

マクロ経済、金融政策のダイナミズムと 超過債券リターンの予測可能性

2010年3月19日

一橋大学大学院国際企業戦略研究科

金融戦略・経営財務コース

草場洋方

モチベーション、問題意識

○ 長期金利

←短期金利の将来パスに関する投資家の予想

←マクロ経済の持続可能な成長或いは物価の安定を図る中央銀行の行動

○ 長期債の価格変動、分けても短期債投資に対する長期債投資の超過リターンについて考えるとき、マクロ経済の挙動がその将来予測にとって有意な意味を持つのかどうかについては、必ずしも学術的な研究が十分尽くされているわけではない

定義

○ t時点におけるn期割引債価格及び利回り $P_t^n \equiv \frac{1}{(1+Y_t^n)^n}$

○ 対数価格 $p_t^n \equiv \log(P_t^n)$

○ 対数利回り $y_t^n \equiv \log(1+Y_t^n) \equiv -\frac{1}{n} p_t^n$

○ t時点におけるn-1期スタートn期エンドの対数フォワード・レート

$$f_t^n \equiv p_t^{n-1} - p_t^n$$

○ t時点で購入したn期債をt+1時点で売却したときの対数保有期間利回り

$$r_{t+1}^n \equiv p_{t+1}^{n-1} - p_t^n$$

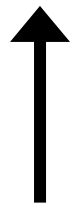
$$r_{t+1}^n \equiv y_t^n - (n-1)(y_{t-1}^{n-1} - y_t^n)$$

定義

- t時点で購入したn期債をt+1時点で売却したときの対数超過債券リターン

$$rx_{t+1}^n \equiv r_{t+1}^n - y_t^1$$

$$rx_{t+1}^n \equiv (y_t^n - y_t^1) - (n-1)(y_{t-1}^{n-1} - y_t^n)$$



期初時点のイールド
スプレッド



投資期間を通じた長
期債のイールド変化

超過債券リターンを巡る先行研究

○ (純粋)期待仮説

- ・Campbell(1995): 超過債券リターンは有意にゼロでない
- ・Taylor(1991): イールドスプレッドは短期金利の変化に対してグレンジャー因果性を有していない

○ 予期せぬ価格変動への対価

- ・Taylor(1991): GARCH-Mモデルを仮定すると、条件付分散に対する超過債券リターンの回帰係数は有意にならない

○ 市場分断仮説

- ・Taylor(1991): ある年限の国債発行残高の相対的増加に対する超過債券リターンの回帰係数は有意に正

超過債券リターンを巡る先行研究

○ 国際的な超過債券リターン

- ・Ilmanen(1995): ①相対的リスク回避度、②実質債券利回り、の2ファクターにより、主要6カ国の超過債券リターンの4~12%が予測可能

→様々な仮説を基に超過債券リターンの源泉を探る研究が進められる中で、主流になっていったアプローチが、フォワード・スプレッド、イールド・スプレッド等の「金融変数」を説明変数として超過債券リターンの予測力を高めようとする方向性

金融変数による予測

○ Fama and Bliss (1987)

- ・n年フォワード・レートと1年債利回りのスプレッドが、n年債の超過リターンの挙動を予測すると指摘

- ・
$$rx_{t+1}^n = \beta_0 + \beta_1(f_t^n - y_t^1) + \varepsilon_{t+1}^n$$

- ・回帰式の決定係数:

2年債14%、3年債11%、4年債11%、5年債5%

金融変数による予測

○ Campbell and Shiller(1991)

・t時点におけるn年債と1年債のイールド・スプレッドがt時点からt+1時点までのn期債投資の超過リターンを予測すると指摘

$$\cdot rx_{t+1}^n = \beta_0 + \beta_1 (y_t^n - y_t^1) + \varepsilon_{t+1}^n$$

・2カ月債から10年債までの多くの年限について、回帰係数は有意で且つ1と異なる

金融変数による予測

○ Cochrane and Piazzesi (2005)

・F&BやC&Sが各年限の超過債券リターンをそれぞれの年限の
フォワード・スプレッドやイールド・スプレッドに関連付けたのに
対し、同一のフォワード・レートの線形集合によって様々な年限
の超過リターンを予測

$$\cdot rx_{t+1}^n = \beta_0^n + \beta_1^n y_t^1 + \beta_2^n f_t^2 + \beta_3^n f_t^3 + \beta_4^n f_t^4 + \beta_5^n f_t^5 + \varepsilon_{t+1}^n$$

$$\cdot rx_{t+1}^n = \beta_n \mathbf{f}_t + \varepsilon_{t+1}^n$$

・ 2年債～5年債について、回帰式の決定係数は32～35%

金融変数による予測

○ Cochrane and Piazzesi (2005)

- ・上記式のシングルファクター・モデル化

$$rx_{t+1}^n = b_n \left(\gamma_0^n + \gamma_1^n y_t^1 + \gamma_2^n f_t^2 + \gamma_3^n f_t^3 + \gamma_4^n f_t^4 + \gamma_5^n f_t^5 \right) + \varepsilon_{t+1}^n$$

- ・具体的な推定方法は、まず、2～5年の超過債券リターンの平均値を全フォワード・レートに回帰

$$\frac{1}{4} \sum_{n=2}^5 rx_{t+1}^n = \gamma_n + \gamma_0^n + \gamma_1^n y_t^1 + \gamma_2^n f_t^2 + \gamma_3^n f_t^3 + \gamma_4^n f_t^4 + \gamma_5^n f_t^5 + \bar{\varepsilon}_{t+1}^n$$

$$\bar{rx}_{t+1} = \boldsymbol{\gamma}^T \mathbf{f}_t + \bar{\varepsilon}_{t+1}^n$$

- ・続いて、以下の4つの回帰を実施し各年限の回帰係数を得る

$$rx_{t+1}^n = b_n \left(\boldsymbol{\gamma}^T \mathbf{f}_t \right) + \varepsilon_{t+1}^n$$

$$n=2,3,4,5$$

経済変数による予測

○ 超過債券リターンのカウンターシクリカリティ

▪ Ilmanen (1995) :

超過債券リターンは相対的リスク回避度に正と相関。景気悪化局面では富の水準が低下して相対的リスク回避度が上昇し期待超過債券リターンが高まる

▪ Cochrane and Piazzesi (2005) :

“We do not tie the time-varying premia to macroeconomic fundamentals. In particular, we do not offer deep interpretation of what the tent-shaped function of forward rates or four- to five-year yield spread mean, other than to note that the result is suggestively correlated with bussiness cycles.”

