モバイル接続料におけるベータの算定について

上村 昌司 *

概要

本稿はモバイル接続料の算定に必要な CAPM のベータの推定方法について考察をする．総務省によって定められたベータの算定ルールについて，ファイナンス理論の観点から考察をする．おもに，財務リスクをベータに反映させる手法，推定に用いる過去データの採録頻度がベータに与える影響を詳しく検討する．

1　はじめに

本稿はモバイル接続料の算定ルールにおける自己資本利益率，とくに CAPM（Capital Asset Pricing Model，資本資産価格理論）のベータの推定方法について考察をする．おもに，財務リスクをベータに反映させる手法，推定に用いる過去データの採録頻度（日次，週次，月次など）がベータに与える影響を詳しく検討する．

モバイル接続料とは，MVNO（Mobile Virtual Network Operator，仮想移動体通信業者）が MNO（Mobile Network Operator，移動体通信業者）の提供する移動通信サービスを利用する際に支払う接続料や，MNO 間の相互接続に係る接続料を意味する．現在，主要な MNO は NTT ドコモ，KDDI，ソフトバンクの 3 社である．これらの事業者は第二種指定電気通信設備を設置する電気通信事業者に指定されており，MVNO からの接続要求には原則として応じなければならない．総務省はこれら大手携帯電話事業者 3 グループの寡占的状態にあるモバイル通信市場において利用料金の低廉化を図るため，MVNO の新規参入を促し，競争の促進を目指している．2016 年には総務省においてモバイル接続料の自己資本利益率の算定に関するワーキングチームが開催され[*1]，その結果を受けてモバイル接続料におけるベータの算定方法がルール化された[*2]．本稿はこのベータ算定ルールの理論的背景を明らかにすることを主な目的とする．

ファイナンスでは資本利益率を資本コストとも呼ぶ．資本コストは企業が資金提供の見返りとして投資家に支払うコストであり，企業価値等の評価において重要な役割を果たす．本稿で考察の対象とするモバイル接続料をはじめとして，電気，水道，ガス，鉄道などの公共料金には資本コストが算入されている．しかし，実際に資本コストを推定することは容易ではない．ファイナンス研究においては，これまで資本コストの推定モデルとして CAPM をはじめさまざまなモデルが提案されてきたが，いまだ決定的なものは存在しない．たとえ，あるモデルを使うことを決めたとしても，そのモデルに含まれるパラメーターの決定方法には大きな裁量の余地がある．資本コストの推定方法に大きな裁量の余地があるため，分析者ごとにさまざまな推定値が導き

* 麗澤大学経済学部，〒277-8686 千葉県柏市光ヶ丘 2-1-1, Email: kamimura@reitaku-u.ac.jp

*1 http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/ict_anshin/index.html

*2 「モバイル接続料の自己資本利益率の算定に関するワーキングチーム報告書」http://www.soumu.go.jp/main_content/000448348.pdf
平成二十八年総務省告示第百十号（接続料の算定に用いる値を定める件）の一部を改正する告示（平成二十九年総務省告示第三十六号）http://www.soumu.go.jp/main_content/000465681.pdf

出される可能性がある．また，過去データを使って推定された資本コストの推定誤差が非常に大きいこともよく知られている事実である．実務における資本コストの推定について詳しく議論している Ehrhardt (1994) は「Keep in mind that estimating the cost of capital is not an exact science.」と述べ，正確に資本コストを推定をすることが困難であることを指摘している．

真の資本コストを知ることが困難な状況において，推定方法の妥当性について議論するにあたって，本稿では，(1) 適合性，(2) 簡便性，(3) 安定性，という評価基準を考える．(1) 適合性は市場データと整合しているモデル，別の言い方をすれば統計的に有意で説明力の高いモデルを用いた推定方法のほうが望ましいことを意味する．すなわち，より正確な資本コストが推定できる可能性の高いモデルを使うべきであることを意味する．ファイナンス研究の立場からは当然の基準であるが，適合性のみを追求すると算定にかかるコスト（規制コスト）の増大を招く可能性がある．(2) 簡便性は推定が容易であるほどよいことを意味する．一般的にはパラメータが多いモデルを使えば，市場データとの適合性は高くなる．しかし，一方で推定すべきパラメータが増えるほど，推定にかかるコストは大きくなり，資本コストを算定する事業者とその検証を行う規制当局にとって大きな負担となってしまう．(1) 適合性と (2) 簡便性はトレードオフの関係にあり，この両者のバランスが取れた推定方法が望ましいということになる．(3) 安定性は資本コストを推定する時点ごとに，推定値が大きくばらつかないほうがよいことを意味する．これは，資本コストがモバイル接続料という事業者の事業計画にとって重要な数値であるため，年度によって大きな変化があることは望ましくないことから求められる基準である．これらの基準に基づいて，以降においてベータの推定方法について考察を行う．

2　モバイル接続料算定におけるベータの推定

2.1　自己資本利益率の算定方法

電気通信事業法第 34 条において，モバイル接続料は「能率的な経営の下における適正な原価に適正な利潤を加えたもの」が上限とされている．適正な利潤は第二種指定電気通信設備接続料規則において

$$\text{他人資本費用} + \text{自己資本費用} + \text{利益対応税} \tag{2.1}$$

と定められており，さらに自己資本費用は

$$\text{レートベース} \times \text{自己資本比率} \times \text{自己資本利益率} \tag{2.2}$$

によって算出することとされている[*3]．ここで，自己資本利益率はモバイル通信事業のそれであり，企業全体の自己資本利益率ではないことに注意する．近年では各事業者はモバイル通信事業以外の事業も行っており，企業の自己資本利益率と企業の一部門であるモバイル通信事業のそれは一致するとは限らない状況になっている．さらに同規則では自己資本利益率を CAPM によって算出するとしている．すなわち，企業 i のモバイル通信事業の自己資本利益率を

$$E[R_i] = R_f + \beta_i(E[R_M] - R_f) \tag{2.3}$$

によって算出する．ここで，R_i，R_f，R_M はそれぞれ企業 i のモバイル通信事業の収益率，無リスク金利，市場ポートフォリオの収益率を表す．また，β_i はベータと呼ばれ，

$$\beta_i = \frac{\mathrm{Cov}(R_i, R_M)}{\mathrm{Var}(R_M)} \tag{2.4}$$

[*3] レートベースとはモバイル通信事業の管理運営に用いられる資産の価値のこと．

によって定義されるリスク指標である．

ファイナンスの研究者は CAPM を用いることに物足りなさを感じるかもしれない．CAPM は資産の期待収益率を市場ファクターの 1 ファクターで説明する単純なモデルである．CAPM の成立は多くの実証分析により否定されており，ファイナンス研究では自己資本利益率の推定モデルとして CAPM の代わりに Fama-French 3 ファクターモデル（Fama and French (1993)）などのマルチファクターモデルを用いることが多い．適合性の観点からはそういったマルチファクターモデルを用いることが妥当であろうが，そうすると推定すべきパラメータやリスクプレミアムの数が増加し，規制コストの増大を招いてしまう．CAPM を用いることは簡便性とのバランスを考慮した結果と言える．

