comodità, sia il VaR, che il COL e l'L-VaR sono espressi in termini di rendimento anziché di prezzo.

atteggiamento esasperatamente prudentiale. Si è dunque deciso di ripetere il procedimento descritto in precedenza rinunciando a compiere alcuna assunzione circa la struttura della correlazione fra le due variabili, adoperando invece le serie storiche per come esse si sono presentate nel periodo preso in considerazione. Per prima cosa, quindi, si è calcolato l'L-VaR per ogni intervallo di tempo<sup>160</sup>, e poi si è proceduto a calcolare il 1° percentile della distribuzione degli L-VaR così ottenuti.

Per evidenziare le eventuali differenze nel peso del rischio di liquidità fra titoli dotati di caratteristiche diverse, a partire da un esempio base rappresentato da uno zero coupon italiano di durata annuale, si replicherà l'analisi prima su titoli italiani con diverse durate e in seguito anche su titoli emessi da altri paesi. Integrerà il lavoro un confronto fra i titoli quotati nel solo mercato nazionale e i corrispondenti presenti anche nell'EuroMTS, alla ricerca, anche questa volta, di eventuali difformità di comportamento riguardanti il livello di liquidità espresso dagli *spread*.

---

<sup>160</sup> Per il valore giornaliero si è trattato semplicemente di sottrarre al rendimento la metà dello *spread relativo* osservato. Per quello settimanale si è svolta la medesima operazione adoperando il rendimento cumulato settimanale e la metà dello *spread relativo* osservato nell'ultimo giorno.

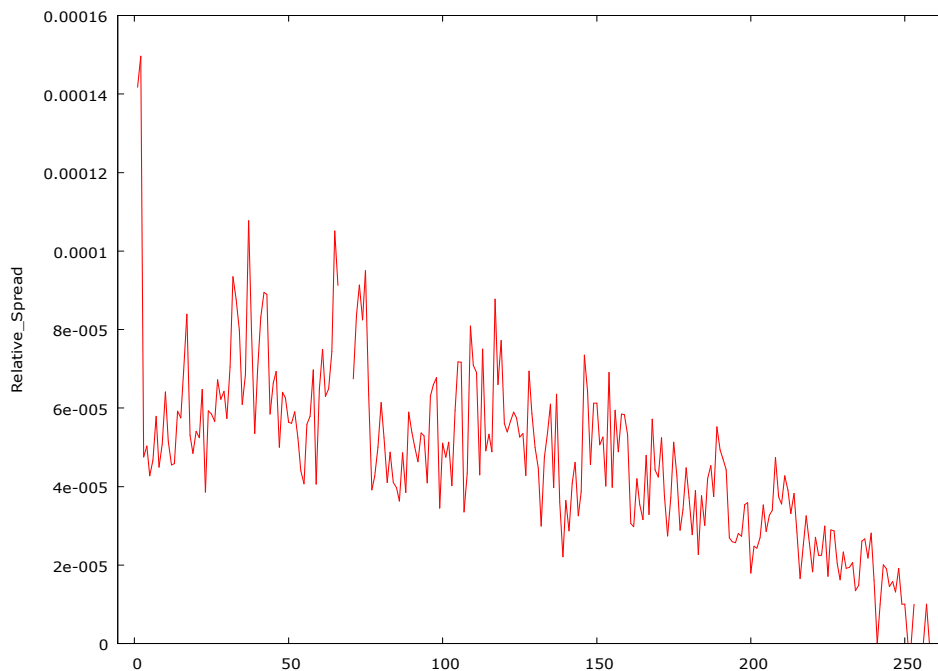
b. Il BOT annuale

Una prima semplice applicazione del metodo di Bangia per il calcolo dell'L-Var può essere riferita ad un singolo titolo, nello specifico un'obbligazione a scadenza annuale emessa dal Tesoro Italiano, di cui, di seguito, si riportano le informazioni più rilevanti:

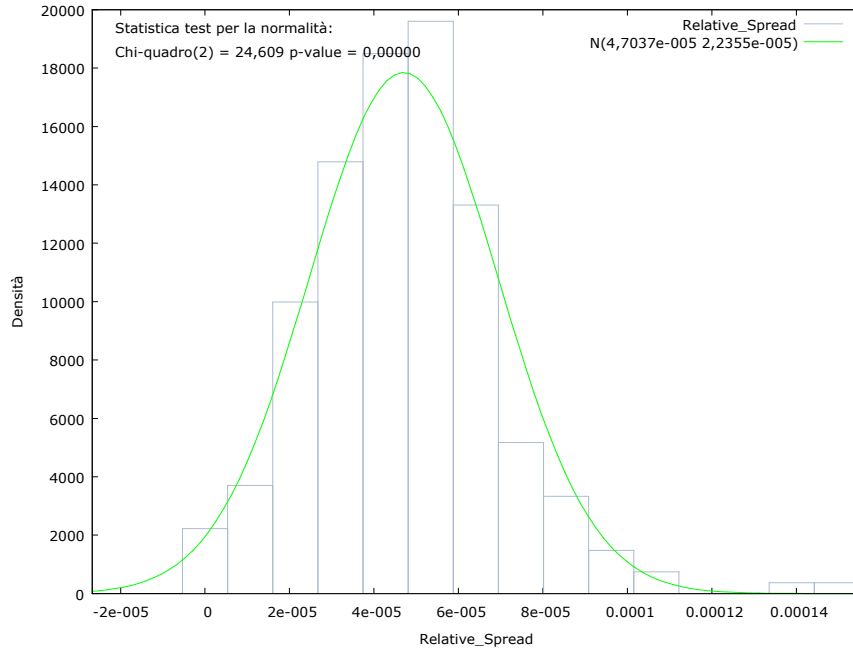
Codice:	IT003607956
Emittente:	Tesoro Italiano
Descrizione:	BOT 12 mesi 14/01/05
Data Emissione:	15 Gennaio 2004
Data Scadenza:	14 Gennaio 2005
Mercato:	MTS Italia
No. Operatori Abilitati:	118

Trattandosi di un titolo di Stato, e per di più a scadenza alquanto breve, quello che è lecito aspettarsi è un'incidenza alquanto limitata del rischio di liquidità, in presenza di *spread* di dimensione poco rilevante. Calcolando, infatti, il *relative spread* medio per ogni giorno di negoziazione, si può vedere come esso oscilli da un valore minimo dello 0% (in prossimità della scadenza) ad un massimo di 0,0149%, presentando un valore medio dello 0,004704% e un valore mediano dello 0,004673% (la *deviazione standard* è pari allo 0,002355%).

**Figura 1. Andamento del valore del relative spread nel tempo.**

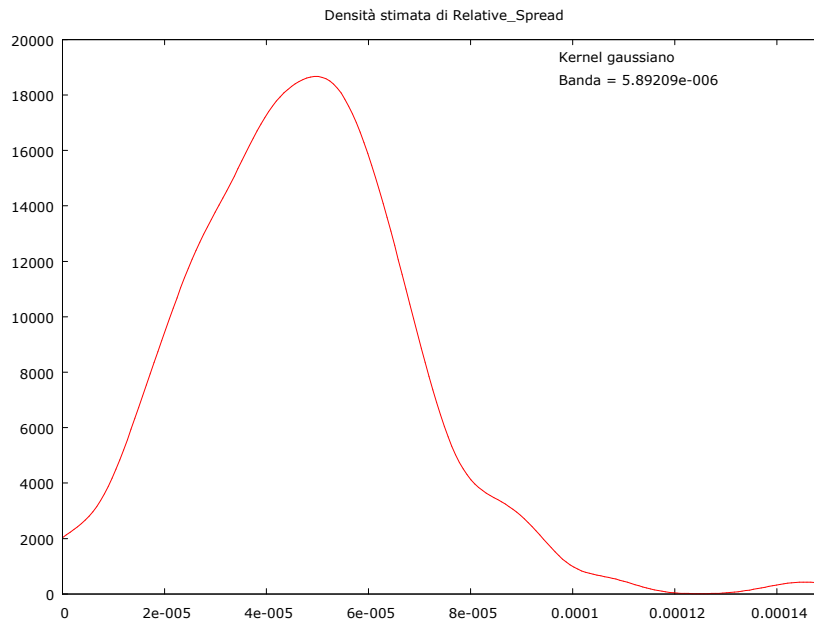


Dal grafico precedente, si può inoltre notare che, in maniera peraltro del tutto fisiologica, il valore dello *spread* tende a diminuire all'approssimarsi della scadenza, a segnalare un minor rischio di liquidità.



**Figura 2. Distribuzione di frequenza del relative spread e confronto con la normale.**

La distribuzione degli *spread*, inoltre, presenta un'asimmetria verso destra pari a 0,72162 ed una curtosi di poco superiore a 2.

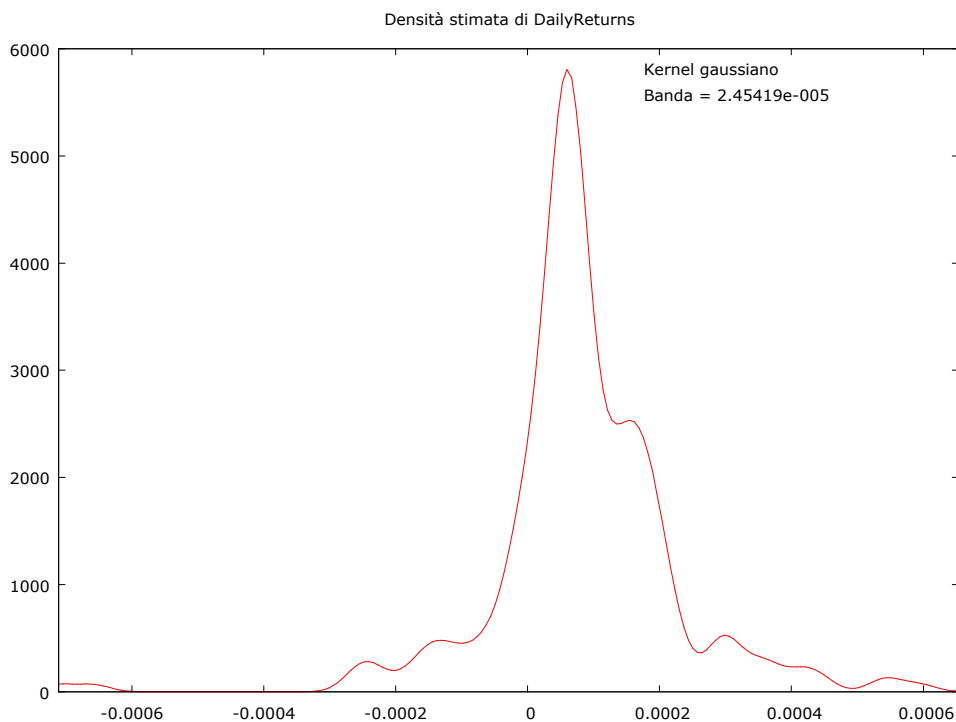


**Figura 3. Funzione di densità stimata (Kernel) dei relative spread.**

Si trova poi conferma di quanto affermato da Bangia nel suo lavoro, in quanto il test per la normalità della distribuzione è negativo, sebbene, a prima vista, la distribuzione sembra approssimabile ad una normale, come può essere rilevato sia a partire dal grafico della densità stimata, che dal raffronto con l'andamento della normale. Ai fini del calcolo dell'L-Var, si deve poi ricordare che il 99° percentile della distribuzione degli *spread relativi* è pari a 0,01064%.