経済変数による予測

○ Ludvigson and Ng (2006)

- ・米国の経済活動を示す指標から推定される幾つかの共通ファクターが米国債の超過債券リターンの将来予測に重要な意味を持つことを発見

- ・多くの経済指標のパネル・データから少数の主成分を抽出し、それをマクロ経済の共通ファクターと解釈

- ・その上で、C&P同様にその線形集合としてのシングル・ファクター・モデルを構築し、それが超過債券リターンの26%を説明することを示す

検討するモデル

- 超過債券リターンの予測可能性を探るアプローチとして標準的な手法は、F&B(1987)、C&S(1991)、C&P(2005)などで用いられた、t時点で値が定まっているK個の金融変数を選択し、それをK×1ベクトルZという説明変数として以下を推定すること

$$rx_{t+1}^n = \beta' Z_t + \varepsilon_{t+1}$$

- 一方、L&N(2006)が提案したように、超過債券リターンとマクロ経済ファンダメンタルズの間を調査するためのモデルはt時点で値が定まっているM個のマクロ経済の共通ファクターを選択し、それをM×1ベクトルFという説明変数として以下を推定すること

$$rx_{t+1}^n = \alpha' \hat{F}_t + \varepsilon_{t+1}$$

・なお、 \hat{F}_t はマクロ経済のパネルデータから主成分分析によって少数の共通ファクターを抽出していることを示している

- 最後に、これら二つのファクターを組み合わせた以下の式を検討することで、マクロ経済の共通ファクターが超過債券リターンを予測する上で、限界的な意味を持つのかどうかを確認可能

$$rx_{t+1}^n = \alpha' \hat{F}_t + \beta' Z_t + \varepsilon_{t+1}$$

データと推定期間

○ マクロ経済パネル・データ

・Stock and Watson(1998)、Ludvigson and Ng(2006)、飯星(2009)などに従い、

日本の110の経済指標をピックアップ

・公表ベースで季節調整値が存在しないものについてはX12-ARIMAにて季節調整

・その後、主成分分析を行う準備として、定常化、標準化を実施

大分類	小分類	記号	コード	名称	出典名	単位	データ加工	季節調整	
実質 十増倍		a01	2005PDXRX11S	鉱工業生産指数(VAV2005年基準季調、資本財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a02	2005PDXRX12S	鉱工業生産指数(VAV2005年基準季調、建設財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a03	2005PDXRX12S	鉱工業生産指数(VAV2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a04	2005PDXRX12S	鉱工業生産指数(VAV2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a05	2005PDXRX2S	鉱工業生産指数(VAV2005年基準季調、生産財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a06	2005PDXSH11S	鉱工業生産出荷指数(2005年基準季調、資本財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a07	2005PDXSH12S	鉱工業生産出荷指数(2005年基準季調、建設財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a08	2005PDXSH2S	鉱工業生産出荷指数(2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a09	2005PDXSH2S	鉱工業生産出荷指数(2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a10	2005PDXSH2S	鉱工業生産出荷指数(2005年基準季調、生産財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		a11	2005PDXORD1S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、鉄鋼業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a12	2005PDXORD2S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、非鉄金属工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a13	2005PDXORD3S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、金属製品工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a14	2005PDXORD4S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、一般機械工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a15	2005PDXORD4S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、輸送機械工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a16	2005PDXORD4S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、精密機械工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a17	2005PDXORD5S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、農業・土石製品工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a18	2005PDXORD6S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、化学工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a19	2005PDXORD7S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、石油・石炭製品工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a20	2005PDXORD8S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、パルプ・紙・絶加工品工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a21	2005PDXORD9S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、繊維工業)	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a22	2005PDXORD42S	製造工業受発注指数(2005年基準季調、電気機械工業(他分類))	経済産業省「製造工業受発注指数(生産能力指数)」	基準時=100	△	△	
		a23	2005R4RMS6S	実計労務時間指数(05年基準)季節調、全国、勤労者世帯(農林漁業含)	総務省「実計労務時間指数(農林漁業含)」	基準時=100	△	△	
		a24	R40L1K6	大電力出力(大口径水力)主要発電合計	電力事業連合会「需要実態(発電)」	千キロワットアップ		MULTI	
		雇用	b01	2006L4EK0S	労働時間指数(05年基準)30人以上以上、総計、調査産業計、季節調	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	%	△	△
			b02	2006L4HT0S	労働時間指数(05年基準)30人以上以上、総計、調査産業計、季節調	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	%	△	△
			b03	2006L4HX0S	労働時間指数(05年基準)30人以上以上調査産業計、季節調	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	%	△	△
			b04	L4FLJRS	完全失業率、季節調整値、男・女別	総務省「労働力調査、就業状況(総務)」	%	△	△
b05	L4FLJRS		完全失業率、季節調整値、男・女別	総務省「労働力調査、就業状況(総務)」	%	△	△		
b06	L4FLJRS		完全失業率、季節調整値、女	総務省「労働力調査、就業状況(総務)」	%	△	△		
b07	ESOPFRS		稼働率(稼働状況) 有効求人増減率、パートタイム含む(季節調整値)	厚生労働省「労働力調査(労働力状況)」	倍率				
b08	ESOPFR		稼働率(稼働状況) 有効求人増減率、パートタイム除く	厚生労働省「労働力調査(労働力状況)」	人	MULTI			
c01	MA1SLV01		大中小売店商業売上総額合計	経済産業省「商業売上総額合計」	百円円	△	MULTI		
c02	CO023		電気動向指数、個別系列中小企業売上総額(製造業)	内閣府「電気動向指数」		△	MULTI		
c03	2005CO05S	電気動向指数、中央企業売上総額(製造業、2005年基準)	内閣府「電気動向指数」	基準時=100	△	MULTI			
ホテリヤ・飲食・住宅等 先行性	d01	1F3B80	着工新設住宅着工数(季節調整) 合計	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d02	1F3B81	着工新設住宅着工数(季節調整) 1F	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d03	1F3B82	着工新設住宅着工数(季節調整) 2F	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d04	1F3B83	着工新設住宅着工数(季節調整) 給排水	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d05	1F3B84	着工新設住宅着工数(季節調整) 分譲住宅	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d06	1F3F04	着工新設住宅着工数(季節調整) 合計	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d07	1F3F01	着工新設住宅着工数(季節調整) 1F	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d08	1F3F02	着工新設住宅着工数(季節調整) 2F	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d09	1F3F03	着工新設住宅着工数(季節調整) 給排水	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	d10	1F3F04	着工新設住宅着工数(季節調整) 分譲住宅	国土交通省「建築業工統計調査報告書」	千平方メートル	△	△		
	在庫	e01	2005PDXV11S	鉱工業生産者在庫指数(2005年基準季調、資本財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		e02	2005PDXV12S	鉱工業生産者在庫指数(2005年基準季調、建設財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		e03	2005PDXV12S	鉱工業生産者在庫指数(2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		e04	2005PDXV12S	鉱工業生産者在庫指数(2005年基準季調、非耐久消費財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		e05	2005PDXV2S	鉱工業生産者在庫指数(2005年基準季調、生産財)	経済産業省「鉱工業指数(生産・出荷・在庫・在庫率指数)」	基準時=100	△	△	
		f01	NK6225	日経平均株価、東証1st平均	(株)日本経済新聞「日経平均株価」	円			
f02		NK6500	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)日本経済新聞「日経平均株価」	円				
f03		TOPXL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	1988年1月4日=100				
株価	g01	TEASHPALL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	円				
	g02	TEASASALL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	円				
	g03	TEASASALL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	円				
	g04	TEASASALL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	円				
	g05	TEASASALL	第一勧業銀行、東証1st平均	(株)東京証券取引所「東証1st平均株価(TOPX)・株価平均等」	円				
商品価格	a01	2005COPDYA6	国内企業物価指数(2005年基準)消費財部門ベース、スクランブル	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100	△	△		
	a02	NK60017	国内企業物価指数、17種、月異	(株)日本経済新聞「日本経新新聞」	基準時=100	△	△		

