DSSR

Discussion Paper No. J-5

サービス品質評価の非対称非線形モデル

佐藤 平国

2017年8月

Data Science and Service Research
Discussion Paper

Center for Data Science and Service Research
Graduate School of Economic and Management
Tohoku University
27-1 Kawauchi, Aobaku
Sendai 980-8576, JAPAN

サービス品質評価の非対称非線形モデル

佐藤　平国

概要

マーケティングにおけるサービス品質の測定尺度は SERVQUAL を中心に発展が続いているが様々な課題が残さたままである。また、多くの応用モデルが提案されているものの、実務で注目されているモデルや、しばしば指摘される非対称非線形性の課題に取り組まれた研究は少ない。そこで本研究では、原著の差異得点を用いた SERVQUAL モデルを実績尺度によるモデルと区別し、理論的な背景や統計モデルの観点から妥当性や実用性に関する考察を行った。さらに、非対称非線形性を取り入れた SERVQUAL モデルを提案し、差異得点と実績尺度の根本的な違いやその役割について改めて議論を行った。

キーワード：知覚サービス品質，サービス品質の測定，SERVQUAL，プロスペクト理論，非線形因子分析モデル

I.　研究の背景と目的

サービス産業において、自社のサービス品質に関する評価や他社と比較するための定量的基準は、顧客満足度と同様に経営上、重要な指標である。企業が自社サービスの優劣を知り、サービス品質の維持あるいは向上を図ることは自社ブランドの位置づけだけでなく、顧客満足の向上にもつながるためである。マーケティングにおけるサービス品質の先駆的なモデルには Grönroos（1984）や Parasuraman, Zeithaml and Berry（以下 PZB）（1985）があり、PZB（1988）の SERVQAUL モデルはマーケティング尺度として開発された最初の定量モデルである。

PZB（1985、1988）では、構成概念の規定や測定の難しさから、サービス品質評価のモデル化に関する研究の遅延が指摘され、GAP モデルの提案や尺度開発に取り組まれている。SERVQUAL は、後に取り上げる概念的な問題や実証分析上の問題が度々取りあげられているものの、サービス品質評価尺度の基盤となっており、最もよく知られているモデルである。しかし、このようなサービス品質の定量指標は、顧客満足度指標（CSI）ほど一般的に使われていない。その原因の 1 つには、サービス品質特有の問題があると考えられ、例えば PZB はサービス品質の特徴を以下の 3 つにまとめている（PZB 1985, p.42; PZB 1988, p.13)。（１）無形性（intangibility）：サービスは物体ではなくパフォーマンスであるため均一的な品質の仕様はなく、数えたり、測ったりすることができない。（２）異質性（heterogeneity）：従業員のパフォーマンスは、業種ごと、顧客ごと、日ごとに変化し、一貫したサービスの提供は困難である。（３）不可分性（inseparability）：サービスはその場で消費者に提供され、また消費されるため、サービスの生産と消費は分離することができない。

このように多くの場合、サービス品質の測定は困難であり、SERVQUAL の改良モデルやサービス品質の定義によって多彩なモデルが存在することもまた、サービス品質評価モデルが普及しないもう 1 つの原因であるだろう。一方、顧客満足度に関連する多重指標モデルの基礎となったのは期待不一致理論に基づく消費者満足モデル（Oliver 1980）である。現在では ACSI モデル（Fornell et al. 1996）が一般的な指標として既に確立しているだけでなく[(1)]、さまざまな企業を横断的に比較できるようになっている。さらに消費者満足の研究では、より現実の消費者心理を反映する非対称非線形性の課題に早くから取り組まれ、例えば製品・サービスの属性パフォーマンスと全体満足（Mittal et al. 1998）、満足とロイヤリティにおける非対称非線形関係（Dong et al. 2011; Kumar et al. 2013）が認められている。

しかしながら、サービス品質評価モデルを代表する SERVQUAL は一般性に乏しいことが指摘されている（Cronin & Taylor 1992、1994）だけでなく、応用研究で非対称非線形性を

取り入れたものは少ない。Mittal et al.（1998）はサービス品質の構成次元を測定する手法としてSERVQUALを取り上げてはいるが、彼らもまたSERVQUALの5次元と総合品質の関係が線形かつ対称に扱われてきたことに疑問を呈している。消費者の心理的反応に非対称非線形関係を仮定できる場合には、それらをモデルで表現した方が予測の説明に役立つ可能性があり、したがって本研究の目的は、原著の SERVQUAL が前提とする不一致概念（disconfirmation-based）に伴う非対称非線形性の議論から、SERVQUALの統計モデルとしての妥当性を実績尺度（performance-only scale）と区別して考察することである。また、因子分析モデルの観点からSERVQUALを改めて解釈していくことで、実証分析と併せて実務における応用可能性を示すことである。

II. 先行研究のレビュー

2-1. SERVQAUL モデル

SERVQUAL尺度（PZB 1985, 1988）とは、サービスに関する22項目について期待得点（E）と知覚得点（P）を測定し、これらから計算される知覚サービス品質（または不一致／差異）得点（PSQ＝PS-ES）のことである。したがって、消費者が事前に期待するサービスと実際に知覚したサービスの比較結果が、ある企業に対する知覚サービス品質の評価になることを意味する。概念の根底には消費者満足を規定する一般的な理論である期待不一致理論（Oliver 1980）があり、知覚サービス品質はさらに次のように解釈できる（PZB 1985, pp.48-49)。（１）期待サービスより知覚サービスの評価が悪いとき、知覚品質は期待を満した状態を下回り、不一致の増加に伴い消費者にとって容認できない品質の傾向にある。（２）期待サービスと知覚サービスの評価が等しいとき、知覚品質は期待を満たしている状態にある。（３）期待サービスより知覚サービスの評価が良いとき、知覚品質は期待を上回っている状態で、不一致の増加に伴い消費者にとって理想的な品質の傾向にある。本研究での「知覚サービス品質」という用語もこれらの定義に従うため、実績尺度を「知覚サービス品質」とする場合とは区別されたい(2)。

また、統計モデルとしてのSERVQUALはこの知覚サービス品質得点を観測変数とする1次因子分析モデルであり、有形性（Tangibles）、信頼性（Reliability）、応答性（Responsiveness）、確実性（Assurance）、共感性（Empathy）という5つの因子構造（表1）と因子間の相関を仮定する。したがって心理プロセスの解釈としては、これら5つの潜在因子に関する期待不一致の結果が観測変数に反映することを表現している。言い換えれば、知覚サービス品質を規定する 5 つの潜在因子が影響することで現実に観測される現象を代表しているのがSERVQUAL尺度である。

表 1　SERVQUALの次元

有形性	物理的施設、設備、従業員の外見。
信頼性	忠実かつ正確に約束されたサービスを行う能力。
応答性	顧客を助け迅速なサービスを提供する意欲。
確実性	従業員の知識と親切さ、また信頼と信用を与える能力。
共感性	思いやりや個人に向けられた気配りの提供。

2-2. SERVQUALに付随する問題

原著のSERVQAULには多くの批判や問題が顕在しており、それらを代表的に扱った研究としてはCronin & Taylor（1992, 1994）がある。彼らは、知覚サービスの評価得点のみを用いる実績尺度を観測変数として、1因子のみを推定するSERVPERFモデルを提案している。SERVQUALの主な問題点(3)としては、（１）差異得点を用いること、（２）因子構造が多様であること、（３）他の構成概念との関連が脆弱であること、などがある。実際にCronin & Taylor（1992）では、SERVQUAL尺度で明確な5つの因子構造が確認できなかったことを示し、SERVQUAL尺度とSERVPERF尺度を用いた単一次元のモデル(4)を比較している。

その結果、SERVPERF モデルによって推定された 1 次元の構成概念が、満足度、全体的サービス品質および再購買意図を表すそれぞれの構成概念と最も相関が強く、モデルの適合度も良かったことが示されている。

差異得点や因子構造の問題を扱っている他の研究としては、例えば Babakus & Boller（1992)、Brown et al.(1993）、Peter et al.（1993）などがある。また、Prakash（1984）は SERVQUAL の概念基盤となった消費者満足の期待不一致理論における差異得点の問題を扱っている。とりわけ SERVQUAL に関する差異得点の問題は、期待の意味が不明確であることや知覚品質と満足の区別が困難なこと、また信頼性係数の悪化など、多くの議論がなされている。一方で PZB（1993, 1994a, 1994b）では、このような問題を認めつつも差異得点を用いた SERVQUAL の有益性や妥当性が十分であることを主張している。

しかしながら、本研究では別の観点からさらに 2 点の問題を提起したい。1 つ目は、SERVQUAL では、期待を参照水準とした評価プロセスに焦点をあてているにもかかわらず、非対称非線形性の議論が十分ではないこと。2 つ目は、因子分析モデルとしての活用や解釈が十分ではないことである。1 つ目の問題は次節でとりあげ、2 つ目の問題は提案モデルの導入で解説する。

2-3. 知覚サービス品質における非対称非線形性

これまで SERVQAUL の修繕や改善といえば、多くの場合、実績尺度を採用した新たな構成概念や因子構造の提案であった（表 2)。しかし、SERVQAUL モデルに関する数々の問題の議論は、線形因子分析モデルが前提のまま続いている。このことについて、知覚サービス品質の非対称非線形性を考慮した統計モデルの観点から、差異得点の利用価値を再び議論する必要があると考えられる。また、Sivakumar et al.（2014）でも同様に、期待を参照水準として用いるサービス品質評価およびそのプロセスに関して、プロスペクト理論（Kahneman &Tversky 1979）の適応を提案している。彼らはサービス・パフォーマンスが期待を下回ることを service failure、上回ることを service delight と表現しており、これらは本質的には PZB（1985、1988）による知覚サービス品質の定義と同じである。彼らはこの service failure／delight の起伏（頻度／タイミング／間隔／順序）が、プロスペクト理論による心理プロセスを経て知覚サービス品質を構成すると仮定し、理論の拡張を図っている。

プロスペクト理論での価値関数（Kahneman &Tversky 1979; Sivakumar et al. 2014）に従えば、消費者の知覚サービス品質は、期待以上のサービスを得ること（利得）より、期待が満たされないこと（損失）に対してより強く影響を受けるという非対称性と、利得に対して凹関数、損失に対して凸関数となる非線形性を伴う可能性がある。期待不一致を基礎とする差異得点には期待の概念が明確に含まれており、したがって、本研究では差異得点を用いた SERVQUAL に非対称非線形性を考慮に入れたモデルを提案する。

表 2 異なる構成概念・因子構造が提案されたモデルの例（Martínez & Martínez 2010）

Cronin & Taylor (1992)	SERVPERF
McDougall & Levesque (1994)	Rust & Oliver (1994) model
Dabholkar et.al (1996)	Retail Service Quality model
Brady & Cronin (2001)	Hierachical model
Kang & James (2004)	Grönroos (1982, 1984) model

III. モデル

3-1. 因子分析モデル

まず、本研究の提案モデルの解釈に必要となる因子分析の基礎から振り返る(5)。因子分析の主要な目的は、観測変数の次元圧縮や直接観測できない心理変数の推定などがあり、多岐の分野にわたって応用されている。最も基本的な因子分析モデルは、以下の線型方程式を満たす観測可能な確率変数ベクトル$\mathbf{x}(p \times 1)$によって定義される。なお、観測された$\mathbf{x}$は既に中