Passando ai rendimenti logaritmici giornalieri, essi vanno da un minimo di -0,071074% ad un massimo di 0,059502%, con una media di 0,008267% e una deviazione standard di 0,00014263%. Anche in questo caso, la distribuzione non è normale, come può essere facilmente rilevato dal grafico Kernel della densità stimata. Il primo percentile è pari a -0,02589%.

**Figura 4. Funzione di densità stimata (Kernel) dei rendimenti giornalieri.**

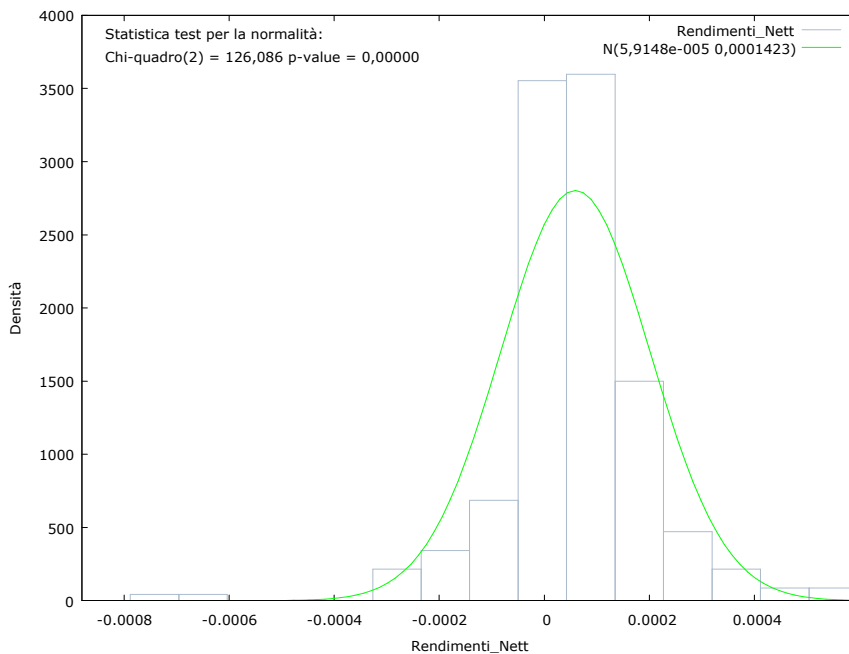


L' L-Var giornaliero riferito al rendimento complessivo dello *spread* (o più precisamente di metà di esso) per un certo livello di confidenza (99% in questo caso), sarà dunque ottenuto sottraendo al primo percentile della distribuzione dei rendimenti, il 99° percentile della distribuzione degli *spread relativi*. Il valore ottenuto è pari a -0,03121%. Trascurando il costo della liquidità dovuto allo

*spread* il valore sarebbe stato pari a -0,02589%. In questo caso, dunque, il peso della liquidità sul rischio totale è di circa il 17,04%.

Il calcolo appena svolto condivide con tutta la metodologia proposta da Bangia una rilevante debolezza. Considerare contemporaneamente il 99° percentile dello *spread* relativo e il primo dei rendimenti equivale ad assumere che gli shock di liquidità avvengono sempre in concomitanza con quelli sui rendimenti (ovvero vi sarebbe una correlazione negativa perfetta fra gli *spread* e i rendimenti). Nulla autorizza a propendere per una tale ipotesi, tanto più che il coefficiente di correlazione fra le due variabili è pari solo a 0,0682. Sembra dunque ragionevole rinunciare a compiere assunzioni sulla struttura della correlazione fra le due variabili<sup>161</sup> e modificare, di conseguenza, il modo di procedere.

Per ogni giorno, infatti, si può calcolare un rendimento al netto dello *spread*, sottraendo al rendimento osservato metà dello *spread* medio relativo. Si avrà dunque una distribuzione dei rendimenti netti di cui si riporta di seguito la forma a confronto con la normale:



**Figura 5. Distribuzione di frequenza dei rendimenti giornalieri al netto dello *spread* e confronto con la distribuzione normale.**

<sup>161</sup> Per meglio dire, si assume che la struttura di correlazione storica sia quella valida anche in futuro.



Il primo percentile di questa distribuzione è pari a -0,02923%. In questo caso, il peso del rischio di liquidità su quello totale è solo dell'11,41%.

Un secondo raffinamento che può essere apportato alla metodologia appena proposta può consistere nel considerare un orizzonte temporale più ampio, quale, per esempio, quello settimanale. In questo caso, bisognerà procedere al calcolo del rendimento logaritmico su base appunto settimanale, mentre, per quanto riguarda lo *spread*, si considererà quello dell'ultimo giorno del periodo preso in considerazione. Non ha infatti senso di parlare di *spread* medio se la posizione dovrà essere liquidata tutta nel medesimo istante (alla fine della settimana) e tantomeno si può prendere in considerazione un valore cumulato. Se, invece, si permettesse di liquidare la posizione in maniera graduale all'interno dell'arco temporale di riferimento, si dovrebbe utilizzare lo *spread* minimo di periodo, ma, in questo caso, anche il rendimento dovrebbe essere calcolato in maniera differente<sup>162</sup>.

Nel primo caso, ovvero considerando il 1° percentile del rendimento logaritmico settimanale e il 99° percentile dello *spread* relativo medio giornaliero, avremo un L-Var riferito al rendimento (comprensivo del rischio di liquidità) del -0,06007%, ed un peso della liquidità pari all'8,85%. Nel caso in cui, meno prudentemente, si rifiuti di procedere ad assunzioni sulla struttura della correlazione fra rischio di prezzo e rischio di liquidità, L-Var sarà pari a -0,0587% e il peso della componente di rischio di liquidità peserà il 6,71%.

Come previsto, la breve analisi sulla serie degli *spread* e dei rendimenti del BOT preso in considerazione ci permette di affermare che non considerare lo *spread* nel calcolo del VaR può condurre a sottostimare questa misura in maniera rilevante. L'errore che si commette è tanto più grande quanto minore è l'intervallo temporale considerato, esso infatti supera l'11% nel caso del VaR giornaliero, mentre si attesta al di sotto del 7% nel caso della stessa misura calcolata su base settimanale.

---

<sup>162</sup> In questo caso sembrerebbe corretto suddividere il rendimento di periodo in due componenti. La prima (rendimento del titolo dall'istante iniziale alla data della liquidazione) da calcolarsi mediante il raffronto dei due prezzi osservati, la seconda (rendimento della somma ricavata dalla liquidazione del titolo riferita al periodo che va dalla liquidazione al termine dell'arco temporale) pari al tasso di interesse privo di rischio.

c. Zero Coupon Bond – titoli italiani quotati solo nell’MTS.

E’ adesso interessante allargare l’analisi appena svolta ad un numero maggiore di titoli. Per prima cosa, si prenderanno in considerazione solo degli *zero coupon* bond italiani, a 3, 6, 12 e 24 mesi, con date di emissione differenti. Di ognuno si calcoleranno gli *spread* relativi e la loro distribuzione, in modo da evidenziare eventuali differenze dovute al diverso orizzonte temporale proprio di ciascun titolo.

Come si può vedere dalla tabella seguente, sono stati selezionati 23 titoli, di cui 8 trimestrali, 5 semestrali, 5 annuali e 5 biennali. Sono stati esclusi, per il momento, i titoli quotati contemporaneamente su più mercati (MTS e EuroMTS) per escludere *a priori* l’eventuale effetto della doppia quotazione.

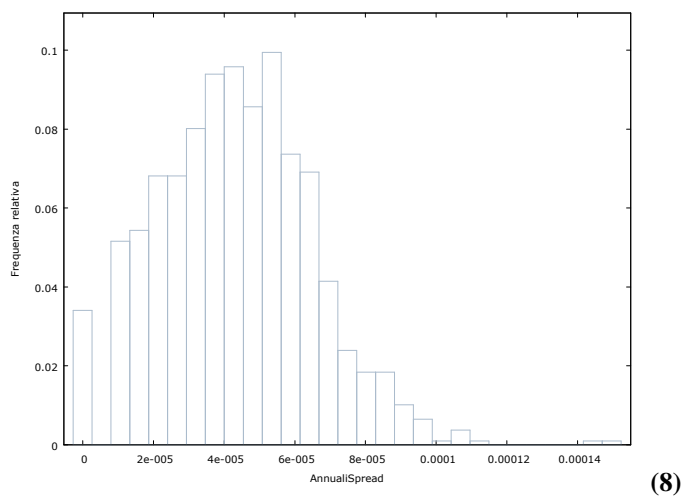
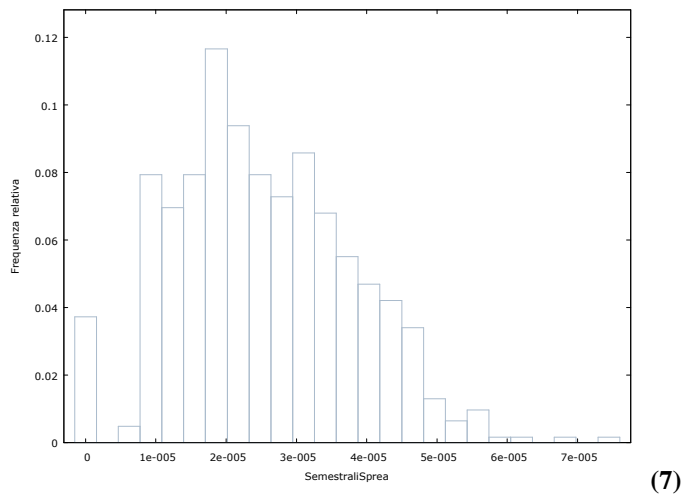
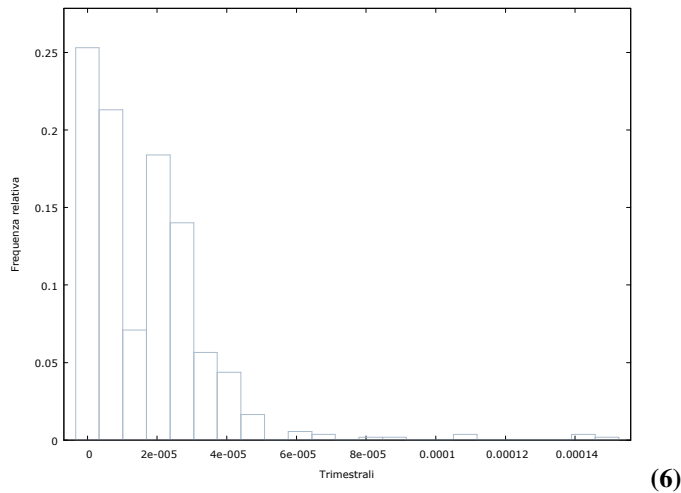
<b>Codice</b>	<b>Emittente</b>	<b>Descrizione</b>	<b>Emissione</b>	<b>Scadenza</b>	<b>Mercato</b>	<b>Durata</b>
IT0003607931	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/04/04	15/01/2004	15/04/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003621429	Tesoro Italiano	BOT 3M 14/05/04	16/02/2004	14/05/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003650402	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/07/04	15/04/2004	15/07/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003632509	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/06/04	15/03/2004	15/06/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003659627	Tesoro Italiano	BOT 3M 16/08/04	14/05/2004	16/08/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003676381	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/09/04	15/06/2004	15/09/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003688741	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/10/04	15/07/2004	15/10/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003698484	Tesoro Italiano	BOT 3M 15/11/04	16/08/2004	15/11/2004	MTS Italia	3 mesi
IT0003586101	Tesoro Italiano	BOT 6M 30/06/04	02/01/2004	30/06/2004	MTS Italia	6 mesi
IT0003607964	Tesoro Italiano	BOT 6M 30/07/04	30/01/2004	30/07/2004	MTS Italia	6 mesi
IT0003659569	Tesoro Italiano	BOT 6M 30/11/04	31/05/2004	30/11/2004	MTS Italia	6 mesi
IT0003676365	Tesoro Italiano	BOT 6M 31/12/04	30/06/2004	31/12/2004	MTS Italia	6 mesi
IT0003688725	Tesoro Italiano	BOT 6M 31/01/05	30/07/2004	31/01/2005	MTS Italia	6 mesi
IT0003521835	Tesoro Italiano	BOT 12M 15/09/04	15/09/2003	15/09/2004	MTS Italia	12 mesi
IT0003544175	Tesoro Italiano	BOT 12M 15/10/04	15/10/2003	15/10/2004	MTS Italia	12 mesi
IT0003561468	Tesoro Italiano	BOT 12M 15/11/04	14/11/2003	15/11/2004	MTS Italia	12 mesi