大分類	小分類	記号	コード	名称	出典名	単位	データ加工	季節調整	
名目 為替相場		H01	FXADOL	外国為替相場(米ドル/円相場)	米ドル/円相場	円/ドル		△	
		H02	FXEPRR	外国為替相場(ユーロ/円相場)	ユーロ/円相場	円/ユーロ		△	
		Z01	DDP	基礎的国庫収支(基本国庫)	財務省「国庫収支月報」	円		△	
		金利・スプレッド	Z02	PRML	長期プライムレート、月異	日本銀行「金融経済統計月報(金融)」	%		△
			Z03	YRGLI0	長期プライムレート、月異	財務省「10年利付国債の入札結果」	%		△
			Z04	YRGLI0	長期プライムレート、月異	財務省「10年利付国債の入札結果」	%		△
			Z05	YRGLI0	長期プライムレート、月異	財務省「10年利付国債の入札結果」	%		△
			Z06	YRBS15	15年プライムレート、月異	財務省「10年利付国債の入札結果」	%		△
			Z07	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△
			Z08	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△
			Z09	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△
			Z10	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△
			Z11	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△
		Z12	CRALPRBK	貸出約定平均金利(標準的)、貸付、都市銀行	日本銀行「貸出約定平均金利の推移」	%		△	
		マネー	Z13	BLBCRAA1	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		△
			Z14	BLBCRAA2002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z15	BLBCRAA10002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z16	BLBCRAA10001	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z17	BLBCRAA10001	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z18	BLBCRAA1	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z19	BLBCRAA2002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z20	BLBCRAA10002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z21	BLBCRAA10001	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z22	BLBCRAA1	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z23	BLBCRAA2002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z24	BLBCRAA10002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z25	BLBCRAA10001	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z26	BLBCRAA1	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z27	BLBCRAA2002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z28	BLBCRAA10002	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z29	BLBCRAA10001	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
			Z30	BLBCRAA1	都市銀行「貸付」	日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」	億円		MULTI
物価	K01		2005COPDYA1	国内企業物価指数(2005年基準)消費財部門ベース、工業製品	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△	
	K02		2005COPDYA3	国内企業物価指数(2005年基準)消費財部門ベース、農林水産物	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△	
	K03	2005COPDYA4	国内企業物価指数(2005年基準)消費財部門ベース、鉱産物	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△		
	K04	2005COPDYA5	国内企業物価指数(2005年基準)消費財部門ベース、電力・都市ガス・水道	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△		
	K05	2005COPB1	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)食料	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K06	2005COPB2	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)住居	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K07	2005COPB3	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)光熱・水道	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K08	2005COPB4	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)家具・娯楽用品	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K09	2005COPB5	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)被服及び履物	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K10	2005COPB6	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)健康	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K11	2005COPB7	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)教育	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K12	2005COPB8	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)教育	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
賃金	K13	2005COPB9	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)娯楽娯楽	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K14	2005COPB10	消費者物価、全国基本分指指数(2005年基準)雑貨	総務省「消費者物価指数」	基準時=100		△		
	K15	2005COPPE1E	輸出物価指数(2005年基準)円ベース、総平均	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△		
	K16	2005COPFM1E	輸入物価指数(2005年基準)円ベース、総平均	日本銀行「企業物価指数」	基準時=100		△		
	K17	2005LANKX0S	実質賃金対民間収入比、合計、国民平均	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	基準時=100		△		
	K18	2005LANKX0S	実質賃金対民間収入比、合計、国民平均	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	基準時=100		△		
	K19	2005LANKX0S	実質賃金対民間収入比、合計、国民平均	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	基準時=100		△		
	K20	2005LANKX0S	実質賃金対民間収入比、合計、国民平均	厚生労働省「毎月労働時間調査(総務)」	基準時=100		△		
財政	m01	MSP	財政赤字対民間収入比、合計、国民平均	日本銀行「金融経済統計月報」	億円		ADD		
	m02	ISABDDV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		△		
	m03	ISABDDV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		△		
	m04	OUABGOV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		△		
	m05	OUABGOV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		MULTI		
	m06	OUABGOV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		△		
	m07	OUABGOV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		MULTI		
	m08	OUABGOV	公債発行額、国債発行額	日本証券業協会「公社債発行額・償還額等」	千円		△		

(注)

各マクロ経済指標の系列はアイ・エヌ情報センターが提供する経済統計データベースである「INDB Accel」より取得しており、表中の「コード」がデータベース上の系列番号を示している。なお、「コード」列が空欄の系列については、データを基に計算したものである。「データ加工」列はデータの定常化の手法を示している。は自然対数の1次開差、は自然対数の2次開差、lvはレベルデータ(加工せず)、lvはレベルデータの1次開差を意味している。季節調整を実施した系列については、「季節調整」列で季節調整手法を示している。季節調整は米国センサス局法X12-ARIMAにて実施している。標本期間は1983年4月～2009年8月である。

データと推定期間

○ 金利・債券データ

・所属する金融機関が個別銘柄の流通価格情報を基に日次で算出している日本国債のパー・イールド・データを基にして1、2、3、4、5年のそれぞれのスポット・レートを推定し、それを定義に当てはめて対数価格、対数フォワード・レート、対数超過債券リターン等の系列を作成

