

が存在する（ユニバーサルヘッジング）とした。これに対して Solnik(1983)は、最適ヘッジ比率はいわゆるシーゲルのパラドクスとは無関係であり各国の投資家のリスク許容度によって異なるとした。

実証研究では、Perold&Schulman(1988)、Jorion(1989)が米国の投資家の立場から 1978 年から 1988 年までのデータで為替ヘッジの効果を検証している。結論は債券だけを考慮した前者がヘッジの効果を認め、国内株式を組み入れた後者はヘッジには大きな効果がない、としている。また、上條・山岸（1992）は、日米英独の投資家の立場から、債券投資における国際分散投資と為替ヘッジのリスク逓減効果を実証している。また、豊崎(1992)は外国証券投資についてフォワードレートがプレミアム（先渡レートが現在よりも円安）の時にだけヘッジを行う選択的ヘッジの効果を検証した。これらの理論・実証についての議論の概要は、浅野（1990）、Winkelman(2003)にまとめられている他、最近では Campbell et al. (2010)が独立した資産クラスとしての通貨に対して自由なエクスポージャーを持つことができる場合に、どの通貨にどの程度の配分を行うのが最適かを検証している。

これらの先行研究に対して、本稿の特徴は以下の通りである。第 1 にリーマンショックを含む直近のデータを用いて、正規分布を想定した平均分散法だけでなく、ファットテイルを考慮し経験分布による移動ブロック・ブートストラップ法によって、為替ヘッジのリスク逓減効果を検証している。第 2 に資産だけでなく、年金負債をベンチマークとする場合についての為替ヘッジ戦略を検証した。第 3 に現在の企業年金の典型的な資産配分に加えて、4 資産に等配分したポートフォリオと、いわゆるグローバル債券・株式として内外の配分比を時価総額ベースにしたポートフォリオについて検証を行った。

以下、3. で分析データと分析手法、4. で企業年金における為替ヘッジの効果（必要性）の検証結果、5. でまとめを述べる。

---

### 3. データ及び分析手法

---

#### (1) データ

使用したリターンデータは、主要 4 資産については Ibbotson Associates Japan から提供されている 1990 年 4 月から 2010 年 9 月までの野村 BPI 総合、TOPIX 配当込み、Citi WGBI（日本除き）及び、MSCI kokusai の四半期リターンを使用した。為替レート（円ドル）についてはロイターによるロンドンの為替レート、日米の短期金利（リスクフリーレート）については各々無担保コール 30 日、財務省証券 30 日である。また、為替ショート（ヘッジ）のリターン及び外貨建て証券のヘッジ無・有リターンを以下の通りに定義した<sup>(注1)</sup>。為替ショートの取引は円キャリー取引の

---

(注1) 日本から米国の債券・株式に投資した場合のリターンは現地通貨建てのリターンに為替レート

反対、すなわちドル円の為替レートの変動率に円の短期金利を受取り、ドルの短期金利を支払う取引と考えた。

$$R(Ex) = (Ex_{t+1} / Ex_t - 1) + Bill(\text{¥})_t - Bill(\text{\$})_t$$

$R(Ex)$ :  $t$ 期中の為替ショートのリターン

$Ex_t$ : 時点  $t$  におけるドル円レート(円/米ドル)

$Bill(\text{¥})$ 、 $Bill(\text{\$})$ : 時点  $t$  における1期間あたりの円、米ドルの短期金利

$$P_{HB}, P_{HS} = P_{UB}, P_{US} + R(Ex)$$

$P_{UB}, P_{US}$ : 外国債券・外国株式のヘッジ無しリスクプレミアム

$P_{HB}, P_{HS}$ : 外国債券・外国株式のヘッジ付リスクプレミアム

なお、上記からもわかるように、本稿では為替以外の資産クラスと負債のリターンを絶対値ではなく、全てリスクプレミアムベースで把握しており、以下の叙述において「リターン」とは全て上記のリスクフリーレート控除後の数値を指す。また、日本から外国債券・株式に分散投資することを想定すると、分析対象となる債券・株式インデクスを構成する、系時的な通貨バスケットと日本円との間の為替レートを参照すべきである。しかし、①本稿で使用する債券インデクス、株式インデクスに占める米ドル建ての割合はおおよそ50%<sup>(注2)</sup>であること、②実務慣行における通貨ヘッジでも米ドルレートのヘッジが行われていることから、為替ヘッジ取引、すなわち為替ショートポジションの対象を米ドルに絞った。また、リターンが月次データであることから、期間30日の固定金利商品をもとに為替予約を行い、月末にヘッジをロール・オーバーする四半期データを作成した。さらに4. で用いる負債リターンのデータは、パークレイズキャピタル証券が提

---

の変動を加えたものとなる。他方ヘッジした場合のリターンは、現地通貨建てのリターンから米ドルの短期金利を控除し、円の短期金利を加えたものとなる。

$$P_{UH} = R_{UH} - Bill(\text{¥})_t = (R_t + Ex_{t+1} / Ex_t) - Bill(\text{¥})_t$$

$$P_H = R_H - Bill(\text{¥})_t$$

$$= (R_t - Bill(\text{\$})_t + Bill(\text{¥})_t) - Bill(\text{¥})_t = R_t - Bill(\text{\$})_t$$

$$R(Ex) = P_{UH} - P_H = (Ex_{t+1} / Ex_t - 1) + Bill(\text{\$})_t - Bill(\text{¥})_t$$

$P_{UH}, P_H$ : 外貨建て証券のヘッジ無し、ヘッジ付リスクプレミアム

$R_{UH}, R_H$ : 外貨建て証券のヘッジ無し、ヘッジ付リターン

$R_t$ : 外貨建て証券の現地通貨ベースリターン

$Ex_t$ : 時点  $t$  における円ドルレート(米ドル/円)

$Bill(\text{¥})$ 、 $Bill(\text{\$})$ : 時点  $t$  における1期間あたりの円、米ドルの短期金利

(注2) 米ドル建ては **Barclays** 国債指数(日本除く)の37%、総合(日本除く)の51%、**MSCI kokusai** の54%を占める(2010年9月末)。

