



Title	国際金融資本市場における金利スプレッドの規定要因
Author(s)	井上, 久志
Citation	経済學研究, 54(4), 19-45
Issue Date	2005-03-10
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/6031
Type	bulletin (article)
File Information	54(4)_p19-45.pdf



[Instructions for use](#)

国際金融資本市場における金利スプレッドの規定要因

井上久志

1. はじめに

本稿では国際金融資本市場における金利スプレッドの規定要因を論じる。国際金融資本市場における債券や銀行貸付に関わる借手毎の資金調達金利（格差）の規定要因については、様々な論じられることはあっても、これまでに発表された実証分析の研究成果は必ずしも多くはない[4]。

基本的に金利スプレッドは借り手の信用力(creditworthiness)、換言すれば元金約定期通りに支払われないなどの債務不履行リスク(default risk)を専ら反映する。この点においては国内の金融と基本的に代わるところはない。借手が主権国家(sovereign)であれば、その債務不履行リスクは、カントリーリスク(country risk)の主要な一つを構成する。したがって、名目上の借入金利のうち、例えばLIBOR(London Inter-Bank Offered Rate)などの基準金利(base rate)を上回る金利差(spread)の部分は、当該国のカントリーリスクを反映したリスク・プレミアム(risk premium)を表象しているということになる。

この国際金融分野におけるカントリーリスクの研究は、基本的に統計的実証分析を中心としたものである。第一に、従来は分析に際しての目的変数としては、公的あるいは民間部門によって供与されたシンジケート・ローンなどに対する債務不履行ケースに求めたものが中心であった(e.g.[49])。80年代前半に、メキシコなど中南米諸国を中心に発生した債務不履行問題が国際金融の世界を揺るがしたことと、この時代

の学問的な関心事がそこにあったことは無関係ではない。同様な意味で、近年では、メキシコ通貨危機(1994年)やタイバース暴落を契機とするアジア通貨危機(1997年)などを転換点に、通貨危機を目的変数として計量的な分析をするものが多くなってきている(e.g.[22],[25],[26],[33],[32],[50])。

共通するのは、そうした計量分析を通じて、債務不履行や通貨危機をもたらすマクロ経済・金融変数、その他を見出し、それら変数の組み合わせにより、リスクの発生を事前に認知することが出来るようにする(risk aversion)、早期警戒警報(early warning indicators)の構築の試みである[33]。そのリスクが統計的に査定できれば、債券投資やシンジケート・ローン供与の際に、リスク・プレミアムとして合理的に基準金利に上乘せすることが可能となるということが期待されている。勿論、これら分析において、問題点がないわけではない。例えば、そもそも債務不履行の交渉は開始から終結までに数年かかることや、毎年連続して起こるケースなども多く[4]、債務不履行時点をいかに統計処理に際し対応するかの問題が指摘される。また、通貨危機にしても、自国通貨が何パーセント切り下げられたら通貨危機と特定するのかなどを含め、統計処理の上でこれらにどう対応するかの問題なども論議のあるところである。とはいえ、債務不履行、あるいは通貨危機のいずれを目的変数としようとも、説明変数として専らマクロ経済変数を取り上げることに關しては共通しているし、また既存研究における分析方法(methodology)についても相互に類似

している[38]。

第二には、債務不履行などの具体的な、リスクの発現した形態ではなく、そのリスクを評価する機関による評価、例えば Moody's や Standard & Poor's などの格付け機関による格付け評価が、具体的にいかなる変数の組み合わせによって決まっているかをマクロ経済指標などの組み合わせとして特定するものである。これには Cantor などの研究がある[19]。また、Euro-money などの専門誌に定期的に公表されるカントリーリスク評価についての規定要因を、同様な発想から分析したものとして、井上などの研究がある[4]。

しかしこうした分析では、そもそも分析の対象となる評価機関による格付けが、先述した債務不履行などの具体的リスクの発現を十分に、従前に、しかも正確に評価（あるいは予測）していないと、Country Risk Evaluation を evaluate（評価）したといえども、Country Risk そのものを evaluate したとはいえず、分析の最終的な目的は多くの場合達成されたとはいえないという問題点がある。さらに、カントリーリスク評点とスプレッドの関連に照準を合わせた研究においても同様である[41][47]。それだけでは implicit な評価者の認識（perception）が spread というかたちで explicit なものに、どれだけ正確に模写されたのかということを問うているに過ぎない。市場での各国間のリスク・プレミアムの格差が、評点の差異を反映しているということと、リスク・プレミアムが例えば default risk を正確に反映しているかは別の問題である。

カントリーリスクの具体的発現形態であるスプレッドの規定要因については、以上のような課題を残しつつも、今日までの比較的長い間にわたり関心が払われてきたのも事実である。しかし、先述した通り、この分野における研究成果はそれほど多くはない。一つには研究のための情報収集が困難なことにある。国際金融市場（International capital markets や Foreign

capital markets）におけるそうした事例を網羅的に、体系的に収集し、公表する（公的）機関が実質的に存在しないということに専ら起因する。この分野における既存研究は主に世界銀行、国際通貨基金、国際決済銀行などの研究者の手になる（e.g., bond について[4]、シンジケート・ローンについて[11]）。それら研究で使用されているデータは、例えば“Capital Market Bondware”や同じく“Loanware”などであるが、それらは一研究者が購入利用することが不可能なほど高価なものである。

第二に、そうしたデータが仮に入手できたとしても、研究目的に沿って、その第一次データを通貨別、発行形態別、発行機関別に分類し、発行価格と表面金利から実質的な金利水準を確定し、さらに基準金利を求めた上でスプレッド部分の算定をすることなどが可能となるようにするには、最先端で詳細な実務知識と煩雑な作業が不可欠である。ここ二十年ほどの間にもデリバティブ（derivatives）やハイブリッド（hybrid）型の無数の新金融取引あるいは新金融商品が登場してきたが、これらのことが先のような準備作業をいっそう複雑なものにしている。そうした意味からでもあろうか、本邦においては勿論、国際的にも大学などのアカデミックな領域で発表された研究は極めて少数に止まる。

2. 分析方法

（1）分析のフレームワーク

本稿では①債券（fixed income security）および②シンジケート・ローン（syndicated bank credit）のそれぞれに、投資家あるいは銀行といった貸手側が、調達国・借手国のカントリーリスクあるいは債務不履行リスクを具体的に表現していると判断されるリスク・プレミアムを、どのような経済等諸変数の組み合わせとして査定しているのかを観察することを主たる目的とする。

具体的には、第一に(1)主権国家発行の債券(sovereign borrower)に関わるイールド・スプレッド(yield spread)の規定要因を検証する。ここでは、主に四段階に分けて考察する。第一段階は、イールド・スプレッド以外の発行条件(terms of borrowing)とイールド・スプレッドの関連、第二に流動性・支払能力(liquidity & solvency)との関連、具体的に言えば対外債務関連指標との関連性を検討する。第三に、マクロ経済指標との関連で、イールド・スプレッドの規定要因を検証する。これは前者に比べればリスクに対してより間接的ではあるが、イールド・スプレッドを規定する要因であると多くの研究でも考えられている。その後、第四段階(以降)として、その他の変数、例えば政治的リスクの影響、債務不履行実績、地域性、所得レベルなどとイールド・スプレッドの関係を検証する。

続いて、(2)途上国向け銀行融資(international syndicated loan)とそのスプレッド(spread)との関係を検証する。第一段階、第二段階、第三段階、第四段階以降の分析手順は、上述した債券(sovereign bond)のケースと同様である。

その後(3)に、①カントリーリスク評価機関の評価と、上述の②債券のイールド・スプレッドや③銀行貸出のスプレッドとの相互の関係を詳細に検証する。手順は、第一に、評価機関の評価と債券や銀行融資のイールド・スプレッドやスプレッドとの相関関係を確認する。第二段階で、評価機関のリスク評価についてマクロ経済的変数を中心として規定要因を検証する。第三段階で、それと先の債券のイールド・スプレッド規定要因モデルと銀行貸出のスプレッドの規定要因モデルとの相互の関連について、規定要因を軸にしてそれらの類似性、非類似性を中心に検証する。第四段階で、それぞれのモデルを基本として、最大のリスクといわれる債務不履行リスクをこれらモデルがどの程度の精度で的中できたのかを検証する。

(2) 分析対象期間

分析期間は、1989年から1992年の4年間とした。分析対象期間の決定は主に、従前の拙稿との関連による。海外直接投資や国際資本移動などとカントリーリスクの関連を主に扱ったものであるが、それら既存研究成果とのリスク要因の比較分析が可能になるようにとの配慮が主因である。

この時期の国際金融面における特色を素描しておく以下のものであった。1980年代の前半に、メキシコ、ブラジル、アルゼンチンなどの主に中南米の重債務国が軒並み債務不履行(default)状況に陥った。その後90年代初めにかけて、ブレディ・プラン(Brady Plan)等に基づいた縫合策によって債務不履行問題が収束に向かっていった。さらにその後の時期では(本稿における分析期間以降の時期では)、知られるように、メキシコ通貨危機やアジア通貨危機が発生し、国際金融に関連するリスクの焦点は、債務不履行から通貨危機(currency crises)に転じることとなった。従って本稿での分析対象期間は、「債務不履行」と「通貨危機」の狭間で、漸く債務不履行問題に対するパッチワーク的ではあるが、対応策が具体化し、成果が見え始めた時期であるといえる。途上国向けローン債権の売買市場の活発化が促され、債権の株式化、債権の債券化などもこの時期に本格的に稼動し始めた[3]。ここでの分析対象となる期間の国際金融資本市場の特徴を、とりわけ新興工業国(emerging market economies)を中心にしてみた場合には、以上述べたように整理することができる。

(3) サンプル

分析対象の選択に際しては、後述するモデルで目的変数を構成するスプレッドに関するデータの制約が第一義的である。前述したこれまでの拙稿と同様にサンプルは発展途上国とした。先進工業国は従前の拙稿でも確認したように発

展途上国とは明らかに異質 (heterogeneous) のグループであり、同一の母集団として分析すべきではないという方針をこれまでも採ってきたからである[5]。基本的には27カ国が対象となった。すなわち、IMFなどの資料からスプレッドあるいはイールド・スプレッドが確認できた<全ての国>を選択した。しかし、それらのうちKuwaitについては、マクロ経済関係のデータに欠損値 (missing variables) が多く、その理由で分析から除外せざるを得なかった。また、旧ソ連邦など旧社会主義国 (例; Czechoslovakia) を多くの分析で除外せざるを得なかったのも同様な事由による。また、香港やシンガポールは対外債務関連の指標が殆ど見出せず、これも大半の分析からは除外せざるを得なかった。これら両国のデータは、世界銀行の Global Development Finance (旧 World Debt Tables) にも掲載されていない。Saudi Arabiaについても同様な理由によって分析から除外された。

とはいえ、既存研究に比べて、本研究のサンプル数が少なすぎるということはない。(以下、①、②等の数字は、前者が地域、後者が所得レベルを現す。地域分類とそれらのコードは以下の通り。① East Asia & Pacific, ② Europe & Central Asia, ③ Latin America & the Caribbean, ④ Middle East & North Africa, ⑤ South Asia ⑥ High Income。また、所得水準区分とそれらのコードは以下の通りである。① Low, ② Lower Middle, ③ Upper Middle, ④ High Income)。

(1) Algeria : ④,②. (2) Argentina : ③,③. (3) Brazil : ③,③. (4) Bulgaria : ②,②. (5) Chile : ③,③. (6) China : ①,②. (7) Colombia : ③,②. (8) Czechoslovakia : ②,③. (9) Hong Kong : ⑧,④. (10) Hungary : ②,③. (11) India : ⑤,①. (12) Indonesia : ①,③. (13) Korea : ①,③. (14) Malaysia : ①,③. (15) Mexico : ③,③. (16) Pakistan : ⑤,①. (17) Panama : ③,③. (18) Philippines : ①,②. (19) Saudi Arabia : ④,③. (20) Singapore : ⑧,④.