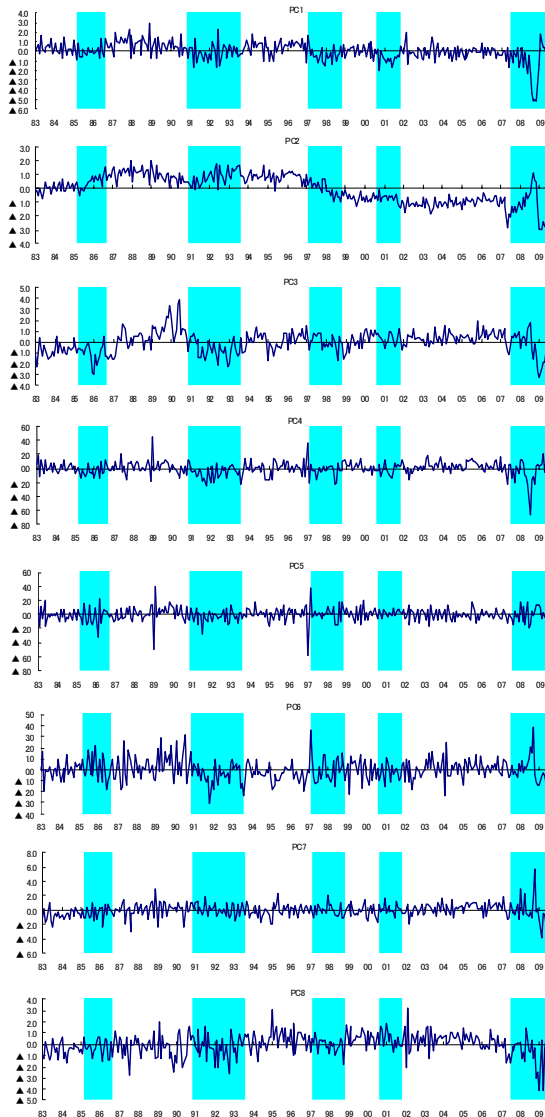
○ 推定期間

・マクロ経済の共通ファクターの推定期間：1983年4月～2009年8月

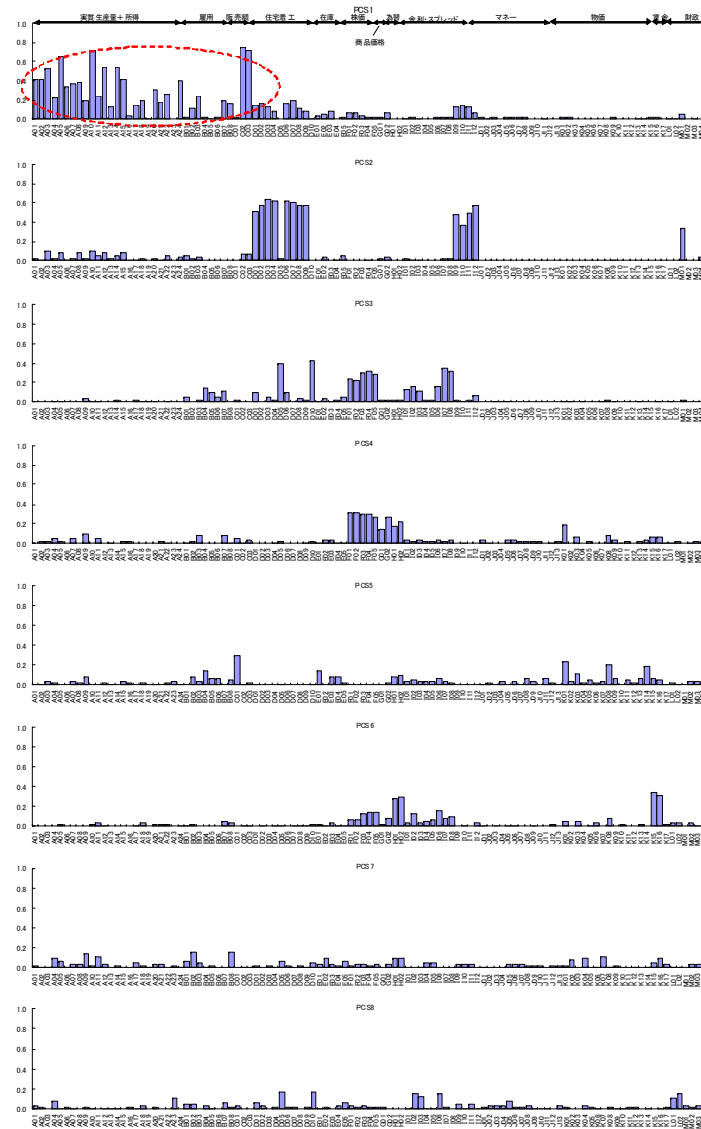
・超過債券リターンの推定期間：1992年9月～2008年8月までの月末値データで1993年9月～2009年8月までの月次超過債券リターンを推定

マクロ経済の共通ファクターの推定

(主成分の変動)



(各経済指標に対する決定係数)



(主成分の自己相関、累積説明力)

i	$ARI(\hat{F}_{it})$	R_i^2
1	0.272	0.114
2	0.821	0.194
3	0.618	0.239
4	0.113	0.278
5	-0.413	0.311
6	0.000	0.342
7	-0.055	0.370
8	0.064	0.398

主成分の解釈

主成分	ファクター名	説明
第1主成分	短期的な景気循環(在庫循環)ファクター	鉱工業生産、雇用、実質販売額等の実体経済の動きをよく説明する一方、マネーや物価とは低相関。景気拡大局面で上昇し、景気後退局面で低下。
第2主成分	中期的な景気循環(投資循環)ファクター	住宅投資や貸出金利-公定歩合スプレッドの動きをよく説明。80年代バブルによる投資活動の過熱のその後の「失われた10年」における過剰資本の調整の軌跡と近似する一方、鉱工業生産など短期的な循環的変動とは低相関。
第3主成分	金融市場ファクター(株価・金利)	株価や金利の動きをよく説明。90年代初頭の金融バブルや2008年のリーマン・ショックをよく描写。
第4主成分	金融市場ファクター(株価・為替)	株価に加えて、為替相場の変動をよく説明。
第5主成分	マネー・物価ファクター	銀行勘定や物価の変動をよく説明。一方、生産などの実質活動とは低相関。
第6主成分	N.A.	
第7主成分	N.A.	
第8主成分	N.A.	

超過債券リターンの推定(2年債の場合)

○ 具体的な推定式

- (a) Fama and Bliss型シングルファクターモデル $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 * (f_t^2 - y_t^1) + \varepsilon_{t+1}^n$
- (b) Cochrane and Piazzesi型マルチファクターモデル $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 y_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \beta_3 f_t^3 + \beta_4 f_t^4 + \beta_5 f_t^5 + \varepsilon_{t+1}$
- (c) Cochrane and Piazzesi型シングルファクターモデル $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 * CP_t + \varepsilon_{t+1}$
- (d) Ludvigson and Ng型マルチファクターモデル① $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{F}_{1t} + \beta_2 \hat{F}_{1t}^2 + \beta_3 \hat{F}_{2t} + \beta_4 \hat{F}_{7t}^2 + \beta_5 \hat{F}_{8t} + \varepsilon_{t+1}$
- (e) Ludvigson and Ng型マルチファクターモデル② $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 \hat{F}_{1t} + \beta_2 \hat{F}_{1t}^2 + \beta_3 \hat{F}_{2t} + \beta_4 \hat{F}_{3t} + \beta_5 \hat{F}_{7t}^8 + \varepsilon_{t+1}$
- (f) Ludvigson and Ng型シングルファクターモデル① $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 LN_{1t} + \varepsilon_{t+1}$
- (g) Ludvigson and Ng型シングルファクターモデル② $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 LN_{2t} + \varepsilon_{t+1}$
- (h) L&N型マルチファクター②とC&P型シングルファクターを組み合わせたマルチファクターモデル $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 CP_t + \beta_2 \hat{F}_{1t} + \beta_3 \hat{F}_{1t}^2 + \beta_4 \hat{F}_{2t} + \beta_5 \hat{F}_{3t} + \beta_6 \hat{F}_{7t}^8 + \varepsilon_{t+1}$
- (i) L&N型シングルファクター②とC&P型シングルファクターを組み合わせた2ファクターモデル $rx_{t+1}^2 = \beta_0 + \beta_1 CP_t + \beta_2 LN_{2t} + \varepsilon_{t+1}$

2年債超過債券リターンの推定結果

	$f_t^2 - y_t^1$	y_t^1	f_t^2	f_t^3	f_t^4	f_t^5	CP_t	\hat{F}_{1t}	\hat{F}_{2t}^2	\hat{F}_{2t}	\hat{F}_{3t}	\hat{F}_{7t}^2	\hat{F}_{8t}	LN_{1t}	LN_{2t}	$adj.R^2$	χ^2
(a)	-0.12 (-2.90)															0.11	8.40
(b)		0.52 (4.76)	1.57 (1.82)	-3.87 (-2.12)	3.55 (2.09)	-1.09 (-1.84)										0.63	47.16
(c)							0.41 (6.70)									0.63	44.90
(d)								0.23 (4.71)	0.12 (2.82)	0.33 (8.30)		0.07 (2.15)	-0.16 (-3.63)			0.37	118.04
(e)								0.23 (4.53)	0.12 (2.84)	0.34 (8.46)	0.14 (2.62)	0.10 (2.84)				0.35	108.45
(f)														0.37 (10.92)		0.38	119.30
(g)															0.36 (10.43)	0.36	108.81
(h)							0.35 (14.54)	0.10 (2.70)	0.09 (3.08)	0.14 (4.55)	0.13 (3.49)	0.07 (2.91)				0.69	441.75
(i)							0.34 (14.40)								0.17 (6.22)	0.69	433.79