さて，(2.3) から分かるように，モバイル通信事業の自己資本利益率 $E[R_i]$ の算出には

- 無リスク金利 R_f
- 市場リスクプレミアム $E[R_M] - R_f$,
- 各社のモバイル通信事業のベータ β_i

の値が必要となる．2013 年にモバイル接続料算定に係る研究会が開催され，これらのパラメータの決定について議論がなされている[*4]．その結果，無リスク金利は 10 年国債の利回り，市場リスクプレミアムはイボットソン・アソシエツ・ジャパン株式会社が発行する Japanese Equity Premia Report に記載されている，1952 年から接続料算定期間末月までを算定期間とした長期投資用のエクイティ・リスク・プレミアムを用いることとされた[*5]．しかし，各事業者に固有の値であるベータの算定方法についてはこの時点では統一した考え方を示すことは困難と結論づけられ，ベータの算定については事業者の裁量に委ねられた．

2.2 ベータの算定方法

こういった経緯を経て，ベータの算定方法の統一化を図るため 2016 年にモバイル接続料の自己資本利益率の算定に関するワーキングチームが開催されることとなった[*6]．

一般に (2.3) の β_i を推定するにはつぎの方法が用いられる．R_i，R_f，R_M の過去データをそれぞれ R_{it}，R_{ft}，R_{Mt}（$t = 1, 2, \ldots, T$，T はデータ数）とし，超過収益率のデータを $Z_{it} = R_{it} - R_{ft}$ とするとき，ベータを単回帰モデル

$$Z_{it} = \alpha_i + \beta_i Z_{it} + \epsilon_{it} \tag{2.5}$$

の回帰係数 β_i として推定をする．ここで ϵ_{it} は誤差項を表す．すなわち，

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T}(Z_{it} - \bar{Z}_i)(Z_{Mt} - \bar{Z}_M)}{\sum_{t=1}^{T}(Z_{Mt} - \bar{Z}_M)^2} \tag{2.6}$$

によってベータを推定する．ここで，$\bar{Z}_i$ などの上付きバーは t についての単純平均 $1/T \sum_{t=1}^{T} Z_{it}$ を表す．R_{ft} が時間とともに変化しないと仮定できるならば，

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \epsilon_{it} \tag{2.7}$$

[*4] 「モバイル接続料算定に係る研究会報告書」http://www.soumu.go.jp/main_content/000238119.pdf

[*5] 市場リスクプレミアムの算定期間に現在のようなモバイル通信が存在しなかった時点までも含むことには議論の余地があるが，本稿ではこの点については議論しない．

[*6] http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/ict_anshin/index.html

の回帰係数 β_i として推定できる．このとき，推定ベータは

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T}(R_{it} - \bar{R}_i)(R_{Mt} - \bar{R}_M)}{\sum_{t=1}^{T}(R_{Mt} - \bar{R}_M)^2} \tag{2.8}$$

となる．これらの手法を用いてベータを算定するにあたっては，おもにつぎの点を決定しなければならない．

(1) 推定すべきは企業のベータではなくモバイル通信事業のベータである．一事業の収益率である R_{it} をどのように算出するか．さらに，非上場企業（ソフトバンク）については R_{it} をどのように取得するか．
(2) 各社のモバイル事業の財務リスクの違いをどのようにベータに反映させるか．
(3) (2.6) と (2.8) のどちらを用いるか． (2.6) を用いる場合には，無リスク金利 R_f として何を用いるか．
(4) 過去データの採録頻度（年次，月次，週次，日次）をどのように定義するか．過去データの数 T，すなわち過去データを何年分使うか．

ワーキングチームでの議論を経てベータは以下のように算定することとなった[*7]．

ベータの算定ルール． NTT ドコモのベータ $\hat{\beta}_0$ を

$$\hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{t=1}^{T}(R_{0t} - \bar{R}_0)(R_{Mt} - \bar{R}_M)}{\sum_{t=1}^{T}(R_{Mt} - \bar{R}_M)^2} \tag{2.9}$$

によって算定する．ここで，R_{0t}，R_{Mt} ($t = 1, 2, \ldots, T$，T はデータ数）はそれぞれ NTT ドコモの株価収益率，TOPIX の収益率の過去データであり，過去 3 年分の日次データを用いる．このとき，NTT ドコモのアンレバードベータ $\hat{\beta}^U$ を

$$\hat{\beta}^U = \left[1 + (1 - \tau_0)\frac{D_0}{S_0}\right]^{-1} \hat{\beta}_0 \tag{2.10}$$

によって定義する．ここで，D_0，S_0，τ_0 はそれぞれ NTT ドコモの単体財務諸表に記載の有利子負債簿価，純資産簿価，法定実効税率を表す．このとき，事業者 i のモバイル通信事業のベータ $\hat{\beta}_i$ を

$$\hat{\beta}_i = \min\left\{1,\ \left[1 + (1 - \tau_i)\frac{D_i}{S_i}\right] \hat{\beta}^U\right\} \tag{2.11}$$

によって算定する．ここで，D_i，S_i，T_i はそれぞれ事業者 i の単体財務諸表に記載の有利子負債簿価，純資産簿価，法定実効税率を表す．

すなわち，上記の (1)–(4) の問題をつぎのように決めたことになる．

(1) 教科書的なアプローチとして，ある事業のベータをその事業のみを行なっている企業（pure-play）のベータによって推定する方法がある（pure-play アプローチ）．しかし，現状の日本にはモバイル通信事業のみを行なっている上場企業は存在しない．上場企業である NTT ドコモ，KDDI とも近年はコン

[*7] 「モバイル接続料の自己資本利益率の算定に関するワーキングチーム報告書」`http://www.soumu.go.jp/main_content/000448348.pdf`
平成二十八年総務省告示第百十号（接続料の算定に用いる値を定める件）の一部を改正する告示（平成二十九年総務省告示第三十六号）`http://www.soumu.go.jp/main_content/000465681.pdf`

