

金融機関の店舗サービスの指標の再考察

畔 上 秀 人*

1 はじめに

金融機関の店舗配置に関心を持つ研究者にとって、堀内・佐々木(1982)は必ず参照する研究の一つといえる。それは、「銀行あるいは郵便局の店舗を基礎として、預・貯金者に対して明示的あるいは暗黙的に提供されていると思われる非金銭的便益」という概念を彼等が初めて明示したためである。彼等はそれを「店舗サービス」と呼んだ。そして、預金金利が規制され、価格競争が抑制されている中で、預金取扱機関は店舗網の拡大によって競争し、店舗サービスが預・貯金需要を喚起していることを実証的に示した。店舗サービスの指数は、「ある銀行（ないしそのグループ）が特定の地域で供給している店舗サービスの量を、その地域における当該銀行ないし^{ママ}（そのグループ）の1世帯当たり店舗数に適当な人口密度をかけ合わせた数値」と定義されている。彼等の実証分析では、地域内の金融機関店舗数と人口密度との積を世帯数で除した数値が用いられている。ただし、人口密度としては通常のものとは人口集中地区のものがそれぞれ使われている。金融機関としては、都市銀行、地方銀行、相互銀行、信用金庫及び農業協同組合を総合したものに加えて、郵便局と証券会社の3分類を扱っている。彼等は銀行等のグループの預・貯金額が、当該グループの店舗サービスから正、郵便局及び証券会社の店舗サービスから負の影響をそれぞれ受けていることを明らかにし、非価格競争が行われていることを示した。

このように、堀内・佐々木(1982)の実証分析は非常に興味深く重要な結論を示したが、同様な定義による店舗サービスを用いた研究はその後あまり見られない。本稿では、2000年代の金融機関の店舗展開の特徴を観察し、新しい店舗サービスの指標を提案するものである。

2 店舗サービス指標

堀内・佐々木(1982)が用いた店舗サービス指標をここで *HSBS* とし、改めてその定義を示すと次のようになる¹。

$$HSBS = N * B / H \quad (1)$$

ただし、*HSBS* は地域に供給される店舗サービスの総量、*N* は人口密度、*B* は店舗数、

* 本研究の一部は科学研究費補助金（課題番号 24530278）の助成を受けたものである。

¹ 本稿では原著とは異なる記号を用いている。

H は世帯数である。ここで、地域の人口と面積をそれぞれ P、A とすれば、

$$HSBS = P * B / (A * H) \quad (2)$$

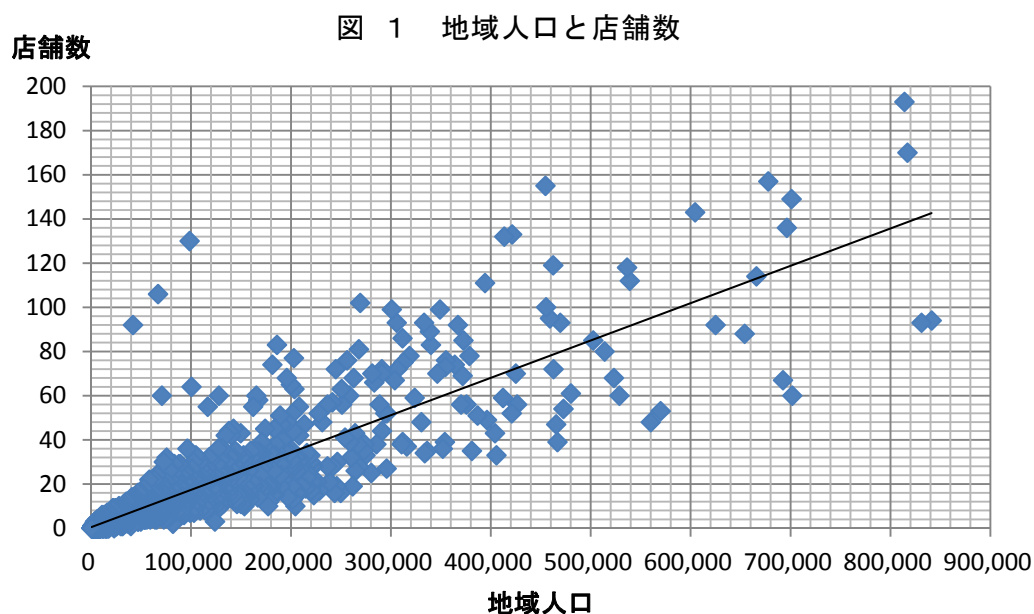
となる。もし 1 世帯を構成する人数が全ての地域で同一で、 η という値だとすると、

$$HSBS = \eta B / A \quad (3)$$

となり、店舗サービスは面積当たりの店舗数に帰着してしまう。これが最も批判を受ける点であるが、実際には 1 世帯の構成員数は地域によって多少異なるし、人口集中地区人口密度を用いれば地域ごとの特性を反映できる。堀内・佐々木(1982)はこの指標を説明変数に含めて都道府県クロスセクションデータから地域の預金量を説明する線形回帰分析を行った。その結果、この指標は一定の説明力を持つことがわかった。