(注) 超過債券リターンを第1行に示した各ファクターにOLS回帰させたときの各ファクターの回帰係数、Newey-Westの方法で自己相関及び分散不均一を修正した標準誤差に基づくt検定統計量、回帰式の補正後決定係数、そして各回帰係数が全てゼロという帰無仮説を設定してWald検定を実施したときのカイ二乗検定統計量を報告している。標本期間は1992年9月～2008年8月である。

2年債超過債券リターンの推定結果に対する評価

○金融変数モデル((b)及び(c))の決定係数

- ・C&P(2005)では32%であるのに対して63%と高い

○経済変数モデル((d)～(g))の決定係数

- ・L&N(2006)では22～26%であるのに対して35%～38%と高い

○金融変数・経済変数の混合モデル((h)及び(i))の決定係数

- ・L&N(2006)では44%であるのに対して69%と高い

⇒以上より、日本のデータの場合、

①米国に比べてフォワード・レートの線形集合やマクロ経済の共通ファクターは超過債券リターンをよりよく予測

②金融変数に経済変数のファクターを追加することでモデルの説明力が向上

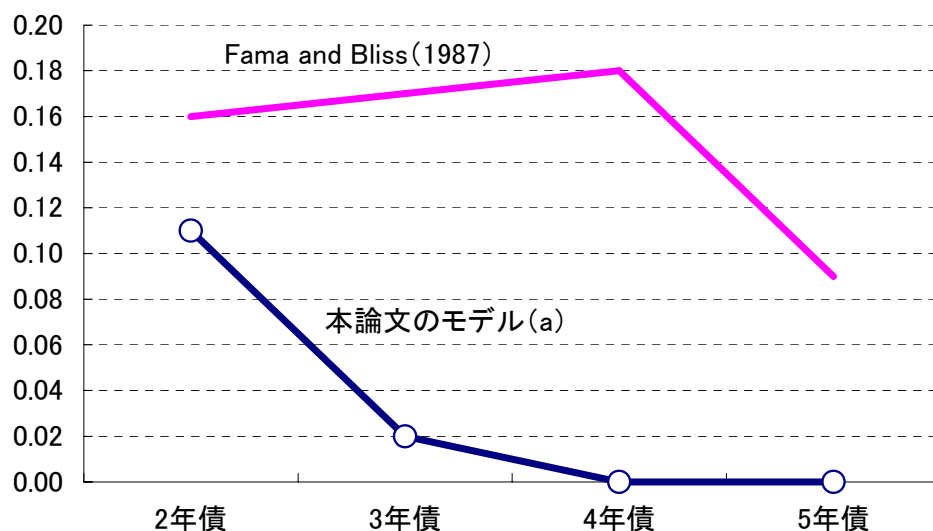
年限のより長い債券の超過リターンに関する特徴的結果

○フォワード・レート、フォワード・スプレッドによる予測能力が、年限の長期化と共に低下

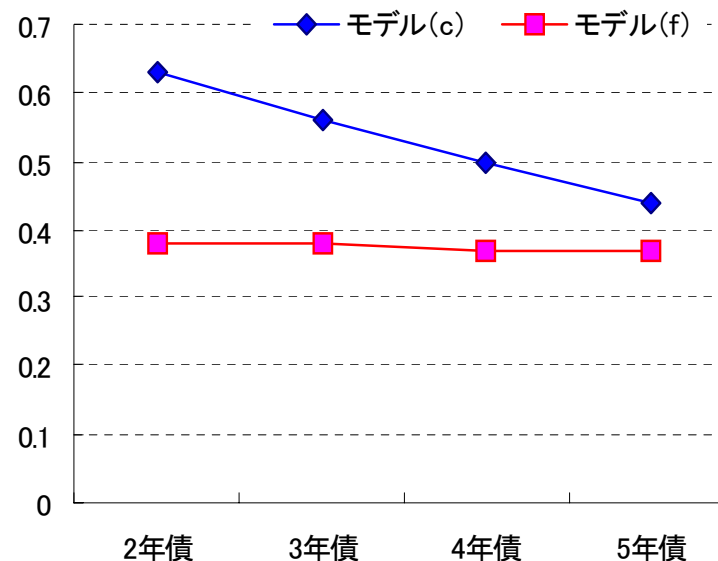
———モデル(a)の予測能力は3年債以降では有意でなくなり、(c)も顕著に低下

———一方、モデル(f)のマクロ共通ファクターの予測力は年限が長期化しても衰えない

(ファワードスプレッドによる予測モデルの決定係数)



(モデル別決定係数)

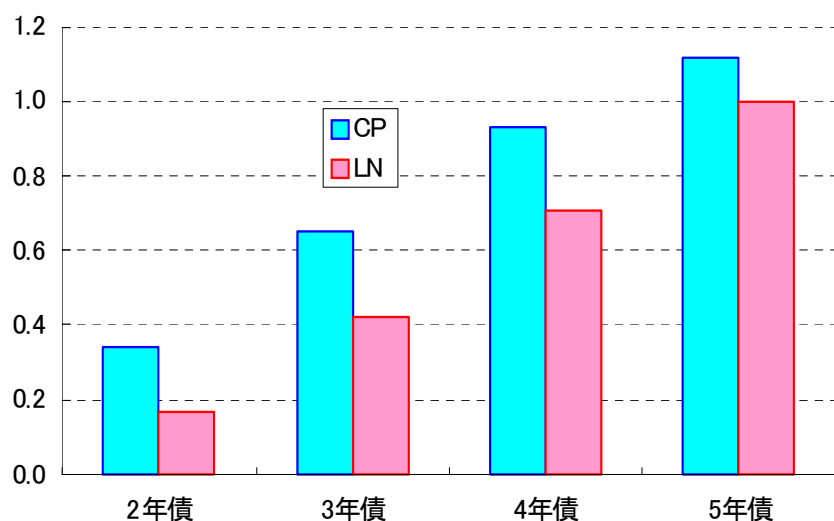


年限のより長い債券の超過リターンに関する特徴的結果

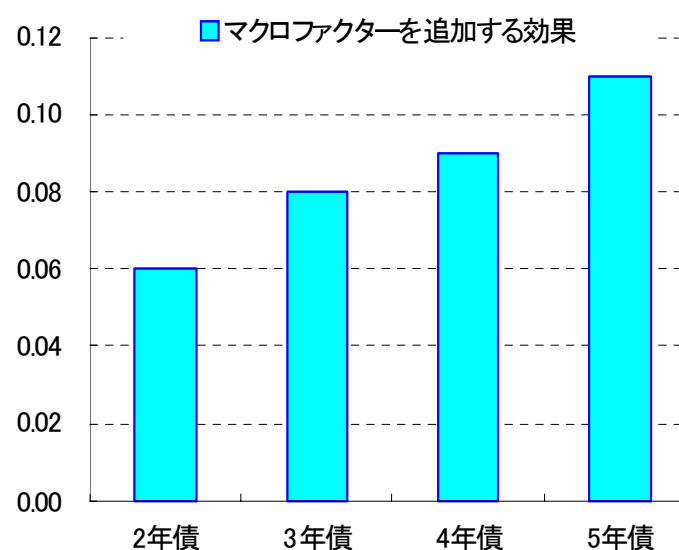
○モデル(i)の金融・経済変数の混合モデルでは、年限の長期化と共にマクロファクターへの感応度が相対的に強まる

○年限の長期化と共に、マクロファクターを追加する限界的効果が高まる

(モデルiにおける年限別の各ファクターの回帰係数)



(マクロファクターを追加する限界的効果)