テンツ事業などモバイル通信事業以外の事業も行なっている．pure-play アプローチが適用できない場合には，重回帰分析を使う方法などが提案されているが（例えば Ehrhardt (1994, Chapter 4) などを参照)，そういった手法を実際に実行するのは容易ではない．そこで，算定ルールでは NTT ドコモをモバイル通信事業のみを行なっている事業者と仮定してベータの推定を行なっている．実際，2016 年時点では NTT ドコモの事業は多角化しつつあるとはいえ，現時点ではモバイル通信事業の比率が非常に高い[*8]．しかし，将来 NTT ドコモの事業がさらに多角化した場合は別の方法を考える必要があるだろう．

(2) ベータは事業リスク以外に，財務リスクなどのリスクも反映する．算定ルールではベータを事業リスクと財務リスクのみによって決定されると仮定している．ベータの事業リスク部分は各モバイル通信事業者で同じであるとしても問題ないだろうが，財務リスクには違いがある．したがって，各事業者のモバイル通信事業のベータを求める際には財務リスクの違いを反映させなくてはならない．そこで NTT ドコモの事業リスクと財務リスクの両方を反映したベータ，すなわちレバードベータ（有負債ベータ）を，事業リスクのみを反映したベータ，すなわちアンレバードベータ（無負債ベータ）に変換し，さらにそれを各事業者のモバイル通信事業の財務リスクを反映したレバードベータに変換するという方法をとる．レバードベータとアンレバードベータの関係式としては Hamada (1972) と Miles and Ezzell (1980) による式がよく知られている．算定ルールでは Hamada (1972) による式が採用されている．この両者の違いについては 3 節において詳しく考察する．

    関係式 (2.10)，(2.11) には単体財務諸表に記載の有利子負債簿価，純資産簿価が含まれる．これらは本来は時価で計測すべきであるが，純資産時価には株式時価総額を使うとしても，負債の時価評価と非上場企業の株式時価総額の算定は簡単ではない．したがって，算定ルールでは有利子負債，純資産とも簿価を使うこととしている．また本来，有利子負債と純資産としては，レートベースを構成する資産を購入するために要した有利子負債と純資産を用いるべきである．しかし，それらの値は外部からは観測できず検証不可能なため，観測可能な単体財務諸表の有利子負債と純資産を用いることとしている．

    なお，(2.11) においてベータ $\hat{\beta}_i$ の上限を 1 としている．最近ではモバイル通信は国民生活に欠かせないインフラであり，モバイル通信事業は安定した収益を得られる事業と考えられる．したがって，その事業のリスクは市場平均（$\beta = 1$）を超えることはなかろう．ベータの推定誤差が大きくなったり，NTT ドコモの事業多角化が急激に進み，算定されたベータが 1 を超える場合に備えて，ベータの上限を 1 としている．

(3) 無リスク金利が時間とともに変化しないと仮定する (2.8) を採用する．実際には無リスク金利は時間とともに変化している．しかし，(2.6) と (2.8) のそれぞれについて，NTT ドコモのベータを過去 3 年の日次データによって推定すると，推定されるベータにほとんど違いがないことが確認できる．したがって，より簡便な (2.8) を用いることには合理性があろう．

(4) 収益率の時系列データ R_{it} が一定の条件を満たす場合は，ベータは採録頻度によらず決まるが，実際には採録頻度によってベータの値は変化する．モバイル接続料が年単位で算定されることを考えると年次データを使うことが最も適当と考えられる．しかし，年次データの場合は利用できる過去データが少なくなってしまう．毎年算定されるベータが安定的であるためには，過去データをなるべく多く推定に用

[*8] 「モバイル接続料の自己資本利益率の算定に関するワーキングチーム報告書」(http://www.soumu.go.jp/main_content/000448348.pdf）によれば，NTT ドコモの営業収益に占める通信事業の比率は約 80% と推定されている．ただし，通信事業の中には固定通信事業も含まれている．

いて推定誤差を小さくすることが望ましい．また，モバイル通信の技術進歩は非常に早く[*9]，モバイル通信事業のベータは短期間で変化する可能性がある．そこで算定ルールでは，過去 3 年分の日次データを用いることとしている．すなわち，過去 3 年間はベータがほぼ一定と見なせる仮定し，日次データを用いることで推定誤差を極力小さくしようとしている．データの採録頻度がベータに与える影響については 4 節において詳しく考察をする．

3　アンレーバードベータとレバードベータ

アンレバードベータ β^U とレバードベータ β^L の関係式として，ファイナンスの教科書[*10]にはつぎの 2 つの式が示されていることが多い．

$$\beta^L = \left[1 + (1-\tau)\frac{D}{S}\right]\beta^U - (1-\tau)\frac{D}{S}\beta^D \tag{3.1}$$

$$\beta^L = \left(1 + \frac{D}{S}\right)\beta^U - \frac{D}{S}\beta^D \tag{3.2}$$

ここで，S，D，τ，β^D はそれぞれ企業（事業）の純資産時価，負債時価，法定実効税率，負債のベータを表す．ベータの算定ルールでは (3.1) を採用し，さらに $\beta^D = 0$ を仮定している．(3.1) と (3.2) の違いは，それぞれの式が導かれる前提条件から生じる．結論から言うと，算定ルールで採用している (3.1) は企業が永続的に負債時価を一定に保つという前提のもので導かれる．一方，(3.2) は企業が負債比率を一定に保つという前提のもとで導かれる．以下では，(3.1) と (3.2) の導出過程を見てみる．

全く同じ事業を行なっているアンレバード企業（無負債企業）とレバード企業（有負債企業）の t 時点における企業価値 V_t^U，V_t^L の間には

$$V_t^U + \mathrm{TS}_t = V_t^L,\ t = 1, 2, \ldots, T. \tag{3.3}$$

が成立する．ここで，TS_t は負債を有することによる節税効果の t 時点での価値である．また，レバード企業の純資産時価を S_t，負債時価を D_t とすると，

$$V_t^L = S_t + D_t,\ t = 1, 2, \ldots, T \tag{3.4}$$

であるから，

$$V_t^U + \mathrm{TS}_t = S_t + D_t \tag{3.5}$$

が成り立つことが分かる．資産 V_t^U, TS_t, S_t，D_t の収益率をそれぞれ R_t^U, R_t^{TS}, R_t^S, R_t^D とする．(3.5) より

$$V_t^U R_{t+1}^U + \mathrm{TS}_t R_{t+1}^{\mathrm{TS}} = S_t R_{t+1}^S + D_t R_{t+1}^D \tag{3.6}$$

が成り立つ．(3.6) の両辺の条件付き期待値 E_t をとると

$$V_t^U E_t[R_{t+1}^U] + \mathrm{TS}_t E_t[R_{t+1}^{\mathrm{TS}}] = S_t E_t[R_{t+1}^S] + D_t E_t[R_{t+1}^D] \tag{3.7}$$