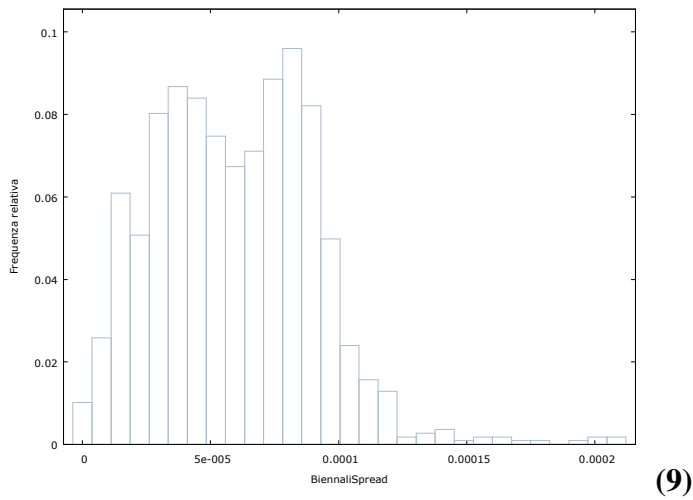
IT0003586077	Tesoro Italiano	BOT 12M 15/12/04	15/12/2003	15/12/2004	MTS Italia	12 mesi
IT0003607956	Tesoro Italiano	BOT 12M 14/01/05	15/01/2004	14/01/2005	MTS Italia	12 mesi
IT0003408470	Tesoro Italiano	CTZ 31/12/04 24M	02/01/2003	31/12/2004	MTS Italia	24 mesi
IT0003471379	Tesoro Italiano	CTZ 29/04/05 24M	30/04/2003	29/04/2005	MTS Italia	24 mesi
IT0003531727	Tesoro Italiano	CTZ 31/08/05 24M	31/08/2003	31/08/2005	MTS Italia	24 mesi
IT0003646764	Tesoro Italiano	CTZ 28/04/06 24M	31/03/2004	28/04/2006	MTS Italia	24 mesi
IT0003697064	Tesoro Italiano	CTZ 31/07/06 24M	30/07/2004	31/07/2006	MTS Italia	24 mesi

Passando all'analisi degli *spread* [Tabella 3], si possono notare due fenomeni in linea con i risultati di Bangia. Da una parte, la forma delle distribuzioni varia notevolmente per i diversi titoli (anche per quelli caratterizzati dalla medesima scadenza), come si può notare dai valori di asimmetria e curtosi, dall'altra però i valori centrali delle distribuzioni tendono ad essere simili per i titoli della stessa durata. In particolare, si notano *spread* in media più piccoli per i titoli trimestrali e semestrali (rispettivamente 0,0017% [deviazione standard 0,0018%] e 0,0026% [deviazione standard 0,0013%]) e più elevati per quelli annuali e biennali (i primi presentano uno *spread* medio pari a 0,0042% [deviazione standard 0,0022%], i secondi arrivano a 0,0060% [deviazione standard 0,0032%]). L'incremento della misura assoluta degli *spread* medi con l'allungarsi della durata dei titoli, in concomitanza con i minori rendimenti medi giornalieri associati alle *securities* a breve termine [Tabella 4], suggerisce l'esistenza di una maggiore liquidità nel mercato delle brevi scadenze. Quest'ultima osservazione é suffragata anche dall'analisi dei grafici delle distribuzioni [Figure 6-9] e dai Kernel della densità stimata, che sono riportati nelle figure di seguito [Figure 10-13]. Mentre per i titoli trimestrali si registra una concentrazione dei valori su livelli molto bassi (anche per il maggior peso percentuale dei dati relativi agli ultimi giorni di negoziazione prima della scadenza, caratterizzati di solito da *spread* di misura pressoché irrilevante), man mano che si rivolge l'attenzione a titoli a più lunga scadenza, le distribuzioni tendono a spostarsi verso destra e ad assumere delle code più lunghe. E' il caso, per esempio, dei titoli biennali, che presentano una distribuzione bimodale con valori estremi a destra abbastanza frequenti.

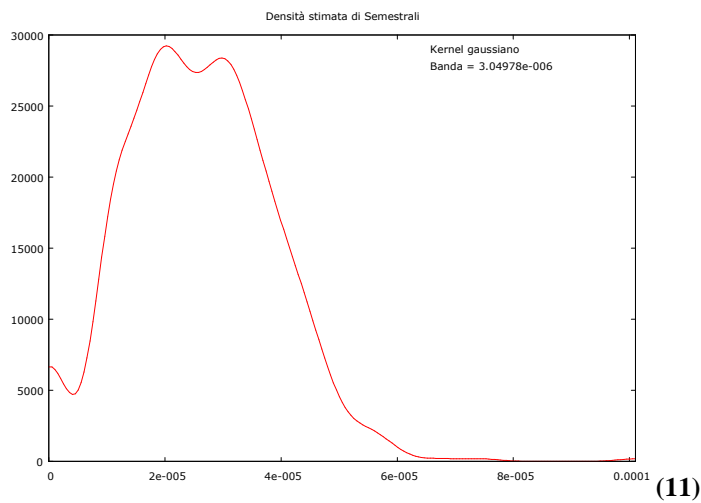
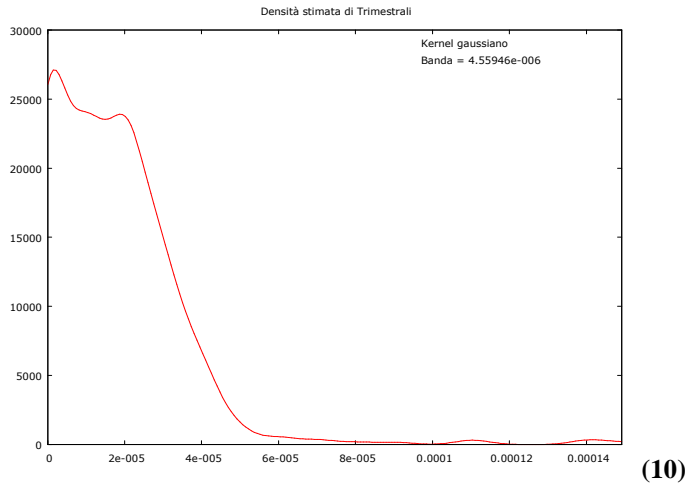
Passando al calcolo della misura di rischio, i risultati contenuti nella Tabella 1 confermano l'assunto, secondo cui i titoli a più lunga scadenza sono più rischiosi di quelli a breve (tranne il caso dei titoli semestrali, che presentano, mediamente, una misura di rischio più contenuta). Tale risultato non cambia se si inseriscono considerazioni circa la liquidità. Esso è, infatti, confermato sia a livello di VaR, che di L-VaR di Bangia e non muta nemmeno se, invece di assumere la perfetta correlazione fra rischio di prezzo e rischio di liquidità, si prende in considerazione la struttura storica di tale correlazione. Si avranno dunque valori molto bassi per le scadenze brevi (per i trimestrali VaR -0,004%, L-VaR di Bangia -0,009, L-VaR con correlazione storica -0,006%) e decisamente più elevati per gli annuali (VaR -0,024%, L-VaR di Bangia -0,029%, L-VaR con correlazione storica -0,027%) e i biennali (VaR -0,1335%, L-VaR di Bangia -0,1411% e L-VaR con correlazione storica -0,1378%). All'aumentare del rischio complessivo, diminuisce però il peso della componente legata alla liquidità. Se essa raggiunge dimensioni ragguardevoli nel mercato a breve (dove però la misura del rischio complessivo è piuttosto bassa), la sua incidenza diminuisce per i titoli annuali (attestandosi su valori vicini al 17% del totale per L-VaR e di circa il 12% se si utilizza la correlazione storica fra *spread* e rendimenti) e, in maniera ancora più rilevanti per i biennali (5,5% circa per il metodo L-VaR di Bangia, 3,15% con la correlazione storica). Tale risultanza, a prima vista non in linea con le aspettative teoriche (nei mercati meno liquidi il peso del rischio di liquidità dovrebbe essere maggiore) dipende dal fatto che l'approccio di Bangia, a maggior ragione se modificato con la correlazione storica, non si interessa che di una sola componente del rischio di illiquidità, e segnatamente di quella esogena. Non si considera così l'altra componente, legata alla dimensione della negoziazione. Gli *spread* medi osservati su mercati poco liquidi possono essere di dimensioni abbastanza modeste se, nel periodo preso in studio, non avvengono transazioni di grossa taglia. Inoltre, il peso non elevato della componente legata al rischio di liquidità sul rischio totale può anche essere dovuta al fatto che il campione adoperato per i calcoli si riferisce ad un periodo privo di particolari turbolenze finanziarie. Il valore trovato, dunque, si riferisce all'incidenza del rischio di liquidità "ordinario" e non a situazioni estreme, così rare da non essersi mai verificate nel giro dell'anno fatto oggetto di analisi.