心化あるいは標準化されているものとする。

$$\mathbf{x} = \mathbf{\Lambda\xi} + \boldsymbol{\epsilon}, \tag{1-1}$$

ここで、 $\mathbf{\Lambda}(p \times q)$: 因子負荷量行列

$\boldsymbol{\xi}(q \times 1)$: 潜在変数（共通因子）の確率ベクトル

$\boldsymbol{\epsilon}(p \times 1)$: 誤差項（独自因子）の確率ベクトル

一般的に以下が仮定される。

$$\boldsymbol{\xi} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Phi}), \tag{1-2}$$

$$\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Psi}_\epsilon), \mathbf{\Psi}_\epsilon = diag\{\psi_{\epsilon,1}, \cdots, \psi_{\epsilon,p}\}, \tag{1-3}$$

$$Cov(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\epsilon}\ ) = E(\boldsymbol{\xi}\boldsymbol{\epsilon}^T) = \mathbf{0}, \tag{1-4}$$

$$q < p. \tag{1-5}$$

ここで、$\mathbf{\Phi}$は$(q \times q)$の分散共分散行列であり、したがって、以下が得られる。

$$\mathbf{x} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}), \tag{1-6}$$

ここで、 $$\mathbf{\Sigma} = \mathbf{\Lambda\Phi\Lambda}^T + \mathbf{\Psi}_\epsilon. \tag{1-7}$$

$$Cov(\mathbf{x}, \boldsymbol{\xi}) = \mathbf{\Lambda\Phi}. \tag{1-8}$$

(1-7)よりk行目の観測変数の分散を以下で表せる。

$$\sigma_{k,k} = \lambda_{k,1}^2\phi_{1,1} + \cdots + \lambda_{k,q}^2\phi_{q,q} + 2\sum_{s \neq t} \lambda_{k,s}\lambda_{k,t}\phi_{s,t} + \psi_{\epsilon,k} = h_k + \psi_{\epsilon,k}. \tag{1-9}$$

(1-8)より、k行目の観測変数とq行目の潜在変数の共分散が以下で表せる。

$$Cov(\boldsymbol{x}_k, \boldsymbol{\xi}_q) = \sum_{b=1}^{q} \lambda_{k,b}\phi_{b,q}. \tag{1-10}$$

ここで、$\lambda_{k,b}$と$\psi_{\epsilon,k}$はそれぞれ$\mathbf{\Lambda}$の(k,b)要素と$\mathbf{\Psi}_\epsilon$のk行目の対角要素であり、$\phi_{q,q}$と$\phi_{s,t}$はそれぞれ$\mathbf{\Phi}$のq行目の対角要素と(s,t)要素である。もし、$\mathbf{\Phi} = \mathbf{I}$とするなら、潜在変数は互いに無相関であり、潜在変数と観測変数の相関が$\mathbf{\Lambda}$の要素のみで与えられることがわかる。また、k行目の観測変数の分散が以下のように簡潔になる。

$$\sigma_{k,k} = h_k + \psi_{\epsilon,k} = \lambda_{k,1}^2 + \cdots + \lambda_{k,q}^2 + \psi_{\epsilon,k}. \tag{1-9'}$$

(1-9)および(1-9')におけるh_kは共通性と呼ばれ、観測変数の分散のうち潜在変数によって寄与される部分を表し、誤差項の分散$\psi_{\epsilon,k}$は観測変数の独自性と呼ばれる。したがって、潜在変数間に相関を仮定する場合には、潜在変数同士の共分散の影響が残り、多少不雑な解釈を必要とするが、因子負荷量は観測変数と潜在変数の関係性の強さを表すパラメータとみなせる。このように、因子分析とは、観測変数の分散共分散の情報を利用して、複数の観測変数を共通因子として解釈されるより少ない潜在変数と、独自因子として解釈される誤差項とに分解していると考えることができる。また、それによって観測変数と潜在変数、高次因子分析モデルであれば、さらに潜在変数同士の依存構造を推定する手法である。モデルから明らかなように、各行の方程式は観測変数がより少ない次元の潜在変数で説明される、すなわち観測変数を目的変数とし、潜在変数を予測変数とする回帰分析モデルを表しており、因子負荷量は回帰係数とみなせる。実際の SERVQUAL モデルの推定には構造が既知であるため確認的因子分析を用いるが、基本的な概念は変わらない。解の不定性の制約には、因子を構成するいずれか 1 つの観測変数に対する因子負荷量を 1 に固定する方法や、潜在変数が外生変数の場合にその分散を、内生変数の場合にその誤差項の分散を 1 に固定する方法などがあり、標準化解を求めることによって係数や分散の大きさは相対比較が可能となる。

これらの議論から、次元圧縮の意味では、SERVQUAL ないしは因子分析モデルを前提とする測定尺度の利用は、観測項目を個別に解釈するより、それらの結果を引き起こす少数の潜在要因を推測し解釈される方が容易であり、構造方程式モデリング（共分散構造分析）ではモデルの単純化に貢献する。マーケティングの実務においては、簡略化された因子に働きかけることによって、観測変数または目的変数でもある項目について高得点を得られるようにしたい(6)。しかし、因子分析モデルは観測不可能な要因を推定する手法ではあるけれども、潜在変数（共通因子）や誤差項（独自因子）は観測される項目に依存するため、対象となる項目が意味する範疇を超えての解釈は妥当でない。そのため、差異得点と実績尺度を用いたモデルとでは分析対象となっているデータが同一ではなく、推定している潜在変数の意味が根本的に異なるため、これらのモデルを直接に比較することは難しい。差異得点を用いた場

合には、潜在変数は顧客の不一致を要約しており、知覚サービス品質を向上させるために「期待をどれだけ上回るパフォーマンスを行うか」が論点となる。一方、実績尺度では、潜在変数が顧客の知覚したサービス実績のみに焦点をあてており「より高水準のパフォーマンスを行うこと」が目標となる。この点に関して言えば、差異得点が満足概念と区別が困難であることは明確である。しかしながら、実際のサービス品質評価で「良い」と知覚したサービス品質が、「期待よりも良かった」と感じて評価したことなのか、期待を意識せず単純に「良かった」と感じて評価したことなのかは、消費者自身でも一概に区別しているとは限らず特定も容易ではないと考えられる。そのため、差異得点と実績尺度にはそれぞれ役割があり、また、先に取り上げたプロスペクト理論からも期待の測定には重要な意味があると考えられ、本研究では改めて原著の SERVQUAL を見直したい。

差異得点と実績尺度に共通する因子分析モデルの問題点としては、潜在変数は仮想的かつ抽象的な変数であるため、SERVQUAL もまた 5 次元の潜在変数が該当する観測変数の共通要素を縮約した評価得点（因子得点）を与えるに過ぎないことである。そのため、実務において活用され具体的な施策を行う際には、項目に関して個別に対処する必要もあるだろう。例えば、SERVQUAL から推定された潜在変数を基に各次元の品質向上を図るには、表 1 のことについて改善していく必要があると大まかに判断できるが、具体的に何をすればよいかまではわからない。しかし、少なくとも項目にかかわる要素が潜在変数に含まれていることになるので、項目に関して個別に対処することで知覚サービス品質の改善、すなわち項目の高得点が期待される。

以上のことから、本研究では SERVQUAL の統計モデルとしての改善として非対称非線形性を導入するが、このとき、5 次元の共通因子を推定に含めた 2 次因子分析モデルを考える方がより望ましい。なぜなら、観測変数と 1 次因子の関係に非対称非線形性を仮定することは可能であるが、次元削減の観点から効率的ではないからである。一方で、1 次因子に階層的な非対称非線形構造を仮定することは、最下位次元の観測変数にも間接効果として非対称非線形の影響を考慮していることになる。また、本来 SERVQUAL の各次元は互いに相関を仮定しているため、潜在変数から得られる分散共分散の情報を活かし、5 次元から共通因子と独自因子を分解することができる[7]。このことは、共通因子によって 5 次元の共変的変動を表せるだけでなく、独自因子によって各次元単独の変動を表せ、次元が個々に持つ特徴の相対的な影響力を推測できることを意味する。したがって、本研究では SERVQUAL の 2 次因子分析モデルを採用するだけでなく、2 次因子の測定方程式に非対称非線形関数を仮定したモデルを次節で提案する。なお、2 次因子の解は、PZB（1991）が SERVQUAL についてサービス品質の必要最低限な基本要素を測定していることを弁明しているため、5 次元を総括する基礎品質（Baseline Quality; BQ）知覚と仮定する。ここまでの議論をまとめると、本研究が SERVQUAL の利用で提案したいことは表 3 のとおりである。

表 3　SERVQUAL の利用にあたっての提案

(1) 差異得点と実績尺度にはそれぞれ意味があり、マーケターがその目的によって使い分ける。
(2) 具体的な施策には、潜在変数の得点(因子得点)のみに頼るのではなく、個々の項目(観測値)にも配慮する。
(3) 2次因子分析モデルにより、5次元の共通性と独自性も詳細に分析する。
(4) モデルの推定には消費者心理の非対称非線形性も考慮に入れる。

3-2. 提案モデル

3.2.1.　SERVQUAL の 2 次因子分析モデル

SERVQUAL の 2 次因子分析モデル（$i = 1, \cdots, N$; $j = 1, \cdots, 22$; $k = 1, \cdots, 5$）は以下で定義される。

$$\mathbf{y}_i = \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\omega}_i + \boldsymbol{\epsilon}_i, \tag{3-1}$$

$$\boldsymbol{\omega}_i = \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\zeta}_i + \boldsymbol{\tau}_i, \tag{3-2}$$

$$\boldsymbol{\epsilon}_i \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Psi}_\epsilon), \boldsymbol{\Psi}_\epsilon = diag\{\psi_{\epsilon,1}, \cdots, \psi_{\epsilon,22}\}, \tag{3-3}$$

$$\boldsymbol{\zeta}_i \sim N(0, \sigma_\zeta^2), \tag{3-4}$$

$$\boldsymbol{\tau} \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Delta}_\tau), \boldsymbol{\Delta}_\tau = diag\{\delta_{\tau,1}, \cdots, \delta_{\tau,5}\}, \tag{3-5}$$

$$\boldsymbol{\epsilon}_i \perp \boldsymbol{\zeta}_i \perp \boldsymbol{\tau}_i. \tag{3-6}$$

したがって、以下を得る。

$$\boldsymbol{\Omega} \sim N\left(\mathbf{0}, \sigma_\zeta^2 \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Gamma}^T + \boldsymbol{\Delta}_\tau\right), \tag{3-7}$$

$$\mathbf{Y} \sim N\left(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Lambda}\left\{\sigma_\zeta^2 \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Gamma}^T + \boldsymbol{\Delta}_\tau\right\}\boldsymbol{\Lambda}^T + \boldsymbol{\Psi}_\epsilon\right). \tag{3-8}$$