[*9] 例えば，移動通信方式は約 5 年おきに新しいものが登場している．日本では 2001 年に 3G のサービスが開始されると，3.5G は 2006 年，3.9G（LTE）は 2010 年，4G（LTE-Advanced）は 2015 年にサービスが開始されている．
[*10] 例えば，Brealey et al. (2016) や McKinsey & Company Inc. et al. (2015) などを参照せよ．

となる．ここで，収益率 R^k_{t+1}（$k \in \{U, \mathrm{TS}, S, D\}$）は t 時点の情報と独立に決まると仮定する．すると，$E_t[R^k_{t+1}] = E[R^k_{t+1}] = r^k$ とおいて

$$V^U_t r^U + \mathrm{TS}_t r^{\mathrm{TS}} = S_t r^S + D_t r^D \tag{3.8}$$

となる．したがって，

$$r^S = \left(1 + \frac{D_t - \mathrm{TS}_t}{S_t}\right) r^U + \frac{\mathrm{TS}_t}{S_t} r^{\mathrm{TS}} - \frac{D_t}{S_t} r^D \tag{3.9}$$

となる．ここで，$V^U_t = S_t + D_t - \mathrm{TS}_t$ であることを使っている．CAPM を使って (3.9) をベータの関係式にすると

$$\beta^S = \left(1 + \frac{D_t - \mathrm{TS}_t}{S_t}\right) \beta^U + \frac{\mathrm{TS}_t}{S_t} \beta^{\mathrm{TS}} - \frac{D_t}{S_t} \beta^D \tag{3.10}$$

となる．(3.10) は一般的な式であるが，TS_t と β^{TS} の評価が困難であるため，このままでは実務に用いることはできない．そこで，負債 D_u（$u \geq t$）の振る舞いに何らかの仮定をおいて簡便な式を導く．これらに対する仮定の置き方により (3.1) や (3.2) のようなバリエーションが生まれる．とくに節税効果資産 TS_t の評価が重要である．以下では，負債が一定である場合と負債比率が一定である場合の 2 つの場合について考察をする．また，以下では税率 τ は一定であると仮定する．

3.1 負債が一定である場合

Hamada (1972) による変換式を導出する．この企業は負債時価 D_u（$u \geq t$）を永遠に一定値 D_t に保つと仮定する[*11]．このとき，各時点における節税効果は $\tau r^D D_t$ となるから，各時点における節税効果のリスクは負債 D_t のリスクと等しい．よって，各時点における節税効果の期待収益率は r^D に等しくなり，永久債の公式から

$$\mathrm{TS}_t = \frac{\tau r^D D_t}{r^D} = \tau D_t \tag{3.11}$$

となる．よって，(3.9) は

$$r^S = \left(1 + \frac{D_t - \tau D_t}{S_t}\right) r^U + \frac{\tau D_t}{S_t} r^D - \frac{D_t}{S_t} r^D = \left[1 + (1-\tau)\frac{D_t}{S_t}\right] r^U - (1-\tau)\frac{D_t}{S_t} r^D \tag{3.12}$$

となる．ベータの式にすると

$$\beta^S = \left[1 + (1-\tau)\frac{D_t}{S_t}\right] \beta^U - (1-\tau)\frac{D_t}{S_t} \beta^D \tag{3.13}$$

が得られる．

3.2 負債比率が一定である場合

Miles and Ezzell (1980) による，負債比率が一定であることを仮定した場合の関係式を導出する．企業は将来の負債 D_u を負債比率 D_u/V^L_u（$u \geq t+1$）を一定値に保つように調整すると仮定する．すなわち，ある定数 k について

$$\frac{D_u}{V^L_u} = k,\ u \geq t+1 \tag{3.14}$$

[*11] たとえば，負債時価が D_t である永久債によりすべての負債を調達している仮定する．

と仮定する．このとき時点 t における節税効果資産 TS_t の評価をする．

時点 $t+1$ で得られる節税効果は $\tau r^D D_t$ である．負債 D_t は t 時点において確定しているため，$t+1$ 時点における節税効果のリスクは負債 D_t のリスクと等しい．よって，$t+1$ 時点の節税効果の期待収益率は r^D に等しくなる．しかし，$u \geq t+1$ において負債 D_u は (3.14) を保ちながら変動するため，D_t とは必ずしも等しくならない．$u \geq t+1$ においては，$D_u = kV_u^L$ かつ

$$V_u^U = V_u^L - \mathrm{TS}_u = V_u^L - \tau r^D k V_u^L = (1-\tau r^D k)V_u^L \tag{3.15}$$

であることから，$u \geq t+2$ における節税効果 $\tau r^D D_u$ の期待収益率は V_u^U の期待収益率 r^U に等しい．したがって，

$$\mathrm{TS}_t = \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D} + \sum_{u=2}^{T-t} \frac{\tau r^D E_t[D_{t+u-1}]}{(1+r^U)^u} \tag{3.16}$$

と書け，さらに

$$\mathrm{TS}_t r^{\mathrm{TS}} = \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D} r^D + \sum_{u=2}^{T-t} \frac{\tau r^D E_t[D_{t+u-1}]}{(1+r^U)^u} r^U \tag{3.17}$$

が得られる．よって，(3.8) と (3.16) より

$$\begin{aligned}
S_t r^S &= V_t^U r^U + \mathrm{TS}_t r^{\mathrm{TS}} - D_t r^D && (3.18)\\
&= V_t^U r^U + \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D} r^D + \sum_{u=2}^{T-t} \frac{\tau r^D E_t[D_{t+u}]}{(1+r^U)^u} r^U - D_t r^D && (3.19)\\
&= V_t^U r^U + \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D} r^D + \left(\mathrm{TS}_t - \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D}\right) r^U - D_t r^D && (3.20)\\
&= V_t^U r^U + \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D} r^D + \left(S_t + D_t - V_t^U - \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D}\right) r^U - D_t r^D && (3.21)\\
&= \left(S_t + D_t - \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D}\right) r^U - \left(D_t - \frac{\tau r^D D_t}{1+r^D}\right) r^D && (3.22)
\end{aligned}$$

となる．したがって，

$$r^S = \left[1 + \frac{D_t}{S_t}\left(1 - \frac{\tau r^D}{1+r^D}\right)\right] r^U - \frac{D_t}{S_t}\left(1 - \frac{\tau r^D}{1+r^D}\right) r^D \tag{3.23}$$

となる．ベータの関係式は

$$\beta^S = \left[1 + \frac{D_t}{S_t}\left(1 - \frac{\tau r^D}{1+r^D}\right)\right] \beta^U - \frac{D_t}{S_t}\left(1 - \frac{\tau r^D}{1+r^D}\right) \beta^D \tag{3.24}$$