供するスワップインデックスの期間1年～30年の平均リターン (BellWether Index)をもとに作成した<sup>(注3)</sup>。

図表1に国内債券・株式、外国債券・株式のヘッジなし・あり及び為替ショートの基本統計データを示した。その特徴として従来の指摘の通り、為替ヘッジによるリスク削減効果は債券(11.2%→7.6%)の方が株式(21.1%→17.5%)よりも大きい。また、為替ショートのリターンは0.00%(2000年3月までの前半40四半期が1.30%、2000年4月以降の後半42四半期が-1.22%)であり、過去20年間をみると現実に金利平衡仮説がほぼ成立していた。また、個別の資産について5%バリュアットリスクをみると、リーマンショックを含まない前半においても経験分布の損失の方が正規分布を想定した場合の損失よりも大きかった。ただし、正規性の検定結果ではD'Agostino-Pearson 検定及びAnderson and Darling 検定のいずれにおいても、5%水準で正規性が否定されたのは外国株式及び国内債券であり、外国株式の場合はヘッジをすると正規分布に近づいた。

図表1 各資産クラス及び負債、為替のリターンの基本統計

項目	資産クラス	国内債券	国内株式	外国債券	ヘッジ付 外国債券	外国株式	ヘッジ付 外国株式	為替ショ ート(US\$)	負債
	指数	Nomura BPI TR JPY (%Total Return)	TSE1 TR Tokyo (%Total Return)	Citi WGBI NonJPY JPY (%Total Return)	左×為替	MSCI World ex Japan TR in Yen (%Total Return)	左×為替	ドル/円 レートの変 動率-ド ル金利(30 日)+円金 利(30日)	Barclays Capital Bellwether Swap (JP)
<b>全期間(1990/4～2010/9)</b>									
データ数		82	82	82	82	82	82	82	82
幾何平均 (年率%)		2.772	-5.157	3.037	4.092	3.525	4.589	-0.001	6.058
標準偏差 (年率%)		3.507	21.740	11.190	7.587	21.081	17.507	12.834	8.533
歪度(正規分布の時に0)		-0.462	-0.293	-0.150	0.337	-0.783	-0.382	0.513	-0.408
尖度(正規分布の時に0)		2.707	0.085	1.386	-0.533	1.104	0.578	0.530	2.472
正規性の検定									
D'Agostino-Pearson 検定 (K <sup>2</sup> 検定)		*				*			*
Anderson and Darling 検定 (A <sup>2</sup> 検定)		*		*		*	*		*

(注)リターンはリスクフリーレート控除後。また、\*は5%水準で正規性が棄却されたことを示す。

(出所) Ibbotson Associates Japan のデータより筆者作成 (以下同じ)

(注3) ただし、データのない1998年末までのリターンは野村BPIの3系列(1～3年、3～7年、7年超)から最小二乗法により作成した。

## (2) 分析の概要

本稿の分析は2段階からなる。第1が年金資産側の最適通貨ヘッジ（為替ショート）戦略の分析である。すなわち、主要4資産への特定の資産配分を念頭に置いた上で、外国証券（債券・株式）に対する為替ヘッジの効果を、最適ヘッジ比率の検証を通じて明らかにした。第2段階は、資産だけでなく企業年金の負債を考慮した場合について、同様の検証を行った。対象とするポートフォリオは、A.現在の企業年金の配分割合<sup>(注4)</sup>、B.内外の株式・債券への等加重（25%ずつ）配分、C.グローバルな時価総額での内外配分ポートフォリオ（ただし、債券・株式の内外合計は50%ずつ）の3つである。各ポートフォリオをノンヘッジの状態で保有し、オーバーヘッジ（外貨建て証券の比率を上回る為替ショートポジション）をも許容した際に、どの程度のヘッジ（為替ショート）ポジションを加えることでリスクが最小になるかを検証した。

検証方法として、通常平均分散法及び下方分散（偏差）をリスクとする移動ブロック・ブートストラップ法を用いた。平均分散法の期待リターン（リスクプレミアム）については、ポートフォリオAが効率的フロンティア上にあるようなリバースオプティマイゼーションの数値と企業年金基金の期待リターンの数値を参考に図表2の通りに設定した。なお、長期的には金利平衡仮説が成立している、すなわち内外の短期金利差が為替レートの変動によって相殺されると考え、為替の期待リターンはゼロとした。また、4資産（外貨証券はヘッジ無し）及び為替のリスク・相関係数をサンプル期間のデータから計算した（図表2）。その上で、ポートフォリオA,B,Cについて、4資産の構成比を固定した上で、リスクが最小となる最適ヘッジ比率を計算した。

図表2 平均分散法に用いたパラメーター

	国内債券	国内株式	外国債券 (ヘッジ無し)	外国株式 (ヘッジ無し)	為替 (ショート)	負債
期待リスクプレミアム	0.40%	5.00%	1.70%	5.20%	0.00%	1.00%
リスク	3.51%	21.74%	11.19%	21.08%	12.83%	8.53%
相関係数	1.000	-0.125	0.286	0.053	-0.101	0.957
国内債券		1.000	0.039	0.537	-0.164	-0.187
国内株式			1.000	0.525	-0.810	0.256
外国債券(ヘッジ無し)				1.000	-0.598	-0.015
外国株式(ヘッジ無し)					1.000	-0.088
為替(ショート)						1.000
負債						

移動ブロック・ブートストラップ法では1990年4月から2010年9月までの各資産・負債・為替の82個の四半期リターンデータを、重複を許した10四半期ごとの73ブロック<sup>(注5)</sup>にまとめ

(注4) ポートフォリオAの配分は、4資産以外の資産のうち生命保険一般勘定を国内債券に含め、その他の資産はポートフォリオから除いた上で、「資産運用実態調査」（企業年金連合会）のデータから作成した、現在の企業年金の平均的な資産配分である。

(注5) 通常、年金基金の財政検証期間が5年（20四半期）であることから、10四半期をブロック長とした。

た。さらにその内の二つをランダムに選んだ投資期間5年(20四半期)のリターンデータを5000回作成してその分布を検証した。リターンについては、資産クラスごとの平均が図表2の期待リターンと一致するように調整した。リスクの指標として、資産だけを考慮した場合は5年間のリターンが平均(期待リターン)以下となったケースの期待リターンからの下方分散、負債を考慮した場合は資産の5年間のリターンが負債以下となったケースの負債リターンからの下方分散を利用した。

#### 4. 検証結果 — 為替ヘッジの効果

次にポートフォリオレベルでの為替ヘッジの効果を検証する。

##### (1) 資産だけをみた場合＝ポートフォリオ間の比較

まず、平均分散法を用いた場合を考える。ヘッジ比率を $\theta$ とすると、補注2の通り最適ヘッジ比率は、ヘッジ無しの4資産ポートフォリオと為替ショートとの相関係数及び両者のリスクによって

$$\theta^* = -\frac{\rho \cdot \sigma_u}{w_f \cdot \sigma_{ex}} \quad (1)$$

から求められる。ポートフォリオA、B、Cについてを計算すると、それぞれ110.3%、99.7%、88.4%となった。すなわち、Bはほぼフルヘッジが最適であるのに対して、Aのリスクを最小化するためにはオーバーヘッジが望ましい結果となった(図表3上段)。なお、レバレッジに制限があれば、 $\theta$ は0%から100%の間となり、外貨建て証券(債券・株式)への配分割合が為替ヘッジポジション(為替ショート・エクスポージャー)の上限となる。