ここで、 $\mathbf{y}_i(22 \times 1)$は知覚サービス品質（差異得点）であり、有形性$(j = 1, \cdots, 4)$、信頼性$(j = 5, \cdots, 9)$、応答性$(j = 10, \cdots, 13)$、確実性$(j = 14, \cdots, 17)$、共感性$(j = 18, \cdots, 22)$ に対応した観測変数ベクトル、$\boldsymbol{\Lambda}$ (22×5) は 1 次因子の因子負荷量行列、$\boldsymbol{\omega}_i$ (5×1)は有形性$(k = 1)$、信頼性$(k = 2)$、応答性$(k = 3)$、確実性$(k = 4)$、共感性$(k = 5)$ を表す 1 次因子の潜在変数ベクトル、$\boldsymbol{\epsilon}_i$ (22×1)は 1 次因子の測定方程式における誤差項ベクトル、$\boldsymbol{\Gamma}$ (5×1)は 2 次因子の因子負荷量、$\boldsymbol{\zeta}_i$ (1×1)は BQ と解釈される 2 次因子の潜在変数、$\boldsymbol{\tau}_i$ (5×1)は 2 次因子の測定方程式における誤差項ベクトルである。

3.2.2. 非線形因子分析モデル

本研究では、上述の 2 次因子の測定方程式（3-2 式および図 8 で丸に囲まれている部分）を変更した以下の 3 つのモデルを提案する（図 9）。なお、関数形は顧客満足とロイヤルティの関係における一般的な非線形関数（Ajing et al. 2016; Dong et al. 2011）も参考にした。

（1）非対称線形モデル

$$\mathbf{SQ}_i = \boldsymbol{\Gamma}^{(+)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i > 0)\{\mathbf{BQ}_i\} + \boldsymbol{\Gamma}^{(-)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i < 0)\{\mathbf{BQ}_i\} + \boldsymbol{\tau}_i \tag{3-9}$$

（2）非対称 2 次式モデル

$$\mathbf{SQ}_i = \boldsymbol{\Gamma}^{(+)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i > 0)\boldsymbol{I}\left\{{\mathbf{BQ}_i}^2\right\} + \boldsymbol{\Gamma}^{(-)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i < 0)\left\{-{\mathbf{BQ}_i}^2\right\} + \boldsymbol{\tau}_i \tag{3-10}$$

（3）非対称ロジスティックモデル

$$\mathbf{SQ}_i = \boldsymbol{\Gamma}^{(+)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i > 0)\left\{\frac{1}{1+exp(-\mathbf{BQ}_i)} - \frac{1}{2}\right\} + \boldsymbol{\Gamma}^{(-)}\boldsymbol{I}(\mathbf{BQ}_i < 0)\left\{\frac{1}{1+exp(-\mathbf{BQ}_i)} - \frac{1}{2}\right\} + \boldsymbol{\tau}_i \tag{3-11}$$

ここで、$\boldsymbol{I}(\cdot)$は$i = 1, \cdots, N$について( )内の条件を満たすとき 1 となり、それ以外は 0 となる指示関数である。また、$\mathbf{SQ}_i$は(3-1)式および (3-2)式の$\boldsymbol{\omega}_i$、同様に$\mathbf{BQ}_i$は$\boldsymbol{\zeta}_i$に対応している。(1) は線形関数に非対称性のみを加味している。(2) は非線形関数として単純な 2 次関数をあてはめ、価値関数の S 字曲線とは逆の関係にある曲線を描き、0 の周辺で平坦になる特徴がある。(3) は価値関数としてロジスティック関数をあてはめており、下位次元には上限と下限が課される。

図 1 提案モデル（観測変数・誤差変数は省略）

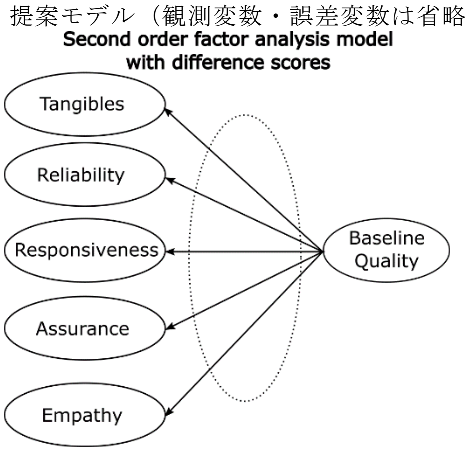
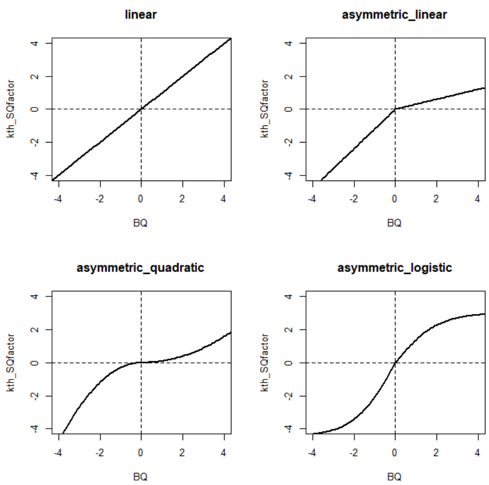


図 2 線形モデルと提案モデルの関数形



モデル推定のために、以下のベイズ推定を用いた一般的な非線形因子分析（NFA）モデル（Zhu & Lee 1999）について考える。

$$\boldsymbol{\omega}_i = \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\tau}_i, \tag{3-12}$$

ここで、$\boldsymbol{\Gamma}$は$(k \times m)$の因子負荷量行列、$\boldsymbol{\zeta}_i$は$l < k$の潜在変数ベクトル、$\boldsymbol{\tau}_i$は$(k \times 1)$の誤差項ベクトル、$\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i) = \{g_1(\boldsymbol{\zeta}_i), \cdots, g_m(\boldsymbol{\zeta}_i)\}^T$は$l \leq m$の微分可能な関数$g_1, \cdots, g_m$である。このとき、NFAモデルは$\boldsymbol{\Gamma}$について線形であるが、潜在変数について非線形である。因子分析モデルの一般的な仮定と同様に、$\boldsymbol{\zeta}_i \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta)$であり、ここで$\boldsymbol{\Sigma}_\zeta$は分散共分散行列を表すが、$\boldsymbol{\zeta}_i$が一変量のときは$\boldsymbol{\zeta}_i \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$である。また、$\boldsymbol{\tau}_i \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)$であり、ここで$\boldsymbol{\Delta}_\tau$は対角行列を表し、$\boldsymbol{\zeta}_i \perp \boldsymbol{\tau}_i$である。なお、$l = m$かつ、すべての$i$について$\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i) = \boldsymbol{\zeta}_i$なら、NFA モデルは元の線形因子分析モデルになる。

MCMC によるギブス・サンプリングを用いれば、各確率変数の条件付き分布を考えることから、非線形因子分析モデルの完全条件付き事後分布は基本的に線形因子分析モデルと同じになる。しかし、2 次因子に関する事後分布$\mathrm{P}(\boldsymbol{\zeta}_i | \boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2, \boldsymbol{\omega}_i)$は非標準的であり、直接のサンプリングが困難になるため、ランダムウォーク-メトロポリス・ヘイスティング（RW-MH）法を適用する。したがって、g_1およびg_2を提案モデルにおけるそれぞれの関数であるとすれば、上式(3-9~11)は例外なく以下のように表すことができギブス・サンプリングが可能となる。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\omega}_i &= \boldsymbol{\Gamma}^{(+)} g_1(\boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\Gamma}^{(-)} g_2(\boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\tau}_i \\ &= \left[\boldsymbol{\Gamma}^{(+)}, \boldsymbol{\Gamma}^{(-)}\right] \begin{bmatrix} g_1(\boldsymbol{\zeta}_i) \\ g_2(\boldsymbol{\zeta}_i) \end{bmatrix} + \boldsymbol{\tau}_i = \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i) + \boldsymbol{\tau}_i, \end{aligned} \tag{3-13}$$

ここで、$\boldsymbol{\Gamma}$は(5×2)の因子負荷量行列、$\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i)$は潜在変数を関数で変換した$(2 \times 1)$のベクトルということになる。解の不定性の制約には、1 次因子の測定方程式では因子負荷量の方を固定する一般的な方法をとる。一方、2 次因子の測定方程式については、非対称性の検証のためにすべての因子負荷量の相対比較を行いたいので、外生変数である 2 次因子の分散をσ_ζ^2=1 と固定する。しかし、(3-13)における潜在変数は 1 つであるが、因子負荷量行列は(5×2)となり制約が不足するため、$\boldsymbol{\Gamma}^{(+)}$の 1 つ目の要素を 1 に固定する。

IV. 実証分析

4-1. データとパラメータ推定

調査会社（楽天リサーチ）を通じて 3 つのカテゴリ（ホテル・銀行・小売店）より、一般的に低ランク（B）と高ランク（A）と予想される企業（ホテルはビジネス・ホテルとシティ・ホテル、銀行は地方銀行とメガバンク、小売店はチェーン店と百貨店）から 1 社ずつ選び、計 6 社（Hotel.B, Hotel.A, Bank.B, Bank.A, Retail.B, Retail.A）を対象に各 300 人（20 歳以上）のデータを集めた（調査期間 2016 年 8 月 19 日～22 日）。質問項目は PZB（1988; 1991;1994b）を参考に 7 点のリッカート尺度で事前の期待と実際の評価を尋ねた(8)。なお、期待については「should」という表現が期待水準を過剰に高く測定する可能性があるため（PZB 1991）、「will」の表現を用いることで、各項目について「～だろうと思っていた。」と設定した(9)。例えば、1 つ目の質問項目であれば、利用する直前のことについて「最新の設備を備えているだろうと思っていた」か、利用した直後のことについて「最新の設備を備えている」かを、「1.まったくあてはまらない～7.よくあてはまる」から回答してもらった。また、求められた差異得点は標準化して観測変数に用いた。因子分析モデルの推定には一般的に最尤法を用いるが提案モデルは最尤法では推定が困難になるため、すべてのモデルについて MCMC によるベイズ推定を行った。モデルの収束はトレース・プロット及び Geweke（1992）の方法から判定し、モデル比較は WAIC（Watanabe 2010a; Watanabe 2010b: Gelman 2013）を基準した(10)が、良く用いられている DIC（Spoegelhalter et al. 2002）と LML（対数周辺尤度）の結果も載せた。WAIC と DIC は最も小さいモデルが、LML は最も大きいモデルが良いと判定される。MCMC のイタレーション数は線形モデルについて 15,000 回とし、最初の 5,000 回を burn-in として切り捨てた。提案モデルは 300,000 回から 20 回置きに MCMC サンプルを抽出するシンニングを行い、最初の 5,000 回を burn-in として切り捨てた。推定

したモデルは提案モデルの他に、1 因子モデル（1_factor）、原著の SERVQUAL（original）、2 次因子分析モデル（2nd_order）でいずれも線形モデルである。なお、提案モデルの詳しい推定は Appendix を参照のこと。