(21) South Africa : ⑥,③. (22) Thailand : ①,②. (23) Trinidad & Tobago : ③,③. (24) Turkey : ②,②. (25) Uruguay : ③,③. (26) USSR : ②,②. (27) Venezuela : ③,③.

それぞれにダミー変数を追加したのは、後段の分析の中で、地域別また所得水準別の差異が、目的変数である (イールド・) スプレッドの差異に投影されていないかの確認分析を予定しているからである。

(4) 従属変数

本稿では統計的な分析を試みる。従属変数としては、債券に関わるイールド・スプレッド (Yield Spread) および融資に関してはスプレッド (Spread) を取り上げる【Table 1-(1) および Table 1-(2)】。前者の債券に関しては、さらに発行体によって、①主権国家 (Sovereign), ②公的部門 (Other public sector), ③民間企業 (Private sector) と分けられるが、本稿での説明の中心は①sovereignによるものを中心とする。それは第一に、後の二者に関しては、カントリーリスクだけでなく発行体の財務内容などといった他の要因の影響が大きくなると推測されることである。第二に、本稿では、同じsovereignが発行体である中で、債券によるものと、銀行貸付 (sovereign loan) によるものとの資金調達方法の違いによって、リスク・プレミアムの規定要因の違いを比較検討したいと期待するからである。

ただし、ここでは通貨別内訳、および1989～92年という分析期間のLIBORの水準を考慮してはいない。前者に関して言えば以下の点が付記される。債券については、途上国の債券発行は圧倒的に米ドルによるものが多く (期間平均65%)、先進国によるものも含めた世界全体の総額における通貨別比率の米ドル内訳 (36.75%) を大きく上回っている。また、サンプルとなった国毎で見れば、中南米の国は米ドル、アジア諸国は日本円、欧州諸国はドイツマルク建てが

Table1: Yield Spread for Bond and Spread on Syndicated Loan for LDCs

(1) Yield Spread for Bond Issued by Developing Countries (basis point)

Country	1989	1990	1991	1992	Country	1989	1990	1991	1992
Soverign borrower									
Argentina		730	456	300	Thailand				100
Chile			150	150	Torinidad & Tobago				565
Czechoslovakia			281		Turkey	193	166	234	206
Hungary	116	176	250	242	Uruguay				275
Mexico			201	215	Venezuela			230	
South Africa			190	198	Average	171	181	261	220
Other public sector									
Algeria	149	100			Korea				88
Brazil			548	416	Mexico	820	366	264	215
Bulgaria	160				South Africa				159
China			67	104	Thailand				203
Czechoslovakia		96			Turkey	184			242
India	101	127	140		Venezuela		260	275	256
Indonesia				129	Average	200	250	375	219
Private sector									
Argentina			447	427	Mexico	800	555	566	427
Brazil			655	502	Panama			24	
Czechoslovakia				300	Turkey	160			250
Hong Kong				180	Venezuela		496	362	
Korea				121	Average	738	530	526	379

(Source) IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1993.

Note: Yield spread measured as the difference between the bond yield at issue and the prevailing yield for industrial country government bonds in the same currency and of comparable maturity. All figures are weighted averages.

(2) Spread on Syndicated Bank Credits to Developing Countries (basis point)

Country	1989	1990	1991	1992	Country	1989	1990	1991	1992
Bulgaria	40				Mexico	300	89		
China	53	61	116	95	Pakistan	92	100	90	90
Colombia	87		150		Saudi Arabia	13		38	46
Hong Kong	31	52	69	114	Singapore	73	34	134	
Hungary	53	82	138		Thailand	51	54	80	86
India	30	32		100	Turkey	99	65	85	111
Indonesia	95	76	100	124	USSR	49			
Korea	38	48	64	78	Average	70	63	97	96
Malaysia	22	58	102	117					

(Source) IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1992

Note: Figures for 1992 indicate the interest rate spreads of the loan committed in the first half of 1992.

支配的であるという特徴がある [36]。これら通貨の金利水準は、分析期間において、長期国債利回り（10年もの）あるいは通貨別 LIBOR でみて、米国（米ドル）、日本（円）は金利水準が低下傾向、ドイツ（マルク）は逆に上昇傾向であった。これらの事実は分析結果の解釈において特段の留意が必要になるかもしれない。

本分析では、主権国家（sovereign）によって発行された債券の、その通貨建て（例えば米ドル建て）に基づいて、その通貨国政府の国債

（米国財務省証券）のうち、満期が同一のもの（例えば10年）の金利水準を基準とし、国際資本市場で途上国政府が発行した債券金利が、その基準金利をどの程度上回ったかの金利差を、イールド・スプレッドとしている。銀行融資については当該通貨の LIBOR の水準を上回る部分をスプレッドとすることが一般的である。本稿の分析は、これらに従っている。92年において、例えば LIBOR でみて、日本・米国とドイツは倍以上の開きがあったが（それぞれに6ヶ

月もの LIBOR で、4.32%、3.90%、9.41%）、その点の格差はここでは問題としていない。

さらにイールド・カーブ (yield curve) において、市場で支配的な US ドル債券で見ると、89年当時のイールド・カーブは比較的フラットであったが、92年になるとかなりスティーブな順イールドの状態となっていた (米国の例では、T-Bill と T-Bond (10years) の金利差は 1989~1992 年の間、0.38%、1.04%、2.45%、3.55% となっている；ドイツの場合は、同じく、7.09%、8.88%、8.63%、7.96%；ちなみに日本は、4.87%、7.24%、7.46%、4.58% で推移した)。しかしこうした点も、他の全ての研究と同様に、ここでは考慮されていない。この点については後述する。

この種の研究においては、市場の活発さやデータの蓄積度合いなどから、流通市場 (secondary markets) での Brady bond の spread を使用することが多いが [45]、データのここでの入手困難や同債券金利に関連して指摘されている分析上の諸々の問題点 [37] を考慮し、上記の変数を利用することにした。

分析で使用した変数、および変数名とその出所は以下のものである。

- ① B_sov: Yield Spread (Sovereign borrower); イールド・スプレッド (主権国家発行債券)。IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1993.
- ② B_pub: Yield Spread (Other public sector); イールド・スプレッド (公的部門発行債券)。(同上)。
- ③ B_pri: Yield Spread (Private sector); イールド・スプレッド (民間部門発行債券)。(同上)。
- ④ Spread: Spread (International syndicated loan); スプレッド (国際シンジケート・ローン)。IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1992.

(5) 説明変数

説明変数に関しては、第一に、スプレッド以

外の他の融資条件 (terms) に関連するもの、第二に、流動性および支払能力 (liquidity and solvency) に関連するもの、第三に、基礎的のマクロ経済指標 (fundamental macroeconomic indicators) を取り上げた。それらの変数に関しては、既存研究の成果を参照しながら選択した。変数の一般的な定義などについては拙稿に詳しい [4]。

第一に、調達条件 (terms of borrowing) として、下記の変数を考慮した。

- ① B_Sov_AMT: International Bond Issues (flow; Sovereign borrower), 国際債券発行額 (主権国家)。IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1993.
- ② B_pub_AMT: 同上 (flow; Other public sector), 国際債券発行額 (公共部門)。(同上)。
- ③ B_pri_AMT: 同上 (flow; Private sector), 国際債券発行額 (民間部門)。(同上)。
- ④ Loan_AMT: International Syndicated Loan (flow), 国際シンジケート・ローン調達額。IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1992.
- ⑤ Mtrty: Maturity on International Syndicated Loan, 国際シンジケート・ローンの満期限。(同上)。

第二に、Liquidity & Solvency に関わる変数は下記の通り。

- ① EDT_Ex: External Debt Outstanding to annual exports, 対外債務残高の対輸出比率。World Bank, Global Development Finance, 2002.
- ② EDT_GNP: External Debt Outstanding to Gross National Products, 対外債務残高の対 GNP 比率。(同上)。
- ③ Shrt_EDT: Short-term debt to Total External Debt Outstanding, 短期債務の全対外債務残高に対する比率。(同上)。
- ④ DSR: Annual Debt Service/Annual Exports of Goods and Services, 元利払い額の対輸出比率。

いわゆるデット・サービス・レシオ。(同上)。

⑤ RES_EDT: Foreign Exchange Reserve to External Debt Outstanding(%), 外貨準備高の対対外債務残高比率。(同上)。

第三に、基礎的マクロ経済諸条件として考慮したのは以下の通り。

① RES_IMS: Foreign Exchange Reserve to Imports(Annual; %). 外貨準備の対輸入比率。IMF, International Financial Statistics.

② GNP_DLR: Gross National Products (Market prices; US\$), 国民総生産の規模。(同上)。

③ Cac_GNP: Current Account Balance to GNP, 経常収支の対GNP比率。(同上)。

④ RFXchngr: Real Foreign Exchange Rate Fluctuation (IMF formula, year-to-year; %), インフレ調整後の実質為替相場(対USドル)の対前年比変化率。(同上)。

⑤ EXPgr: Exports Growth Rate(year-to-year, %), 輸出増加率。(同上)。

⑥ IMPgr: Imports Growth Rate(year-to-year, %), 輸入増加率。(同上)。

⑦ GFIN_gdp: Government Fiscal Balance to GDP(%), 財政収支の対GDP比率。(同上)。

⑧ CPI: Consumer Price Index(year-to-year, %), 消費者物価上昇率。(同上)。

⑨ GDPgr: GDP Growth Rate(year-to-year, %), GDP成長率。(同上)。

地域性を代表するものとして以下のような地域ダミー変数を使用した。

① RegD1: Regional Dummy (East Asia & Pacific), World Bank, World Development Indicators, 2001.

② RegD2: 同 (Europe & Central Asia), (同上)。

③ RegD3: 同 (Latin America & the Caribbean), (同上)。

④ RegD4: 同 (Middle East & North Africa),

(同上)。

⑤ RegD5: 同 (South Asia), (同上)。

⑥ RegD6: 同 (Sub-Saharan Africa), (同上)。

⑦ RegD7: 同 (Other high Income), (同上)。

また、所得レベルの変数として、下記のような所得レベル・ダミー変数を使用した。

① IncD1: Income Level Dummy(Low), World Bank, World Development Indicators, 2001.