A～Cを比較すると、外貨建て証券の割合が高いほど、ヘッジ(為替ショート)のポジションが大きくなっているものの、ヘッジ比率は小さくなった。すなわち、(1)式を変形すると

$$w_f \theta^* = -\frac{\rho \cdot \sigma_u}{\sigma_{ex}}$$

となる。ここで、国内証券への配分を減らし、為替レート変動の影響を受けるノンヘッジの外貨建て証券への配分割合を増やすと、4資産ポートフォリオと為替ショートポジションとの相関 $\rho$ は低くなる(ロングポジションとの相関が高くなる)。そのため、ポートフォリオ全体のリスク $\sigma_u$

を一定にするとヘッジポジション $w_f \theta^*$ が大きくなる。他方、外貨建て証券への割合 $w_f$ が増え

ているので、 $\theta^*$ が大きくなるとは限らない。実際にポートフォリオ A と C について  $\rho$  と  $\sigma_u$  を比較すると（図表 3 の参考欄）、A は -0.53 と 8.81%、C は -0.72 と 12.60% であるため、 $w_j\theta^*$  は C の方がほぼ 2 倍（36.4% と 70.7%、為替のリスクは 12.51%）になっている。しかし、外貨建て証券への配分  $w_j$  が 33.0% から 80.0% と 2 倍以上になったため、 $\theta^*$  は小さくなった。

図表3 平均分散法による最適ヘッジ比率の検証結果

ポートフォリオ		A	B	C
<b>配分割合</b>				
	国内債券	43.0%	25.0%	15.0%
	国内株式	24.0%	25.0%	5.0%
	外国債券(ヘッジ無し)	14.0%	25.0%	35.0%
	外国株式(ヘッジ無し)	19.0%	25.0%	45.0%
	外貨建て証券配分割合 (a)	33.0%	50.0%	80.0%
<b>&lt;資産のみ&gt;</b>				
	期待リスクプレミアム	2.6%	3.1%	3.2%
	リスク	7.47%	8.55%	8.74%
	最適ヘッジポジション (b)	36.4%	49.8%	70.7%
	最適ヘッジ比率 (b/a)	110.3%	99.7%	88.4%
	ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-3.4%	0.2%	9.3%
(参考)	4資産ポートフォリオと為替ショート的相关係数( $\rho$ )	-0.53	-0.60	-0.72
	4資産ポートフォリオのリスク( $\sigma$ )	8.81%	10.68%	12.60%
<b>&lt;負債を考慮&gt;</b>				
	期待リスクプレミアム(対債務)	1.6%	2.1%	2.2%
	リスク	11.02%	12.13%	11.94%
	最適ヘッジポジション (b')	30.5%	44.0%	64.9%
	最適ヘッジ比率 (b'/a)	92.6%	88.0%	81.1%
	ネット外貨エクスポージャー (a)-(b')	2.5%	6.0%	15.1%
(参考)	(4資産+負債)ポートフォリオと為替ショート的相关係数( $\rho$ )	-0.34	-0.42	-0.57
	(4資産+負債)ポートフォリオのリスク( $\sigma$ )	11.69%	13.38%	14.55%

ただし、補注 2 に示したようにポートフォリオ全体のリスク  $\sigma_u$  を一定に保った場合には、円建

て証券と為替ショートとの相関係数が正であれば、最適ヘッジ比率 $\theta^*$ も $w_f$ の増加関数となる。

次に移動ブロック・ブートストラップ法により、ポートフォリオ A、B、C のリスク（下方分散）を最小とする最適ヘッジ比率 $\theta^*$ を求めると<sup>(注6)</sup>（図表4）、Aが130.2%、Bが121.8%、Cが107.1%となった。すなわち、平均分散法よりもいずれも $\theta^*$ がおおよそ20%高く、A～C全てのポートフォリオで100%を超えた。

もともと、ポートフォリオAとCを比べると、外貨建て証券の割合 $w_f$ が高いグローバルポートフォリオCの方がヘッジのポジション $w_f \theta^*$ は大きくなっているものの、ヘッジ比率 $\theta^*$ が20%程度低くなっており、この点は平均分散法の結果と同じである。

図表4 移動ブロック・ブートストラップ法による最適ヘッジ比率の検証結果

ポートフォリオ	A	B	C
外貨建て証券配分割合 (a)	33.0%	50.0%	80.0%
<b>&lt;資産のみ&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	43.0%	60.9%	85.7%
最適ヘッジ比率 (b/a)	130.2%	121.8%	107.1%
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-10.0%	-10.9%	-5.7%
リスク(下方偏差)	6.04%	7.34%	9.42%
<b>&lt;負債を考慮&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	56.7%	73.9%	97.7%
最適ヘッジ比率 (b/a)	171.8%	147.7%	122.1%
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-23.7%	-23.9%	-17.7%
リスク(下方偏差)	6.80%	7.15%	7.79%

## (2) 負債を考慮した場合のヘッジ比率

次に負債を考慮した場合の最適ヘッジ比率 $\theta^*$  Xを計算した。補注3に示したように、平均分散法で負債を考慮した場合に資産だけの場合より最適ヘッジ比率が上昇するかどうかは、負債と為替ショートとの間の相関係数の符号に依存する。すなわち、負債と為替ショートとの相関係数が負であれば、負債を含めた（ヘッジ無し）ポートフォリオと為替ショートとの相関係数が、資産

(注6) Microsoft Excel のニュートン法によるソルバー機能を利用した。

だけのポートフォリオとの相関係数よりも大きく(マイナスの幅が小さく)なる<sup>(注7)</sup>ので、最適ヘッジ比率は低下する。具体的には負債のリターンがプラス(債務に関わる長期金利が低下するなど)のときに為替ショートのリターンがマイナス<sup>(注8)</sup>、すなわち円キャリーのリターンがプラスであれば、資産だけの時よりもヘッジ比率が下がる。逆に負債のリターンがプラスのときに為替ショートのリターンもプラスなら、負債を考慮に入れることで最適ヘッジ比率が高まる<sup>(注9)</sup>。債券以外の円建て資産(株式)及び外貨建て資産の現地通貨ベースのリターンが一定とすれば、債券リターンと為替ショートとの負の相関は、年金資産だけを考えるとリスク分散効果を持つものに対して、負債を考慮するとサープラス・リスクを増大させる効果を持つのである。