4-2. 分析結果

表 4 は各企業でのモデル比較の結果を示している。WAIC を基準に、非対称ロジスティックモデルが支持されたのは Hotel.B、Hotel.A、Bank.B、Retail.A の 4 社である。残りの Bank.A では非対称 2 次式モデルが、Retail.B では非対称非線形モデルではなく線形の 2 次因子分析モデルが支持された。したがって、Retail.B を除いた 5 社について非対称非線形モデルが支持され、そのうち 4 社はプロスペクト理論での価値関数が支持された。しかし、いくつかの企業では WAIC に大きな差が確認されなかったため、この問題を後に取り上げる。表 5 は各企業で支持されたモデルについて非対称性を仮定した係数推定値（事後平均）の比較結果を示している。表 5 における gam1~gam5 はそれぞれ BQ から SERVQUAL の各 5 次元に対する因子負荷量であり、表 1 の順になっている。表 5 右端は標準化係数を示しており、非対称性の確認は限界効果のプロット（図 3）を確認するとよりわかりやすい。こちらもはっきりとした差が確認されなかったケースもあるが、非対称非線形モデルが支持された企業では概ね非対称性が示された。しかし、Hotel.B の確実性と共感性および Bank.A については正の知覚の影響力の方が大きく、Hotel.A、Bank.B、Retail.A を除きプロスペクト理論が厳密に支持されたわけではない。図 4 は各 5 次元に関する独自因子の分布（分散は事後平均値）であり、その形状は必ずしも均一ではなく、それぞれの次元が異なる大きさの独自性を持っていることを示している。

V. 考察

係数推定値（表 5）および限界効果（図 3）より、各企業における消費者の潜在的な知覚構造を詳細に理解できる。正の限界効果（係数）の方が大きければ、観測変数の知覚サービス品質に対する消費者の潜在知覚は良い傾向にあると判断でき、負の限界効果の方が大きければ、品質不良（SERVQUAL では期待水準以下であること）のリスクが大きいことを意味し、望ましくない傾向にあると判断できる。また、支持されたモデル（関数形）によって BQ の限界効果は傾向が異なり、Retail.B は一定、Bank.A は線形に増加していく。Hotel.B、Hotel.A、Bank.B、RetailA は限界効果が徐々に減少していくため、提供されたサービスが顧客の期待を損ねるような場合でも負の品質知覚にある程度限度がある一方で、品質が停滞している可能性もある。なお、非対称非線形モデルが支持されなかった Retail.B はチェーンの小売店（スーパーマーケット）であるため、日常的に利用する消費者が多いと考えらる。このことから、利用している消費者は意識的に期待を抱くことが少なく、その役割が希薄であった可能性があり、単純な線形モデルが支持された可能性がある。

独自因子の分布（図 4）からは SERVQUAL の各 5 次元独自の可変性の大きさがわかり、これは 5 次元に関する品質知覚の純粋な影響力を示しているといえる(11)。分散が大きく分布が平坦である程、独自性から影響を受ける可能性が大きい。これは、ある次元が他の次元と比べて何らかの品質的特徴を持っている可能性も示唆している。一方、分散が小さく分布が尖っているほど、その次元は共通要因である BQ によって決まりやすいことがわかる。多くの企業の有形性は概ね独自性が強い傾向にあるが、例えば、Bank.A や Retail.B は有形性以外の独自性はほとんど影響力を持たない。これは、Bank.A や Retail.B にとって有形性に関するサービスが他の次元に関するサービスと比べ特有のものになっている可能性があり、残りの 4 次元に関しては共変的に変動していることを示唆している。また、比較的高ランクの企業を選出した Hotel.A や Retail.A では確実性についての独自性が最も大きい。したがって、実際に提供しているサービス要素と各 5 次元を照らし合わせて比較してみるのも有意義なことであろう。

このように、非対称非線形性を取り入れた本研究の提案モデルは線形モデルの SERVQUAL より多くの情報を読み取ることができ、消費者の潜在的知覚構造を可視化する

のに適している。一方で、確かに WAIC が最小のものを支持モデルとして選んだが、モデル間の WAIC にそれほど大きな違いを確認することはできなかった。しかし、いずれの企業でも単純構造よりは 2 次因子分析モデルの方が良い傾向を示している。そのため、モデル比較で非対称非線形モデルの WAIC が僅差の場合には、WAIC が最小のモデルが与える情報は可能性の 1 つとして考慮に入れ、最低でも 2 次因子分析モデルの解釈を推奨したい。

そして、SERVQUAL 尺度の利用は、モデル推定に用いるだけでなく、期待得点と知覚得点について、各次元を構成する項目を束ねた平均値での比較や、全項目を束ねた平均値の比較（PZB 1988, 1991）も重要な示唆を与える。また、各項目について期待得点と知覚得点の平均値比較を行うことも有益な指針となるだろう。この点、実績尺度では、例えば「項目 1 は 7 点だったが、項目 2 は 4 点だったので、項目 2 は品質向上の余地がある」というように項目間で相対的な目標を設定することはできるが、項目自身についてはただ高評価を狙うことしか考えられない。このことは、高水準の実績を要求されるサービス業とそうでないサービス業で、同程度のサービス実績が異なる評価をされることを考えれば、実績尺度も少なからず問題があると推測される。さらに、消費者の期待する水準を理解しないことは、顧客が十分過ぎると感じているサービス品質の項目についても品質向上の努力を注ぎ込むことに繋がり、過剰サービスとなり得る。一方、期待の測定を明示的に行う差異得点には消費者の知覚サービス品質を理解するうえで重要な役割を果たす可能性がある。したがって、差異得点と実績尺度は異なる理論と前提に基づき各々の利点があることを理解すれば、これらの優劣は容易に比較できない。

VI. 結論と今後の課題

本研究では、原著の SERVQUAL モデルに 5 次元共通の 2 次因子として総括的な「基礎品質」知覚を仮定することで、階層的に非対称・非線形構造を取り入れた。その結果、調査対象となった企業について 1 社を除き、非対称性と非線形性が確認され、線形性のみを仮定するより多くの情報を提供することを示した。したがって、サービス品質の文脈にけるモデルにおいても非対称性や非線形性の可能性を考慮して開発していくことには重要な意味があるといえるだろう。また、一般実務での活用に向けての応用をモデルとその結果の解釈を中心に示したが、本研究での議論は、数多く存在するサービス品質の評価尺度やそのモデルを批判するものではなく、尊重するものである。本研究では、マーケターが必要とする情報によって手法を使い分けることを推奨したいと考えており、本研究の提案モデルもまたその手段の 1 つとして位置付けたい。

今後の課題としては既に述べたように、モデルの改善を考えることである。本研究の提案モデルは、差異得点が参照水準として期待を用いる評価プロセスの結果であることから、非対称非線形性を仮定している。SERVQUAL 尺度の期待項目に関する見直しは PZB（1991）から始まっており、PZB（1993）による許容範囲（zone of tolerance; ZOT）に関する重要な議論がある。これらをモデルに反映することで差異得点による SERVQUAL の役割がさらに認識される可能性がある。また、他社とのサービス品質を比較できるように、因子得点を活用した評価指標を開発することなどが残されている。