② IncD2: 同 (Lower Middle), (同上)。

③ IncD3: 同 (Upper Middle), (同上)。

④ IncD4: 同 (High Income), (同上)。

(6) 分析方法

統計的手法に関しては、主に重回帰分析(multi-regression analysis)により、一部は判別分析によった。変数の選択に関しては逐入逐出法(stepwise method)によった。

これまでの国際金融貸付に関わるカントリーリスク(評価)研究にあつては、適用されている統計手法に基づいて主に以下の6つに分けることが可能である。①単純算術分析によるもの(e.g. Petersen, [46]), ②主成分分析(principal component analysis)によるもの(e.g. Dhonte, [21]), ③判別関数分析(multiple discriminant analysis)によるもの(e.g. Frank/Cline, [30]; 井上, [1]), ④ロジット分析(logit analysis)によるもの(e.g. Feder/Just, [27]), ⑤ノンパラメトリック分析(non-parametric estimate analysis)によるもの(e.g. Fisk/Rimlinger, [29]), さらに⑥プロビット分析(probit analysis)によるもの(e.g. Berg/Sachs, [12])である。

それぞれの方法論はそれぞれ固有の問題点を含んでいる。例えばカントリーリスク評価研究で利用されることの多い判別関数分析は、本来目的変数が二進法(dichotomous variable)で表されるケースを取り扱うために開発されたものである。しかし例えば、主権国家が突然に境界線(threshold level)を越えて一方のダ

グループ（債務履行国）から別のグループ（債務不履行国）へシフトすると考えるのは非現実的であるというような批判がある。とはいえ、Sainai/Bates[51]は、国際金融貸付に関わるカントリーリスク分析についての統計手法の違いによる誤認率（error rate）の比較検討を試みているが、その結果として、彼らは殆ど統計的方法論の違いによる誤認率に差違はなかったと報告している。

3. 分析結果

(1) 債券

まず、International Bondのうち、主権国家（sovereign）向けの yield spread の決定要因を分析する。分析の対象とするケースは前掲【Table 1-(1)】のように、目的変数である spread のデータが明らかであるサンプルで、全部で19サンプルである。分析対象期間である1989年から1992年の期間、これらのサンプルは開発途上国全体の sovereign bond 発行による資金調達額のうち、各年それぞれ63.5%、100.0%、77.4%、92.4%のシェアを占めた。ここで分析対象とする Sovereign Bond と他の発行体によるものとの関連に言及しておく、開発途上国の資金調達の中で、Sovereign Borrowers によるものは、分析の対象期間、各年それぞれ、57.3%、24.0%、32.5%、23.3%と推移している。これに対し、Private sector によるものは、同期間13.1%、30.6%、32.3%、42.9%とコンスタントに拡大している。

① イールド・スプレッドと発行条件

債券の発行条件として、分析に際しては金額だけしか入手できなかった。ここでのモデルでは、発行条件は殆どスプレッドに影響を及ぼしてはいることが確認された【Table 2-1】。なお、新興工業国のボンド・スプレッドの実証分析の中で、Min[4]は新興工業国による債券

発行について、債券の満期（maturity）とスプレッドの間に統計的有意を見出し、またそれは逆イールド（a negative yield curve）であると述べている。後述するが、これらの点（統計的有意性やイールドカーブの形状）は、必ずしも安定的であるとは思われない。

② イールド・スプレッドと債務関連指標

国際金融にとっての最も明示的なリスクである債務不履行は、直截的にいえば illiquidity と insolvency の問題である[4]。それらに、より直接的に関わる債務関連指標の中では、対外債務残高の対輸出比率（EDT_Ex）が逐入逐出法（stepwise method）によるモデルで採択された【Table 2-2】。モデルの自由度調整済み決定係数は、0.599であった。対外債務残高が返済原資である外貨の獲得能力＝輸出に比べて大きければ、その程度に応じて新規発行債券のイールド・スプレッドが上昇するというのである。このモデルによれば対外債務残高の対輸出比率が1%上昇する毎に、調達債券のスプレッドは1.33 ベーシス・ポイント上昇することを意味する。スプレッド（B_sov）とそれぞれの債務関連指標との相関係数を見れば、先の対外債務残高の対輸出比率（0.8072）に次いで、外貨準備高の対対外債務残高比率（RES_EDT）やデット・サービス・レシオ（DSR）が高かった（-0.3599）（0.3294）【Table 3】。しかし、外貨準備高の対対外債務残高比率やデット・サービス・レシオは、他方で対外債務残高の対輸出比率とも相関係数が比較的高く（-0.4213）（0.3347）、結局モデルの中には含まれなかった。

③ イールド・スプレッドとマクロ経済指標

基礎的マクロ経済指標の中、逐入逐出法（stepwise method）によるモデルでは、以下のような変数を取り込んだ【Table 2-3】。取り込まれた順序から言えば、①消費者物価指数（CPI）、②輸入増加率（IMPgr）、③実質為替相場変化率（REXCHG）、④GDP成長率（GDPgr）であった。これら変数によって構成されるモデルでは、自由度調整済み決定係数が、

Table2-1: Yield Spread with Terms of Bond Issue

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	212.972	7.173	0.000
B_Sov_AMT	0.001	0.028	0.978
Observation=	18	Adj R-Sq=	0.062
F Value=	0.001	Pr > F=	0.978

Table2-2: Yield Spread with Debt related Variables

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	-36.646	-0.649	0.525
EDT_Ex	1.331	5.277	0.000
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.599
F Value=	27.842	Pr > F=	0.000

Table2-3: Yield Spread with Economic related Indicators

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	138.639	7.572	0.000
CPI	1.642	2.869	0.012
IMPgr	2.149	6.025	0.000
REXCHG	1.446	2.445	0.028
GDPgr	-3.852	-2.198	0.045
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.920
F Value=	52.565	Pr > F=	0.000

Table2-4: Basic Model for Yield Spread

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	105.154	3.008	0.010
EDT_Ex	0.259	1.121	0.283
CPI	1.258	1.899	0.080
IMPgr	1.64	2.851	0.014
REXCHG	1.075	1.596	0.135
GDPgr	-3.285	-1.816	0.092
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.921
F Value=	43.072	Pr > F=	0.000

0.920であった。

債務不履行との関係で、実質為替相場の重要性はこれまでの研究においても指摘されてきたところである[20]。詳細に見ると、実質為替相場変化率について期待された符号条件はマイナス(-)であるが、ここではプラスとなっている。同変数は従属変数であるスプレッドとの直接的な関係では、符号条件を満たしているが(-0.8233)、とりわけ消費者物価指数との相関係数が高いところから(-0.9304)、モデル内ではマイナスとなっているものと思われる。勿論解釈の仕方によっては、ここでの符号条件は直裁的ではない。ここではタイム・ラグをとっ

Table2-5: Yield Spread with Socio-Political Variables

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	187.973	0.584	0.573
EDT_Ex	0.145	0.372	0.719
CPI	0.902	1.003	0.342
IMPgr	1.456	2.115	0.064
REXCHG	0.706	0.768	0.462
GDPgr	-2.713	-1.237	0.247
Soc_disord	17.252	0.445	0.667
pol_stab	0.891	0.03	0.977
susc_war	2.106	0.047	0.963
Intl_stand	-34.993	-1.028	0.331
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.901
F Value=	19.165	Pr > F=	0.000

Table2-6: Yield Spread with Default History

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	84.732	1.822	0.093
EDT_Ex	0.44	1.242	0.238
CPI	0.852	0.947	0.362
IMPgr	1.449	2.228	0.046
REXCHG	0.672	0.744	0.471
GDPgr	-3.03	-1.609	0.134
Rescheduled	-49.281	-0.685	0.506
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.918
F Value=	34.508	Pr > F=	0.000

Table2-7: Yield Spread with Regional Dummy

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	131.062	2.98	0.013
EDT_Ex	0.193	0.774	0.455
CPI	1.226	1.766	0.105
IMPgr	1.684	2.815	0.017
REXCHG	1.042	1.475	0.168
GDPgr	-3.821	-1.838	0.093
RegD1	-36.398	-0.752	0.468
RegD2	-20.19	-0.862	0.407
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.915
F Value=	28.751	Pr > F=	0.000

Table2-8: Yield Spread with Income-Level Dummy

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	116.881	3.306	0.006
EDT_Ex	0.199	0.864	0.405
CPI	1.539	2.252	0.044
IMPgr	1.622	2.886	0.014
REXCHG	1.363	1.96	0.074
GDPgr	-2.708	-1.485	0.163
IncD2	-28.958	-1.277	0.226
Observation=	19	Adj R-Sq=	0.925
F Value=	37.908	Pr > F=	0.000

ていないが、実質為替相場変動率の、この符号条件がスプレッドに対してネガティブだというのは、実質相場が減価していればそれは金融政策や貿易政策の好ましからざる結果として認識され、リスク・プレミアムとして織り込まれるからである。逆に、符号条件がプラス(かもしれない)というのは、インフレ調整後の実質通貨価値の上昇は、一定のタイム・ラグを置いて、当該国の貿易収支にネガティブな影響を及ぼすことになるからである。また、資本逃避(capital flight)を促すことも指摘されている[4]。

その他の変数では、消費者物価に関しては、第一にインフレ上昇率が高いのは金融政策・財

2-4】。このモデルで、大まかにしろ、スプレッドの規定要因として考えられる変数を統計的な選択のうえ取り入れたことになるので、以下の分析では、これを統合化された「債券のイールド・スプレッド規定要因の基本モデル」とする。すなわち、この基本モデルは、① 対外債務残高の対輸出比率 (EDT_Ex), ② 消費者物価指数 (CPI), ③ 輸入増加率 (IMPgr), ④ 実質為替相場変化率 (REXCHG), ⑤ GDP 成長率 (GDPgr) の5変数から構成される。

⑤ イールド・スプレッドと社会政治リスク

マクロ経済変数だけでなく、カントリーリスクの評価に際しては、当該国の社会・政治の不安定が考慮されているとされる。しかし、政治リスクが、過去においてソビエト連邦やヴェトナムの債務不履行に直接的な影響として及んだことがあったとしても、社会・政治リスクはマクロ経済リスクに反映され、それが国際収支に影響するに及んで債務不履行が発生することが多いと一般的に理解されている。いずれにせよ、実証研究の中で政治リスクを取り込んだものは殆どない。ここでは政治リスク要因そのものをモデルに取り込むのではなく、便宜的に JBRI (日本公社債研究所; 現日本格付投資情報センター) のカントリーリスク評価の、評価項目のうち、内乱・暴動・革命の危険 (Social Disorder Risk), 政権の安定性 (Degree of Political Stability), 戦争の危険 (Susceptibility to War), 国際的信頼度 (International Standing) という4つの評価項目変数を基本モデルに追加した。しかし分析結果によれば、4つのどの変数も殆ど説明力向上には貢献しなかった【Table 2-5】。特に前三者は符号条件(マイナス)を満たさなかった。

これら変数は、bondのyield spreadとの直接的な相関では、符号条件もそれぞれ満たし、戦争の危険変数を除き、債券スプレッドとの間で高い相関係数を示しているのであるが((-0.5462), (-0.4057), (-0.0307), (-0.8000)), 同時にいずれも対外債務残高の対輸出比率

(EDT_Ex) との間での高い相関係数を示している((-0.7481), (-0.5486), (-0.1122), (-0.8618))。そうしたことから、スプレッドの決定に当たって、政治的リスクが無視されていると考えるのは早計であるかもしれない。

⑥ イールド・スプレッドと債務不履行実績

上述のモデルにさらに債務不履行実績(タイム・ラグなし)を追加した。データは下記によるが、この点についての説明は後段の銀行融資に関連するところで詳述する。

Rescheduled: Rescheduled experience on international loan, IMF, Private Market Financing for Developing Countries, 1993.