となる．

さて，(3.24) において $\tau r^D/(1+r^D)$ の項は 1 回目の利払いにかかる節税効果の期待収益率が r^D であることから生じている．もし，この項が無視できるような状況を考えれば，ベータの関係式は

$$\beta^S = \left(1 + \frac{D_t}{S_t}\right) \beta^U - \frac{D_t}{S_t} \beta^D \tag{3.25}$$

となり，より簡便な式となる．たとえば，企業がごく短期間に，もしくは連続的に利払いと資本構成の調整をすると仮定すると，1 回目の利払いにかかる節税効果が無視できるほど小さくなるため (3.25) が得られる．

3.3 2 つの関係式

3.1 節と 3.2 節の結果をまとめるとつぎのようになる．

(1) 企業が永遠に負債時価を D に保つとき，β^L と β^U の間には

$$\beta^L = \left[1 + (1-\tau)\frac{D}{S}\right]\beta^U - (1-\tau)\frac{D}{S}\beta^D \tag{3.26}$$

という関係が成り立つ．

(2) 企業が将来の負債比率を一定に保ち，短期間に利払いと負債比率の調整をするとき，β^L と β^U の間には

$$\beta^L = \left(1 + \frac{D}{S}\right)\beta^U - \frac{D}{S}\beta^D \tag{3.27}$$

という関係が成り立つ．

(1) の仮定は $\mathrm{TS}_t = \tau D$ と $\beta^{\mathrm{TS}} = \beta^D$ を，(2) の仮定は $\beta^{\mathrm{TS}} = \beta^U$ を導くために用いられている．どちらの式を用いるかは企業の負債政策に依存する．(2) の仮定は純資産と負債が時間とともに変化することを許容しており，より一般的な仮定と言えるだろう．ベータの算定ルールでは (1) を採用している．

また算定ルールでは各事業者のモバイル通信事業の負債ベータはゼロ（$\beta^D = 0$），すなわち負債にリスクがないことを仮定している．これは，各事業者のモバイル通信事業は債務不履行の可能性がないことを仮定していることになる．実際，モバイル通信は国民生活に欠かせないインフラとなりつつあり，安定した収益が得られると考えられることから，負債のリスクがゼロであると仮定しても大きな問題はないはずだ．

4 データの採録頻度

一般に，ベータを推定するための株価収益率データの採録頻度（データの取得間隔）により，ベータの推定値は変化することが知られている．いま，$R^n_{i,t}$ を資産 i の t 時点（$t = 1, 2, \dots$）における収益率で，収益率を計算する期間の間隔が n であるものとする．例えば，$R^1_{i,t}$ を日次収益率とすると，$R^{20}_{i,t}$ は月次収益率（1 ヶ月を 20 日と仮定するとき）となる．以降，$i = M$ は市場ポートフォリオを表すものとし，n は自然数とする．β^n_i を $R^n_{i,t}$ から (2.4) によって定義されるベータとする．このとき，n によって β^n_i に違いが生じるかを調べたい．

以下では，$R^n_{i,t}$ の期待値，標準偏差，市場ポートフォリオとの共分散をそれぞれ，$\mu^n_i = E[R^n_{i,t}]$，$\sigma^n_i = \sqrt{\mathrm{Var}[R^n_{i,t}]}$, $\sigma^n_{iM} = \mathrm{Cov}(R^n_{i,t}, R^n_{M,t})$ とおく．また，$S_{i,t}$ を時点 t における企業 i の株価とする．

まず，収益率を対数収益率で定義し，その対数収益率が時間について独立でかつ，各時点で同一分布にしたがう場合には，ベータ β^n_i の算定値はデータの取得間隔 n によらないことを示す．対数収益率は

$$R^n_{i,t} = \ln\left(\frac{S_{i,t}}{S_{i,t-n}}\right) \tag{4.1}$$

によって定義される．このとき，$R^n_{i,t} = \sum_{i=1}^n R^1_{i,t}$ となるから，

$$\mu^n_i = E\left[\sum_{k=1}^n R^1_{i,k}\right] = \sum_{k=1}^n E\left[R^1_{i,k}\right] = n\mu^1_i, \tag{4.2}$$

$$\sigma_{iM}^n = \mathrm{Cov}(R_{i,t}^n, R_{M,t}^n) = \mathrm{Cov}\left(\sum_{k=1}^n R_{i,k}^1, \sum_{k=1}^n R_{M,k}^1\right) = \sum_{k=1}^n \mathrm{Cov}\left(R_{i,k}^1, R_{M,k}^1\right) = n\sigma_{iM}^1 \tag{4.3}$$

が導かれる．よって，

$$\beta_i^n = \frac{\sigma_{iM}^n}{(\sigma_i^n)^2} = \frac{n\sigma_{iM}^1}{n(\sigma_i^1)^2} = \beta_i^1 \tag{4.4}$$

となり，ベータは n によらず一定である．

対数収益率 (4.1) は数学的に扱いやすく，統計的によい性質を持つという利点があるものの，実際には保有期間が $t-n$ から t の収益率は単純収益率

$$R_{i,t}^n = \frac{S_{i,t}}{S_{i,t-n}} - 1 \tag{4.5}$$

によって計算しなければならない[*12]．また，データ間の取得間隔が短くなるほど非同期取引の影響から収益率が異時点間で相関を持つことも指摘されている．そこでまず，(4.5) の定義のもとで，日次，週次，月次収益率の過去データを用いて推定した，NTT ドコモ，KDDI，ソフトバンクグループのベータを図 1 と表 1 に示す．なお，ベータの算定ルールにおいては，過去データからは NTT ドコモのベータのみを推定すればよい．ここでは，比較と参考のため，KDDI とソフトバンクの親会社であるソフトバンクグループのベータも算定している．2015 年 1 月から 2016 年 12 月までの各月末において，日次，週次ベータは約 3 年分，月次ベータは 5 年分のデータを使って算定し，それぞれ 24 のベータを得た．これらの結果より，とくに日次ベータと月次ベータの間には差があることが見て取れる．3 社それぞれについて得られた採録頻度別の 24 ベータを用いて，Wilcoxon の符合順位検定を行うと，3 社とも日次ベータと月次ベータには 5% 有意水準で有意な差があることが示される．

2 つの収益率の定義の違いによって生じるベータのバイアスを数学的バイアス，収益率が異時点間で相関を持つことによるバイアスを統計的バイアスと呼ぶことにする．以下では，この 2 つのバイアスについて詳しく見ることにする．

4.1 数学的バイアス

Levhari and Levy (1977) の方法にしたがって，数学的バイアスを調べてみる．収益率 $R_{i,t}^n$ を単純収益率 (4.5) により定義し，各 i について $R_{i,t}^n$ は t について独立で同一分布にしたがうとする．