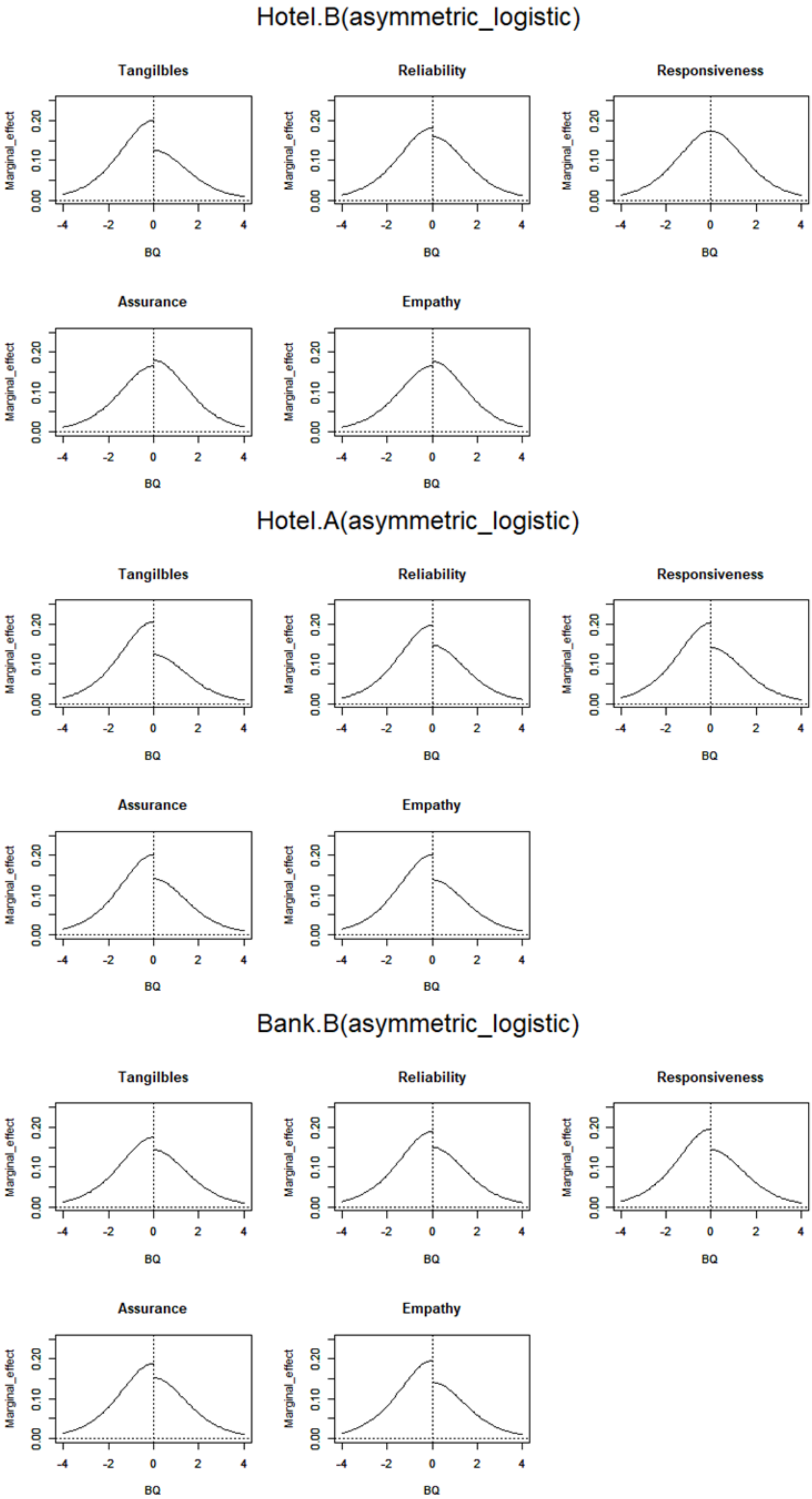
表 4　モデル比較

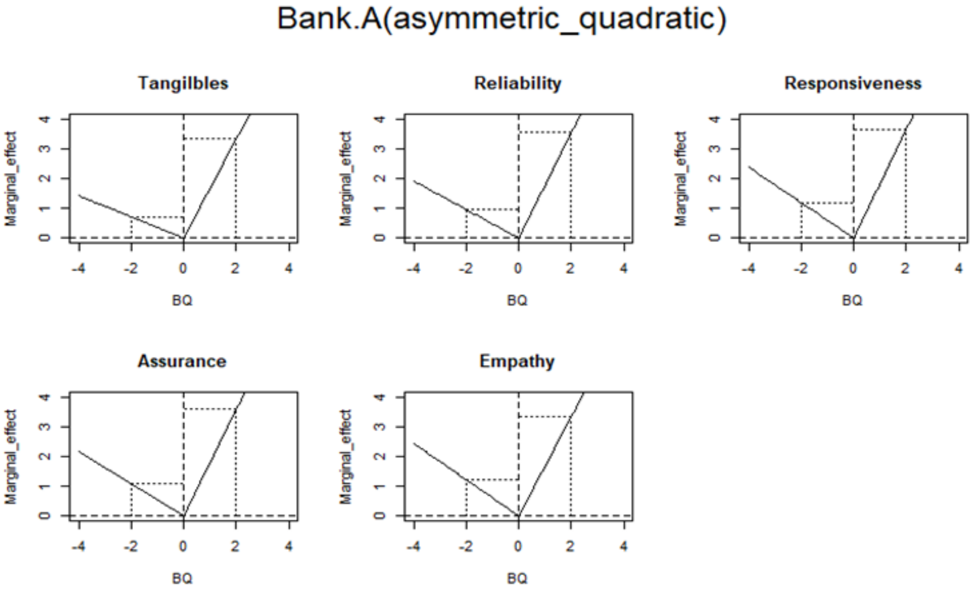
Hotel.B	1_factor	original	2nd_order	asym_linear	asym_quad	asym_logis	result
WAIC	16,682.11	15,547.54	15,511.04	15,520.29	15,519.60	15,475.79	asym_logis
DIC	16,758.58	17,030.17	17,032.21	17,094.41	17,070.66	17,235.75	1_factor
LML	-8,174.43	-7,277.99	-7,255.28	-7,258.36	-7,265.11	-7,198.15	asym_logis
Hotel.A							
WAIC	15,511.82	14,341.91	14,316.84	14,333.41	14,332.10	14,305.98	asym_logis
DIC	15,639.39	15,654.51	15,734.52	15,685.12	15,676.85	15,532.85	asym_logis
LML	-7,614.49	-6,694.61	-6,676.68	-6,683.59	-6,688.25	-6,637.34	asym_logis
Bank.B							
WAIC	17,053.06	16,054.81	16,010.28	16,033.33	16,009.51	16,003.12	asym_logis
DIC	17,095.13	17,669.68	17,826.82	17,891.32	17,788.92	17,881.01	1_factor
LML	-8,357.77	-7,518.61	-7,487.77	-7,499.50	-7,500.60	-7,456.37	asym_logis
Bank.A							
WAIC	15,434.71	14,263.03	14,245.27	14,257.72	14,243.95	14,262.71	asym_quad
DIC	15,449.39	15,631.60	15,583.38	15,609.53	15,609.29	16,099.20	1_factor
LML	-7,532.72	-6,628.73	-6,610.69	-6,620.11	-6,581.88	-6,566.54	asym_logis
Retail.B							
WAIC	16,984.72	15,755.02	15,741.67	15,745.75	15,822.78	15,765.16	2nd_order
DIC	17,015.88	17,076.69	17,212.43	17,208.95	18,339.27	17,160.10	1_factor
LML	-8,322.25	-7,372.01	-7,360.07	-7,365.31	-7,352.76	-7,342.64	asym_logis
Retail.A							
WAIC	15,792.66	14,847.68	14,830.42	14,863.43	14,848.12	14,824.26	asym_logis
DIC	15,867.35	16,120.89	16,139.99	16,165.46	16,157.50	16,041.67	1_factor
LML	-7,742.99	-6,959.11	-6,937.64	-6,955.69	-6,955.92	-6,893.16	asym_logis

表 5　係数推定値

Hotel.B(asymmetric_logistic)	+	95%HPD	−	95%HPD	P{gam+<gam-}	std.+	std.−
gam1	1.000		1.596	[0.999 , 2.224]	97.50%	0.502	0.801
gam2	1.207	[0.716 , 1.679]	1.363	[0.857 , 1.849]	69.32%	0.641	0.725
gam3	1.952	[1.427 , 2.488]	1.947	[1.437 , 2.514]	49.63%	0.696	0.694
gam4	1.879	[1.342 , 2.400]	1.724	[1.235 , 2.266]	32.76%	0.723	0.663
gam5	1.765	[1.217 , 2.344]	1.649	[1.099 , 2.206]	37.84%	0.710	0.663
Hotel.A(asymmetric_logistic)	+	95%HPD	−	95%HPD	P{gam+<gam-}	std.+	std.−
gam1	1.000		1.669	[1.086 , 2.244]	99.24%	0.495	0.825
gam2	1.470	[1.061 , 1.924]	1.976	[1.473 , 2.475]	95.78%	0.588	0.790
gam3	1.747	[1.264 , 2.198]	2.512	[1.970 , 3.051]	99.20%	0.564	0.811
gam4	2.109	[1.568 , 2.642]	3.003	[2.356 , 3.628]	98.58%	0.566	0.806
gam5	1.573	[1.063 , 2.090]	2.295	[1.715 , 2.898]	97.68%	0.554	0.808
Bank.B(asymmetric_logistic)	+	95%HPD	−	95%HPD	P{gam+<gam-}	std.+	std.−
gam1	1.000		1.216	[0.519 , 1.990]	72.11%	0.575	0.699
gam2	1.083	[0.591 , 1.570]	1.369	[0.841 , 1.878]	81.56%	0.600	0.758
gam3	1.116	[0.691 , 1.586]	1.521	[1.019 , 2.065]	90.09%	0.574	0.782
gam4	1.482	[0.903 , 2.037]	1.832	[1.179 , 2.445]	80.35%	0.611	0.755
gam5	1.170	[0.654 , 1.682]	1.614	[1.059 , 2.231]	88.70%	0.565	0.779
Bank.A(asymmetric_quadratic)	+	95%HPD	−	95%HPD	P{gam+<gam-}	std.+	std.−
gam1	1.000		0.214	[0.150 , 0.279]	0.00%	0.838	0.179
gam2	0.686	[0.516 , 0.848]	0.186	[0.137 , 0.238]	0.00%	0.890	0.241
gam3	0.855	[0.695 , 1.021]	0.278	[0.214 , 0.344]	0.00%	0.917	0.299
gam4	0.934	[0.765 , 1.118]	0.285	[0.219 , 0.350]	0.00%	0.901	0.275
gam5	0.846	[0.677 , 1.031]	0.308	[0.238 , 0.384]	0.00%	0.841	0.307
Retail.B(2nd_order)		95%HPD				std.	
gam1	1.000					0.596	
gam2	0.641	[0.451 , 0.831]				0.543	
gam3	0.815	[0.635 , 1.014]				0.876	
gam4	1.091	[0.855 , 1.337]				0.870	
gam5	0.839	[0.641 , 1.055]				0.707	
Retail.A(asymmetric_logistic)	+	95%HPD	−	95%HPD	P{gam+<gam-}	std.+	std.−
gam1	1.000		1.343	[0.902 , 1.879]	92.22%	0.577	0.774
gam2	1.932	[1.410 , 2.463]	2.333	[1.740 , 2.914]	85.66%	0.628	0.758
gam3	1.618	[1.138 , 2.112]	1.951	[1.409 , 2.491]	84.94%	0.627	0.756
gam4	2.074	[1.509 , 2.643]	2.657	[2.021 , 3.303]	92.08%	0.605	0.775
gam5	1.553	[1.046 , 2.087]	1.787	[1.254 , 2.385]	74.04%	0.638	0.734

図 3 各企業における BQ の限界効果




Bank.A(asymmetric_quadratic)
Tangilbles
Reliability
Responsiveness
Assurance
Empathy
Marginal_effect
BQ


Retail.B(2nd_order)
Tangilbles
0.596
Reliability
0.543
Responsiveness
0.876
Assurance
0.87
Empathy
0.707
Marginal_effect
BQ

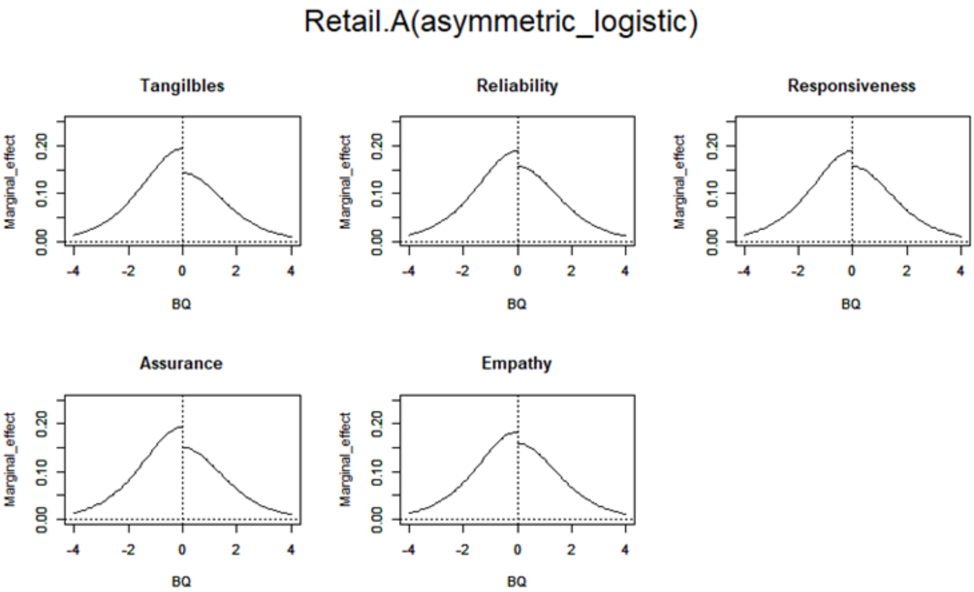
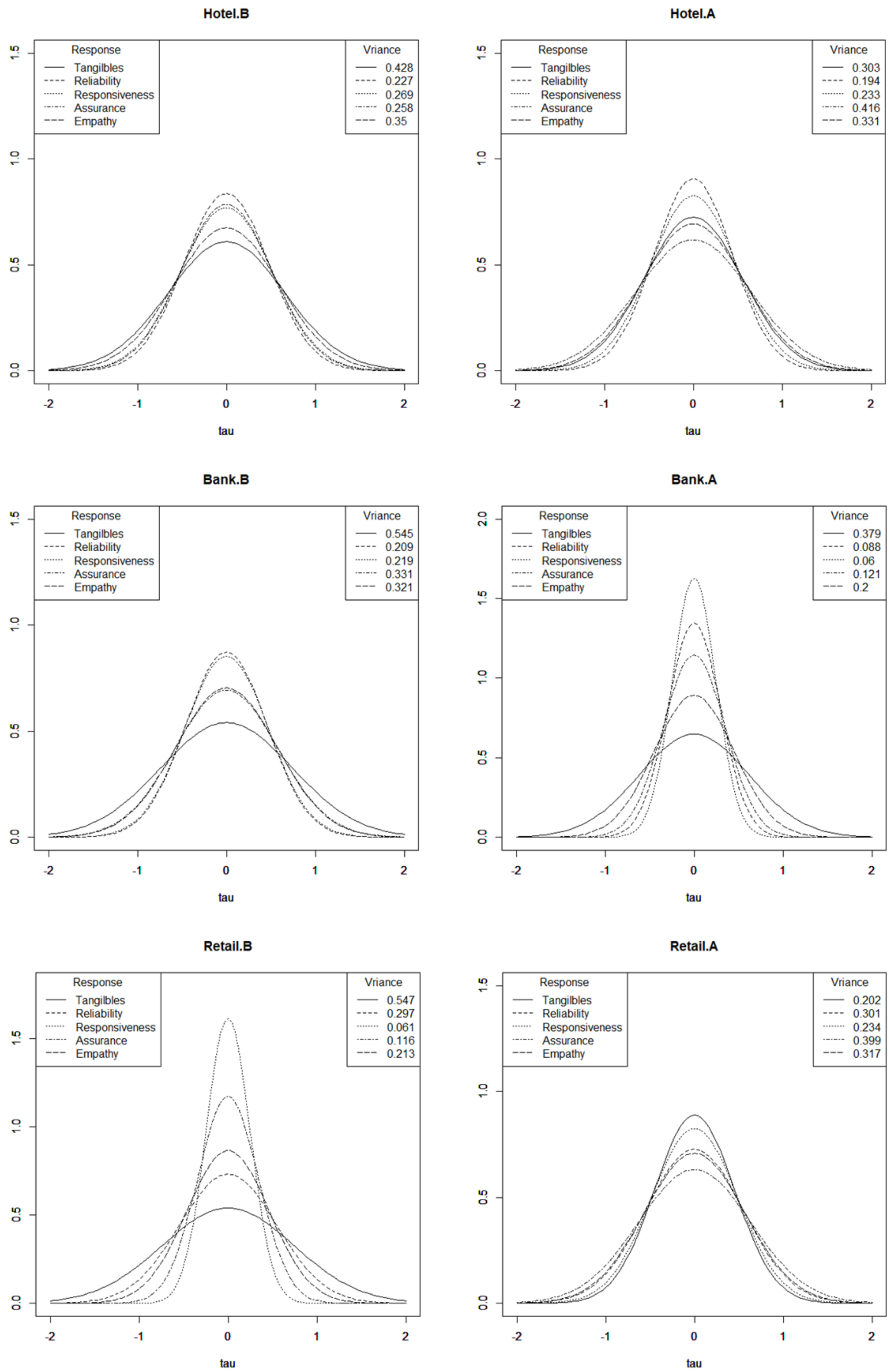