ここでは、モデルの自由度調整済み決定係数は殆ど改善しなかったと同時に、モデル内では債務不履行実績の符号もマイナスとなった【Table 2-6】。モデルの解釈では、債務不履行に陥れば、当該国政府の新規発行する債券のイールド・スプレッドは下落するというものである。本来的には、期待される符号条件はプラスであろうが、ブレディ・プランなどで80年代半ばに深刻度を増した重債務国 (heavily indebted countries) の債務不履行危機への対応策が米国政府主導で推進されていた背景のもとでは、マイナスとなることも現実的には考えられないことではない。ちなみに単相関では、この変数は弱い相関ながらも符号はプラスであった。もともと債務不履行は銀行融資に関わるそれに比べて、債券の場合は基本的にこうした事例が相対的に少ないことも、投資決定に際し余り配慮がされていないという、ここでの分析結果に関係しているのかもしれない。

債務不履行との関係では、やはり対外債務残高の対輸出比率 (EDT_Ex) との相関係数が高い(0.6100)。また、先の政治関連の変数、とりわけ内乱・暴動・革命の危険を示す変数との相関係数も高い(-0.5995)。こうしたことからすれば、債務不履行は原因であれ、結果であれ、

政治的不安定が大きく影響していることが窺われる。

⑦ イールド・スプレッドと地域別ダミー

地域ダミーを入れた分析を試みた。上述の統合モデルに East Asia & Pacific, Central Asia & Europe, Latin America & the Caribbean とを区別するダミー変数の追加である【Table 2-7】。そこでは、East Asia & Pacific が 36 ベーシス・ポイント、Central Asia & Europe が 20 ベーシス・ポイント、それぞれ Latin America & the Caribbean を下回ることが示されている。地域ダミーを入れた研究では Kamin 等 [39] もほぼ同様な結果を得ている。ちなみに地域別のカントリーリスク評点 (Euromoney) でみると、評点の平均点の高い順から (=リスクの低い順から)、East Asia & Pacific (67.11), East Asia & Pacific (67.11), Central Asia & Europe (57.32), Latin America & the Caribbean (45.34) であり、地域ごとの評点格差が確認された形となった。

⑧ イールド・スプレッドと所得水準別ダミー

同様にサンプル国の所得レベルについてのダミーを、基本の統合モデルの中に追加した【Table 2-8】。Lower Middle, Upper Middle に関しての峻別ということになるが、モデルでは Lower Middle が、約 29 ベーシス・ポイント、Upper Middle を下回することを示唆している。ちなみに所得レベルでのカントリーリスク評点 (Euromoney) でみると、評点の平均点の高い順から (=リスクの低い順から)、Lower Middle が、平均 67.11, Upper Middle のそれが 48.76 であり、評点が、またイールド・スプレッドが、ともにカントリーリスク・プレミアムを表現するものだとすれば、ここでの結果は十分に支持できるものである。

(2) 銀行融資

以下では基本的に、銀行融資に関するスプレッドの規定要因について、上述の債券にかかわるその分析と同じ枠組みで実施した分析の結果

について述べる【Table 1-(2)】。ここでの分析で使用したサンプルは合計 39 であった。分析対象期間である 1989 年から 1992 年の期間、これらのサンプルは開発途上国全体のシンジケート・ローンによる資金調達額のうち、各年においてそれぞれ 70.2%, 65.3%, 53.9%, 73.9% のシェアを占めた。

① スプレッドと発行条件

債務の諸条件について、ここでは返済期間 (Mtrty) と借入れ金額 (Loan_AMT) を考慮した【Table 4-1】。モデルの自由度修正済み決定係数などで見て、スプレッドの決定要因として返済期間や借入れ金額が考慮されているとは判断できない。

② スプレッドと債務関連指標

債務関連指標の中では、ここでの stepwise 法による取込み変数を選択したモデルにおいては、総対外債務残高に占める短期債務の比率 (Shrt_EDT) が取り込まれた【Table 4-2】。とはいえモデルの説明力は満足すべきものとはなっていない。モデルにおいて同変数のパラメータの符号はマイナスとなっている。スプレッドとの直接的な関連でも同変数の相関係数はマイナス符号となっている。つまり、債務の短期比率が高ければ高いほど、新規借入れのスプレッドは低下するということが示唆されている。リスクという観点からすれば長期になるほどリスクの予想は困難となり、リスクに曝される確率は増加関数として把握されるので、逆に長期貸出資金の比率が低いほどスプレッドは低下するという解釈になる。

銀行融資のリスク判定の際に最も高い頻度で採用される変数はデット・サービス・レシオ (DSR) であるが、ここでのモデルでは取り込まれなかった。スプレッドに対し、採用された総対外債務残高に占める短期債務の比率 (Shrt_EDT) の相関係数は (-0.2943) で、デット・サービス・レシオは (0.2921) であった【Table 5】。この二つの変数の間の相関係数は (-0.5418)

Table4-1: Loan Spread with Terms of Loan

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	86.323	5.587	0.000
Mtrty	0.494	0.485	0.631
Loan_AMT	-3.545	-0.509	0.614
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.042
F Value=	0.261	Pr > F=	0.772

Table4-2: Loan Spread with Debt related Variables

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	113.88	5.917	0.000
Shrt_EDT	-1.575	-1.568	0.125
Observation=	39	Adj R-Sq=	0.037
F Value=	2.458	Pr > F=	0.125

Table4-3: Loan Spread with Debt Service Ratio

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	58.577	3.422	0.002
DSR	1.194	1.76	0.087
Observation=	39	Adj R-Sq=	0.052
F Value=	3.098	Pr > F=	0.087

Table4-4: Loan Spread with Economic related Indicators

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	101.571	8.434	0.000
GDPgr	-2.476	-1.514	0.139
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.034
F Value=	2.291	Pr > F=	0.139

Table4-5: Loan Spread (log) with Economic related Indicators

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	4.514	35.863	0.000
GDPgr	-0.027	-1.585	0.122
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.039
F Value=	2.513	Pr > F=	0.122

Table4-6: Basic Model for Loan Spread

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	122.265	6.174	0.000
Shrt_EDT	-1.478	-1.309	0.199
GDPgr	-1.465	-0.816	0.420
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.052
F Value=	2.025	Pr > F=	0.147

Table4-7: Loan Spread with Socio-Political Variables

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	54.268	0.790	0.436
Shrt_EDT	-0.483	-0.309	0.759
GDPgr	-1.055	-0.582	0.565
Soc_disord	9.243	0.501	0.620
Pol_stab	-3.278	-0.202	0.841
Susc_war	16.008	1.198	0.240
Intl_stand	-19.170	-1.362	0.183
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.114
F Value=	1.791	Pr > F=	0.134

Table4-8: Loan Spread with Default History

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	99.714	7.551	0.000
Shrt_EDT	-0.453	-0.609	0.547
GDPgr	-1.714	-1.475	0.149
Rescheduled	211.655	7.044	0.000
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.603
F Value=	19.764	Pr > F=	0.000

Table4-9: Loan Spread with Regional Dummy

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	92.78	4.034	0.000
Shrt_EDT	-0.744	-0.624	0.537
GDPgr	-1.171	-0.552	0.585
RegD1	8.939	0.433	0.668
RegD2	9.956	0.391	0.699
RegD3	76.27	2.915	0.006
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.201
F Value=	2.866	Pr > F=	0.030

Table4-10: Loan Spread with Income-Level Dummy

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	129.367	5.426	0.000
Shrt_EDT	-1.768	-1.428	0.163
GDPgr	-1.215	-0.641	0.526
IncD1	-11.593	-0.585	0.562
IncD2	0.036	0.002	0.998
Observation=	38	Adj R-Sq=	0.008
F Value=	1.076	Pr > F=	0.384

であり、比較的高い逆相関の関係にある。

以上のようなことを勘案し、DSRを取り込んだモデルを構築した【Table 4-3】。デット・サービス・レシオが1%上昇する毎に、1.12 ベーシス・ポイント追加的なスプレッドが要求されるということになる。融資スプレッドに対するデット・サービス・レシオの符号条件はプラスであり、DSRが高いほど、つまり輸出による主体的な外貨収入のうち対外債務にかかわる元利金の返済に向けられる比率が高くなれば高くなるほど、銀行からの借り入れ金利も高くなるという順相関の関係である。述べたように、国

際金融界でのカントリーリスク評価に際しては従来から最もポピュラーな変数である[13]。従ってこの分野における既存の研究でも多くの研究がこの変数に焦点を当ててきた [Frank/Cline [30]; Sargen [5]; Dhonte [21]; Feder/Just [27]; Feder/Just/Ross [28]; Saini/Bates [51]; Cline [20]]。

DSRは、実務的には20%が危機ラインといわれるが、その水準自体には明確な理論的証明はない。スプレッドとの相関係数で見ると先述の短期債務比率やDSRに続いては、対外債務残高の対GNP比率(0.2726)、外貨準備高の

ことであった。とはいえ、先の債券 (sovereign) の分析に当たると同様に、この統合化されたモデルを「シンジケート・ローンのスプレッド規定要因の基本モデル」ということにしておく。構成する説明変数は、総対外債務残高に占める短期債務の比率 (Shrt_EDT) と実質 GDP 成長率 (GDPgr) の 2 つである。

⑤ スプレッドと社会政治リスク

マクロ経済変数だけでなく、カントリーリスクの評価に際しては、当該国の社会・政治の不安定が考慮されているとされる。しかし、政治リスクの計量化の困難性からこれまでの研究では、その実務世界での適用が言われていても、実証分析のなかでこれらの変数が論じられることは殆どなかった。政治リスク要因そのものをモデルに取り込むのではなく、先の債券 (sovereign) の分析時と同様に、ここでは便宜的に JBRI のカントリーリスク評価の、評価項目のうち、社会不安定、政治不安定、戦争の危険性、国際的立場という 4 つの評価項目変数を説明変数としてモデルに追加した【Table 4-7】。しかしどの変数もほとんど説明力としては貢献しなかった。特に前三者は符号条件を満たさなかった。4 つの評価項目それぞれは、融資スプレッドに対しても、相関係数で見ても (0.0403), (0.0234), (0.2736), (-0.2764) ということで、殊に債券モデルに比べて社会不安定、政治不安定の相関係数の低さが対照的で際立っている。

⑥ スプレッドと政務不履行実績

上述の基本モデルに、債務不履行実績のダミー変数を加えたモデルを作成した【Table 4-8】。先の債券にかかわるスプレッド・モデルのところでも、後述するカントリーリスク評価機関のモデル分析のところでも債務不履行変数を扱うが、債務不履行データは基本的に融資にかかわる債務不履行実績である。本分析期間では年平均 7.5 件の債務不履行とその交渉が記録されているが、それ以前の 4 年間の平均は 13.5 件であり、1989 年頃を境にそうした事例は急激

に減少している。本分析では 10 件が「実績あり」として扱われている。本分析のサンプルはスプレッドのデータが明らかなことを基準としているので、債務不履行事例の全てが本研究に取り込まれているわけではない。それらは、Argentina (1992), Brazil (1991, 1992), Chile (1990), Mexico (1989), Philippines (1989, 1990, 1991), Uruguay (1990), Venezuela (1990) である。分析対象期間である 1989 年から 1992 年までの間、発展途上国の債務不履行として、各年 507 億ドル、280 億ドル、178 億ドル、805 億ドルが記録されている。ここでの上記サンプルは、それぞれの 96.6%, 87.4%, 65.1%, 99.7% を占めている。1990 年は Morocco の、1991 年は Nigeria のケースが除外されていることによって本研究におけるサンプルの占めるシェアが押し下げられている。それでも圧倒的部分をカバーしているといえる。

同ダミー変数のパラメータからみると、当該年の債務不履行実績は 211 ベーシス・ポイントだけ銀行からの借り入れコストを上昇させるという結果となった。したがって債務不履行状況に陥ることは借手国政府にとって高いリスク・プレミアムを国際金融資本市場において要求されることになる。自由度調整済み決定係数が 0.03 程度に過ぎなかった基本モデルのそれは、本変数を取り込むことによって、0.60 へと上昇した。モデル内の変数の符号条件も期待されたものと齟齬はなかった。