実際のデータによる結果は図表3下段の通りであり、A92.6%、B88.0%、C81.1%とは資産だけの場合よりも低下し、100%(フルヘッジ)に達しなかった。この原因は負債と為替ショートとの間の相関係数の符号が負であったことによる。また、資産だけを考慮した場合と同様に、AとCを比較するとCの方が為替ショート(ヘッジ)エクスポージャーが高い一方、最適ヘッジ比率は低下した。

ところが、移動ブロック・ブートストラップ法により最適ヘッジ比率 $\theta^*$ を求めると、Aが171.8%、Bが147.7%、Cが122.1%となった。これは平均分散法による結果と二つの点で異なっている。第1に最適ヘッジ比率 $\theta^*$ の水準そのものが平均分散法よりも高くなっている(ポートフォリオCで41%、ポートフォリオAは79%上昇した)。第2に資産だけを考慮した場合よりも、負債を考慮した場合の方が $\theta^*$ の水準が高くなっている。これは平均分散法による分析と逆の結果である。

### (3) 両者の違いの原因

この2点の違いはなぜ生じたのだろうか。まず、平均分散法はリターンの分布が独立同分布(Independent and Identically-Distributed)であり、その結果、長期的には正規分布となることを前提としている。この場合、為替と負債との相関係数の符号によりヘッジポジションの増減が決まり、今回の分析期間では負債のリターンと為替ショートのリターンに負の相関があったため、最適ヘッジ比率が低下し<sup>(注10)</sup>、A、B、Cいずれも100%未満となった(為替ロングのリスク分

---

(注7) 負債がマイナスの資産であるため、為替ショートとの相関係数が負であれば負債込みのポートフォリオと為替ショートとの相関係数は大きくなる。

(注8) 為替ショートのリターン $= -R(Ex) = \text{Bill}(\text{¥}) - \text{Bill}(\text{\$}) - (Ex_{t+1} / Ex_t - 1)$

(注9) 債券と負債以外の円建てあるいは現地通貨建てリターンが一定とすると、資産だけを考えると債券リターンと為替(ショート)の正の相関はリスク分散効果を持つものに対して、負債を考慮すると負債(債券)リターンと為替(ショート)の正の相関はリスクを増大させる効果を持つ。

(注10) 負債と為替の間の相関係数は統計的には有意な水準ではない。相関をゼロとすれば、資産だけ



散効果)。他方、移動ブロック・ブートストラップ法は、①ポートフォリオリターンの正規分布を前提とせずにノンパラメトリックな経験分布を用いている、②リターンの分布の系列相関を考慮している、という2つの特徴を持つ。両者の結果が異なること自体、1990～2010年の負債・為替を含んだリターンデータが多変量正規分布ではなかったことを示唆する。

この非正規性は、ポートフォリオの四半期リターン・データを持つ非正規性とブロックデータになって初めて生じる非正規性に分けることができる。前者の四半期データの非正規性は各資産クラスの四半期リターンの非正規性と相関係数の変化（条件付相関）から引き起こされる。実際図表1のように各資産クラスののうち、国内債券、外国株式（為替ヘッジ無し）、負債のリターンの正規性が有意に否定され、ファットテイルの存在がみられる。ポートフォリオレベルでも、資産だけを考慮した場合には、A～Cのいずれも正規性が5%水準で有意に否定されている（図表5）。

図表5 ポートフォリオA～Cのリターンデータ基本統計と正規性の検定結果

ポートフォリオ 負債の考慮の有無	A		B		C	
	資産のみ	A 負債を考 慮	資産のみ	B 負債を考 慮	資産のみ	C 負債を考 慮
＜為替ヘッジなし＞						
データ数	82	82	82	82	82	82
平均 (年率%)	2.16	-4.10	2.37	-3.90	4.23	-2.13
標準偏差 (年率%)	8.81	11.51	10.68	13.20	12.60	14.37
歪度	-0.87	-0.29	-0.75	-0.40	-0.65	-0.65
尖度	2.72	0.34	2.40	0.76	1.51	1.51
正規性の検定						
＜全期間＞						
D'Agostino-Pearson	*		*		*	*
Anderson and Darling	*		*		*	
＜為替ヘッジあり＞						
データ数	82	82	82	82	82	82
平均 (年率%)	2.43	-3.85	2.78	-3.51	4.89	-1.50
標準偏差 (年率%)	7.49	10.82	8.55	11.95	8.82	11.88
歪度	-0.71	0.30	-0.52	0.34	-0.14	0.50
尖度	1.53	0.60	0.83	0.77	0.15	2.40
正規性の検定						
＜全期間＞						
D'Agostino-Pearson	*					*
Anderson and Darling						*

(注) \*は5%水準で正規性が棄却されたことを示す

後者のブロックデータの非正規性は、各資産及びポートフォリオのリターンの系列相関が資産

でも負債を考慮しても最適ヘッジ比率は等しくなる。

クラス・負債間の相関係数の変化及びリスクの変化（ファットテイル）をもたらすことによって生じる。例えば、負債と為替ショートとの相関係数は 82 四半期のデータであれば -0.08 であったのが、ブロックデータでは 0.13 と符号が変わっている（図表 6・1）。

図表 6-1 ブロックデータの相関係数行列

	国内債券	国内株式	外国債券 (ヘッジ無し)	外国株式 (ヘッジ無し)	為替 (ショート)	負債
国内債券	1.000	-0.430	0.077	0.207	0.006	0.954
国内株式	-0.430	1.000	0.042	0.425	-0.205	-0.497
外国債券(ヘッジ無し)	0.077	0.042	1.000	0.619	-0.827	-0.009
外国株式(ヘッジ無し)	0.207	0.425	0.619	1.000	-0.696	0.078
為替(ショート)	0.006	-0.205	-0.827	-0.696	1.000	0.132
負債	0.954	-0.497	-0.009	0.078	0.132	1.000

2 つの手法による最適ヘッジ比率の差にこれらの要因がどの程度寄与しているかを推計するため、Ⅰ．四半期データにもとづく平均分散法、Ⅱ．10 四半期の移動ブロック・ブートストラップ法に加えて、Ⅲ．重複を許すブロックデータから計算した相関係数を用いた平均分散法、Ⅳ．ブロック化しない四半期データによるブートストラップ法により最適ヘッジ比率を求めた。