Retail.A(asymmetric_logistic)
Tangilbles
Reliability
Responsiveness
Assurance
Empathy
Marginal_effect
BQ

図 4　各企業における 5 次元の独自因子の分布



VII. Appendix

提案モデルの MCMC アルゴリズムを同時事後分布、共役事前分布、そして完全条件付き事後分布の順で説明する（基本的なことは Arminger & Muthén 1998; Lee 1981; Lee 2007; Lee & Shi 2000; Zhu & Lee 1999 を参照のこと）。モデルの表記や概要は本文のとおりである。

7.1. 同時事後分布

$\mathbf{Y} = (\mathbf{y}_1, \cdots, \mathbf{y}_n)$を観測データ行列$(22 \times n)$、$\boldsymbol{\Omega} = (\boldsymbol{\omega}_1, \cdots, \boldsymbol{\omega}_n)$を 1 次因子の因子得点行列$(5 \times n)$、$\mathbf{Z} = (\boldsymbol{\zeta}_1, \cdots, \boldsymbol{\zeta}_n)$を 2 次因子の因子得点ベクトル、$\theta_1 = (\boldsymbol{\Lambda}, \boldsymbol{\Psi}_\epsilon)$と$\theta_2 = \left(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2\right)$をそれぞれ 1 次因子と 2 次因子の測定方程式のパラメータとする。したがって、同時事後分布は以下のように表現できる。

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{P}(\boldsymbol{\Omega}, \theta_1, \mathbf{Z}, \theta_2 | \mathbf{Y}) \\
&\propto \mathrm{P}(\boldsymbol{\Omega}, \theta_1, \mathbf{Z}, \theta_2, \mathbf{Y}) \\
&= \mathrm{P}(\mathbf{Y} | \boldsymbol{\Omega}, \theta_1, \mathbf{Z}, \theta_2)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Omega}, \theta_1, \mathbf{Z}, \theta_2) \\
&= \mathrm{P}(\mathbf{Y} | \boldsymbol{\Omega}, \theta_1)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Omega} | \theta_1, \mathbf{Z}, \theta_2)\mathrm{P}(\theta_1 | \mathbf{Z}, \theta_2)\mathrm{P}(\mathbf{Z} | \theta_2)\mathrm{P}(\theta_2) \\
&= \mathrm{P}(\mathbf{Y} | \boldsymbol{\Omega}, \theta_1)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Omega} | \mathbf{Z}, \theta_2)\mathrm{P}(\theta_1)\mathrm{P}\left(\mathbf{Z} | \sigma_\zeta^2\right)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)\mathrm{P}\left(\sigma_\zeta^2\right) \\
&= \left[\prod_i^N \mathrm{P}(\mathbf{y}_i | \boldsymbol{\omega}_i, \theta_1)\mathrm{P}(\boldsymbol{\omega}_i | \boldsymbol{\zeta}_i, \theta_2)\mathrm{P}(\theta_1)\right]\mathrm{P}\left(\boldsymbol{\zeta}_i | \sigma_\zeta^2\right)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)\mathrm{P}\left(\sigma_\zeta^2\right). \qquad (1\text{-}1)
\end{aligned}
$$

なお、展開の詳細は次節に含める。

7.2. 共役事前分布

7.2.1. $\mathrm{P}(\boldsymbol{\omega}_i | \boldsymbol{\zeta}_i, \theta_2)$と $\mathrm{P}(\theta_1)$

$(\boldsymbol{\zeta}_i, \theta_2)$が与えられると、$i = 1, \cdots, N$について$\boldsymbol{\omega}_i$は互いに独立となり、以下を得る。

$$\mathrm{P}(\boldsymbol{\omega}_i | \boldsymbol{\zeta}_i, \theta_2) = N(\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\zeta}_i, \boldsymbol{\Delta}_\tau). \qquad (2\text{-}1)$$

次に、$\boldsymbol{\Lambda}_j$ と $\psi_{\epsilon,j}$ をそれぞれ$\boldsymbol{\Lambda}$のj行目と$\boldsymbol{\Psi}_\epsilon$の$j$番目の対角要素とする。また、すべての $j \neq s$ について$(\boldsymbol{\Lambda}_j, \psi_{\epsilon,j})$と$(\boldsymbol{\Lambda}_s, \psi_{\epsilon,s})$の事前分布は独立であると仮定し、以下の関係を用いる。

$$\mathrm{P}(\theta_1) = \mathrm{P}(\boldsymbol{\Lambda}, \boldsymbol{\Psi}_\epsilon) = \mathrm{P}(\boldsymbol{\Lambda} | \boldsymbol{\Psi}_\epsilon)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Psi}_\epsilon). \qquad (2\text{-}2)$$

したがって、以下を仮定する。

$$\mathrm{P}\left(\boldsymbol{\Lambda}_j \middle| \psi_{\epsilon,j}\right) = N\left(\boldsymbol{\Lambda}_{j,0}, \psi_{\epsilon,j}\boldsymbol{H}_{\lambda,j,0}\right), \qquad (2\text{-}3)$$

$$\mathrm{P}\left(\psi_{\epsilon,j}\right) = IG\left(\alpha_{\epsilon,j,0}, \beta_{\epsilon,j,0}\right). \qquad (2\text{-}4)$$

7.2.2. $\mathrm{P}\left(\boldsymbol{\zeta}_i | \sigma_\zeta^2\right)$と $\mathrm{P}(\theta_2)$

σ_ζ^2が与えられると、$i = 1, \cdots, N$についてζ_iは互いに独立となり、以下を得る。

$$\mathrm{P}\left(\boldsymbol{\zeta}_i | \sigma_\zeta^2\right) = N\left(0, \sigma_\zeta^2\right). \qquad (2\text{-}5)$$

次に、$\boldsymbol{\Gamma}_k$と$\delta_{\tau,k}$をそれぞれ$\boldsymbol{\Gamma}$のk行目と$\boldsymbol{\Delta}_\tau$のk番目の対角要素とする。また、すべての$k \neq v$について$(\boldsymbol{\Gamma}_k, \delta_{\tau,k})$と$(\boldsymbol{\Gamma}_v, \delta_{\tau,v})$の事前分布は独立であると仮定する。また、$\sigma_\zeta^2$は$\boldsymbol{\zeta}_i$にのみ含まれるので、$(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)$と$\sigma_\zeta^2$は独立であるとし、以下を得る。

$$\mathrm{P}(\theta_2) = \mathrm{P}\left(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2\right) = \mathrm{P}(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)\mathrm{P}\left(\sigma_\zeta^2\right) = \{\mathrm{P}(\boldsymbol{\Gamma} | \boldsymbol{\Delta}_\tau)\mathrm{P}(\boldsymbol{\Delta}_\tau)\}\mathrm{P}\left(\sigma_\zeta^2\right). \qquad (2\text{-}6)$$

したがって、以下を仮定する。

$$\mathrm{P}\left(\boldsymbol{\Gamma}_k \middle| \delta_{\tau,k}\right) = N\left(\boldsymbol{\Gamma}_{k,0}, \delta_{\tau,k}\boldsymbol{H}_{\gamma,k,0}\right), \qquad (2\text{-}7)$$

$$\mathrm{P}\left(\delta_{\tau,k}\right) = IG\left(\alpha_{\tau,k,0}, \beta_{\tau,k,0}\right), \qquad (2\text{-}8)$$

$$\mathrm{P}\left(\sigma_\zeta^2\right) = IG\left(\alpha_{\zeta,0}, \beta_{\zeta,0}\right). \qquad (2\text{-}9)$$

7.2.3. ハイパー・パラメータの設定

事前分布によって事後分布の推定が大きく影響されないよう、無情報事前分布となるようなハイパー・パラメータの値を設定している。

パラメータ	設定
$\boldsymbol{\Lambda}_j \vert \psi_{\epsilon,j} \sim N\left(\boldsymbol{\Lambda}_{j,0}, \psi_{\epsilon,j}\boldsymbol{H}_{\lambda,j,0}\right)$	$\boldsymbol{\Lambda}_{j,0} = \mathbf{0}, \boldsymbol{H}_{\lambda,j,0} = \boldsymbol{I}$