このとき，$R_{i,t}^n = \prod_{k=1}^n (R_{i,k}^1 + 1) - 1$ であることと，$R_{i,t}^n$ が t について独立同一分布に従うことを使うと，共分散の定義から

$$\sigma_{iM}^n = (\sigma_{iM}^1 + \mu_i^1\mu_M^1)^n - (\mu_i^1\mu_M^1)^n \tag{4.6}$$

が導かれる．よって，ベータの定義より

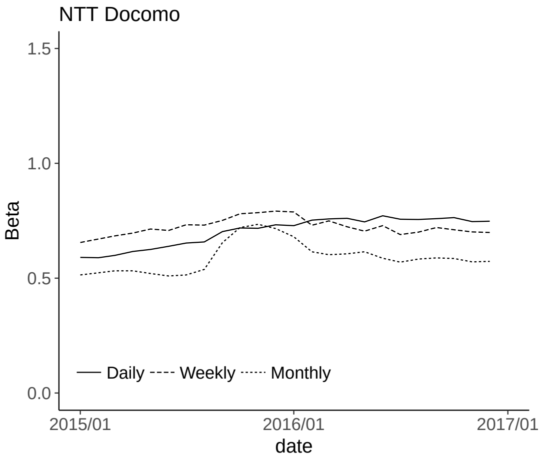
$$\beta_i^n = \frac{\sigma_{iM}^n}{(\sigma_M^n)^2} = \frac{(\sigma_{iM}^1 + \mu_i^1\mu_M^1)^n - (\mu_i^1\mu_M^1)^n}{[(\sigma_M^1)^2 + (\mu_M^1)^2]^n - (\mu_M^1)^{2n}} \tag{4.7}$$

となり，$\beta_i^1 = \sigma_{im}^1/(\sigma_m^1)^2$ であることを用いると

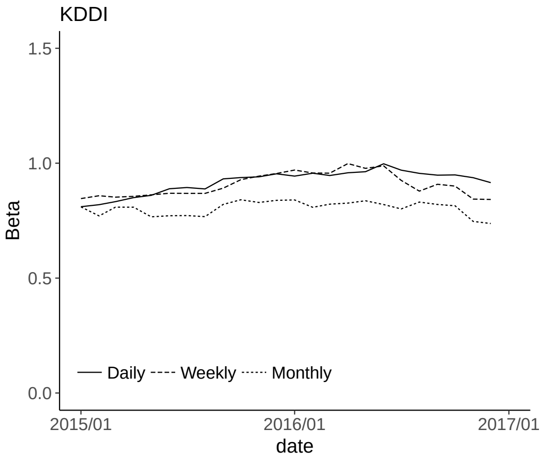
$$\beta_i^n = \frac{[\beta_i^1(\sigma_m^1)^2 + \mu_i^1\mu_m^1]^n - (\mu_i^1\mu_m^1)^n}{[(\sigma_M^1)^2 + (\mu_M^1)^2]^n - (\mu_M^1)^{2n}} \tag{4.8}$$

この式からつぎのことが示される．証明は Levhari and Levy (1977) を参照せよ．

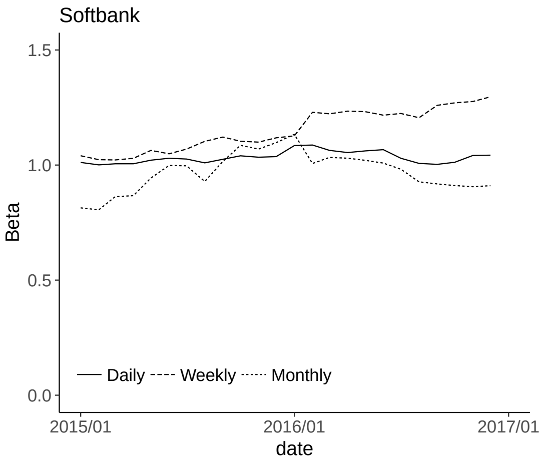
[*12] 配当は考えないこととする．



(a) NTT ドコモのベータの推移



(b) KDDI のベータの推移



(c) ソフトバンクグループのベータの推移

図 1: 採録頻度別ベータの推移

3 社の採録頻度別ベータの推移を表すグラフ．実線が日次，破線が週次，点線が月次を表す．日次，月次ベータは 2015 年 1 月から 2016 年 12 月における毎月の最終営業日，週次ベータは毎月の最終金曜日（休日等の場合はそれ以前の直近の営業日）において算出し，それぞれ 24 データを得た．日次，週次，月次ベータは各算出日において，それぞれ過去 750 日の日次収益率，過去 156 週の週次収益率，過去 60 ヶ月の月次収益率を用いて算出.

表 1: 採録頻度別ベータと標準誤差

図 1 を描く際に計算した 2015 年 1 月から 2016 年 12 月における 24 ベータの平均を示す．カッコ内の数値はベータの標準誤差の平均を表す.

	NTT ドコモ	KDDI	ソフトバンクグループ
日次ベータ	0.700 (0.0320)	0.917 (0.0418)	1.032 (0.0505)
週次ベータ	0.721 (0.0657)	0.905 (0.0918)	1.146 (0.116)
月次ベータ	0.591 (0.119)	0.805 (0.1530)	0.970 (0.213)

- $\beta_i^1 = 1$ のときは $\beta_i^n = \beta_i^1 = 1$
- $\beta_i^1 > 1$ のときは，β_i^n は n の増加関数，すなわち $\beta_i^n > \beta_i^1 \quad (n > 1)$
- $\beta_i^1 < 1$ のときは，β_i^n は n の減少関数，すなわち $\beta_i^n < \beta_i^1 \quad (n > 1)$．

図 1a と図 1b からは，$\beta_i^1 < 1$，すなわち日次ベータが 1 より小さいときに，採録頻度が低くなるほどベータの値が小さくなる傾向が分かる．図 1c からは，日次ベータ β_i^1 は 1 に近いか $\beta_i^1 > 1$ であるために，採録頻度とベータの関係が図 1a と図 1b とは異なることが見て取れる．ただし，いずれもベータの推定誤差のため，はっきりとした関係にはなっていない．