図表 6-2 及び図表 7 にⅢ．とⅣ．の結果を示した。ポートフォリオ A についてみると、Ⅲ（ブロックデータから計算した相関係数を使った平均分散法）によると、 $\theta^*$  は各々 121.5%、147.8% となり、負債を考慮すると 30% 程度増えている点では移動ブロック・ブートストラップ法の結果に近いものの、負債を考慮した場合の水準はそれらよりも約 30% 低い水準となった。次にⅣ（ブロック化しない四半期データによるブートストラップ法）による最適ヘッジ比率  $\theta^*$  は、資産だけなら 101.7%、負債を考慮すると 99.9% であった。水準としてはⅠ（四半期データからの平均分散法）とそれほど変わらず、負債を考慮してもしなくともほぼ同じ水準であった。図表 7 に示したように、ポートフォリオ B、ポートフォリオ C でもⅢ．Ⅳ．とⅠ．Ⅱ．の比較はほぼ同じ結果となった。

ここで、ポートフォリオ A（負債を考慮）において、10 四半期のブロックごとにヘッジ比率を 0% 及び 100% とした場合の下方分散の差を測ると、最大となったのは 1990 年 4 月～92 年 9 月の第 1 ブロックであった（図表 8）。そこで第 1 ブロックを除いて再度、ポートフォリオ A について移動ブロック・ブートストラップ法によって最適ヘッジ比率を計算すると、資産だけなら 170.8%、負債を考慮すると 120.7% となり、負債を考慮することによりむしろ低下した。なお、第 1 ブロックを除いた負債と為替ショートとの相関係数は -0.26 と 82 四半期の相関係数 (-0.09) よりもさらに低くなった。

図表 6-2 ブロックデータの相関係数を用いた平均分散法による

最適ヘッジ比率の検証結果

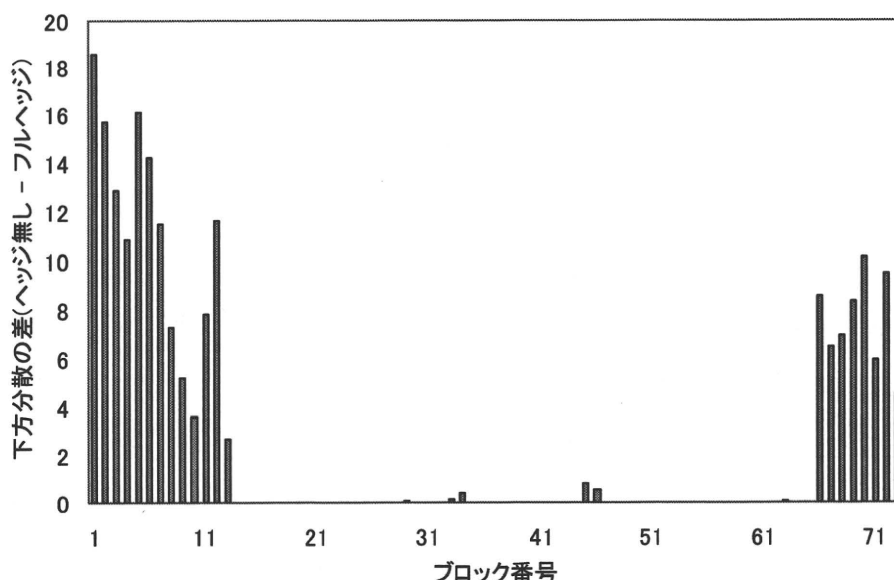
ポートフォリオ	A	B	C
外貨建て証券配分割合 (a)	33.0%	50.0%	80.0%
<b>&lt;資産のみ&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	40.1%	55.3%	78.4%
最適ヘッジ比率 (b/a)	<b>121.5%</b>	<b>110.5%</b>	<b>98.0%</b>
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-7.1%	-5.3%	1.6%
リスク	6.6%	7.6%	8.0%
<b>&lt;負債を考慮&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	48.8%	63.9%	87.1%
最適ヘッジ比率 (b/a)	<b>147.8%</b>	<b>127.9%</b>	<b>108.8%</b>
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-15.8%	-13.9%	-7.1%
リスク	11.1%	11.9%	10.1%

図表 7 単純な（ブロックを使用しない）ブートストラップ法による

最適ヘッジ比率の検証結果

ポートフォリオ	A	B	C
外貨建て証券配分割合 (a)	33.0%	50.0%	80.0%
<b>&lt;資産のみ&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	33.6%	47.1%	68.2%
最適ヘッジ比率 (b/a)	<b>101.7%</b>	<b>94.2%</b>	<b>85.3%</b>
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	-0.6%	2.9%	11.8%
リスク(下方偏差)	5.06%	6.03%	7.34%
<b>&lt;負債を考慮&gt;</b>			
最適ヘッジポジション (b)	33.0%	47.3%	69.2%
最適ヘッジ比率 (b/a)	<b>99.9%</b>	<b>94.6%</b>	<b>86.5%</b>
ネット外貨エクスポージャー (a)-(b)	0.0%	2.7%	10.8%
リスク(下方偏差)	7.51%	7.83%	8.39%

図表 8 ブロック別の下方分散 (LPM)



(注)ブロック番号は四半期別に昇順に付けられており、第1ブロックが1990年4月～92年9月、第73ブロックが2008年4月～10年9月までの四半期データから構成されている。

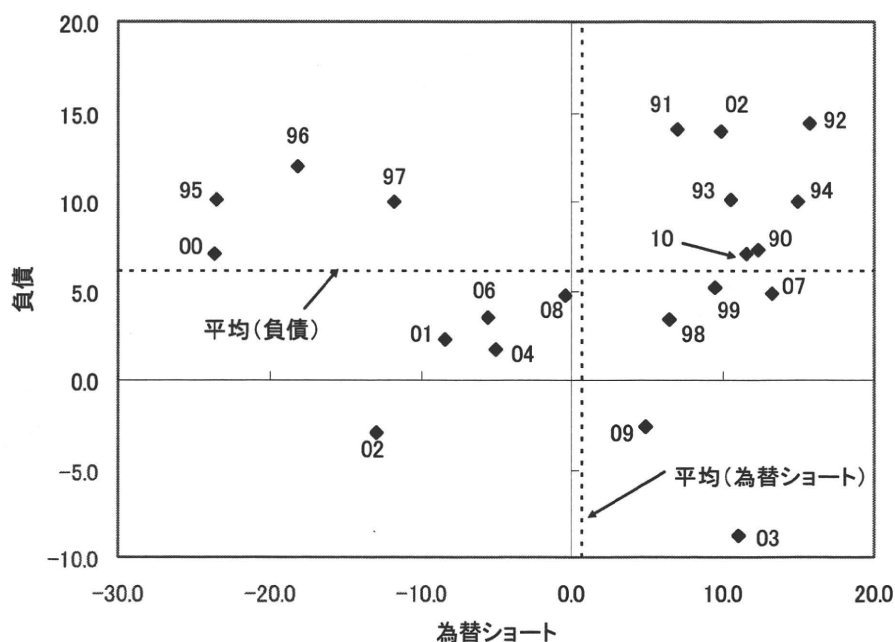
実際、負債及び為替ショートのリターンを年度別に見ると、長期金利が1990年後半のピークから下降し始めると、負債と為替ショートのリターンが共に正の状況が1995年6月まで続き(図表9)、この間はヘッジ比率を高めることによって下方リスクを小さくできた。この1990年10月から1995年6月まで19四半期の債券・為替ショート・負債の累積リターンは82四半期の平均・標準偏差からみると、債券は2%未満、残り2者は1%未満の事象であった(注11)。また、為替ショート及び負債のリターンは全期間では有意な系列相関がみられなかったものの、この期間については全期間との対比では有意なトレンド(分散の拡大傾向)が検出された(図表10)(注12)。