$\psi_{\epsilon,j} \sim IG(\alpha_{\epsilon,j,0}, \beta_{\epsilon,j,0})$	$\alpha_{\epsilon,j,0} = 0.01, \beta_{\epsilon,j,0} = 0.01$
$\boldsymbol{\Gamma}_k \mid \delta_{\tau,k} \sim N(\boldsymbol{\Gamma}_{k,0}, \delta_{\tau,k}\boldsymbol{H}_{\gamma,k,0})$	$\boldsymbol{\Gamma}_{k0} = \boldsymbol{0}, \boldsymbol{H}_{\gamma,k,0} = \boldsymbol{I}$
$\delta_{\tau,k} \sim IG(\alpha_{\tau,k,0}, \beta_{\tau,k,0})$	$\alpha_{\tau,k,0} = 0.01, \beta_{\tau,k,0} = 0.01$
$\sigma_\zeta^2 \sim IG(\alpha_{\zeta,0}, \beta_{\zeta,0})$	$\alpha_{\zeta,0} = 0.01, \beta_{\zeta,0} = 0.01$

7.3. 非線形因子分析モデルの MCMC アルゴリズム

7.3.1. 完全条件付き事後分布

完全条件付き事後分布は、(1-1)式の同時事後分布から、ある確率変数（パラメータ）のみに注目し、残りすべてを条件付きにすることで計算される各確率変数の条件付き事後分布のことである。なお、与えた確率変数が完全に無関係となる場合には、以下のアルゴリズムにおける各条件付確率の表記から省略している。また、$\boldsymbol{\Omega}$と$\mathbf{Z}$が与えられると、1 次因子と 2 次因子の測定方程式はそれぞれ、パラメータが$(\boldsymbol{\Lambda}, \boldsymbol{\Psi}_\epsilon)$と$(\boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau)$の回帰分析モデルになることに留意すれば、因子分析モデルと回帰分析モデルのアルゴリズムは潜在変数の推定を除きほとんど同じであることがわかる。そして本文でも述べたように、非線形因子分析モデルは基本的には線形の場合と同じであるから、事前分布の設定やハイパー・パラメータの設定も同じである。しかし、$\mathrm{P}(\boldsymbol{\zeta}_i \mid \boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2, \boldsymbol{\omega}_i)$には RW-MH 法を適用する。したがって、以下を繰り返す。

[1] $\mathrm{P}(\boldsymbol{\omega}_i \mid \boldsymbol{\Lambda}, \boldsymbol{\Psi}_\epsilon, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \boldsymbol{\zeta}_i, \mathbf{y}_i)$
$$= N\left[(\boldsymbol{\Delta}_\tau^{-1} + \boldsymbol{\Lambda}^T\boldsymbol{\Psi}_\epsilon^{-1}\boldsymbol{\Lambda})^{-1}(\boldsymbol{\Lambda}^T\boldsymbol{\Psi}_\epsilon^{-1}\mathbf{y}_i + \boldsymbol{\Delta}_\tau^{-1}\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{G}(\boldsymbol{\zeta}_i)), (\boldsymbol{\Delta}_\tau^{-1} + \boldsymbol{\Lambda}^T\boldsymbol{\Psi}_\epsilon^{-1}\boldsymbol{\Lambda})^{-1}\right]. \quad (3\text{-}1)$$

[2] $\mathrm{P}(\boldsymbol{\Lambda}_j \mid \psi_{\epsilon,j}, \boldsymbol{\Omega}, \mathbf{Y}) = N(\mathbf{a}_{\lambda,j}, \psi_{\epsilon,j}\boldsymbol{A}_{\lambda,j})$, (3-2)

ここで、 $\boldsymbol{A}_{\lambda,j} = \left(\boldsymbol{H}_{\lambda,j,0}^{-1} + \boldsymbol{\Omega}\boldsymbol{\Omega}^{\boldsymbol{T}}\right)^{-1}, \mathbf{a}_{\lambda,j} = \boldsymbol{A}_{\lambda,j}(\boldsymbol{H}_{\lambda,j,0}^{-1}\boldsymbol{\Lambda}_{j,0} + \boldsymbol{\Omega}\mathbf{Y}_j)$. (3-2')

[3] $\mathrm{P}(\psi_{\epsilon,j} \mid \boldsymbol{\Omega}, \mathbf{Y}) = IG\left(\alpha_{\epsilon,j,0} + \dfrac{N}{2}, \beta_{\epsilon,j}\right)$, (3-3)

ここで、 $\beta_{\epsilon,j} = \beta_{\epsilon,j,0} + \dfrac{1}{2}(\mathbf{Y}_j^T\mathbf{Y}_j - \mathbf{a}_{\lambda,j}^T\boldsymbol{A}_{\lambda,j}^{-1}\mathbf{a}_{\lambda,j} + \boldsymbol{\Lambda}_{j,0}^T\boldsymbol{H}_{\lambda,j,0}^{-1}\boldsymbol{\Lambda}_{j,0})$. (3-3')

$t(=1,\cdots,T)$を MCMC のイタレーション数とすると、$\mathrm{P}(\boldsymbol{\zeta}_i \mid \boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2, \boldsymbol{\omega}_i)$のための RW-MH アルゴリズムは以下に従う。

[4] $\boldsymbol{\zeta}_i^t = \boldsymbol{\zeta}_i^{t-1} + \boldsymbol{\eta}_{\zeta,i}$; $\boldsymbol{\eta}_{\zeta,i} \sim N(0, \sigma_\eta^2)$, (3-4)

ここで、σ_η^2はステップ・サイズパラメータであり、平均採択率が 25%程度（Gelman et al. 1995; Zhu & Lee 1999）になるよう調節する。なお、採択確率は以下で定義される。

$$min\left[\frac{\mathrm{P}(\boldsymbol{\zeta}_i^t \mid \boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2, \boldsymbol{\omega}_i)}{\mathrm{P}(\boldsymbol{\zeta}_i^{t-1} \mid \boldsymbol{\Gamma}, \boldsymbol{\Delta}_\tau, \sigma_\zeta^2, \boldsymbol{\omega}_i)}, 1\right]. \quad (3\text{-}4')$$

以降、再びギブス・サンプリングであるが 2 次因子の測定方程式が本文(3-11)で定義されていることに留意する。

[5] $\mathrm{P}(\boldsymbol{\Gamma}_k \mid \delta_{\tau,k}, \mathbf{Z}, \boldsymbol{\Omega}) = N(\mathbf{a}_{\gamma,k}, \delta_{\tau,k}\boldsymbol{A}_{\gamma,k})$, (3-5)

ここで、 $\boldsymbol{A}_{\gamma,k} = \left(\boldsymbol{H}_{\gamma,k,0}^{-1} + \mathbf{G}\mathbf{G}^{\boldsymbol{T}}\right)^{-1}, \mathbf{a}_{\gamma,k} = \boldsymbol{A}_{\gamma,k}(\boldsymbol{H}_{\gamma,k,0}^{-1}\boldsymbol{\Gamma}_{k,0} + \mathbf{G}\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{k}})$. (3-5')

[6] $\mathrm{P}(\delta_{\tau,k} \mid \mathbf{Z}, \boldsymbol{\Omega}) = IG\left(\alpha_{\tau,k,0} + \dfrac{N}{2}, \beta_{\tau,k}\right)$, (3-6)

ここで、 $\beta_{\tau,k} = \beta_{\tau,k,0} + \dfrac{1}{2}(\boldsymbol{\Omega}_k^T\boldsymbol{\Omega}_k - \mathbf{a}_{\gamma,k}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{A}_{\gamma,k}^{-1}\mathbf{a}_{\gamma,k} + \boldsymbol{\Gamma}_{k,0}^T\boldsymbol{H}_{\gamma,k,0}^{-1}\boldsymbol{\Gamma}_{k,0})$. (3-6')

[7] $\mathrm{P}(\sigma_\zeta^2 \mid \mathbf{Z}) = IG\left(\alpha_{\zeta,0} + \dfrac{N}{2}, \beta_{\zeta,0} + \dfrac{1}{2}\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T\right)$. (3-7)

なお、上述の結果は $\boldsymbol{\Lambda}$ および$\boldsymbol{\Gamma}$の要素をすべて自由パラメータの場合とした一般的なものである。したがって、以下では$\boldsymbol{\Lambda}$を例に$\boldsymbol{\Lambda}$のj行目の$\boldsymbol{\Lambda}_j^T$が固定パラメータを含む場合を考える。

$\boldsymbol{c}_j$は$j = 1,\cdots,p; k = 1,\cdots,q$について、もし$\lambda_{jk}$が固定パラメータなら$c_{jk} = 0$となり、未知パラメータなら$c_{jk} = 1$となる$1 \times q$行ベクトルとする。また、$r_j = c_{j1} + \cdots + c_{jq}$とし、これは$\boldsymbol{\Lambda}_j^T$に含まれる未知パラメータの数を表す。さらに、$\boldsymbol{\Lambda}_j^{*T}$は$\boldsymbol{\Lambda}_j^T$における未知パラメータのみを含む$1 \times r_j$行ベクトル、$\boldsymbol{\Omega}_j^*$は$c_{jk} = 0$に対応するすべての行が削除された$\boldsymbol{\Omega}$の$r_j \times N$部分行列とする。最後に、$\mathbf{Y}_j^{*T} = (y_{1,j}^*, \cdots, y_{N,j}^*)$を以下で定義する。

$$y_{i,j}^{*}=y_{i,j}-\sum_{k=1}^{q}\lambda_{jk}\omega_{ik}\left(1-c_{j,k}\right). \tag{3-8}$$

これは、各$\mathbf{Y}_j$から右辺の固定パラメータによる定数部分を減算する手続きである。したがって、$(\mathbf{\Lambda},\mathbf{\Psi}_\epsilon)$に関する完全条件付き事後分布である(3-2)、(3-3)式に含まれる$\mathbf{\Lambda}_j$、$\mathbf{Y}_j$、$\mathbf{\Omega}$をそれぞれ$\mathbf{\Lambda}_j^*$、$\mathbf{Y}_j^*$、$\mathbf{\Omega}_j^*$に置き換えればよい。また、本研究の提案モデルには$\mathbf{\Gamma}$の(1,1)要素にも固定パラメータが含まれているので、同様の手続きを行う。さらに、σ_ζ^2=1 と固定していることから、MH ステップの(3-4)における尤度の計算では常にσ_ζ^2=1 とし、確率変数として扱う必要がないので、σ_ζ^2の推定(3-7)は考えなくてよい。

注

(1) 日本では JSCI（日本版顧客満足度指標）がある。
(2) 本研究の方針を混乱させないための用語の定義づけであり、実績尺度は「知覚サービス品質」ではない、と主張するためのものではない。
(3) 日本語の文献では山本（1995, 2010）が詳しい。
(4) SERVQUAL と SERVPERF の他に、22 項目の各重要度を別に尋ね、その重要度を得点にかけて新たな観測変数とした重み付き SERVQUAL と重み付き SERVPERF がある。いずれも重み付けのないモデルの方が支持された。
(5) より詳しい議論や取り上げきれない重要な概念は、Anderson & Rubin（1956）、Jöreskog（1967）、Jöreskog（1969）、Lawley & Maxwell（1962）、Lee（2007）、Mulaik（1987）、Song & Lee（2012）などを参照のこと。
(6) 潜在変数が構造方程式の予測変数として使われるなら、その際の目的変数に対して良い影響を与えたい。
(7) SERVQUAL の 5 次元から発展させた 2 次因子分析モデルの応用としては、実績尺度を使った Kang & James (2004)および Kang (2006)、差異得点と実績尺度の比較をした中村（2007）などがある。しかし、いずれも潜在変数やその構造モデルの推定に重点を置いており、独自性の解釈には触れていない。
(8) 対訳は（松尾ほか 2001）を参照のこと。
(9) PZB（1991）で提案された新たな期待項目の測定方法ではなく、PZB（1988）の期待項目における「should」の部分を「will」に変えて作成した。
(10) WAIC はモデルが階層構造や隠れ層を持つような場合に、例えば事後分布が正規分布に収束しないような特異統計モデルに対しても適用できる情報量基準である（Watanabe 2010a)。また WAIC は、統計モデルが特異か非特異かを問わず交差検証損失と同じ漸近挙動を有するが、DIC（偏差情報量基準）はそうではなく（Watanabe 2010b)、本研究のような階層モデルの比較には WAIC を使う方が望ましいと考えられる。
(11) ただし、観測変数の独自因子には、観測誤差も含まれている可能性があり、共通性以外のその他の要因の和を表しているため、項目独自の要因のみが反映されているわけではないことに注意されたい。一方、2 次因子分析モデルでは、1 次因子は既に観測変数から観測誤差を含む独自因子が取り除かれた共通因子とみなせるので、1 次因子の独自因子には観測誤差が含まれない。

参考文献

Aijing, Xing, Nobuhiko Terui, and P. K. Kannan (2016), "How customer satisfaction affects loyalty: Insights from nonlinear hierarchical Bayes modeling of customer satisfaction index," *Data Science and Service Research Discussion Paper*, 56(April), 1-37.