4.2 統計的バイアス

データの取得間隔を短くすると，いわゆる非同期取引の影響が現れる．理論上は，収益率は一定の時間間隔で記録された株価から計算されると仮定されるが，実際には，隣接した 2 つのデータの時間間隔は時点によって異なるかもしれない．たとえば，日次収益率は前日の終値と当日の終値を用いて算出されるが，その時間間隔は必ずしも 24 時間（1 日）とは限らない．前日の最終取引時刻と当日のそれが必ずしも一致するとは限らないからである．データの取得間隔が月次のように長い場合はそのズレは無視できるほど小さいが，日次データのような短い時間間隔では無視できない影響を与える可能性がある．特に，収益率 $R_{i,t}^1$ の自己相関（$R_{i,t}^1$ と $R_{i,t'}^1$（$t \neq t'$）が相関をもつ）や相互自己相関（$R_{i,t}^1$ と $R_{i',t'}^1$（$t \neq t'$，$i \neq i'$）が相関をもつ）が生じる可能性がある．本節では Hawawini (1983) にしたがって，収益率の相互自己相関，とく日次収益率の相互自己相関がより採録頻度の低い（たとえば，月次）ベータに与える影響を見ることにする．

収益率 $R_{i,t}^n$ を対数収益率 (4.1) によって定義し，時間 t に関する独立性は仮定しないものとする．一般に，共分散は

$$\sigma_{iM}^n = \mathrm{Cov}\left(R_{i,t}^n, R_{M,t}^n\right) = \mathrm{Cov}\left(\sum_{k=1}^n R_{i,k}^1, \sum_{k=1}^n R_{M,k}^1\right) = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \mathrm{Cov}(R_{i,k}^1, R_{M,l}^1) \tag{4.9}$$

となる．ここで，$|k-l| > 1$ のときは $\mathrm{Cov}(R_{i,k}^1, R_{m,l}^1) = 0$ と仮定する．すなわち，2 時点以上離れている収益率間には相関がないと仮定する．また，$R_{i,k}^1$ と $R_{M,k+1}^1$ の相関係数を ρ_{iM}^{+1}，$R_{i,k+1}^1$ と $R_{M,k}^1$ の相関係数を ρ_{iM}^{-1} とおく．すると

$$\begin{aligned}
\sigma_{iM}^n &= \sum_{k=1}^n \mathrm{Cov}(R_{i,k}^1, R_{M,k}^1) + \sum_{k=1}^{n-1} \mathrm{Cov}(R_{i,k}^1, R_{M,k+1}^1) + \sum_{k=1}^{n-1} \mathrm{Cov}(R_{i,k+1}^1, R_{M,k}^1) && (4.10)\\
&= n\sigma_{iM}^1 + (n-1)\rho_{iM}^{+1}\sigma_i^1\sigma_M^1 + (n-1)\rho_{im}^{-1}\sigma_i^1\sigma_m^1 && (4.11)\\
&= \sigma_{iM}^1[n + (n-1)q_{iM}]. && (4.12)
\end{aligned}$$

ここで，

$$q_{iM} = \frac{\rho_{iM}^{-1} + \rho_{iM}^{+1}}{\rho_{iM}} \tag{4.13}$$

と定義する．Hawawini (1983) は q_{iM} を q レシオと呼んでいる．すると

$$\beta_i^n = \frac{\sigma_{iM}^n}{(\sigma_M^n)^2} = \frac{\sigma_{iM}^1[n + (n-1)q_{iM}]}{(\sigma_M^1)^2[n + (n-1)q_{MM}]} = \beta_i^1 \frac{n + (n-1)q_{iM}}{n + (n-1)q_{MM}} \tag{4.14}$$

となる．よって，係数

$$Q_i^n = \frac{n + (n-1)q_{iM}}{n + (n-1)q_{MM}} \tag{4.15}$$

の大きさが，β_i^n と β_i^1 の関係を決定することが分かる．さらに，

$$\frac{d\beta_i^n}{dn} = \beta_i^1 \frac{q_{iM} - q_{MM}}{[n + (n-1)q_{MM}]^2} \tag{4.16}$$

であることから，β_i^n は n に関して，$q_{iM} > q_{MM}$ のとき単調増加，$q_{iM} < q_{MM}$ のとき単調減少することが分かる．

図 2 は NTT ドコモ，KDDI，ソフトバンクグループの q レシオ q_{iM} と TOPIX の q レシオ q_{MM} の推移を示す[*13]．また，表 2 は $n = 20$（月次）としたときの q レシオの平均から計算した Q_i^{20} の値を示している．q_{iM} と q_{Mm} の大小関係は 3 社で異なる．以下では，モバイル接続料の算定に必要な NTT ドコモのベータに着目する．図 2 からは全期間にわたって $q_{iM} > q_{MM}$ であることから，$\beta_i^n > \beta_i^1$（$n > 1$）となることが分かる．また表 2 の Q_i^{20} の値からも，NTT ドコモに関しては，月次ベータ β_i^{20} と日次ベータ β_i^1 の間に $\beta_i^{20} > \beta_i^1$ の関係があることが分かる．Hawawini (1983) は 1970 年代の米国企業のデータを使った実証分析により，時価総額の大きい企業の q レシオ q_{iM} は市場ポートフォリオの q レシオ q_{MM} よりも小さくなる傾向があることを示している．しかし，NTT ドコモは時価総額が非常に大きい企業であるにも関わらず $q_{iM} > q_{MM}$ となっている．最近のデータを用いた日本企業に関する q レシオ，または収益率の自己相関の研究は興味がもたれるところだが，本稿の趣旨からは外れるので，ここではこれ以上議論をしないこととする．

NTT ドコモの Q_i^{20} の値は 1 に近いため統計的バイアスの影響はそれほど大きくないと考えられる．数学的バイアスのみを考慮した結果（4.1 節）では NTT ドコモについては $\beta_i^{20} < \beta_i^1$ であった．さらに，実際のデータを使って計算した NTT ドコモのベータ（表 1）では，$\beta_i^{20} < \beta_i^1$ であった．すなわち，NTT ドコモに関しては統計的バイアス，すなわち自己相関や相互自己相関の影響は小さく，数学的バイアスの影響が大きいと予想できる．

表 2: q レシオ

2015 年 1 月から 2016 年 12 月の各営業日において算出した q レシオの平均とそれを用いて計算した係数 Q_i^{20} を示す．q レシオは各営業日において過去 750 日の日次収益率を使って算出した．

	NTT ドコモ	KDDI	ソフトバンク	TOPIX
q レシオ	0.153	-0.0416	0.0835	0.0350
Q_i^{20}	1.11	0.930	1.045	1.000

5 今後の課題

本稿では，モバイル接続料におけるベータの算定ルールの理論的背景を検討した．とくに，アンレバードベータとレバードベータの関係式，データの採録頻度がベータに与える影響を詳しく検討した．現実のデータをよりよく説明できるモデルを用いることはファイナンス研究においては重要なことであるが，モバイル接続料算定のような規制を考える上では規制コスト軽減のため，算定の簡便性，算出される数値の安定性も考慮されるべき要因となる．

本稿では検討の対象としていないが，自己資本利益率の算定に必要なベータ以外の CAPM のパラメータの導出，さらには CAPM を自己資本利益率の算定に用いることの是非は興味のある課題である．自己資本利益