さらに82四半期を負債のリターンが平均以上(40四半期)、及び平均未満(42四半期)にわけ、それぞれに為替ショートとの相関係数を計算すると前者が+0.207後者が-0.459、となった(後者は1%水準で有意)。このように負債のリターンが高い四半期には為替ショートの相関係数が正に転じているのである。

(注11) 債券・為替ショート・資産の19四半期の平均リターンは1.52%、2.54%、3.90%であり、82四半期の算術平均リターン0.70%、0.20%、1.57%との差が標準偏差(19四半期分:0.40%、1.47%、0.98%)の各々2.08倍、1.59倍、2.38倍乖離したことになる。

(注12) 系列相関の検出については、Kritzman(2003)、Lo and MacKinlay(1988)の方法を一部修正して用いた。また、Kritzman(1989)は為替リターンにおける系列相関の存在を指摘している。

図表 9 為替ショートと負債の年度別リターンの関係



図表 10 資産・負債クラス別の系列相関（分散比検定）

	国内債券	国内株式	外国債券	外国株式	為替ショート	負債
全期間(四半期数)	82	82	82	82	82	82
VR:分散比	0.713	0.964	1.434	1.348	1.132	0.786
同上1との差	-0.287	-0.036	0.434	0.348	0.132	-0.214
標準偏差	0.373	0.373	0.373	0.373	0.373	0.373
p値(片側)	0.221	0.462	0.122	0.176	0.362	0.283
90/10~95/6(四半期数)	19	19	19	19	19	19
VR:分散比	1.062	0.532	1.814	0.524	1.516	1.625
同上1との差	0.062	-0.468	0.814	-0.476	0.516	0.625
標準偏差	0.373	0.373	0.373	0.373	0.373	0.373
z(q):正規偏差	0.166	-1.255	2.184	-1.277	1.383	1.677
p値(片側)	0.434	0.105	0.014 **	0.101	0.083 *	0.047 **

(注) \*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意な系列相関があったことを示す。

なお、下段の19四半期については、全期間との対比での系列相関を検出するために分散比の計算にあたって四半期リターンの分散は82四半期の数値とし、ブロック(90年10月スタートから94年1月スタートまで)の分散は全期間の平均値からの乖離の数値を用いた。

負債と為替ショートのリターンが共に正となる状況は2002年度にみられたものの、リーマンショック以降の2009~2010年度は負債のリターンはわずかに正であり、82四半期の平均値以下

であった。ポートフォリオAについてリーマンショック以降の2008年4月～2010年9月の第73ブロックを除いた移動ブロック・ブートストラップ法による最適ヘッジ比率は、資産だけなら100.0%、負債を考慮すると194.0%であった。リーマンショック以降は、資産（マイナスのリターン）と為替ショート（プラスのリターン）の負の相関が資産の最適ヘッジ比率を高める方向に働いた一方で、負債と為替ショートのリターンの正の相関は1990年代前半ほど強くなかったことを示唆している。

過去20年間のリターン・データを通して見ると、負債のリターンと為替ショートのリターンとの間には若干の負の相関があり、フルヘッジをせずにドル円キャリー（為替ロング）ポジションを残すことにわずかに負債のヘッジ効果が認められた。しかし、1990年代前半の金利低下時においては、負債と為替ショートが5年近くの間、共に正のリターンであったことが、ヘッジ比率を高める方向に働いた。

---

## 5. まとめ

---

本稿ではリーマンショックを含めたリターンデータと二つのリスク管理手法を用いて、負債を考慮に入れた場合の年金基金の最適ヘッジ比率（為替ショートポジション）を検証した。まず、従来のポートフォリオ（A）からグローバル時価ポートフォリオ並みに外貨建て証券の割合を高めたポートフォリオ（C）に移った場合、最適ヘッジ比率は低下する一方、ヘッジ（為替ショート）ポジションは増大する点は平均分散法と移動ブロック・ブートストラップ法で同じ結果となった。

他方、ポートフォリオの外貨保有割合にかかわらず、①ヘッジ比率の水準が平均分散法より移動ブロック・ブートストラップ法の方が高い、②負債を考慮すると平均分散法では最適ヘッジ比率が低下するのに対し、移動ブロック・ブートストラップ法では最適ヘッジ比率が上昇する、ことが確認された。この違いの原因は、1990年代前半に金利低下（負債の正のリターン）と為替ショートのリターン（金利差を上回る円高）が継続したこと、より一般的にはストレス時におけるリターン系列の自己相関と系列間の相関の変化などにあると考えられる。

リーマンショック以降の年金資産運用においては、下方リスクへの注目が高まり、さまざまな手法でリスクが管理されるようになってきた。本稿の分析から資産運用だけでなく、負債の公正価値（金利）を考慮した為替リスク管理の際には、特にストレス時の下方リスクと投資期間中の系列相関に留意する必要がある、独立同分布（Independent and Identically-Distributed）を前提にした、サンプル期間の四半期あるいは月次データによる平均分散法だけでなく、移動ブロック・ブートストラップ法などの併用にも大きな意味がある、ことが明らかになった。

<補注1>

正規分布を前提とした場合の最適為替ヘッジ比率（但し為替の期待リターンはゼロとする）

n個の資産(または負債)からなるポートフォリオのリスク(標準偏差)を $\sigma_u$ とし、  
 外国証券の配分比を $w_f$ とする。また、為替のリスクを $\sigma_{ex}$ とし、  
 このポートフォリオと為替ショートのリターンの相関係数を $\rho$ 、  
 為替ヘッジ比率を $\theta$ とすると、  
 $\theta$ をヘッジしたポートフォリオのリスク（分散）

$$\sigma_h^2 = \sigma_u^2 + 2\theta w_f \cdot \rho \cdot \sigma_u \sigma_{ex} + \theta^2 w_f^2 \sigma_{ex}^2$$

$$\sigma_h^2 \text{を最小化する一階の条件: } \frac{\partial \sigma_h^2}{\partial \theta} = 0 \text{ から } \theta^* = -\frac{\rho \cdot \sigma_u}{w_f \cdot \sigma_{ex}}$$

$$\text{ここで } \rho = \frac{\sigma_{u \cdot ex}}{\sigma_u \sigma_{ex}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \rho_{i \cdot ex} \sigma_i \sigma_{ex}}{\sigma_u \sigma_{ex}}$$