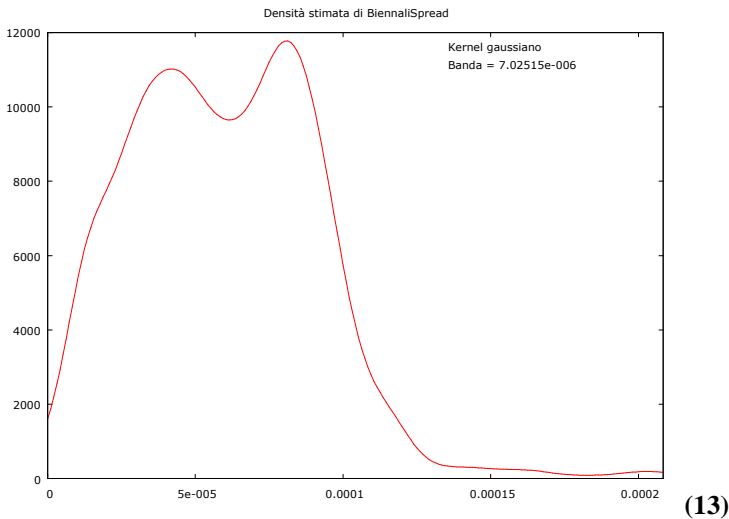
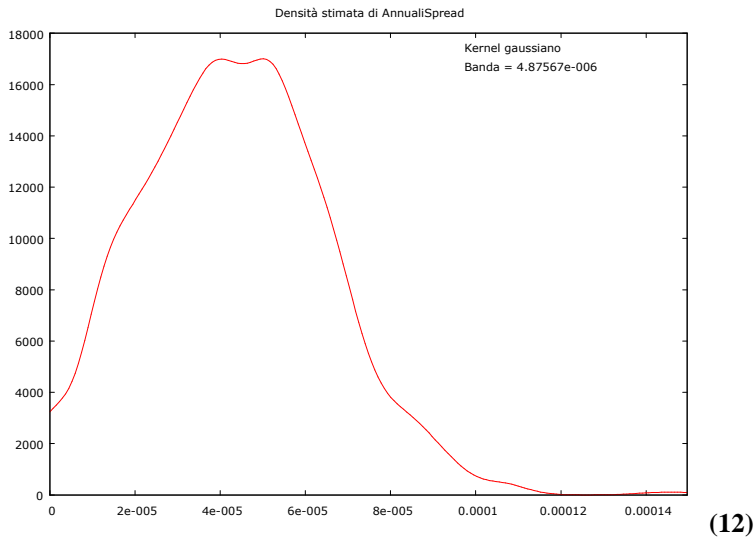
**Figure 6-9** Distribuzioni di frequenza degli *spread* dei titoli trimestrali, semestrali, annuali e biennali.





**Figure 10-13** Densità stimata della distribuzione degli *spread* dei titoli trimestrali, semestrali, annuali e biennali (Kernel).





Considerazioni analoghe a quelle che sono state svolte per i dati giornalieri consente la lettura delle elaborazioni su quelli settimanali. Persiste infatti la forbice nell'ampiezza delle misure di rischio calcolate per le diverse categorie di titoli e, lasciando da parte i dati sui trimestrali, che sono profondamente influenzati dalla scarsità di osservazioni e dal peso che hanno sul totale i giorni vicini alla scadenza (nei quali il prezzo mostra delle oscillazioni molto piccole e gli *spread*, come già detto, scompaiono), si passa da un L-VaR (Bangia) del -0,003% per i semestrali (VaR 0,000% e L-Var con correlazione storica (c.s) 0,000%) a un -0,049% per gli annuali (VaR -0,044%, L-VaR (c.s) -0,047%) fino a -0,243% per i biennali (VaR -0,235%, L-VaR (c.s) -0,242%). Ancora una volta, il peso del rischio di liquidità declina con l'incremento del livello del rischio generale. Se per i titoli di durata annuale l'incidenza del COL (Costo f Liquidity)

sul L-VaR è ancora del 9,77%, per i biennali essa si riduce al 3,16%. Resta comunque da osservare che, nonostante non si tratti di cifre molto elevate, esse consentono ad ogni modo di registrare il fatto che una certa fetta di rischio legato ai costi di transazione non viene preso in considerazione dalle misure tradizionali.



d. Z.C. bond – titoli italiani quotati sia sull'MTS sia sull'EMB

Una volta apprezzate l'utilità della misura di rischio legata alla liquidità nel contesto di titoli caratterizzati da scadenze differenti, ma accomunati dal fatto di essere oggetto di quotazione esclusivamente nel mercato domestico, sembra opportuno spendere qualche parola su quelli che invece sono inseriti pure nel listino europeo dei titoli di Stato. Si tratta di *securities* denominate *EURO benchmark bonds*, che soddisfano taluni requisiti in termini di flottante e di numero di controparti obbligate a negoziare. Nonostante il fatto che la liquidità di questi titoli risulta frammentata sulle due piazze, l'operare dell'arbitraggio e l'alto grado di trasparenza cui sono ispirate le pratiche dei mercati garantisce quasi in ogni caso che il prezzo e gli *spread* osservati siano identici. L'effetto complessivo in termini di liquidità dovrebbe dunque essere positivo, visto che questi titoli sono portati all'attenzione di un numero maggiore di controparti, oltre ad essere, a monte, provvisti dei requisiti di cui si diceva.

<b>Codice</b>	<b>Emittente</b>	<b>Descrizione</b>	<b>Scadenza</b>	<b>Mercato</b>	<b>Durata</b>
IT0003632509	Tesoro Italiano	BOT 15/06/04 3M	15/06/2004	MTS/EBM	3 mesi
IT0003723266	Tesoro Italiano	BOT 19/12/04 3M	19/12/2004	MTS/EBM	3 mesi
IT0003632517	Tesoro Italiano	BOT 30/09/04 6M	30/09/2004	MTS/EBM	6 mesi
IT0003621411	Tesoro Italiano	BOT 31/08/04 6M	31/08/2004	MTS/EBM	6 mesi
IT0003621437	Tesoro Italiano	BOT 15/02/05 12M	15/02/2005	MTS/EBM	12 mesi
IT0003632533	Tesoro Italiano	BOT 15/03/05 12M	15/03/2005	MTS/EBM	12 mesi

Il precedente prospetto dà ragione del campione utilizzato, formato da 2 titoli per ognuna delle tre scadenze analizzate (3 mesi, 6 mesi e 12 mesi<sup>163</sup>). Le tabelle che seguono replicano invece l'analisi già svolta nel caso dei titoli quotati solo sul mercato domestico.

Nonostante quello che ci si potrebbe aspettare, le risultanze del campione analizzato non fanno propendere per la tesi della maggiore liquidità dei titoli

<sup>163</sup> Non è stato possibile comprendere anche il caso di titoli biennali, in quanto non risulta che ve ne fossero di quotati in entrambi i mercati.

presenti in più mercati. Guardando agli *spread* medi [Tabella 8] e confrontandoli con quelli di titoli quotati nel solo MTS e della stessa scadenza, si può notare che per tutte le scadenze i primi sono maggiori dei secondi (nello specifico, per i trimestrali 0,0019% e 0,0028% contro lo 0,0017%; per i semestrali 0,0058% e 0,0030% contro lo 0,026% e per gli annuali 0,0076% e 0,0068% contro lo 0,0042%).

Di conseguenza, nel rischio complessivo della posizione, la componente legata alla liquidità presenta un peso decisamente maggiore di quanto visto in precedenza, soprattutto per i titoli a scadenza annuale, sia se si prende in considerazione un orizzonte giornaliero, sia, seppur in misura minore, considerando l'arco temporale di una settimana. Se per i titoli a dodici mesi quotati solo in ambito domestico il peso della componente legata alla liquidità sul rischio totale era pari al 16,72% (nel caso si calcoli tale componente seguendo la formula di Bangia, 12,39% se si opera la solita modifica sulla correlazione), per quelli che godono della doppia quotazione essa si attesta su valori più alti [Tabella 11], in presenza, peraltro, di un valore del VaR maggiore (per i titoli annuali analizzati in precedenza, come risulta dalla Tabella 1, il valore del VaR era pari a -0,024%, quello dell'L-VaR -0,029%, e il massimo valore L-VaR lo presentava il titolo IT0003607956, che arrivava a -0,031%; per i due annuali quotati anche all'EBM abbiamo rispettivamente dei VaR pari a -0,032% e -0,030% e degli L-VaR di -0,052% e -0,048%). Tali considerazioni, che sono peraltro estensibili alle altre scadenze, non rendono certo agevole l'interpretazione. In ogni caso, esse non depongono a favore di una maggiore liquidità dei titoli quotati in più mercati, tuttavia la limitatezza del campione considerato<sup>164</sup> non consente di generalizzare tale conclusione.

---

<sup>164</sup> Il confronto fra titoli omogenei per data di emissione, tipologia e scadenza trova la sua utilità, quando si tratta di testare l'influenza di un certo fattore (in questo caso la doppia quotazione) sul comportamento di una variabile (lo *spread* relativo). Tuttavia uno studio più completo dovrebbe incaricarsi di indagare su titoli emessi in anni diversi, in modo da testare la robustezza di una tendenza che risulta verificata solo per i titoli del 2004 e potrebbe dunque essere non vera al di fuori di quell'anno. Ciò non è stato possibile in questa sede, nella misura in cui si disponeva dei soli dati del 2004.

e. Zero Coupon Bond - titoli europei

Un ulteriore affinamento della ricerca consiste nel confrontare i dati finora analizzati con quelli relativi a titoli simili per tipologia e scadenza, ma emessi da altri Stati (appartenenti in ogni caso all'area Euro). Si tratta di 6 obbligazioni zero coupon tutte semestrali, emesse da Paesi Bassi, Francia e Germania e quotate prevalentemente nei rispettivi mercati domestici (eccetto il caso del FR0106538541 che gode della doppia quotazione).

Codice	Stato				
	Emittente	Descrizione	Scadenza	Mercato	Durata
NL0000091601	Paesi Bassi	DTC 6M	31/08/04	NLD	6 mesi
NL0000091593	Paesi Bassi	DTC 6M	30/07/04	NLD	6 mesi
FR0106538541	Francia	FTB 6M	08/07/04	FRF	6 mesi
FR0106538566	Francia	FTB 6M	02/09/04	FRF/EBM	6 mesi
DE0001114635	Germania	BUBILL	14/07/04	GEM	6 mesi
DE0001114650	Germania	BUBILL	15/09/04	GEM	6 mesi

Guardando alla distribuzione degli *spread relativi* (valori alla Tabella 15), si nota che esse sono alquanto simili fra loro e non si allontanano, nei valori fondamentali, da quanto visto per i semestrali quotati solo sul solo MTS. Lo *spread relativo medio* presenta un valore di 0,0027%, di poco maggiore dello 0,0026% dei titoli italiani e anche i valori mediani sono molto vicini. Cambia invece la variabilità intorno alla media, che è maggiore per il campione straniero (deviazione standard pari a 0,0023%, contro lo 0,0013% di quello italiano). Ciò è spiegabile con la presenza di alcuni titoli che presentano valori di *spread relativi medi* particolarmente elevati (il francese FR010653851 ha un valore di 0,0043%, il tedesco DE0001114635 di 0,0042%). In generale si può dire che i titoli stranieri presentano distribuzioni caratterizzate da valori medi più elevati, maggiormente sbilanciate verso destra e con code più consistenti. Il risultato, ai fini di questo studio, è che il valore del 99% percentile della distribuzione è in genere più elevato per i titoli stranieri (in media pari a 0,0098%, con punte del 0,0108% per il BUBILL tedesco del 14/07, mentre il valore medio del 99% percentile delle distribuzioni degli *spread* italiani era pari a 0,0056%, e il titolo con il valore

maggiore, il BOT 30/06, arrivava a 0,0058%), i quali dunque, da questo punto di vista, sembrano godere di un livello di liquidità minore.