景気循環に順相関な超過債券リターン

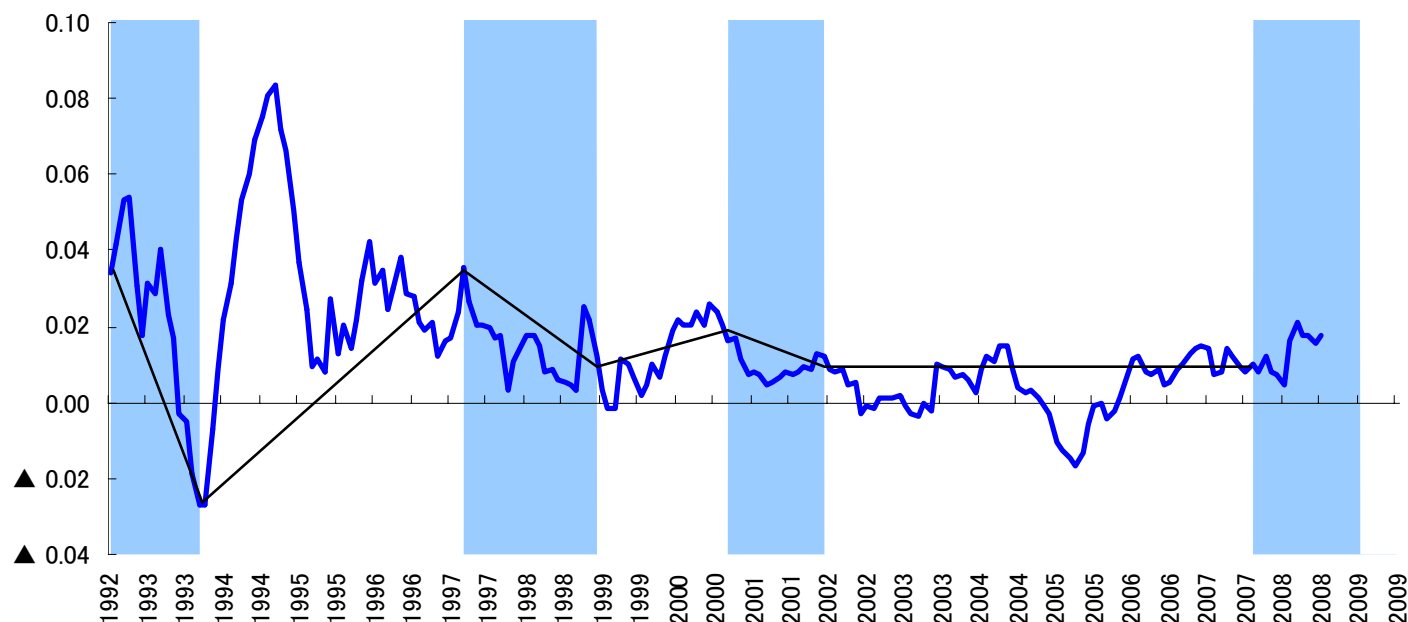
○1990年代以降の超過債券リターンの挙動は景気に順相関

⇔米国の研究では逆相関

○また、マクロ経済の共通ファクターの第一主成分(在庫循環ファクター)、第二主成分(投資循環ファクター)に対する回帰係数は”正”

⇔米国の研究では”負”

(わが国における超過債券リターンと景気循環)



マクロ経済、金融政策の挙動と超過債券リターン

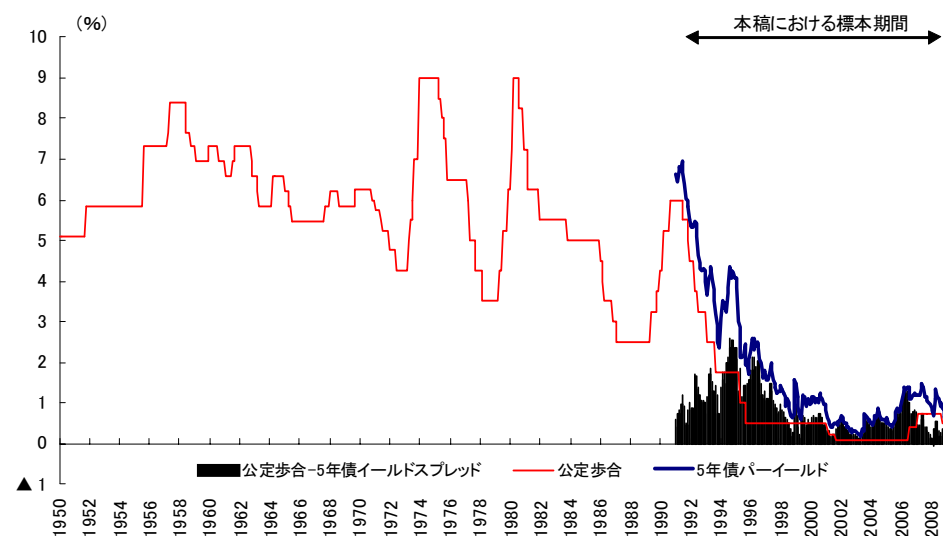
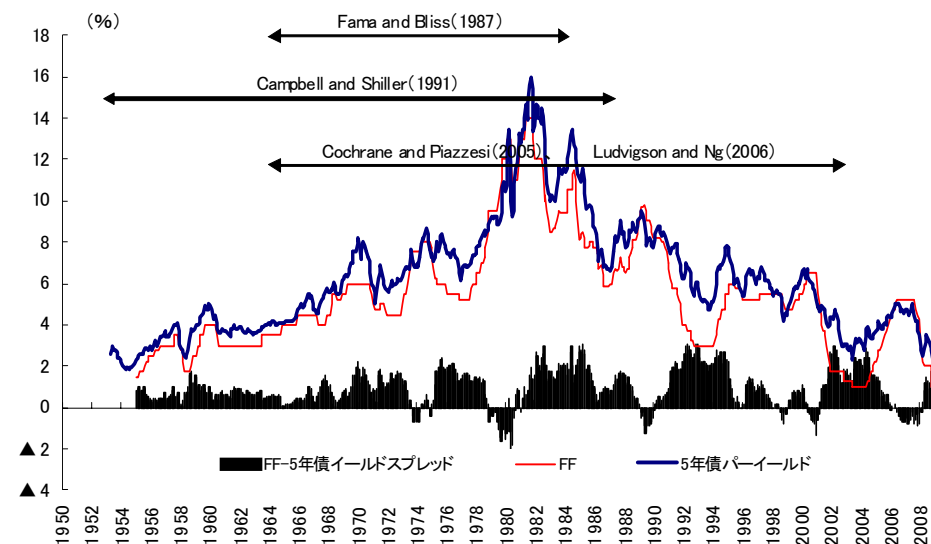
(政策金利、5年債パーイールド、
イールドスプレッドの推移)

○長期金利水準の趨勢的変動

- ・米国のデータ: 上下動を繰り返しながら基調的に上昇
- ・日本のデータ: ほぼ一本調子に低下した後は一進一退の推移

○長短イールドスプレッドの挙動

- ・米国のデータ: 長期金利や政策金利とは異なる自律的挙動
- ・日本のデータ: 長期金利と極めて連動した動き



マクロ経済、金融政策の挙動と超過債券リターン

○金融政策

- ・米国のデータ: 政策変更の回数、変更の幅、循環の回数など十分にダイナミック
- ・日本のデータ: ゼロ金利、量的緩和等によって殆ど動かず「時間軸効果」が加わってフォワード・レート・カーブのボラティリティも極端に低下