Anderson, T. W. and Herman Rubin (1956), "Statistical Inference in Factor Analysis," *Proc. Third Berkeley Symp. on Math. Statist. and Prob.,* 5(Univ. of Calif. Press), 111-

150.
Arminger, Gerhard, and Bengt O. Muthén (1998), "A Bayesian Approach to Nonlinear Latent Variable Models Using the Gibbs Sampling and the Metropolis-Hastings," *PSYCHOMETRIKA*, 63(3), 271-300.
Babakus, Emin and Gregory W. Boller (1992), "An Empirical Assessment of the SERVQAUL Scale," *Journal of Business Research*, 24(3), 253-268.
Brady, Michael K., and J. Joseph Cronin Jr. (2001), "Some New Thoughts on Conceptualizing Perceived Service Quality: A Hierarchical Approach," *Journal of Marketing*, 65(3), 34-49.
Brown, Tom J., Gilbert A. Churchill, Jr., and J. Paul Peter (1993), "Research Note: Improving the Measurement of Service Quality," *Journal of Retailing*, vol. 69(1), 140-147.
Cronin, Joseph J. and Steven A. Taylor (1992), "Measuring Service Quality: A Reexamination and Extension," *Journal of Marketing*, 56(3), 55-68.
Cronin, Joseph J. and Steven A. Taylor (1994), "SERVPERF Versus SERVQUAL: Reconciling Performance-Based and Perceptions-Minus-Expectations Measurement of Service Quality," *Journal of Marketing*, 58(1), 125-131.
Dabholkar, Pratibha A., Dayle I. Thorpe, and Joseph O. Rentz (1996), "A Measure of Service Quality for Retail Stores: Scale Development and Validation," *Journal of the Academy of Marketing Science*, 24(1), 3-16.
Dong, Songting, Min Ding, Rajdeep Grewal, and Ping Zhao (2011), "Functional Forms of the Satisfaction-Loyalty Relationship," *International Journal of Research in Marketing*, 28(1), 38-50.
Fonell, Claes, Michael D. Johnson, Eugene W. Anderson, Jaesung Cha, Barbara Everitt Bryant (1996), "The American Customer Satisfaction Index: Naure, Purpose, and Findings," *Journal of Marketing*, 60(4), 7-18.
Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern, David B. Dunson, Aki Vehtari, and Donald B. Rubin (2013), "Bayesian Data Analysis", 3rd ed., Chapman & Hall/CRC Texts in Statistical Science, 165-195.
Gelman, A., Roberts, G. O. & Gilks, W. R. (1995), "Efficient Metropolis jumping rules," In J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid & A. F. M. Smith (Eds), *Bayesian statistics 5*, Oxford: Oxford University Press, 599 -607.
Geweke, J. (1992). "Evaluating the accuracy of sampling - based approaches to the calculation of posterior moments. In Bayesian Statistics 4," Bernardo, J. M., Berger, J. O., Dawid, A. P. and Smith, A. F. M. (eds.), Oxford: Oxford University, 169-193.
Grönroos, Christian (1984), "A Service Quality Model and its Marketing Implications," *European Journal of Marketing*, 18(4), 36-44.
Jöreskog K. G. (1967), "Some Contributions to Maximum Likelihood factor analysis," *PSYCHOMETRIKA*, 32(4), 443-482.
Jöreskog K. G. (1969), "A General Approach to Confirmatory Maximum Likelihood factor analysis," *PSYCHOMETRIKA*, 34(2), 183-202.
Kahneman Daniel and Amos Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47(2), 263-292.
Kang, Gi-Du and Jeffrey James (2004), "Service quality dimensions: an examination of Grönroos's service quality model," *Managing Service Quality*, 14(4), pp.266-277.
Kang, Gi-Du (2006), "The hierarchical structure of service quality: integration of technical and functional quality," 16(1), *Managing Service Qaulity*, 37-50.
Kumar, V., Ilaria Dalla Pozza, and Jaishankar Ganesh (2013), "Revisiting the Satisfaction–Loyalty Relationship: Empirical Generalizations and Directions for Future Research", *Journal of Retailing*, 89(3), 246-262.
Lawley, D. N., and A. E. Maxwell (1962), "Factor Analysis as a Statistical Method," *Journal of the royal Statistical Society: Series D*, 12(3), 209-229.
Lee, Sik-Yum (1981), "A Bayesian Approach to Confirmatory Factor Analysis," *PSYCHOMETRIKA*, 46(2), 153-160.

Lee, Sik-Yum (2007), *Structural Equation Modeling: A Bayesian Approach*, Chichester: John Wiley & Sons, Ltd.
Lee, Sik-Yum, and Jian-Qing Shi (2000), “Joint Bayesian Analysis of Factor Scores and Structural Parameters in the Factor Analysis Model,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 52(4), 722-732.
Martínez, Jose A. and Laura Martínez (2010), “Some insights on conceptualizing and measuring service quality,” *Journal of Retailing and Consumer Services*, 17(1), 29-42.
McDougall, G.H.G., Terrence J. Levesque (1994), “A revised view of service quality dimensions: an empirical investigation,” *Journal of Professional Services Marketing*, 11(1), 189–209.
Mittal, Vikas, William T. Ross, Jr., and Patrick M. Baldasare (1998), “The Asymmetric Impact of Negative and Positive Attribute-Level Performance on Overall Satisfaction and Repurchase Intentions,” *Journal of Marketing*, 62(1), 33-47.
Mulaik, Stanley A. (1987), “A Brief History of the Philosophical Foundations of Exploratory Factor Analysis,” *Multivariate Behavioral Research*, 22(3), 267-305.
Oliver, Richard L. (1980), “A Cognitive Model of the Antecedents and Consequences of Satisfaction Decisions,” *Journal of Marketing Research*, 17(4), 460-469.
Parasuraman, A., Leonard L. Berry, and Valarie A. Zeithaml (1991), “Refinement and Reassessment of the SERVQUAL Scale,” *Journal of Retailing*, 67(4), pp.420-450.
Parasuraman, A., Berry, Leonard L. and Zeithaml, Valarie A. (1993), “More on Improving Service Quality Measurement,” *Journal of Retailing*, 69(1), 140-147.
Parasuraman, A., Valarie A. Zeithaml, and Leonard L. Berry (1985), “A Conceptual Model of Service Quality and Its Implications for Future Research,” *Journal of Marketing*, 49(4), 41-50.
Parasuraman, A., Valarie A. Zeithaml, and Leonard L. Berry (1988), “SERVQUAL: A Multiple-Item Scale for Measuring Consumer Perceptions of Service Quality,” *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
Parasuraman, A., Valarie A. Zeithaml, and Leonard L. Berry (1994a), “Reassessment of Expectations as a Comparison Standard in Measuring Service Quality: Imprications for Further Research,” *Journal of Marketing*, 58(1), 111-124.
Parasuraman, A., Valarie A. Zeithaml, and Leonard L. Berry (1994b), “Alternative Scale for Measuring Service Quality: A Comparative Assessment Based on Psychometric and Diagnostic Criteria,” *Journal of Retailing*, 76(3), 201-230.
Peter, J. Paul, Gilbert A. Churchill, JR., Tom J. Brown (1993), “Caution in the Use of Difference Scores on Consumer Research,” *Journal of Consumer Research*, 19(4), 655-662.
Prakash, Ved (1984), “Validity and Reliability of the Confirmation of Expectations Paradigm as a Determinant of Consumer Satisfaction,” *Journal of the Academy of Marketing Science*, 12(4), 63-76.
Rust, Ronald T. and Richard L. Oliver (1994), “Service quality: insights and managerial implications from the frontier,” In Rust, R.T., Oliver, R.L. (Eds.), *Service Quality: New Directions in Theory and Practice*, Sage Publications, London, pp. 1-19.
Sivakumar K., Mei Li, and Beibei Dong (2014), “Service Quality: The Impact of Frequency, Timing, Proximity, and Sequence of Failures and Delights,” *Journal of Marketing*, 78(1), 41-58.
Song, Xin-Yuan and Sik-Yum Lee (2012), Basic and Advanced Bayesian Structural Equation Modeling: With Applications in the Medical and Behavioral Sciences, Chichester: John Wiley & Sons, Ltd.
Spiegelhalter, David j., Nicola G. Best, Bradley P. Carlin, and Angelika van der Linde (2002), “Bayesian measures of model complexity and fit,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 64(4), 583-639.
Watanabe, Sumio (2010a), “Equations states in singular statistical estimation,” *Neural Networks*, 23(1), 20-34.
Watanabe, Sumio (2010b), “Asymptotic Equivalence of Bayes Cross Validation and

Widely Applicable Information Criterion in Singular Learning Theory," *Journal of Machine Learning Research*, 11(Dec), 3571-3594.
Zeithaml, Valarie A., Leonard L. Berry, and A. Parasuraman (1993), "The Nature and Determinants of Customer Expectation of Service," *Journal of the Academy of Marketing Science*, 21(1), 1-12.
Zhu, Hong-Tu, and Sik-Yum Lee (1999), "Statistical analysis of nonlinear factor analysis models," *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 52(2), 225-242.
松尾睦, 奥瀬喜之, プラート・カロラス（2001),「サービス・クオリティ次元に関する実証研究―SERVQUAL の再検討―」,『流通研究』（日本商業学会）, 4(1), 29-38.
山本昭二（1995),「サービス品質概念と品質評価尺度の開発―SERVQUAL の開発とその後―」,『消費者行動研究』, 3(1), 41-58.
山本昭二（2010),『新装版　サービス・クォリティ―サービス品質の評価過程―』,千倉書房.
中村陽人（2007),「サービス品質の測定尺度に関する実証研究―SERVQUAL の再検討―」,『横浜国際社会研究』, 11(6), 39-54.