[*13] 繰り返しになるが，ベータの算定ルールにおいては，過去データから推定が必要なのは NTT ドコモのベータのみである．ここでは，比較と参考のため，KDDI とソフトバンクの親会社であるソフトバンクグループについても q レシオ等を算定している．

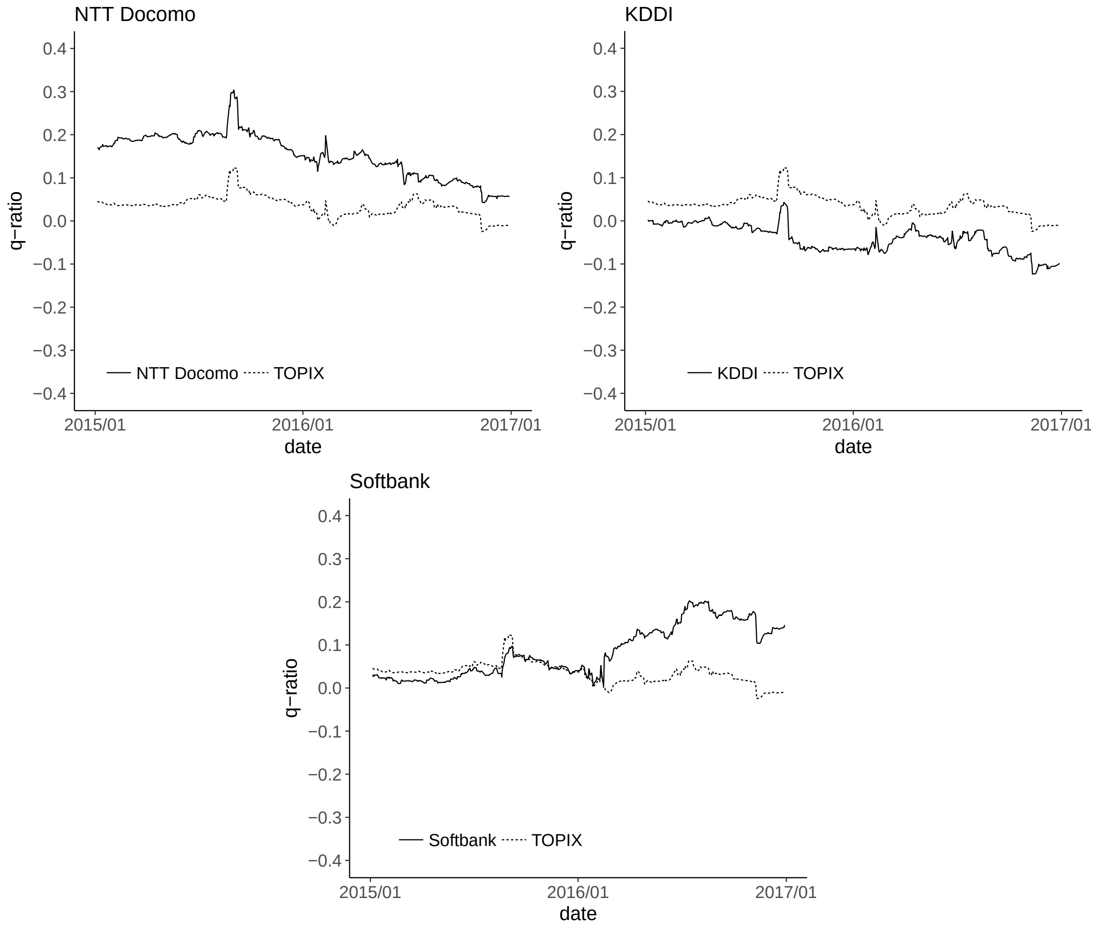


図 2: q レシオの推移

2015 年 1 月から 2016 年 12 月の各営業日において計算した q レシオの推移を示すグラフ．実線が各社の q レシオ，点線は TOPIX の q レシオを表す．q レシオは各営業日において過去 750 日の日次収益率を使って算出した．

率の算定にはベータ以外にも市場リスクプレミアム（市場ポートフォリオの超過収益率の期待値）の推定が必要となる．市場リスクプレミアムを過去データの単純平均によって推定すると，その推定値はベータ以上の推定誤差をもつことが知られている．一般に，期待収益率のほうがベータよりも推定誤差が大きい．より推定が困難な市場リスクプレミアムの推定方法として何が望ましいか，規制コストを考慮した観点から考える必要があるだろう．

本稿の執筆中に，楽天株式会社が MNO として携帯電話事業への新規参入すること，ソフトバンク株式会社が株式上場する予定であることが発表された．楽天の新規参入によりモバイル通信市場の競争環境に変化が起こることが予想され，モバイル通信事業の自己資本利益率やベータにも大きな変化が起こる可能性がある．また，モバイル通信事業に関する情報がより多く市場データから取れるようになるため，モバイル通信事業の自己資本利益率やベータの推定がより正確にできるようになる．とくに，ソフトバンクは現状の NTT ドコモと同様にモバイル通信事業の比率が高い企業であるため，ソフトバンクの株価データが得られるようになると，モバイル通信事業のベータをより正確に算定できるようになる可能性が高くなる．

参考文献

Brealey, R. A., S. C. Myers, and F. Allen (2016) *Principles of Corporate Finance*: McGraw-Hill Education, 12th edition, （藤井眞理子・國枝繁樹訳,『コーポレート・ファイナンス 第 10 版 上・下』, 日経 BP 社, 2014 年）.

Ehrhardt, M. C. (1994) *The Search for Value: Measuring the Company's Cost of Capital*: Oxford University Press, （真壁昭夫・鈴木毅彦訳,『資本コストの理論と実務 ―新しい企業価値の探求―』, 東洋経済新報社, 2001 年）.

Fama, E. F. and K. R. French (1993) "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3–56.

Hamada, R. S. (1972) "The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks," *Journal of Finance*, Vol.27, pp. 435–452.

Hawawini, G. (1983) "Why beta shifts as the return interval changes," *Financial Analysts Journal*, Vol. 39, pp. 73–77.

Levhari, David and Haim Levy (1977) "The capital asset pricing model and the investment horizon," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, pp. 92–104.

McKinsey & Company Inc., T. Koller, M. Goedhart, and D. Wessels (2015) *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*: Wiley, 6th edition, （マッキンゼー・コーポレート・ファイナンス・グループ訳, 『企業価値評価 第 6 版 上・下』, ダイヤモンド社, 2016 年）.

Miles, J. A. and J. R. Ezzell (1980) "The weighted average cost of capital, perfect capital markets, and project life: a clarification," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.15, pp. 719–730.