⑦ スプレッドと地域別ダミー

ここでは地域別ダミーを、統合された基本モデルに追加して分析した【Table 4-9】。East Asia & Pacific, Central Asia & Europe, Latin America & the Caribbean さらに South Asia の 4 地域を考慮することになる。結果では、East Asia & Pacific のパラメータが 8.94, Central Asia & Europe のそれが 9.96, また Latin America & the Caribbean のそれが 76.27 であった。South Asia は 0.0 である。スプレッドとの単純な相関でも、(-0.2625),

(0.0354), (0.5246), (-0.1246) というようであった。ちなみに Euromoney のカントリーリスク評点の地域別平均値を見てみると、平均点の高い順に、すなわち、リスクの低い順に、East Asia & Pacific の評点が 69.10, Central Asia & Europe のそれが 58.27, South Asia のそれが、51.46, また Latin America & the Caribbean のそれが 42.65 であった。こうしたことから、シンジケート・ローンの市場では借り手の地域セグメントがかなり明確であり、とりわけ、中南米の借手が高いリスク・プレミアムを要求されている事実が確認できる。この点は先に見た債券 (sovereign) のケースと同様である。とはいえこのモデルの自由度調整済み決定係数は 0.20 であった。

⑧ スプレッドと所得別ダミー

同様に、ここでは所得レベルのダミーを入れたモデルを検討した【Table 4-10】。Low と Lower Middle にダミー変数を代表させ、Upper Middle との 3 グループの区別を見た。パラメータは (-11.593) と (0.036) ということであり、Low 所得国のリスク・プレミアムが低いこと、所得水準が高い Lower Middle と Upper Middle では、スプレッドがほぼ同じであることが確認できた。融資スプレッドとの直接の相関係数を見ると、(-0.0416), (-0.0311), (0.0704) というようであった。ちなみに Euromoney のカントリーリスク評点の平均値を所得水準別で見ると、平均点の高い順に、つまりリスク

の低い順に Upper Middle が 67.38, Lower Middle が 59.79, Low に 57.62 というようであった。ここでの分析としては、多少異なる結果となった。

(3) その他の分析

分析期間における Moody's などの格付け情報は、発展途上国においては 90 年代以降に情報が多くなるものの、ここでの分析対象期間においてはサンプル数が少ないので、以下の分析ではこれまでの拙稿の分析で使用してきた、Euromoney, Institutional Investor, 日本公社債研究所 (現、日本格付投資情報センター) のカントリーリスク・レーティングを使用する。それぞれのカントリーリスク評価についての詳述は井上 [5] を参照。

- ① EUQ : Country Risk Rating (Euromoney), Euromoney, Euromoney (various issues)
- ② IIQ : Country Risk Rating, Institutional Investor, Institutional Investor (various issues)
- ③ JBQ : Country Risk Rating, (Japan Bond Research Institute) JBRI, カントリーリスク情報 (various issues)

以下の分析では、基本的に債券 (sovereign, other public sector, private sector) のサンプルと銀行融資のサンプルの合計 50 である。

Table6: Correlation Coefficient: Country Risk Rating and Spread on Bond and Loan

変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率	変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率
IIQ	EUQ	0.926	50	0.000	B_pri_YS	IIQ	-0.221	12	0.490
JBQ	EUQ	0.887	50	0.000	B_pri_YS	JBQ	-0.196	12	0.541
JBQ	IIQ	0.942	50	0.000	B_pri_YS	B_sov_YS	-0.135	5	0.828
B_sov_YS	EUQ	-0.822	15	0.000	B_pri_YS	B_pub_YS	0.875	9	0.002
B_sov_YS	IIQ	-0.813	15	0.000	Loan_SPRD	EUQ	-0.515	33	0.002
B_sov_YS	JBQ	-0.716	15	0.003	Loan_SPRD	IIQ	-0.458	33	0.007
B_pub_YS	EUQ	-0.632	17	0.007	Loan_SPRD	JBQ	-0.394	33	0.023
B_pub_YS	IIQ	-0.708	17	0.001	Loan_SPRD	B_sov_YS	0.839	4	0.161
B_pub_YS	JBQ	-0.548	17	0.023	Loan_SPRD	B_pub_YS	0.856	9	0.003
B_pub_YS	B_sov_YS	0.694	4	0.306	Loan_SPRD	B_pri_YS	0.803	3	0.407
B_pri_YS	EUQ	-0.134	12	0.679					

Table 7-1: Determinants for Euromoney Country Risk Rating

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	69.956	11.377	0.000
EDT_Ex	-0.044	-1.788	0.082
RES_EDT	0.272	2.267	0.029
RES_IMS	-3.489	-4.564	0.000
GNP_DLR	0	1.791	0.081
GFIN_gdp	0.797	1.884	0.067
Observation=	45	Adj R-Sq=	0.647
F Value=	17.133	Pr > F=	0.000

Table 7-2: Euromoney Country Risk Ratings with Variables used for Bond Models

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	73.821	11.374	0.000
EDT_Ex	-0.065	-2.868	0.014
RES_IMS	-1.966	-2.427	0.032
Observation=	15	Adj R-Sq=	0.482
F Value=	7.506	Pr > F=	0.008

Table 7-3: Euromoney Country Risk Ratings with Variables included in Bond Yield Spread Standard Model

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	61.516	6.994	0.000
EDT_Ex	-0.016	-0.275	0.790
REXCHG	-0.216	-1.184	0.267
IMPgr	-0.052	-0.354	0.732
CPI	-0.217	-1.213	0.256
GDPgr	-0.433	-0.939	0.372
Observation=	15	Adj R-Sq=	0.232
F Value=	1.846	Pr > F=	0.200

Table 7-4: Euromoney Country Risk Ratings with Variables used for Loan Models

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	121.955	10.737	0.000
EDT_Ex	-0.046	-2.528	0.018
EDT_GNP	-0.254	-2.777	0.010
Shrt_EDT	-0.476	-1.867	0.073
RES_IMS	-3.205	-4.769	0.000
GFIN_gdp	2.792	4.285	0.000
CPI	-0.979	-4.642	0.000
GDPgr	-1.194	-2.923	0.007
Observation=	34	Adj R-Sq=	0.765
F Value=	16.328	Pr > F=	0.000

Table 7-5: Euromoney Country Risk Ratings with Variables included in Loan Spread Standard Model

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	42.686	9.117	0.000
Shrt_EDT	0.906	3.424	0.002
GDPgr	0.406	0.93	0.360
Observation=	34	Adj R-Sq=	0.338
F Value=	9.415	Pr > F=	0.001

先の、3つのカントリーリスク・レーティングはそれぞれに極めて高い相関関係がある。そこでこれまで分析してきた Bond (sovereign) と loan のスプレッドとの相関関係の最も高いものとして、以下の分析説明では Euromoney による評価を利用することにした【Table 6】。

Euromoney のカントリーリスク評価方法は、(i) analytical indicators (ii) credit indicators, (iii) market indicators の三つか

ら構成されている。(i) については political risk, economic risk, economic indicators に細分化されている。(ii) は payment record, ease of rescheduling から成っている。さらに (iii) は access to bond market, availability of short-term finance, そして access to and discount available on forfeiting から成っている。Euromoney のそれは国際的な銀行・証券会社・保険会社などから、先の指標を構成する統計データおよび評価情報の提供を受けて作成されている。参考の限りで言及しておけば、Institutional Investor のそれは、100 程度の主要な国際的な銀行に自国を除いた世界の国を 0-100 の範囲で評点をつけさせたものをベースとしている。さらに JBRI のそれは本邦の銀行、商社、新聞社、調査機関、メーカーなど 14 機関によって評価されている。

① カントリーリスク評価とスプレッド等の関係

Euromoney のカントリーリスク・レーティングの規定要因を、これまで使用してきた債務関連および基礎的マクロ経済関連変数のなかで見出そうとした【Table 8 および Table 9】。同様な研究は井上[4]、Haque[35]等によるものがある。構築されたモデルは、stepwise 方式でのモデルへの取り込みの順序で、① 対外債務残高の対年間輸出比率 (EDT_EX)、② 外貨準備の対輸入比率 (RES_IMS)、③ 外貨準備の対対外債務残高比率 (RES_EDT)、④ 財政収支の対 GNP 比率 (GFIN_gdp)、さらに⑤ 当該国の GDP 規模 (GDP_DLR) であった。ただし、② 外貨準備の対輸入比率 (RES_IMS) は、本来同比率が高くなれば Euromoney の評点は高くなるはずなので、符号条件を満たしていないといえる。これら 5 変数を中心に構成されるモデルの自由度修正済み決定係数は 0.64 であった【Table 7-1】。

本来こうしたレーティングは、先に見たように、評価者が銀行中心、国際投融资中心という

大まかな差異があるとか、評価者の国籍で見れば欧米金融機関の評価中心、日本の機関投資家などが中心という違いがある。しかし、実務的には、債券、銀行融資という明確な棲み分けが必ずしもあるわけではない。その棲み分けが無いということが実際に正当性を持つかどうかを確認することも検討する価値がある。債券と融資との市場が相互補完的で、分断されていなければ、殆どの評価機関による見方のように債券・融資といった投融资あるいはその他目的のための、汎用性のあるカントリーリスク評価があればそれで良い。市場が分断されていればその限りではない。そこで、債券サンプルと銀行融資サンプルのそれぞれの変数群から、同様に Euromoney のカントリーリスク・レーティングの再構築を試みた。既存研究の中では、債券と融資の、それぞれのスプレッドの規定要因を比較研究したものは Edwards [23] によるものが知られている程度で、その他は殆どない。

Sovereign 債券に関するスプレッドが明らかなサンプルを基にしたモデルでは、Euromoney のカントリーリスク・レーティングは対外債務残高の対輸出比率 (EDT_EX)，および外貨準備高の対輸入比率 (RES_IMS) によって構築されることとなった【Table 7-2】。自由度修正済み決定係数は 0.48 であった。しかしモデルでは、後者の変数の符号条件が満たされてはいなかった。同変数は輸出に外貨獲得の期待が寄せられなかった万一の場合に、どれだけの期間、自力で耐ええるかということを表した変数で、その意味で符号条件は Euromoney のスコアに対しプラスとなる（当該変数も債務不履行リスクを扱った既存研究には多く見られる；Frank/Cline [30]；Feder/Just [27]；Feder/Just/Ross [28]；Mayo/Barret [42]；Clin [20]）。なお、対外債務残高の対輸出比率 (EDT_EX) も同様に当該研究分野では頻繁に使用される。例えば Grinols [34]、Dhonte [21] などみられる。

ちなみに Euromoney のカントリーリスク・レーティング評点を説明変数にし、イールド・スプレッドを目的変数とした単純なモデルで推計すると、Euromoney のカントリーリスク・レーティング評点が 1 点上昇するごとに、イールド・スプレッドは、8.50 ベーシス・ポイントずつ低下することになる。Institutional Investor の評点は 1 点ごとに、11.06 ベーシス・ポイント、JBRI のそれでは 87.26 ベーシス・ポイントそれぞれ低下することになる。JBRI の評点は 10 点満点、前二者は 100 点満点である【Table 10】。

Sovereign-bond モデル（基本）で使用された変数（対外債務残高/輸出比率 (EDT_Ex)，実質為替相場変化率 (REXCHG)，輸入増加率 (IMSgr)，消費者物価指数 (CPI)，GDP 成長率 (GDPgr)) によって Euromoney のカントリーリスク・レーティングの構築を試みたが、その結果は、自由度修正済み決定係数は 0.231 であった【Table 7-3】。