(政策金利、5年債パーイールド、イールドスプレッドに関する統計量)

	Fama and Bliss(1987)	Campbell and Shiller(1991)	Cochrane and Piazzesi (2005) Ludvigson and Ng(2006)	本稿
標本期間	1964年1月～1984年12月	1952年1月～1987年2月	1964年1月～2003年12月	1992年9月～2009年8月
5年債パーイールドをタイムトレンドに線形回帰したときの回帰係数	0.42	0.29	0.01	▲ 0.18
5年債パーイールドとイールドスプレッドとの相関係数	0.22	0.29	0.12	0.84
政策金利の変更回数	3.43回/年	3.30回/年	3.95回/年	0.56回/年
政策金利の変更幅の絶対値の和	1.84%Pt/年	1.59%Pt/年	1.70%Pt/年	0.24%Pt/年
政策金利の循環回数	0.48回/年	0.47回/年	0.48回/年	0.06回/年

マクロ経済、金融政策の挙動と超過債券リターン

⇒つまり、日本の標本期間においては、以下の特徴が指摘可能

- ①マクロ経済・物価の低迷による長期金利水準の低下傾向で長期債の収益率に上昇圧力が加わりやすかった
- ②超過債券リターンを規定する要因のうち、短期債利回りと投資期間中のイールドスプレッドのボラティリティが極端に落ちたことを背景に超過債券リターンの変動≒当初の長期債利回りの変動、という状況であった

$$rx_{t+1}^n \equiv \left(y_t^n - y_t^1 \right) - (n-1) \left(y_{t-1}^{n-1} - y_t^n \right)$$

↑
ゼロ金利政策
でほぼゼロ

↑
時間軸効果でイールドスプレッド
の変化乏しい

部分標本期間による決定係数の比較

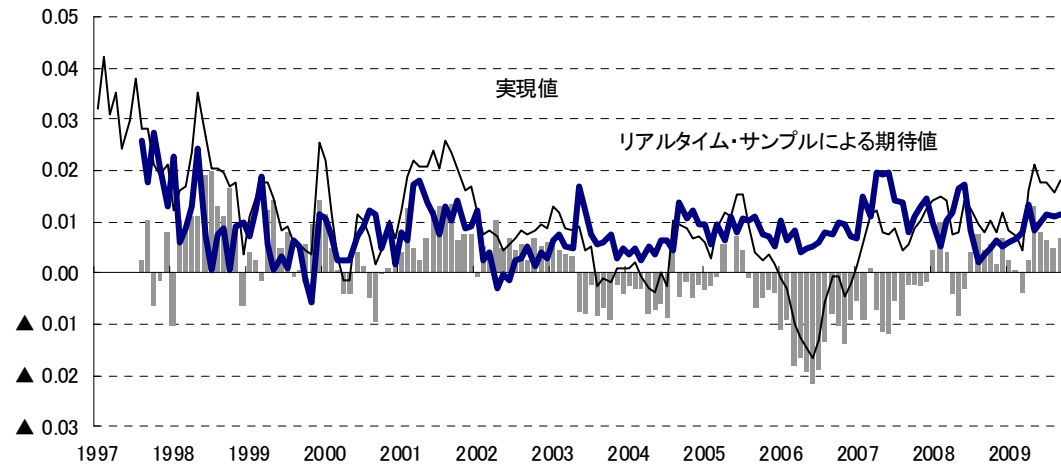
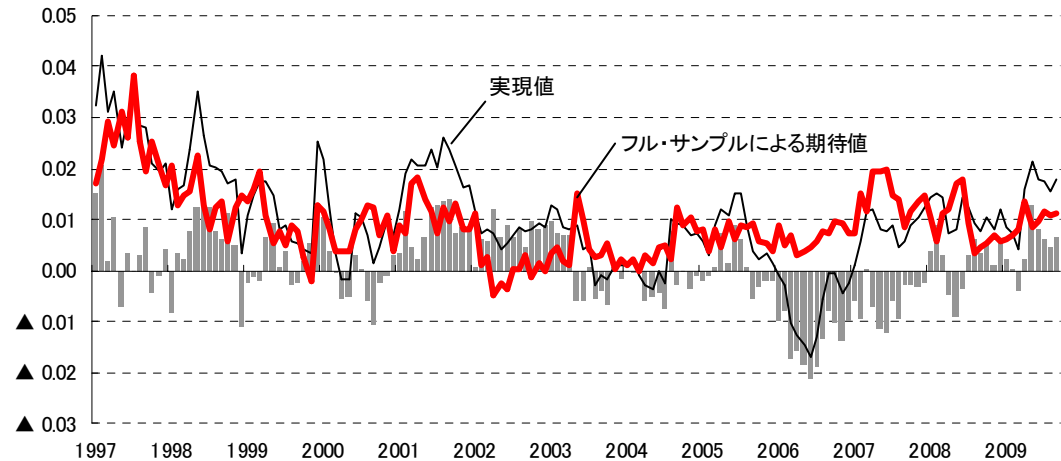
- 金融政策のダイナミズムが失われる局面では、金融変数(フォワード・レート)の予測能力は著しく削がれる
⇒その場合でも、経済変数(マクロ経済の共通ファクター)の予測能力は維持される
- 一方、マクロ経済に極端なショックが発生する場面では、経済変数の予測能力は著しく削がれる
⇒その場合でも、金融変数の予測能力は維持される

自	至	(a)		(b)		(c)		
		β_1	$adj.R^2$	β_1	$adj.R^2$	β_1	β_2	$adj.R^2$
1992年9月	2008年8月	1.00	0.51	1.00	0.38	0.76	0.57	0.60
1992年9月	1996年8月	0.97	0.45	1.71	0.21	0.87	1.27	0.57
1996年9月	2000年8月	0.43	0.01	0.55	0.33	0.51	0.56	0.37
2000年9月	2004年8月	0.49	0.08	0.41	0.10	0.42	0.36	0.15
2004年9月	2008年8月	1.46	0.39	0.05	0.00	1.47	0.11	0.39
1999年3月	2006年6月	0.50	0.06	0.62	0.12	0.30	0.54	0.14
2004年9月	2006年8月			0.79	0.20			

(a) $\bar{rx}_{t+1} = \frac{1}{4} \sum_{i=2}^5 rx_{t+1}^i = \beta_0 + \beta_1 CP_t + \varepsilon_{t+1}$ (b) $\bar{rx}_{t+1} = \frac{1}{4} \sum_{i=2}^5 rx_{t+1}^i = \beta_0 + \beta_1 LN_{2t} + \varepsilon_{t+1}$ (c) $\bar{rx}_{t+1} = \frac{1}{4} \sum_{i=2}^5 rx_{t+1}^i = \beta_0 + \beta_1 CP_t + \beta_2 LN_{2t} + \varepsilon_{t+1}$