Se si considera che, seppur di poco, i rendimenti medi giornalieri dei titoli italiani sono maggiori di quelli dei titoli europei considerati, si capisce come, a livello di rendimenti al netto degli *spread*, i BOT risultino godere di una media maggiore (0,0059%, con un massimo di 0,0069% per il BOT 6M 31/05 contro il 0,0057% della media degli altri) e di un percentile più elevato (-0,0028% in media, con valori che vanno da -0,0068% a -0,0011% contro il -0,0104% della media europea, con il FTB francese 02/09 posizionato a -0,0030% e il DTC 30/04 olandese al -0,0164%). Anche in questo caso, infine, il peso della componente legata alla liquidità sul rischio totale non è trascurabile, attestandosi (vedi Tabella 18) su valori intorno al 25% per i titoli olandesi (che presentano dei VaR più elevati) e addirittura intorno al 50% per quelli tedeschi. Sembra, dunque, che il rischio di liquidità abbia un peso maggiore per i titoli caratterizzati da VaR minore. Ciò è spiegabile ipotizzando che, essendo gli *spread* molto simili a prescindere dalla nazionalità dei titoli, essi pesino di più, nel calcolo del L-VaR, laddove le code sinistre della distribuzione dei rendimenti sono meno lunghe e meno corpose.

I risultati finora commentati si ripetono in maniera simile per l'orizzonte settimanale per il quale, *mutatis mutandis*, possono essere replicate le medesime osservazioni. Si può dunque concludere, anticipando un risultato che si vedrà confermato anche per i titoli coupon bond, che gli strumenti italiani godono di una liquidità in genere maggiore dei loro corrispondenti stranieri. La spiegazione più intuitiva di questo fenomeno risulta legata alla maggiore dimensione dello *stock* di debito pubblico italiano. Il più alto numero di controparti interessate alla negoziazione di carta italiana, e dunque la maggiore *immediacy* che, almeno in condizioni di normalità degli scambi, i BOT riescono a garantire, sono elementi graditi dal mercato, che riconosce dunque, alla presenza di una maggiore liquidità, degli *spread* minori.

f. Coupon Bond – titoli italiani

Un'ultima analisi che sembra interessante svolgere riguarda i titoli che maturano delle cedole. La considerazione di questa categoria di *securities*, da una parte consente di apprezzare eventuali differenze nella liquidità di strumenti caratterizzati da clausole contrattuali diverse, dall'altra di estendere l'analisi già svolta per gli zero coupon a scadenze più ampie, non coperte da quella tipologia di titoli. Il campione utilizzato consiste, questa volta, di 12 titoli, tutti BTP, caratterizzati da quattro scadenze (3, 5, 10 e 30 anni) ed emessi fra il 1993 ed il 2003.

<b>Codice</b>	<b>Emittente</b>	<b>Descrizione</b>	<b>Scadenza</b>	<b>Durata</b>
IT0003141741	Tesoro Italiano	BTP 4,50%	01/07/04	3 anni
IT0003231146	Tesoro Italiano	BTP 4,00%	15/07/05	3 anni
IT0003522254	Tesoro Italiano	BTP 2,75%	01/09/06	3 anni
IT0003611156	Tesoro Italiano	BTP 2,75%	15/01/07	3 anni
IT0001413936	Tesoro Italiano	BTP 4,75%	01/07/05	5 anni
IT0003088959	Tesoro Italiano	BTP 4,75%	15/03/06	5 anni
IT0003171946	Tesoro Italiano	BTP 4,50%	01/03/07	5 anni
IT0003532097	Tesoro Italiano	BTP 3,50%	15/09/08	5 anni
IT0003080402	Tesoro Italiano	BTP 5,25%	01/08/11	10 anni
IT0003190912	Tesoro Italiano	BTP 5,00%	01/02/12	10 anni
IT0003472336	Tesoro Italiano	BTP 4,25%	01/08/13	10 anni
IT0003618383	Tesoro Italiano	BTP 4,25%	01/08/14	10 anni
IT0000366655	Tesoro Italiano	BTP 9,00%	01/11/23	30 anni
IT0001174611	Tesoro Italiano	BTP 6,50%	01/11/27	30 anni
IT0001278511	Tesoro Italiano	BTP 5,25%	01/11/29	30 anni
IT0001444378	Tesoro Italiano	BTP 6,00%	01/05/31	30 anni

Principiando, come di consueto, dall'analisi delle distribuzioni degli *spread* [Tabella 22], si nota, al solito, la presenza di densità diverse dalla normale ed alquanto diverse fra di loro per forma (espressa dalla asimmetria e dalla curtosi). Per quanto riguarda i valori medi, si nota che essi sono alquanto uniformi per i titoli a scadenza più lunga (decennali in particolare) e abbastanza eterogenei per triennali e quinquennali. Sembra dunque che i titoli con un orizzonte temporale più ampio siano molto più simili fra di loro di quanto accade a quelli caratterizzati da una scadenza più ravvicinata. Questa osservazione è confermata anche dall'analisi dei dati relativi ai rendimenti medi giornalieri [Tabella 23].

Come già si osservava per gli zero coupon di durata più breve, all'allungarsi delle scadenze si assiste ad una diminuzione dei valori dei *relative spread* medi. Avremo così [Tabella 22] 0,0119% per i triennali, 0,0121% per i quinquennali, 0,0227% per i decennali e 0,0908% per i trentennali. Se si confrontano poi queste cifre con quelle calcolate per gli zero coupon è facile accorgersi della natura maggiormente speculativa dei titoli più longevi (per i trimestrali lo *spread medio* osservato era pari a 0,0017% e quello massimo 0,0149%). Questa osservazione è poi supportata dalla considerazione del valore della deviazione standard dei rendimenti [Tabella 23] e dei rendimenti al netto degli *spread* [Tabella 24]. Se per trimestrali, semestrali, annuali e biennali avevamo rispettivamente (per i rendimenti) 0,0095%, 0,0163%, 0,0119% e 0,0393%, qui osserviamo 0,1069% per i triennali, 0,2310% per i quinquennali, 0,2503% per i decennali e 0,6962% per i trentennali.

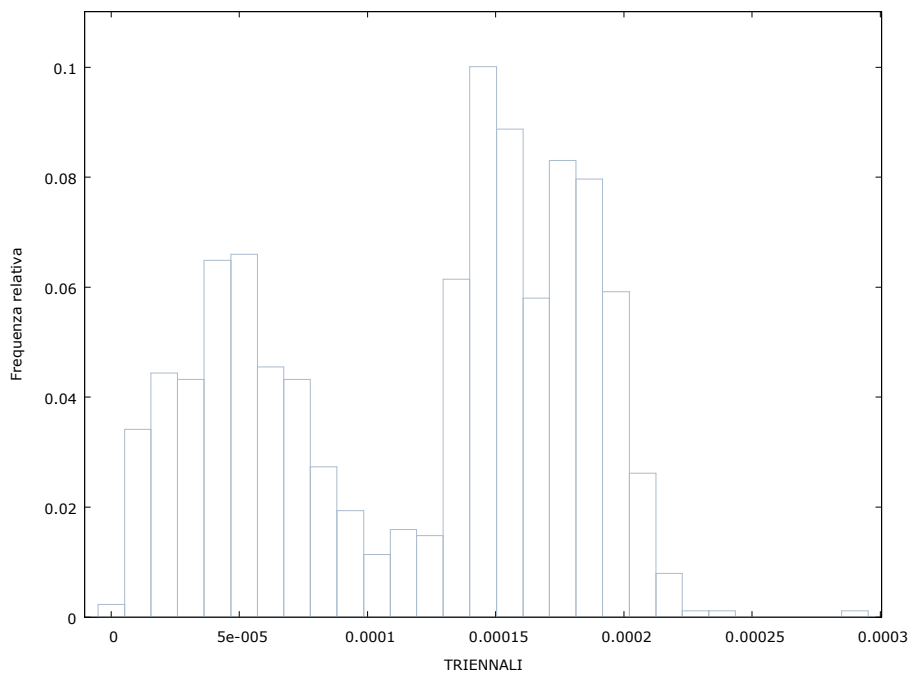
Queste caratteristiche si traducono ovviamente, in valori di VaR e di L-VaR crescenti al crescere delle scadenze [Tabella 25]. In particolare, per i bond trentennali si raggiunge, al livello di confidenza prescelto, il valore di -1,117% per il VaR giornaliero (e di -1,194% per il L-VaR riferito allo stesso intervallo temporale), pari a circa trenta volte quelli registrati per gli z.c. trimestrali ed annuali (rispettivamente -0,044% e -0,049%).

Peraltro, risulta interessante notare come, mentre fino ai titoli decennali prosegue il trend di riduzione del peso della liquidità nel calcolo del rischio totale (il COL di Bangia pesa il 2,98% del rischio totale per i triennali, il 3,15% per i

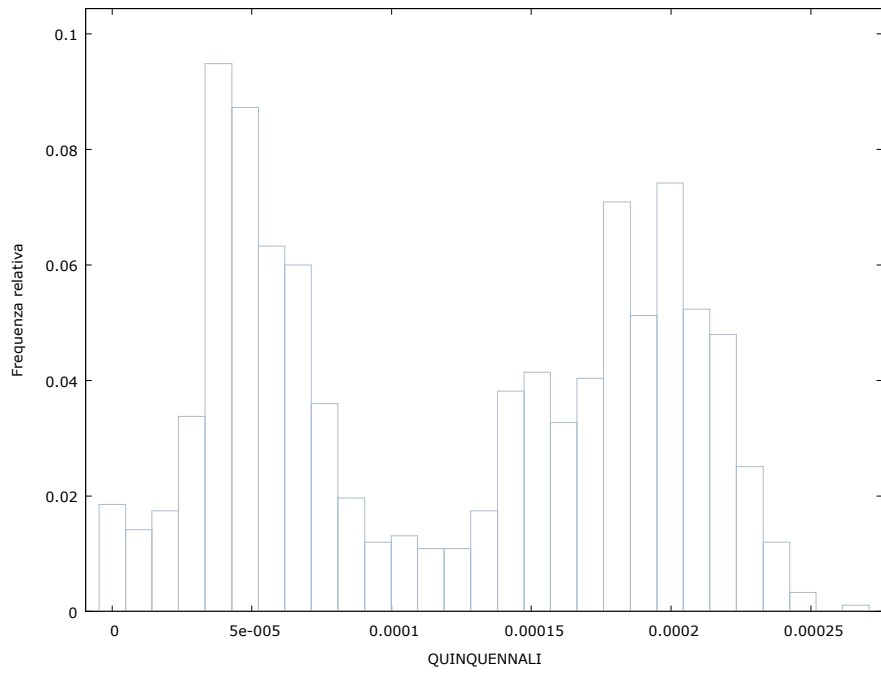
quinquennali [dove però c'è il valore anomalo del IT0003088959] e l'1,98% per i decennali), per i BTP trentennali questo valore risulta stabile intorno al 6%.

L'insegnamento che è possibile trarre da queste osservazioni, e che è possibile riproporre anche per i dati settimanali (dove però il peso della liquidità sul rischio totale è in ogni caso minore, in quanto l'orizzonte temporale più lungo aumenta la variabilità del prezzo e dunque l'incidenza della componente ad esso legata), risiede nella constatazione della natura maggiormente speculativa del mercato delle lunghe scadenze e comunque della sua minore liquidità. Questo rende, qui più che altrove, necessario integrare le classiche misure di rischio di prezzo con considerazioni legate alla liquidità, quali appunto quelle proposte.