Loan に関するスプレッドが明らかなサンプルを基にしたモデルでは、Euromoney のカントリーリスク・レーティングは stepwise method で取込み順に、① 対外債務残高の対輸出比率 (EDT_Ex)，② 消費者物価指数 (CPI)，③ 外貨準備高の対輸入比率 (RES_IMS)，④ 財政バランスの対 GDP 比率 (GFIN_gdp)，⑤ GDP 成長率 (GDPgr)，⑥ 対外債務残高の対 GNP 比率 (EDT_GNP)，および⑦ 短期債務残高の総対外債務残高比率 (Shrt_EDT) によって構築されることとなった。自由度修正済み決定係数は 0.764 であった【Table 7-4】。これら変数によってその試みを行ったスプレッド・モデルが殆ど統計的有意性を持ち得なかったのに比べると対照的である。但し、ここでのモデルでは、少なくとも外貨準備高の対輸入比率、GDP 成長率の変数の符号条件が満たされてはいなかった。

Loan モデルで使用された変数（対外債務残高の短期比率 (Shrt_EDT) と GDP 成長率 (G

Table8: Correlation Coefficient: Country Risk Ratings with Variables for Bond Yield Spread Models

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1 EUQ	1.000																					
2 IIQ	0.625	1.000																				
3 JBQ	0.569	0.929	1.000																			
4 EDT_Ex	-0.581	-0.817	-0.750	1.000																		
5 EDT_GNP	0.201	0.075	0.002	-0.350	1.000																	
6 Shrt_EDT	0.145	0.257	0.237	0.029	-0.777	1.000																
7 DSR	-0.129	-0.475	-0.435	0.477	0.134	-0.338	1.000															
8 RES_EDT	-0.073	0.521	0.562	-0.509	-0.046	0.106	-0.805	1.000														
9 RES_IMS	-0.501	-0.125	-0.090	0.060	0.059	-0.264	-0.536	0.715	1.000													
10 GNP_DLR	0.047	-0.121	0.028	0.394	-0.693	0.359	0.198	-0.288	-0.254	1.000												
11 Cac_GNP	-0.358	-0.520	-0.623	0.215	0.644	-0.684	0.192	-0.111	0.405	-0.620	1.000											
12 REXCHG	0.438	0.484	0.416	-0.504	0.107	0.011	-0.388	0.272	-0.061	-0.076	-0.330	1.000										
13 EXPgr	-0.280	-0.117	-0.082	0.069	-0.004	0.067	0.065	0.066	0.103	0.008	0.177	-0.531	1.000									
14 IMPgr	-0.329	-0.396	-0.286	0.559	-0.554	0.261	0.001	-0.054	0.145	0.377	-0.222	0.160	-0.571	1.000								
15 GFIN_gdp	0.037	0.276	0.305	-0.099	-0.468	0.385	-0.480	0.341	0.207	0.479	-0.470	0.058	0.036	0.111	1.000							
16 CPI	-0.447	-0.498	-0.433	0.512	-0.098	-0.019	0.388	-0.276	0.068	0.069	0.348	-1.000	0.537	-0.160	-0.062	1.000						
17 GDPgr	-0.253	0.193	0.174	0.110	-0.653	0.505	-0.525	0.484	0.397	0.241	-0.447	0.175	-0.368	0.570	0.539	-0.181	1.000					
18 Soc_disord	0.605	0.586	0.566	-0.692	-0.042	0.262	-0.392	0.227	-0.213	0.081	-0.385	0.083	-0.005	-0.437	0.436	-0.090	0.012	1.000				
19 Pol_stab	0.476	0.400	0.415	-0.490	0.014	0.041	-0.246	0.124	-0.086	0.258	-0.256	-0.094	0.105	-0.465	0.473	0.090	-0.064	0.904	1.000			
20 Susc_war	0.130	0.073	0.173	-0.077	-0.555	0.335	-0.250	0.068	-0.028	0.710	-0.481	-0.087	0.126	0.048	0.705	0.082	0.225	0.611	0.715	1.000		
21 Intl_stand	0.578	0.872	0.882	-0.841	0.108	0.275	-0.510	0.533	-0.114	-0.205	-0.416	0.207	0.104	-0.530	0.247	-0.221	0.020	0.765	0.562	0.192	1.000	

Table9: Correlation Coefficient: Country Risk Ratings with Variables for Bank Loan Spread Models

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1 EUQ	1.000																					
2 IIQ	0.899	1.000																				
3 JBQ	0.859	0.938	1.000																			
4 EDT_Ex	-0.684	-0.780	-0.751	1.000																		
5 EDT_GNP	-0.385	-0.529	-0.372	0.487	1.000																	
6 Shrt_EDT	0.600	0.642	0.667	-0.555	-0.350	1.000																
7 DSR	-0.649	-0.671	-0.581	0.765	0.695	-0.574	1.000															
8 RES_EDT	0.542	0.712	0.686	-0.828	-0.540	0.341	-0.704	1.000														
9 RES_IMS	-0.069	0.202	0.163	-0.289	-0.291	-0.003	-0.108	0.611	1.000													
10 GNP_DLR	0.179	0.288	0.047	-0.108	-0.729	0.111	-0.360	0.136	0.214	1.000												
11 Cac_GNP	-0.299	-0.178	-0.300	0.005	-0.121	-0.319	0.184	-0.008	0.397	0.293	1.000											
12 REXCHG	0.007	-0.001	0.019	0.119	-0.265	-0.045	-0.113	0.101	0.284	0.266	0.051	1.000										
13 EXPgr	0.093	0.085	0.200	-0.024	-0.152	0.032	-0.198	0.279	0.244	0.060	-0.332	0.320	1.000									
14 IMPgr	0.234	0.204	0.294	-0.149	0.028	0.024	-0.176	0.116	-0.192	-0.038	-0.280	-0.123	0.374	1.000								
15 GFIN_gdp	0.545	0.652	0.691	-0.608	-0.079	0.638	-0.280	0.493	0.387	-0.024	-0.156	-0.216	0.085	0.055	1.000							
16 CPI	-0.517	-0.503	-0.549	0.279	0.401	-0.434	0.564	-0.427	-0.042	-0.206	0.327	-0.601	-0.465	-0.255	-0.120	1.000						
17 GDPgr	0.378	0.436	0.516	-0.321	-0.478	0.431	-0.497	0.400	0.079	0.248	-0.352	0.366	0.552	0.312	0.242	-0.772	1.000					
18 Soc_disord	0.642	0.551	0.690	-0.540	0.084	0.388	-0.230	0.390	-0.011	-0.174	-0.271	-0.096	0.111	0.284	0.544	-0.217	0.187	1.000				
19 Pol_stab	0.587	0.480	0.598	-0.446	0.114	0.219	-0.142	0.349	0.042	-0.135	-0.213	-0.080	0.165	0.288	0.495	-0.160	0.177	0.933	1.000			
20 Susc_war	0.339	0.335	0.442	-0.417	0.178	0.072	-0.001	0.362	0.247	-0.126	-0.159	-0.266	0.244	0.297	0.579	0.129	0.080	0.776	0.794	1.000		
21 Intl_stand	0.746	0.739	0.856	-0.568	-0.213	0.634	-0.415	0.452	-0.039	-0.106	-0.425	-0.041	0.104	0.218	0.559	-0.366	0.347	0.781	0.703	0.440	1.000	

Table10-1: Bond Yield Spread with Country Risk Ratings[Euromoney]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	676.599	4.186	0.001
EUQ	-8.500	-2.689	0.019
Observation=	15	Adj R-Sq=	0.308
F Value=	7.230	Pr > F=	0.019

Table10-2: Bond Yield Spread with Country Risk Ratings[Institutional Investors]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	658.907	7.113	0
IIQ	-11.064	-4.583	0.001
Observation=	15	Adj R-Sq=	0.588
F Value=	21.001	Pr > F=	0.001

Table10-3: Bond Yield Spread with Country Risk Ratings[JBRI]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	697.92	5.618	0
JBQ	-87.26	-3.698	0.003
Observation=	15	Adj R-Sq=	0.475
F Value=	13.677	Pr > F=	0.003

DPgr))によってEuromoneyのカントリーリスク・レーティングの構築を試みたが、その結果は、自由度修正済み決定係数は0.338あった【Table 7-5】。

説明変数をEuromoneyのカントリーリスク・レーティング評点に、目的変数をspreadとしたモデルによれば、Euromoneyの評点が1点上がるごとにspreadは1.88ベース・ポイント下落し、同様に、Institutional Investorの評点が、またJBRIの評点が1点上がるごとに、spreadはそれぞれ1.68ベース・ポイント、また13.06ベース・ポイント下落することになる【Table 11】。

② 資金移動形態間の関係

ここで扱うのは資金調達手段ごとの資金額の関連である。分析対象となった全てのサンプルでみると(分析対象となった国で、一部データに欠損値があるため債券・融資モデルの分析に含まれなかったものも含む)、開発途上国に対する資金流入形態のそれぞれの間にポジティブな関係が見出される。特に、債券(Bond)と株式(Eqty)との間の相関係数(0.4387)に、また銀行融資(Loan)とFDIとの間の相関係数(0.4359)が高くなっている【Table 12-(1)】。

① FDI: Foreign Direct Investment 海外直接投資受入額, World Bank, Global Development Finance.

② Bond: International Bond Issuance 国際債券発行額, (同上)。

③ Eqty: Equity Investment 株式投資受入額, (同上)。

④ Loan: International Syndicated Loan 国際シンジケート・ローン, (同上)。

さらに、ここでの分析で使ったサンプルの中では、債券のうち、Other public sector (B_pub_AMT)とPrivate sector (B_pri_AMT)との相関係数が高かった(0.474)。銀行融資(Loan_AMT)とSovereign borrower (B_Sov_AMT)も含むこれら債券のサンプルとの間には逆相関の関係が見られた。それぞれ4つの市場は相互補完的というより、実際には借手にとって市場が分断されているように理解される。所得水準で言えば比較的水準の低い国は銀行融資や、次に債券市場における国家の債券発行が多く、比較的水準が高くなるにつれて、公的機関や民間企業による債券発行などが多くなるというものである。スプレッドのデータが明らかなサンプルの分析期間でみると、資金調

Table11-1: Bank Loan Spread with Country Risk Ratings[Euromoney]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	202.795	5.214	0
EUQ	-1.886	-3.035	0.005
Observation=	31	Adj R-Sq=	0.215
F Value=	9.21	Pr > F=	0.005

Table11-2: Bank Loan Spread with Country Risk Ratings[Institutional Investors]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	170.235	5.219	0
IIQ	-1.681	-2.629	0.014
Observation=	31	Adj R-Sq=	0.165
F Value=	6.912	Pr > F=	0.014

Table11-3: Bank Loan Spread with Country Risk Ratings[JBRI]

Variable	Parameter	t-value	Pr > t
Intercept	169.773	4.658	0
JBQ	-13.061	-2.326	0.027
Observation=	31	Adj R-Sq=	0.128
F Value=	5.412	Pr > F=	0.027

Table12: Correlation Coefficient: International Capital Flows and Spread on Bond and Loan

【12-1】

変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率	変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率
Bond	FDI	0.073	50	0.614	Loan	FDI	0.436	50	0.002
Eqty	FDI	0.364	50	0.009	Loan	Bond	0.310	50	0.028
Eqty	Bond	0.439	50	0.001	Loan	Eqty	0.283	50	0.047