$w_i$ : i番目の資産への配分比、 $\sigma_i$ : i番目の資産のリスク

$\rho_{i \cdot ex}$ : i番目の資産と為替ショートのリターンとの相関係数。

<補注2>

外貨建て資産への配分割合と最適ヘッジ比率の関係

円建て証券・外貨建て証券と為替（ショートポジション）の相関、共分散を $\sigma_{ex}$ 、 $\sigma_{fx}$ とし、  
 各々の配分比を $w_d, w_f$ とする。

また、最適ヘッジ比率 $\theta^* = -\frac{\rho \cdot \sigma_u}{w_f \cdot \sigma_{ex}}$ のうち、為替ヘッジ無しのポートフォリオの

リスク $\sigma_u$ は内外の配分比にかかわらず、一定とすると、

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial w_f} = \frac{\rho \cdot \sigma_u}{w_f^2 \cdot \sigma_{ex}} - \frac{\sigma_u}{w_f \cdot \sigma_{ex}} \cdot \frac{\partial \rho}{\partial w_f} = \frac{\sigma_u}{w_f^2 \cdot \sigma_{ex}} \left( \rho - w_f \frac{\partial \rho}{\partial w_f} \right) \cdot \dots \cdot (1)$$

また、 $\rho = \frac{w_d \cdot \sigma_{dx} + w_f \cdot \sigma_{fx}}{\sigma_u \cdot \sigma_{ex}} = \frac{(1-w_f) \cdot \sigma_{dx} + w_f \cdot \sigma_{fx}}{\sigma_u \cdot \sigma_{ex}}$  から

$$\frac{\partial \rho}{\partial w_f} = \frac{(\sigma_{fx} - \sigma_{dx})}{\sigma_u \cdot \sigma_{ex}} \dots \dots \dots (2)$$

(2)式を(1)式に代入して

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial w_f} = \frac{\sigma_u}{w_f^2 \cdot \sigma_{ex}} \left( \frac{w_d \cdot \sigma_{dx} + w_f \cdot \sigma_{fx} - w_f (\sigma_{fx} - \sigma_{dx})}{\sigma_u \cdot \sigma_{ex}} \right) = \frac{\sigma_{dx}}{w_f^2 \cdot \sigma_{ex}^2}$$

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial w_f} \geq 0 \rightarrow \sigma_{dx} \geq 0$$

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial w_f} \leq 0 \leftarrow \sigma_{dx} \leq 0$$

つまり、為替ヘッジ無しの状態でのポートフォリオのリスクを一定に保ちながら外貨建て証券への配分割合を増やしていく場合、最適ヘッジレシオ $\theta^*$ の増減は国内証券と為替ショートのリターンの共分散(相関)の符号に左右される。

<補注3>

負債を考慮した場合の最適ヘッジ比率

資産だけのポートフォリオ(為替ヘッジ無し)に負債(積立比率100%)、及び $w_f \theta$ の為替ヘッジ(ショートポジション)が加わると

リスク(分散) $\sigma_{PL}^2$

$$= \sigma_{PA}^2 + \sigma_L^2 + w_f^2 \theta^2 \sigma_{ex}^2 + 2 w_f \theta \rho_{Aex} \sigma_{PA} \sigma_{ex} - 2 w_f \theta \rho_{Lex} \sigma_L \sigma_{ex} - 2 \rho_{AL} \sigma_{PA} \sigma_L$$

ただし、 $\sigma_{PA}$ 、 $\rho_{Aex}$ は資産だけを考慮したポートフォリオのリスクと為替ショートポジションの相関係数。

$\sigma_L$ 、 $\rho_{Lex}$ は負債を考慮したポートフォリオのリスクと為替ショートポジションとの相関係数。

リスク $\sigma_{PL}^2$ を最小化するための条件

$$\frac{\partial \sigma_{PL}^2}{\partial \theta} = 2 w_f^2 \sigma_{ex}^2 \theta + 2 w_f \rho_{Aex} \sigma_{PA} \sigma_{ex} - 2 w_f \rho_{Lex} \sigma_L \sigma_{ex} = 0$$

$$\text{最適ヘッジ比率 } \theta_L^* = \frac{-w_f \rho_{Aex} \sigma_{PA} \sigma_{ex} + w_f \rho_{Lex} \sigma_L \sigma_{ex}}{w_f^2 \sigma_{ex}^2} = \frac{-\rho_{Aex} \sigma_{PA} + \rho_{Lex} \sigma_L}{w_f \sigma_{ex}}$$



$$\text{最適ヘッジ比率 } \theta_A^* = -\frac{\rho_{Aex}\sigma_{PA}}{W_f \cdot \sigma_{ex}} \text{ だから } \theta_L^* - \theta_A^* = \frac{\rho_{Lex}\sigma_L}{W_f \sigma_{ex}}$$