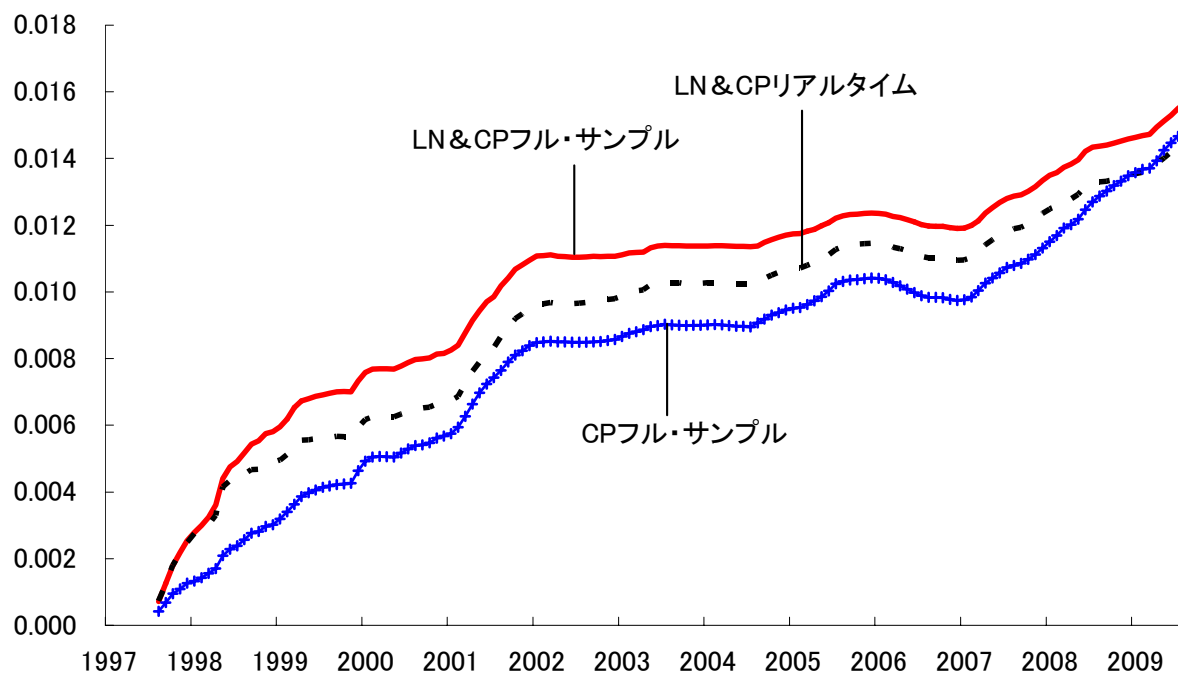
フルサンプル推定とリアルタイムサンプル推定の比較

- 金融変数と経済変数の2ファクターモデルが有効だとして、実際の投資の場面では将来の情報を使って予測モデルは作れない
- リアルタイムサンプル推定(投資の各時点で得られる情報による推定)でも、フルサンプル推定と似たような形で期待超過債券リターンの挙動を描写



トレーディング・ルールによる収益性比較

- $\bar{r}\bar{x}_{t+1} \times E_t(\bar{r}\bar{x}_{t+1})$ というトレーディング・ルールに従って各モデルの収益性を比較すると、金融・経済変数の2ファクターモデルは金融変数のみの場合よりもよい投資成績に
- リアルタイムサンプルを用いた場合でも、金融変数のみのフルサンプル推定に比べてよい投資成績に



まとめ ～修士論文《要旨》～

本稿では、米欧における超過債券リターンの予測可能性に関する先行的諸研究を簡単にサーベイした上で、フォワード・スプレッド、フォワード・レートの線形集合、マクロ経済変数などの諸ファクターによって超過債券リターンがどのように予測されるかについて、1992年9月から2009年8月までのわが国の月次データを基に実証的に分析した。

主な結果として、フォワード・スプレッドによる予測可能性は米国に比べて低く、特に3年以降の長期債については有用性を持たない。フォワード・レートの線形集合は超過債券リターンの44%～63%を予測するが、長期債になるほど予測能力が低下する傾向がある。一方、110のマクロ経済変数から抽出した共通ファクターは投資対象となる債券の年限に関わらず超過債券リターンの40%弱を予測する。超過債券リターンの予測にとって、債券の年限の長期化に伴いマクロ経済の共通ファクターの相対的重要性が高まっていく可能性がある。

フォワード・スプレッド等の金融変数の予測能力に関する相違に加えて、先行的研究では超過債券リターンのカウンター・シクリカリティが度々指摘されてきたが、本稿の分析ではむしろ超過債券リターンが景気循環と順相関しているとの結果が得られた。これらの実証結果の相違は、主として標本期間におけるマクロ経済の趨勢的相違、つまり、1990年代以降のわが国でみられた経済・物価情勢の長期的低迷と金融政策のダイナミズムの喪失、それらを背景とする長期金利の低下傾向が影響している可能性が高い。

金融政策のダイナミズムが失われる局面では、フォワード・レートの形成に歪みが生じ、その予測能力が損なわれる一方、マクロ経済の共通ファクターの予測能力は維持される。しかしながら、経済・金融市場に非連続的なショックが生じる局面では、マクロ経済の共通ファクターの予測能力は損なわれるが、フォワード・レートの予測能力は維持される。その意味で、フォワード・レートの線形集合ファクターとマクロ経済の共通ファクターは相互補完的な側面がある。

以上を踏まえると、債券投資の場面においては、経済・物価のダイナミズムに依存する形で予測ファクターの予測能力が変化する可能性に留意する必要がある。また、フォワード・レートの線形集合ファクターとマクロ経済の共通ファクターで構成されるツリー・ファクター・モデルの利用は、安定的に超過債券リターンを予測する有用な手法となりうる。

参考文献

Campbell, John Y., 1995, “Some Lessons from Yield Curve”, The Journal of Economic Perspectives, Vol.9, No.3, pp.129-152.

Campbell, John Y. and Shiller, Robert J., 1991, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird’s Eye View”, Review of Economic Studies, Vol.58, No.3, pp.495-514.

Cochrane, John H. and Piazzesi, Monika, 2005, “Bond Risk Premia”, The American Economic Review, Vol.95, No.1, pp.138-160.

Fama, Eugene F. and Bliss, Robert R., 1987, “The Information in Long-Maturity Forward Rates”, The American Economic Review, Vol.77, No.4, pp.680-692.

Ilmanen, Antti, 1995, “Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets”, The Journal of Finance, Vol.50, No.2, pp.481-506.

Ludvigson, Sydney C. and Ng, Serena, 2006, “Macro Factors in Bond Risk Premia”, NBER Working Paper No.11703, October 2005, Revised September 2006.

Modigliani, F., and Sutch, R., 1966, “Innovations in Interest Rate Policy”, The American Economic Review, Vol.56, No.1, pp.178-197.

参考文献

Stock, James H. and Watson, Mark W., 1998, “Diffusion Indexes”, NBER Working Paper No.6702

Stock, James H. and Watson, Mark W., 2002, “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes”, Journal of Business and Economic Statistics, Vol.20, No.2, pp.147-162

Taylor, Mark P., 1991, “Modeling the Yield Curve”, IMF Working Paper/91/134.

飯星博邦、2009年、「主成分分析によるマクロ経済パネルデータの共通ファクターの抽出とその利用」、ESRI Discussion Paper Series No.219、内閣府経済社会総合研究所

松浦克己、コリン・マッケンジー、2009年、「第一章 クロスセクションデータ分析の基礎～連続変数が被説明変数の場合～」、『ミクロ計量経済学』、東洋経済新報社

北岡孝義、高橋青天、矢野順二、2008年、「第二章 GMM」、『EViewsで学ぶ実証分析入門(応用編)』、日本評論社

簗谷千鳳彦、2007年、「第十二章 一般化モーメント法」、『計量経済学大全』、東洋経済新報社

以上