【12-2】

変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率	変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率
Bond_AMT	FDI_AMT	0.073	50	0.614	B_pub_AMT	B_Sov_AMT	0.964	3	0.172
Eqty_AMT	FDI_AMT	0.364	50	0.009	B_pri_AMT	FDI_AMT	0.460	20	0.041
Eqty_AMT	Bond_AMT	0.439	50	0.001	B_pri_AMT	Bond_AMT	0.544	20	0.013
Loan_AMT	FDI_AMT	0.436	50	0.002	B_pri_AMT	Eqty_AMT	0.811	20	0.000
Loan_AMT	Bond_AMT	0.310	50	0.028	B_pri_AMT	Loan_AMT	0.314	20	0.178
Loan_AMT	Eqty_AMT	0.283	50	0.047	B_pri_AMT	B_Sov_AMT	0.098	6	0.854
B_Sov_AMT	FDI_AMT	-0.097	15	0.730	B_pri_AMT	B_pub_AMT	0.474	12	0.120
B_Sov_AMT	Bond_AMT	0.757	15	0.001	Loan_AMT	FDI_AMT	0.205	42	0.193
B_Sov_AMT	Eqty_AMT	-0.117	15	0.679	Loan_AMT	Bond_AMT	-0.044	42	0.784
B_Sov_AMT	Loan_AMT	0.162	15	0.563	Loan_AMT	Eqty_AMT	-0.076	42	0.631
B_pub_AMT	FDI_AMT	0.361	20	0.118	Loan_AMT	Loan_AMT	0.461	42	0.002
B_pub_AMT	Bond_AMT	0.637	20	0.003	Loan_AMT	B_Sov_AMT	-0.207	10	0.566
B_pub_AMT	Eqty_AMT	0.693	20	0.001	Loan_AMT	B_pub_AMT	-0.347	18	0.158
B_pub_AMT	Loan_AMT	0.314	20	0.177	Loan_AMT	B_pri_AMT	-0.206	15	0.462

【12-3】

変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率	変数	vs. 変数	相関	度数	有意確率
B_pub_YS	B_sov_YS	0.694	4	0.306	Loan_SPRD	B_pri_YS	0.803	3	0.407
B_pri_YS	B_sov_YS	-0.135	5	0.828	LIBOR\$	B_sov_YS	0.169	15	0.548
B_pri_YS	B_pub_YS	0.875	9	0.002	LIBOR\$	B_pub_YS	0.327	17	0.201
Loan_SPRD	B_sov_YS	0.839	4	0.161	LIBOR\$	B_pri_YS	0.491	12	0.105
Loan_SPRD	B_pub_YS	0.856	9	0.003	LIBOR\$	Loan_SPRD	-0.230	33	0.198

達額で加重平均した GDP per capita の水準 (1989-92 平均) は、銀行融資 (US\$ 2,696), Sovereign borrower (US\$ 3,058), Other public sector (US\$ 3,083), Private sector (US\$ 4,441) という順序であった。

③ Sovereign Bond, Other Public Bond, Private Bond の yield spread

ここで扱うのは資金調達手段毎のスプレッドの関連である。先の分析では、債券に関しては発行者が中央政府、いわゆる Sovereign Bond に焦点を合わせ分析したが、以下で、関連して実行した分析について要点を記しておく【Table 12-(2)】。ここで見る限りにおいては、それぞれの債券のイールド・スプレッドと融資スプレッドは比較的高い相関関係にあることが知られる。また発行者ごとの債券のイールド・スプレッドをみると公共部門 (B_pub)

と民間部門 (B_pri) のイールド・スプレッドの相関係数が (0.875) と高く、逆に民間部門のそれ (B_pri) と主権国家のそれ (B_sov) との関係が逆相関 (-0.135) となっていることは興味深い。Sovereign 債券のイールド・スプレッド (B_Sov) と高い相関関係にあるのは銀行融資のスプレッド (Spread) である (0.839)。

ここでの限られたサンプルで述べれば、銀行融資のスプレッドが 100 ベーシス・ポイント上昇すれば、債券のイールド・スプレッドは 161 ベーシス・ポイント上昇することになる。債券の中では、Sovereign 債券に対する相関係数は、Other public 債券 (0.694) から、さらに Private 債券へといくに従って低下する【Table 13】。国の信用力が占める割合が、発行者そのものの財務などの信用力により強く置

Table 13: Bond Yield Spread with Bank Loan Spread

Variable	Parameter	t-value	Pr> t
Intercept	15.558	0.222	0.845
Spread	1.615	2.184	0.161
Observation=	4	Adj R-Sq=	0.557
F Value=	4.77	Pr>F=	0.161

き換わっていくことからであろう。

④ LIBOR と Spread との関係

債券および融資のイールド・スプレッドあるいはスプレッドと基準金利となる LIBOR の水準との関連を分析すれば、債券の場合、Sovereign 債券 (0.169), Other Public 債券 (0.327), Private 債券 (0.491) の順で、相関係数が大きくなる傾向が見られる【Table 12-(3)】。次第にカントリーリスク以外の信用リスクに関するリスク・プレミアムが追加されるからである。また、融資のスプレッドとの関係では、符号がマイナス、つまり逆相関関係が確認される (-0.230)。これは LIBOR が上昇するにつれて、銀行融資のスプレッドが低下する傾向があるということである。この種の分析ではサンプル数の関係から、数年に及ぶサンプルをプールして分析することが多いが、ここでの分析からすれば LIBOR という基準金利の変動の影響も決して無視できないということを理解しておく必要がある。債券に関しても、US T-bond (10年) の変動と新興工業国の国際市場での債券発行金利との間の関係は必ずしも明確ではない。Calvo/Leiderman/Reinhart [17] はそれらの間にネガティブな関係、他方 Min [4] らはポジティブな関係を見出している。

この点は冒頭に近い部分で、債務の通貨構成などと共に、基準金利の変化に対しカントリーリスク以外のリスク・プレミアムは影響がないとしたことに注意を喚起していた理由である。既存研究の殆どはそれを無視している。なお、LIBOR のデータの出所は下記の通り。

① LIBOR\$: London Inter-Bank Offered Rate (US\$); (ロンドン銀行間金利) IMF, International Financial Statistics

⑤ 債務不履行リスクとの関係

以下では、①債券 (Sovereign) のイールド・スプレッド・モデル、②銀行融資のスプレッド・モデル、さらに③Euromoney のカントリーリスク評価再生モデルが、究極のリスクの一具体的形態である債務不履行リスクを直接的にいかにかに織り込んでいるかの検証を行う。

サンプルに関して言えば、債券モデルのサンプル総数 19 のうち債務不履行実績と重なるのは 1 サンプル、また融資モデルのサンプル総数 39 のうち、同じく 1 サンプルしかなく統計処理が困難なところから、次のような対応をとった。

第一にサンプルを 27 カ国¹⁾・4 年 = 108 サンプルに一旦増やした。第二に、債券基本モデル、融資基本モデル、Euromoney 基本モデルのそれぞれを構成する変数をそのままに、それぞれイールド・スプレッド、スプレッド、カントリーリスク評点を目的変数とするモデル推計を行った。第三に、そこで得られた推計式に基づいて、全サンプルに対し、イールド・スプレッド、スプレッド、カントリーリスク評点のそれぞれの推計値を計算した。その結果、推計値を得られたサンプルはそれぞれ 79 サンプル、79 サンプル、75 サンプルとなった。そのうち三つの全てのデータ・ベースにおいて、10 サンプルが債務不履行のサンプルであった。すなわち、Argentina (1992); Brazil (1991, 1992); Chile (1990); Mexico (1989); Philippine (1989, 1990, 1991); Uruguay (1990); Venezuela (1990) であった。第四に、それらの推計値を基に、債務不履行サンプルと債務履行サンプルとを判別できるかの判別関数分析を

1) Algeria, Argentina, Brazil, Bulgaria, Chile, China, Colombia, Czechoslovakia, Hong Kong, Hungary, India, Indonesia, Korea, Malaysia, Mexico, Pakistan, Panama, Philippines, Saudi Arabia, Singapore, South Africa, Thailand, Trinidad & Tobago, Turkey, Uruguay, USSR, Venezuela.

Table 14: Predictability for Default

(I) Linear Discriminant Function for Rescheduled

(1) Bond Spread:			(2) Loan Spread:			(3) Euromoney:		
Variable	0	1	Variable	0	1	Variable	0	1
Constant	-1.489	-1.889	Constant	-14.216	-15.088	Constant	-10.736	-8.121
B_sov_F	0.012	0.014	F_Spread	0.317	0.326	EUQ_F	0.406	0.353

(II) Linear Discriminant Function for Rescheduled

(1) Bond Spread:			(2) Loan Spread:			(3) Euromoney:		
Variable	0	1	Variable	0	1	Variable	0	1
Constant	-3.626	-6.071	Constant	-2.292	-2.058	Constant	-7.671	-8.730
EDT_Ex	0.028	0.036	Shrt_EDT	0.259	0.251	EDT_Ex	0.056	0.057
REXCHG	0.054	0.086	GDPgr	-0.003	-0.029	RES_EDT	0.270	0.225
IMPgr	-0.011	-0.006				RES_IMS	-0.475	-0.120
CPI	0.051	0.081				GNP_DLR	0.000	0.000
GDPgr	0.373	0.396				GFIN_gdp	0.022	0.084

適用した。ロジット (logit) 分析も試みたが、基本的に答えは同じであった。

推計結果は以下の通りであった【Table 14-(1)】。① 債券モデルでは、債務不履行について 5:5 (的中率 50%)、債務履行について 52:17 (的中率 76.36%) の精度であった。② 融資モデルでは、債務不履行について 6:4 (的中率 60%)、債務履行について 33:36 (的中率 47.83%) の精度であった。さらに、③ Euromoney モデルでは債務不履行について 9:1 (的中率 90%)、債務履行について 34:31 (的中率 52.31%) であった。

推計値を算出してという方法ではなく、Euro モデル、債券モデル、融資モデルでの説明変数を固定して、それら変数の組み合わせによって債務の履行や不履行がどの程度正確に予測できるかを検討してみた【Table 14-(2)】。推計結果は以下の通りであった。① 債券モデルでは、債務不履行について 5:5 (的中率 50%)、債務履行について 43:26 (的中率 62.31%) の精度であった。② 融資モデルでは、債務不履行について 8:2 (的中率 80%)、債務履行について 39:30 (的中率 56.52%) の精度であった。さらに、③ Euromoney モデルでは債務不履行について 6:4 (的中率 60%)、債務履行について 44:21 (的中率 67.69%) であった。

ここでは、モデルと判別関数分析のモデルと

では使用されている変数は同じでも、それぞれのパラメータが同一であるわけではないので、一概にどのモデルが債務不履行を的確に織り込んでいるかの判断は困難である。さらに判別関数分析の際には事前確率をどう設定するのか、またロジット分析の際には threshold line をどこにおくかによっても的中率が変化する。そうした制約の下でいえば、いずれのモデルにおいても債務不履行を見落とすか、債務履行のケースを債務不履行と見誤るかのコストのバランスをどうとるかによるが、精度という観点からすれば、実務的に満足できる水準かどうかは疑問の余地が残る。

4. 結論

本稿における分析結果は以下のようにまとめることが出来よう。

① 債券 (sovereign bond) の yield spread と銀行融資の spread の規定要因は大きく異なる。liquidity and solvency また macro economic fundamentals に関連する変数について、本稿における分析では、規定要因としての共通変数は殆ど見られなかった。

② 債券 (sovereign bond) の yield spread と銀行融資の spread の規定要因として、それぞれの他の発行条件 (terms of borrowing)、つ

まり金額や満期限については、統計的有意性が確認できなかった。

③ マクロ経済などの変数に限れば、債券 (sovereign bond) の yield spread の説明としては、モデルの自由度修正済み決定係数が極めて高かったのに対し、融資の spread の説明では全く統計的な有意性は確認できなかった。極めて対照的であった。