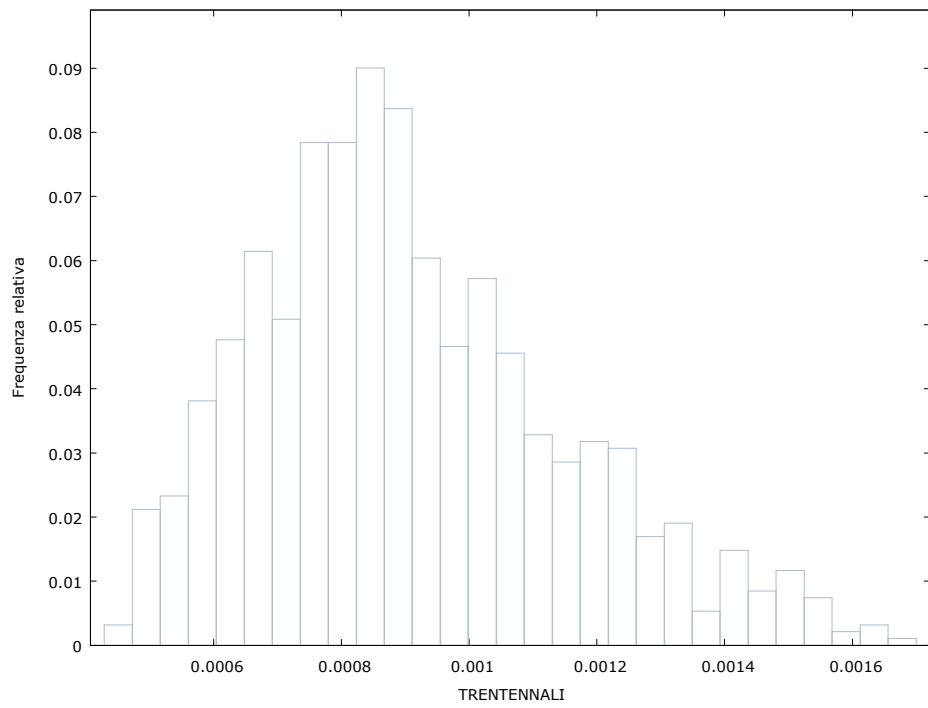
**Figure 15-17** Frequenze dei relative spread medi in coupon bond italiani trimestrali, quinquennali e trentennali.



(15)



(16)



(17)



g. Coupon bond - titoli europei

La riflessione sulla liquidità dei titoli coupon bond italiani non può dirsi completa se non si spende qualche parola sui corrispondenti emessi da stati europei. Si tratta infatti di analizzare come e quanto questi ultimi differiscano da quelli nazionali, sempre con riferimento alle dimensioni fatte oggetto dell'analisi. Per ragioni di omogeneità del campione, sono stati selezionati 16 titoli riferiti a due sole scadenze (10 titoli decennali e 6 trentennali), in quanto per scadenze più brevi i diversi stati tendono a comportarsi in modo estremamente vario. Inoltre, si è cercato, per quanto possibile, di prendere in considerazione titoli emessi più o meno nello stesso periodo e alle medesime condizioni di rendimento. Per i decennali, dunque, si tratta di strumenti emessi nel 2002<sup>165</sup>, che garantiscono rendimenti intorno al 5,00%. Per i trentennali invece si parla di titoli emessi fra il 1997 e il 1999 e con un rendimento compreso fra il 4,75% e il 5,25%.

<b>Codice</b>	<b>Stato emittente</b>	<b>Descrizione</b>	<b>Scadenza</b>	<b>Mercato</b>	<b>Durata</b>
AT0000385356	Austria	RAGB 5,00%	15/07/12	ATS/EBM	10 anni
BE0000298076	Belgio	OLO 38 5,00%	01/09/12	BEL/EBM	10 anni
DE0001135192	Germania	DBR 5,00%	04/01/12	GEM/EBM	10 anni
ES0000012791	Spagna	OBLE 5,00%	30/07/12	ESP/EBM	10 anni
FI0001005407	Finlandia	RFGB 5,375%	04/07/13	FIN/EBM	10 anni
FR0000188328	Francia	OAT 5,00%	25/04/12	FRF/EBM	10 anni
GR0124018525	Grecia	GGB 5,25%	18/05/12	GGB/EBM	10 anni
IE0031256328	Irlanda	IRISH 5,00%	18/04/13	IRL/EBM	10 anni
NL0000102671	Paesi Bassi	DSL 5,00%	15/07/12	NLD/EBM	10 anni
PTOTEKOE0003	Portogallo	OT 5,00%	15/06/12	PTE/EBM	10 anni
AT0000383864	Austria	RAGB 6,250%	15/07/27	ATS/EBM	30 anni
BE0000291972	Belgio	OLO 31 5,50%	01/03/28	BEL	30 anni
DE0001135085	Germania	DBR 4,750%	04/07/28	GEM	30 anni
ES0000011868	Spagna	OBLE 6,00%	31/01/29	ESP	30 anni
FR0000571218	Francia	OAT 5,50%	25/04/29	FRF	30 anni
NL0000102317	Paesi Bassi	DSL 5,50%	15/01/28	NLD/EBM	30 anni

Tutti i titoli sono quotati in euro, quelli decennali godono tutti della doppia quotazione, mentre quelli trentennali sono, tranne quello austriaco e quello olandese, presenti sul solo mercato domestico. I titoli italiani paragonabili a quelli

<sup>165</sup> 2003 per Finlandia e Irlanda

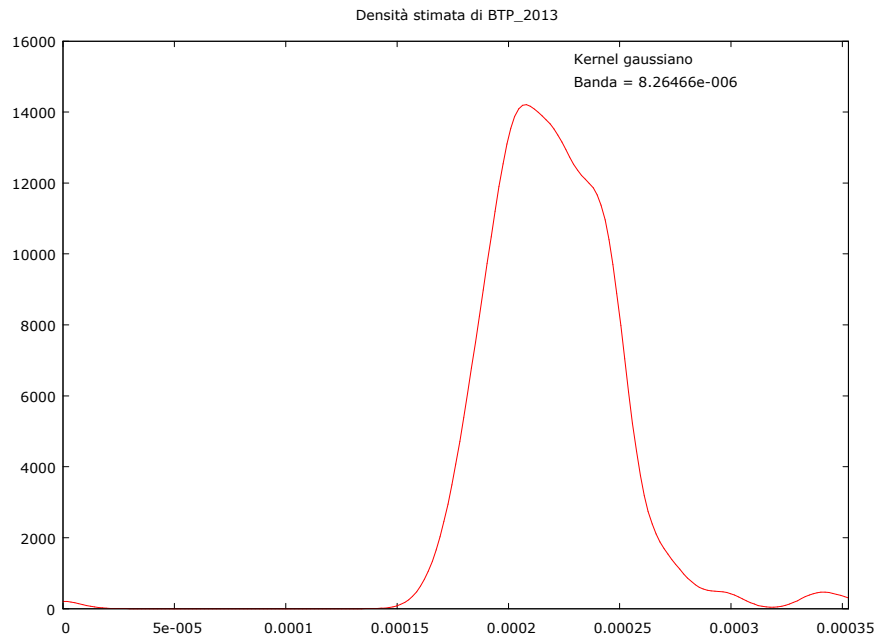
presenti nel campione a quello descritto sono, per i decennali, il BTP 5,00% IT0003190912, emesso nel 2002 con rendimento di cedola del 5,00%; per i trentennali, il BTP 5,25% IT0001278511 emesso nel 1999.

Come già si era visto per gli zero coupon, anche per i c.b. i titoli stranieri presentano *spread* in genere più alti di quelli italiani sia in media (0,0298% i decennali, contro lo 0,0219% del BTP decennale con scadenza nel 2012, e il 0,0227% della media dei titoli italiani della stessa durata analizzati; addirittura 0,1318% i trentennali, contro lo 0,1080% del BTP trentennale con scadenza nel 2029 e lo 0,0908% medio degli altri italiani a trent'anni) che considerando il 99° percentile (0,0466% per i decennali, 0,1821% per i trentennali, contro una media di 0,0342% e 0,1549% rispettivamente per i corrispondenti italiani).

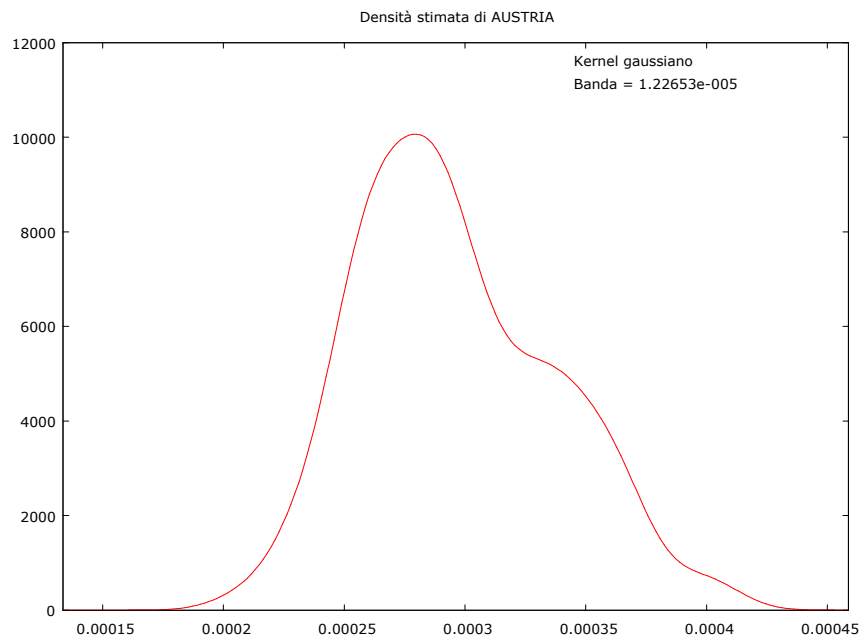
I minori *spread* dei titoli italiani fanno così da contraltare ai più alti interessi cedolari cui essi danno diritto. Questa evenienza, che sulle prime può apparire difficile da spiegare, può essere esplicitata, ancora una volta, considerando la maggiore dimensione dello *stock* di debito pubblico presente in Italia e dunque la maggiore liquidità del mercato italiano delle lunghe scadenze rispetto agli analoghi esteri.

Analogamente a quanto visto altrove, infine, si deve notare che anche in questo caso, e soprattutto per i *bond* trentennali, una quota rilevante del rischio totale sarebbe trascurata se si tralasciasse di misurare la componente legata alla liquidità. Il COL di Bangia pesa qui circa il 6,99% del L-VaR giornaliero [Tabella 32] e il 4,90% [Tabella 35] di quello settimanale.