年金負債と為替ショートポジションの相関が負であれば、  
負債を考慮した場合の最適ヘッジ比率は、資産だけの場合よりも低くなる。

〔参考文献〕

- Black Fisher,(1989) “Universal Hedging : Optimizing Currency Risk and Reward in International Equity Portfolios”, *Financial Analyst Journal*, Vol.45, No.4 (July-August) ,pp.16-22
- Black Fisher,(1990) “Equilibrium Exchange Rate Hedging”, *Journal of Finance*Vo.43,pp.899-908
- Campbell, John Y. Karine Serafaty-De Medeiros and Lusi M. Viceira, (2010),” Global Currency Hedging” , *Journal of Finance*, Vol. LXV, pp.87-121
- Jorion、Philippe.,(1989) “Asset Allcoation with Hedged and Unhedged Foreign Stocks and Bonds ” , *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No. 4: pp. 49-54
- Kritzman、Mark(1989), “Serial Dependence in Currency Returns: Investment Implications ” , *Journal of Portfolio Management*, Vol. 16, No. 1 : pp. 96-102
- Kritzman、Mark(2003), “Serial Dependence ” , Chapter 9, pp.66-74*The Portable Financial Analyst*, Wiley
- Lo, Andrew and A. Craig MacKinlay, (1988) “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks :Evidence from a Simple Specification Test ” *Review of Financial Studies*, 1 pp. 41- 66
- Perold, Andre F. and Evan C. Schulman (1988), “The Free Lunch in Currency Hedging: Implications for Investment Policy and Performance Standards” , *Financial Analyst Journal*, Vol.44, No.3(May-June) pp.45-50
- Solnik(1993), “Currency Hedging and Siegel’ s Paradox: On Black’ s Universal Hedging Rule” , *Review of International Economics* 1(2), pp.180-187
- Winkeman, Kart (2003), “International Diversification and Currency Hedging” , pp.138-151(Chapter 11), in Robert Litterman and Quantitative Resources Group, *Modern Investment Management: An Equilibrium Approach*, Wiley
- 浅野幸弘(1990)「外国証券投資と為替リスク」、『オペレーションズ・リサーチ』、7月号 pp.388-390, 日本オペレーションズ・リサーチ学会
- 祝迫得夫「株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関」、『現代ファイナンス』, No.13, pp.29-45, 2003.
- 上條修・山岸秀彰(1992)「債券における国際分散投資」『証券アナリストジャーナル』、日本証券アナリスト協会 12月号 pp.9-28
- 豊崎恭行(1992)「選択為替ヘッジ戦略—国際株式分散投資におけるその有効性に関する実証分析」、『証券アナリストジャーナル』、日本証券アナリスト協会 12月号 pp.29-48
- 矢野学(2004)「物価連動サイト年金 ALM」『証券アナリストジャーナル』、No. 7, pp.50-65

Effects of Tax Rate Cuts on Firms' Profitability and Valuation:  
A Micro Foundation Approach<sup>†</sup>

Keiichi Kubota  
Chuo University

Hitoshi Takehara<sup>‡</sup>  
Waseda University

*Keywords:* corporate taxation, tax loss carry-forward, deferred tax assets,  
residual income, fundamental value

*JEL classifications:* H25, H21, G30, M41

---

<sup>†</sup> This paper was presented at the 18th Annual Meeting of Nippon Finance Association, 2010 Asian Finance Association Meeting, 66th Annual Congress of the International Institute of Public Finance, 69th Annual meeting of Japan Accounting Association, 2010 Northeast Business and Economics Association Meeting, 22th Asian-Pacific Conference on International Accounting Issues, and 60th Annual Meeting of Southwestern Finance Association. The authors thank Kazumi Asako, Naoyuki Kaneda, and Takashi Obinata for helpful suggestions. The authors also thank Eiko Tsujiyama for useful discussion related to the accounting standards issues. Both Keiichi Kubota and Hitoshi Takehara acknowledge financial support from Grant-in-Aid for Scientific Research ((A) 21243029) from the Japan Society for the Promotion of Science. Hitoshi Takehara also acknowledges financial support from Health Labour Sciences Research Grant (Research on Policy Planning and Evaluation). All remaining errors are our own.

<sup>‡</sup>The address for correspondence is Hitoshi Takehara, Graduate School of Finance, Accounting and Law, Waseda University. E-mail address: takehara@waseda.jp.

## Abstract

This paper investigates changes in firm value triggered by hypothetical corporate tax rate changes with a calibration method and assesses the effects of a government tax rate cut on firm income after tax and valuation. The study is based on micro foundation simulations of all firms listed in Japan excluding financial firms. The fundamental valuation equation is from the residual income model by Ohlson (1995). To explore the effects on valuation by corporate tax rate changes we pay particular attention to tax loss carry-forward allowances as well as net changes in deferred tax liabilities, which appear on equity and contra accounts of deferred tax assets in financial statements. Our data covers the period between 2000 and 2008 for firms' consolidated financial statements. The simulated paths of taxable net income are computed using Graham's (1996) method based on the estimated stochastic process of net income before tax. By discounting the future income stream with the equity cost of capital computed from the Fama and French three factor model, we obtain the value of the firm after all corporate tax effects are fully taken care of. Then we measure effects of corporate tax rate changes on firm values under alternative hypothetical statutory tax rates. We find that changes in corporate tax rates can enhance stock prices most of the time, while there are cases in which effects are neutral or even detrimental for firm values. We demonstrate that these different results are caused by mixed effects of current provisions that allow firms to carry their tax loss forward, and the net balance of tax deferred accounts of each firm. We also claim that past and future profitability and variability of firms are crucial to hit exact threshold points at which firms experience value appreciation or not. Extensions to incorporate parametric changes of firms' profitability by corporate tax rate cuts (Auerbach, 2002) as well as to introduce individual income taxes for investors (Collins and Kemsley, 2000) are our ongoing work.

## 1. Introduction

Analyses of changes in firm values triggered by tax rate changes can suggest important implications for policy makers as well as corporate managers. In this paper we employ a micro foundation approach in financial economics using individual firm level data and a residual income valuation equation to assess effects of tax rate cuts utilizing a simulation method. In this simulation, actual past data at the micro level for each firm are used to obtain necessary parameter values. Thus, found effects are surprisingly not uniform across firms, and this demonstrates the difficulty and risk of correctly assessing tax policy effects. Furthermore, the results provide us with important policy guidance on when to execute an effective tax cut to enhance higher fundamental value of firms and growth of the domestic economy.

In this version of the paper we focus primarily on corporate tax rate cuts.<sup>1</sup> This is because it is widely known that the corporate tax rate in Japan is substantially higher than in other developed countries. Currently for large corporations in Japan, the national tax rate is 30%, the prefecture tax rate is 5%, and the city tax rate is 12.3%. This adds up to an effective tax rate of 40.78%, which is applicable to our sample of listed firms.

The long run trend of effective tax rates is depicted in Figure 1, and one finds that the trend in Japan is decreasing overall. Currently, the withheld dividend tax rate and the capital gains rate are set to be 10% as a temporary relief measure, while the interest income tax withheld rate is 20%. These rates will be addressed in a future study of ours.

FIGURE 1 ABOUT HERE

The theoretical analysis of how the corporate tax rate affected the equilibrium value of firms, and hence, Tobin's  $q$ , was conducted in a RBC general equilibrium framework by Kubota, Saitou, and Takehara (2008). In this paper, the effects of the tax subsidy for interest expenses were incorporated, and empirical assessments made of constructed un-levered  $q$  measures for Japanese data. Tajika and Yui (2000) analyzed the effects of corporate taxation focusing on depreciation and firm investment behavior, and conducted a numerical assessment of Japanese

---

<sup>1</sup> The analysis of effects of tax rate cuts on individual financial income is our ongoing work.