④ 債券の内訳としての sovereign bond, other public bond, private bond さらに融資の相互関連を、(yield) spread, 資金フローなどから捉えると相互間の関連性は比較的弱く、借手側からすれば、それぞれの市場は独立的、分断的である。

⑤ 国際金融関連のリスクに関連して、その最大の発現形態と考えられる債務不履行の実績との関係で言えば、債券の yield spread の中では殆ど考慮されておらず、逆に銀行融資の spread には強く反映されていることが確認された。特に後者にあつては、最有力な規定要因であることが確認された。

⑥ 借手にとっての市場分断性と同様に、借手の地域性もスプレッドを規定する重要な変数である。特に債券 (sovereign) においても、融資においても、地域ダミーを基本モデルに追加した際、説明力が向上した。中南米諸国では、他の地域に比べ特に高い追加的なリスク・プレミアムを市場から要請されていることが窺われた。

⑦ 同様に所得分布で見ると、低所得国のリスク・プレミアムは、債券 (sovereign) において相対的に低いことが知られた。ちなみに、全サンプルで見て、債券の yield spread の所得水準別平均値は、低所得 = 179.8 ベーシス・ポイント (以下, bp), 中低所得 = 272.78.6 bp であった。他の変数をコントロールしても、分析の中で見られたように格差は存在していた。融資の spread に関しては所得水準別の格差は相対的に不明瞭なものであった。ちなみに、全サンプルで見て、融資の spread の所得水準別

平均値は低所得 = 84.45 bp, 中低所得 = 80.1 bp, 中高所得 = 80.4 bp となっている。モデルの中では中低所得グループと中高所得グループとの間に格差はなかったが、それらより低所得グループでは 11.5 bp 下回っていた。低所得グループに対するリスク・プレミアムが低い理由については、ここでの分析からだけでは、その理由は必ずしも明快ではない。

⑧ カントリーリスク評価機関の見方は、sovereign bond や融資の、(yield) spread にある程度反映されていることが確認された。そもそもカントリーリスクを評価する機関自体が、債券のアンダーライターであったり、シンジケート・ローンのリード・マネジャーであったりすることから、この結果は理解できないわけではない。しかし、債券においても融資においても、(yield) spread を決定する要因としてはここでの分析のように他にもあること、それらのモデルに比べて、Euromoney などの (yield) spread の説明能力が著しく高いわけでも、債務不履行との関係も著しく強いものではない。つまり、本稿の冒頭に記したように、カントリーリスク評価要因を見出す研究が、ストレートにカントリーリスクそのものを評価していることにはならないということである。

⑨ これらの点を債務国側から見ると、債券や融資のコスト引き下げのためには例えばインフレ抑制に政策の重心を持つこと、債務の長短のバランスに配慮すること、デット・サービス・レシオをコントロールすることなどが重要であるというようなことが知られる。

近年国際間あるいは国内における政治的・社会的不安が高まってきているし、また経済のグローバル化が進展する中でいわゆる地域間格差も拡大してきている。こうした中で国際金融の面においても、例えば国際決済銀行 (Bank for International Settlements) が自己資本比率のスキーム見直しの中で、クレジット・リスクをいかに評価するかを課題としてきている。

本研究でいうところのカントリーリスク評価能力の向上である。そうした意味で、カントリーリスクの研究は、より一層 Art の段階から Science の段階への進歩が期待されるようになってきている。

*本研究は平成15年度及び同16年度の科学研究費補助金(基盤研究(c)(2))による研究成果である。

参考文献

- 井上久志「国際金融貸付に関わるカントリーリスク評価モデル」,『日本経済研究』日本経済研究センター,1984.
- 『カントリーリスクの研究:理論と実証と評価モデル』,東洋経済新報社,1984.
- 「累積債務問題,実行遅れる抜本的解決」,日本経済新聞,1988/10/15.
- 「『カントリーリスク評価』評価論」,『経済学研究』(北海道大学),第47巻第2号,(1997年),pp.140-154.
- 「カントリーリスク評価に関する研究方法論・序説」,『経済学研究』(北海道大学),第47巻第1号,(1997年),pp.81-95.
- 「カントリーリスク評価のための Political Risk Index の構築(1)」,『経済学研究』(北海道大学),第48巻第2号,(1998年),pp.1-15.
- 「カントリーリスク評価のための Political Risk Index の構築(2)」,『経済学研究』(北海道大学),第49巻第2号,(1999年),pp.41-63.
- 「再論:カントリーリスク評価」,『日本経済新聞』,1999年7月30日~同8月6日.
- 「カントリーリスク評価のための Political Risk Index の構築(3)」,『経済学研究』(北海道大学),第50巻第2号,(2000年),pp.41-66.
- 「わが国企業の海外直接投資における投資受入国の規定要因—カントリーリスクを中心として」,『経済学研究』(北海道大学),第52巻第3号,(2002年),pp.41-68.
- Altunbas, Yener, and Gadanez, Blaise, Developing Country Economic Structure and the Pricing of Syndicated Credits, BIS Working Papers, No.132, Bank for International Settlements, 2003.
- Berg, A. and J. Sachs, The Debt Crisis: Structural Explanations of Country Performance, NBER Working Paper No. 2607 (National Bureau of Economic Research), Cambridge, MA, 1988.
- Burton, F.N., and Inoue, H., "Country Risk Evaluation Methods: A Survey of Systems in Use," *The Banker*, January 1983, pp. 41-43.
- , ——, "A Cross-National Analysis of LDC Expropriations of Foreign-Owned Firms," *Journal of World Trade Law*, 1984, pp. 396-414.
- , ——, "The Influence of Country Risk Factors on Interest Rate Differentials on International Bank Lending to Sovereign Borrowers," *Applied Economics*, 1987, pp. 1009-1048.
- Callier, P., "Further Results on Countries' Debt Servicing Performance: The Relevance of Structural Factors", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 121, 1985, pp. 105-115.
- Calvo, Guillermo A., Leonard Leiderman and Carmen M. Reinhart, "Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors", IMF Staff Papers, Vol. 40, 1993.
- , and Mendoza Carmen M. Reinhart, "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?" in *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis*, ed. By Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Aduard Hochreiter (Washington: Institute for International Economics), pp. 151-71. 1996.
- Cantor, R. and F.Packer, "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings", Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy*

- Review*, 2.2, 1996, pp. 37-53.
20. Cline, W.R., *International Debt: Systematic Risk and Policy Response*, Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1984.
 21. Dhonte, Pierre, "Describing External Debt Situation: A Roll-Over Approach," IMF Staff Paper, 1975, pp. 159-86.
 22. Dorbbusch, Rudiger, Ilan Goldfajn, and Rodrigo O. Valdes, "Currency Crises and Collapses," *Brookings Papers on Economic Activity*: 2, Brookings Institution, 1995, pp. 219-93.
 23. Edwards, Sebastian, "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing," *European Economic Review*, 1986, pp. 565-589.
 24. —————, *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1989.
 25. Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose, and Charles Wyplosz, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy*, Vol. 21, 1995, pp. 249-3121.
 26. Eichengreen, Barry, Andrew K. Rose, and Charles Wyplosz, "Contagious Currency Crises," CEPR Discussion Paper, No.1453 (London: Centre for Economic Policy Research), 1996.
 27. Feder, Gershon, and Just, Richard E., "A Study of Debt Servicing Capacity Applying Logit Analysis," *Journal of Development Economics*, 1977, pp. 25-38.
 28. Feder, G.R., E. Just and K. Ross, "Projecting Debt Service Capacity of Developing Countries", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, 1981, pp. 651-671.
 29. Fisk, Charles, and Rimlinger, Frank, "Non-parametric Estimates of LDC Repayment Prospects," *Journal of Finance*, 1979, pp. 429-38.
 30. Frank, Charles R., Jr., and Cline, William R., "Measurement of Debt Servicing Capacity: An Application of Discriminant Analysis," *Journal of International Economics*, 1971, pp. 327-44.
 31. Frankel, Jeffrey A., and Andrew K. Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment," *Journal of International Economics*, Vol. 41, 1996, pp. 351-66.
 32. Goldfajn, Ilan, and Rodrigo O. Valdes, "Are Currency Crises Predictable?" *European Economic Review*, 1998.
 33. Goldstein, Morris, "Presumptive Indicators/ Early Warning Signals of Vulnerability to Financial Crises in Emerging Market Economies" (unpublished), 1996.
 34. Grinols, E., *International Debt Rescheduling and Discrimination Using Financial Variables*, Washington, D.C.: U.S. Department of Treasury, Washington, D.C., 1985.
 35. Haque, N.U., M. Kumar, N.Mark and D.Mathieson, "The Economic Contents of Indicators of Developing Country Creditworthiness," IMF Staff Papers, 43, 1996, pp. 688-724.
 36. International Monetary Fund, *Private Market Financing for Developing Countries*, Dec. 1993.
 37. Kamin, Steven B.; Karsten von Kleist, "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990s", BIS Working Papers, No. 68, 1989.
 38. Kaminsky, Gaciela, Saul Lizondo, and Carmen M. Reinhart, "Leading Indicators of Currency Crises," IMF Staff Papers, 45, 1, 1998, pp. 1-48.
 39. Kaminsky, Graciela, and Carmen M. Reinhart, "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," International Finance Discussion Paper No. 544 (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System), 1996.
 40. Krugman Paul, "A Model of Balance-of-Pay-

- ments Crises," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, 1979, pp. 311-25.
41. Larrain, Guillermo, H. Reisen, and Julia von Maltzan, "Emerging Market Risk and Sovereign Credit Ratings." *Technical Papers*, No. 124, OECD Development Centre, 1997.
42. Mayo, A.L., and A.G. Barrett, "An Early Warning Model for Assessing Developing Country Risk", Ed. S.H. Goodman, *Financing and Risk in Developing Countries*, N.Y. : Praeger Publishers, 1977, pp. 81-87.
43. Min, Hong G., *Determinants of Emerging Market Bond Spread : Do Economic Fundamentals Matter ?*, Washington, D.C. : World Bank, 1998.
44. Otker, Inci, and Ceyla Pazarbasioglu, "Speculative Attacks and Currency Crises : The Mexican Experience," *Open Economics Review*, Vol. 7, Sup. 1, 1996, pp. 535-52.
45. Ozler, Sule, and Huizinga, Harry, Bank Exposure, Capital and Secondary Market Discounts on Developing Country Debt, NBER Working Paper, No. 3961, Cambridge, MA: NBER, Jan, 1992.
46. Petersen, Hans J., "Debt Crises of Developing Countries : A Pragmatic Approach to an Early Warning System," *Konjunkturpolitik*, 1977, pp. 94-110.
47. Reisen, Helmut, and Julia von Maltzan, "Boom and Bust and Sovereign Ratings." *Technical Papers*, No. 148, OECD Development Centre, 1999.
48. Sachs, Jeffrey D. "Theoretical Issues in International Borrowing," *Princeton Studies in International Finance*, No. 54, 1984.
49. —————, "External Debt and Macroeconomic Performance in Latin America and East Asia." *Brookings papers on Economic Activities*, 2, 1985, pp. 523-64.
50. —————, Aaron Tornell, and Andres Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets : The Lessons From 1995," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Brookings Institution, 1996, pp. 147-215.
51. Saini, K.G. and P.S. Bates, Statistical Techniques for Determining Debt Servicing Capacity for Developing Countries : Analytical Review of the Literature and Further Empirical Results, Research Paper, No. 7818, N.Y. : Federal Reserve Bank of New York, 1978.
52. Sargen, N., "Economic Indicators and Country Risk Appraisal", *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1977, pp. 19-35.