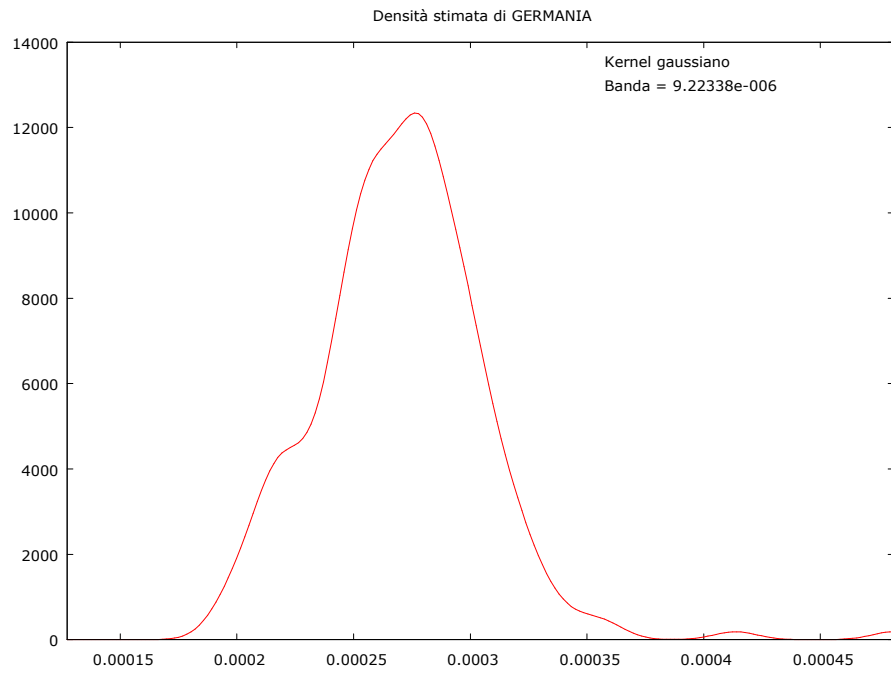
**Figure 18-25 Kernel delle densità stimate degli spread relativi per il 2004 di alcuni coupon bond decennali europei con scadenza nel 2012.**



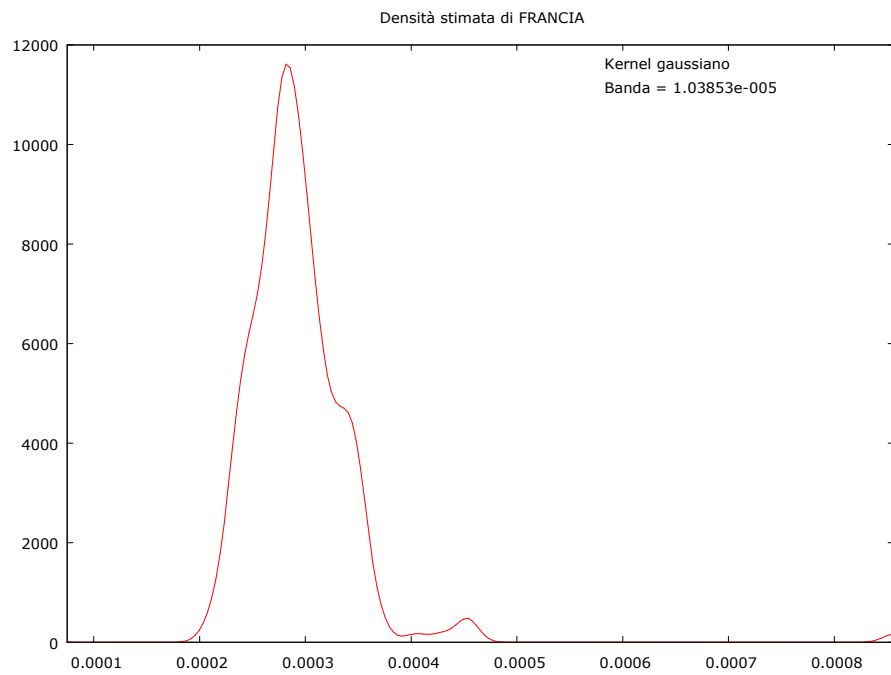
**(18) Italia**



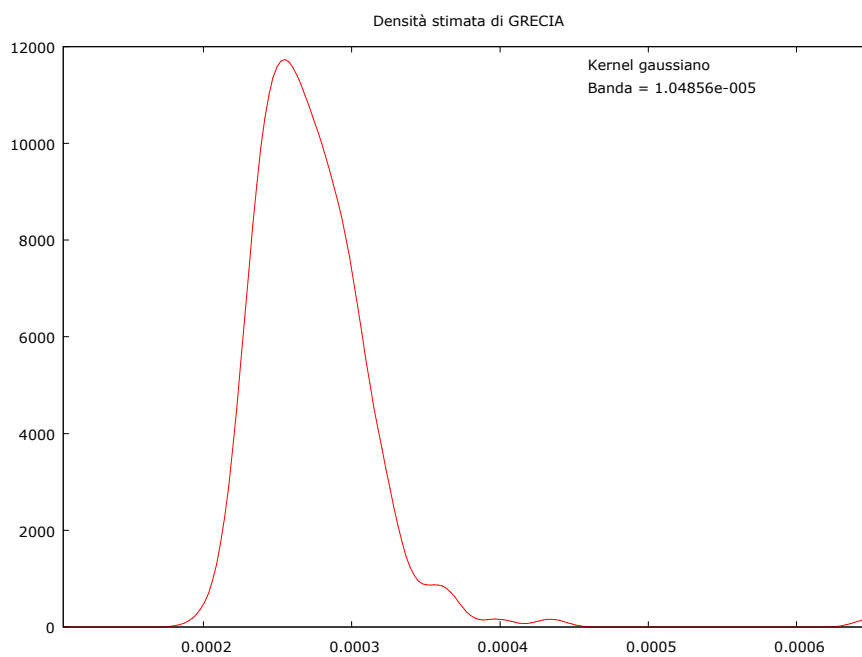
**(19) Austria**



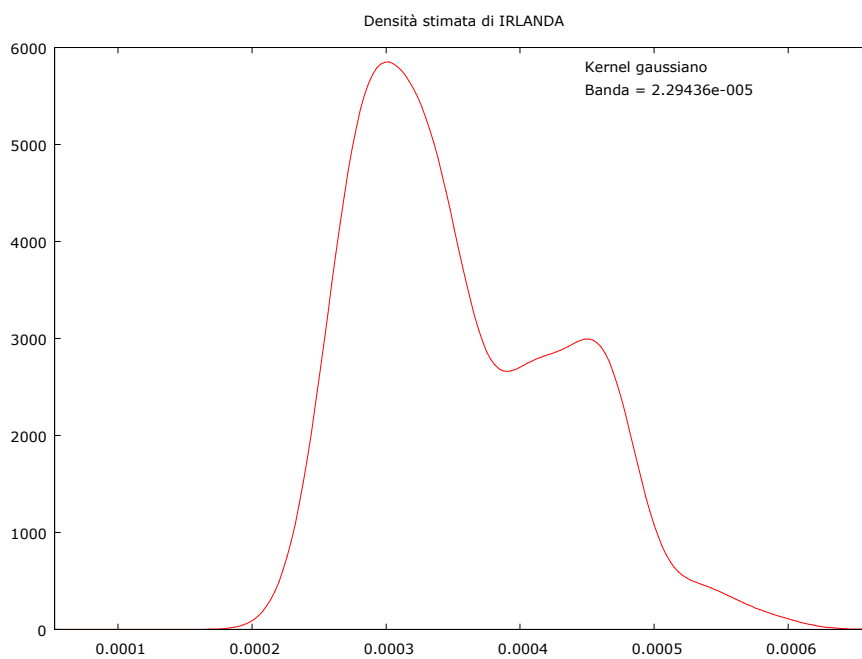
**(20) Germania**



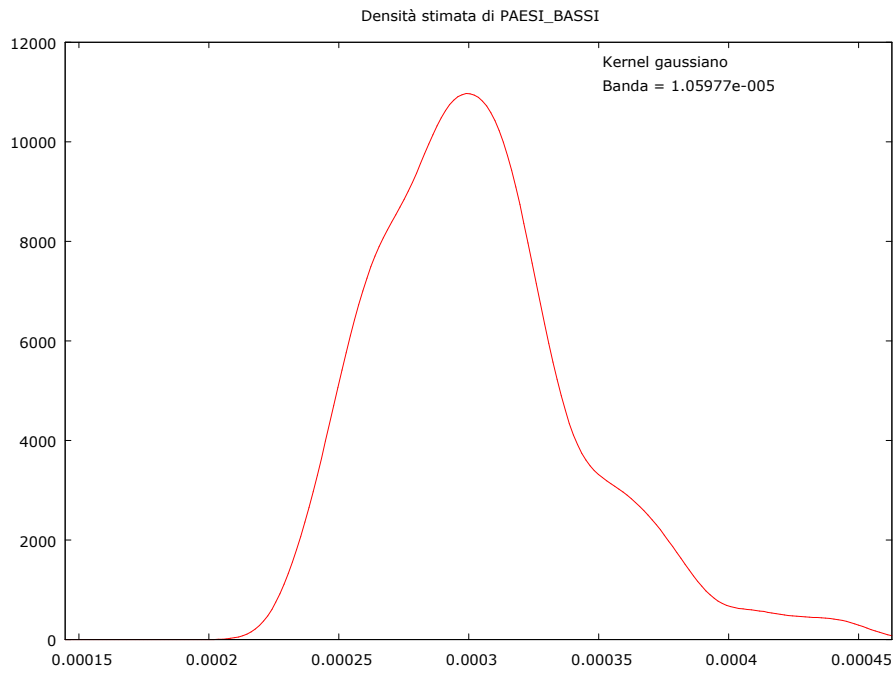
**(21) Francia**



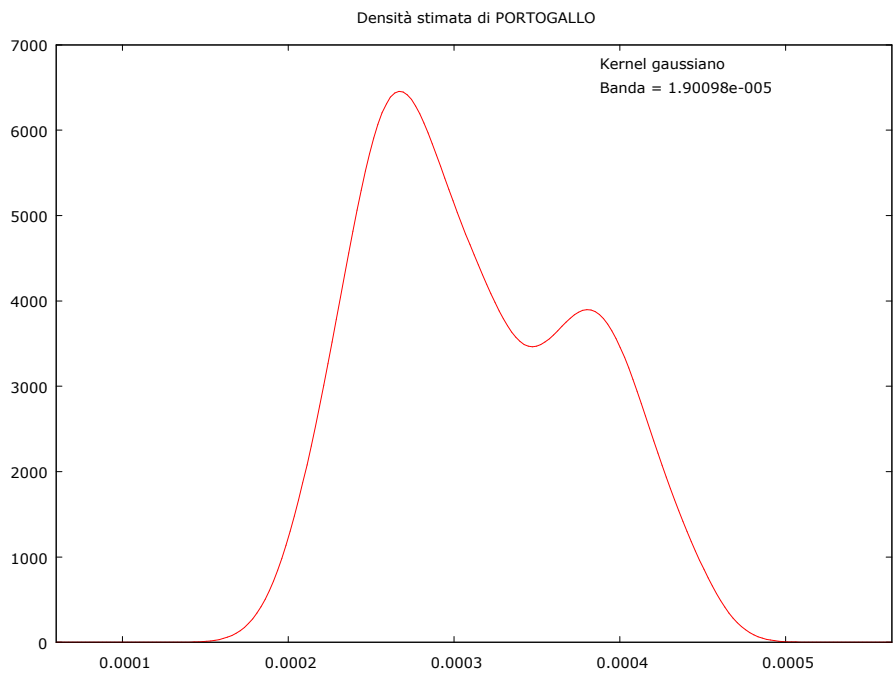
**(22) Grecia**



**(23) Irlanda**

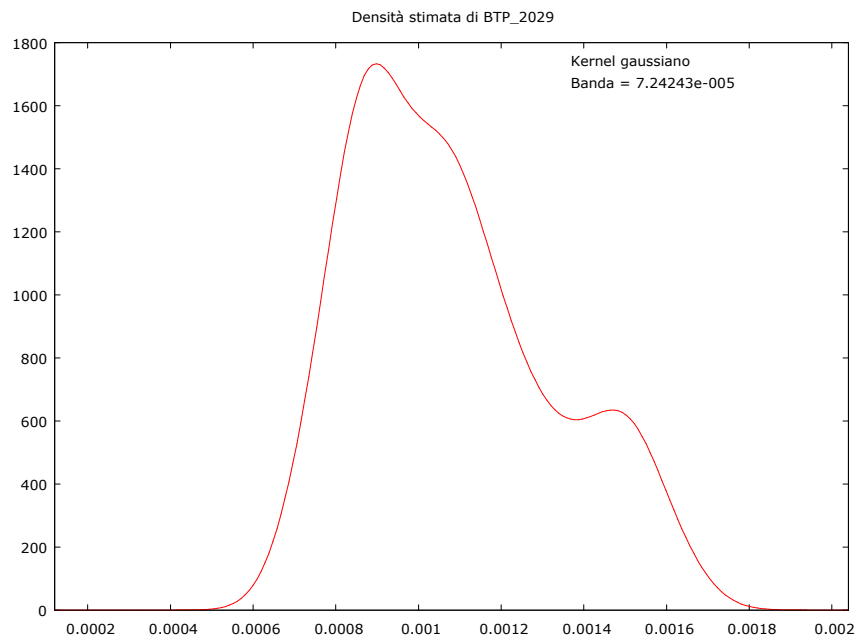


**(24) Paesi Bassi**

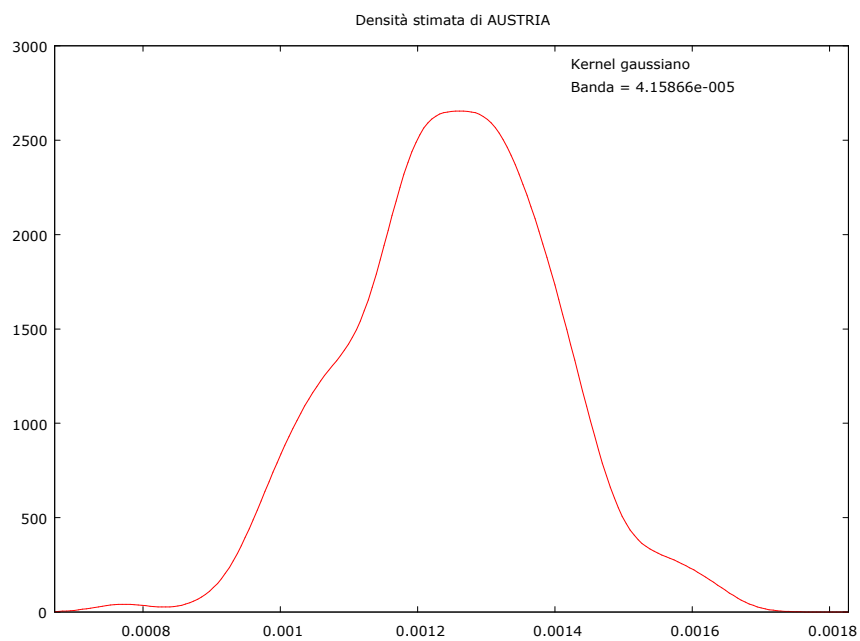


**(25) Portogallo**

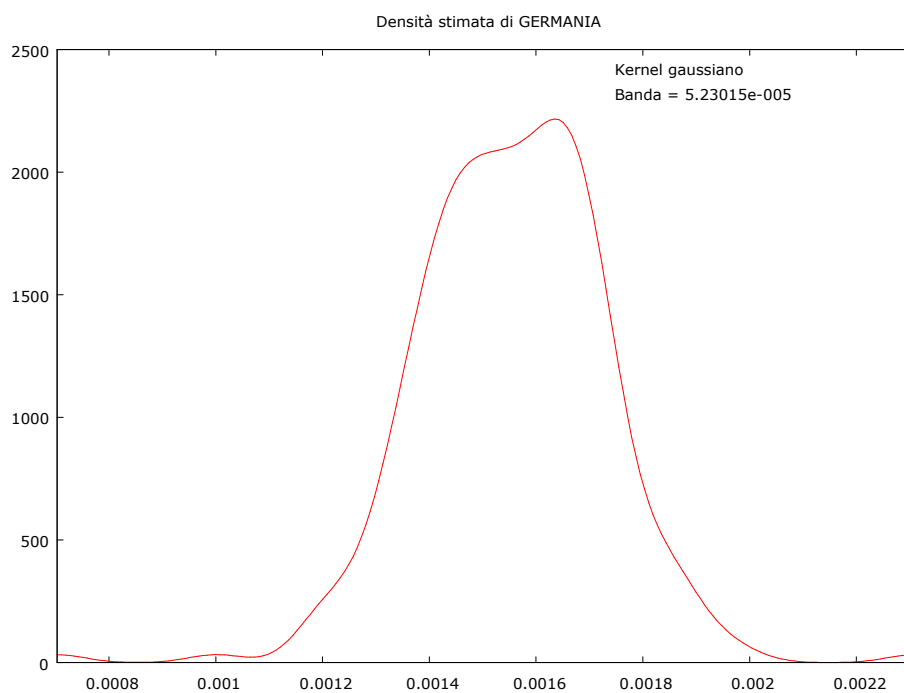
**Figure 26-31 Kernel delle densità stimate degli spread relativi per il 2004 di alcuni coupon bond europei trentennali con scadenza nel 2027/2029.**



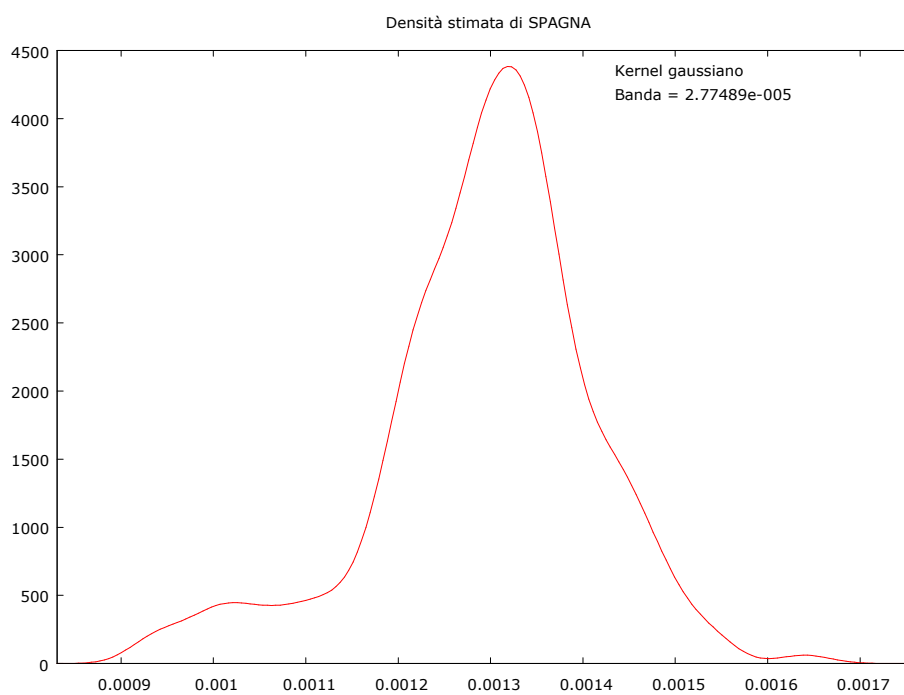
**(26) Italia**



**(27) Austria**

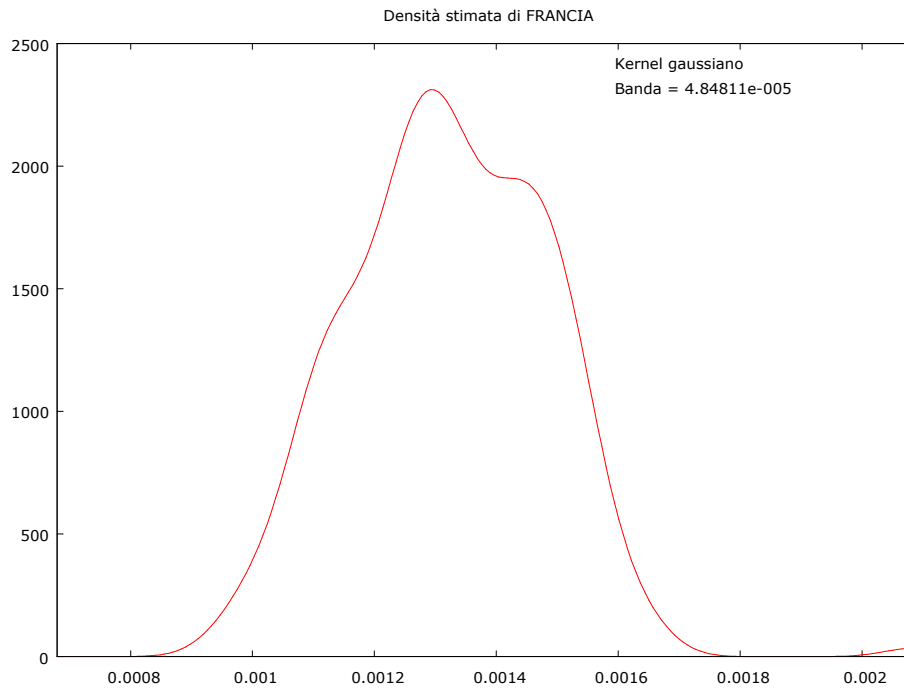


**(28) Germania**

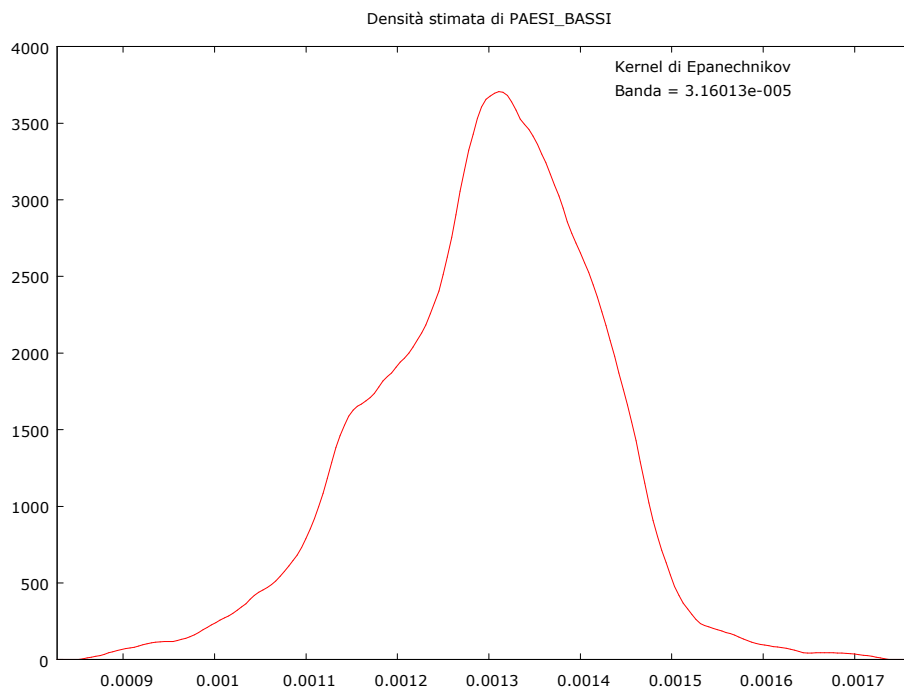


**(29) Spagna**





**(30) Francia**



**(31) Paesi Bassi**