本稿では、金利及び店舗の規制が廃止された現在において、金融機関が供給する店舗サービスを再考し、それを計測する新しい指標を検討する。本節では、2008 年 10 月 1 日現在の銀行と協同組織金融機関及び郵便局の店舗配置について概観し、次節でトービット・モデルによる店舗設置関数を推定する。

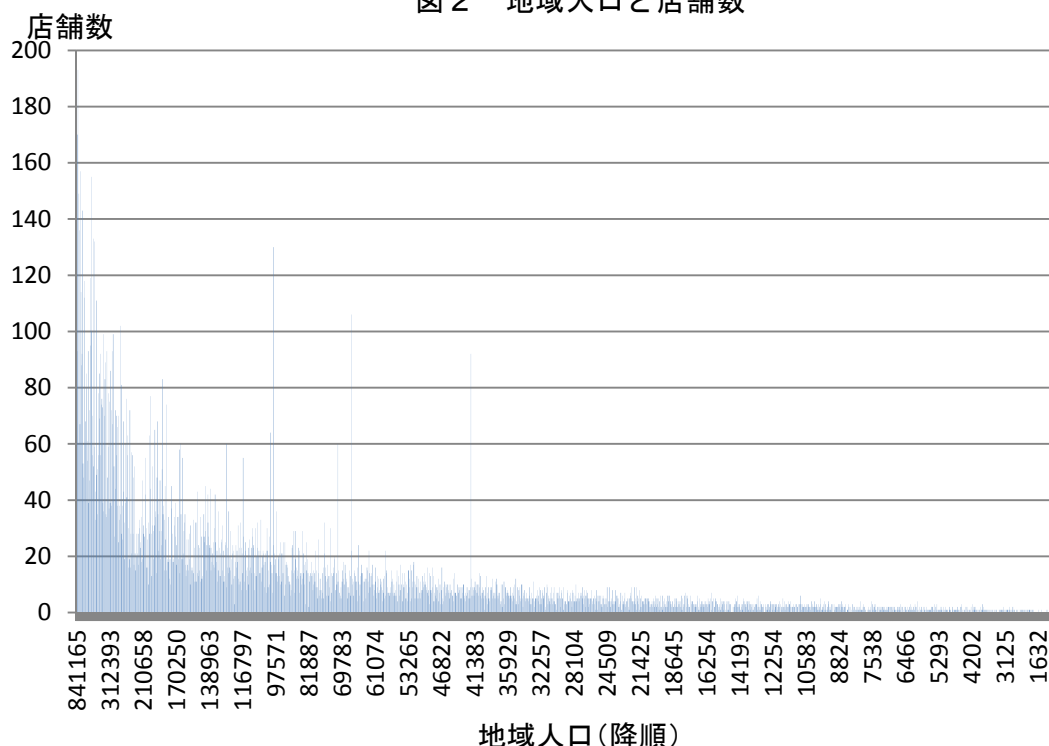
図 1 は、2008 年 10 月 1 日現在の 1934 市区町村の人口と地域に所在する金融機関店舗数の関係を表したものである²。先行研究が示す結果と同様に、地域店舗数は地域人口と正の相関を持っている。しかし、近似直線の上方にやや離れた点があり、同じ人口規模の地域でも店舗数には幅があるとわかる。このことを示すために、地域人口が多い順に並べ直した図 2 を掲示する。



注 地域区分は 2008 年 10 月 1 日現在の 1934 市区町村で、人口は 2005 年国勢調査から昼間人口を引用して組み替えた。金融機関は、都銀、地銀、第二地銀、信金、信組、労金である。店舗数は『日本金融名鑑 2009 年版』(日本金融通信社)から引用した。

² 指定都市は区として扱っている。しかし、新潟市等は 2008 年 10 月 1 日現在で指定都市に移行していても区単位でのデータが得られなかったため、市として扱っている。また、東京都三宅村は除いている。

図2 地域人口と店舗数



横軸を人口について降順に取ったとき、地域人口に比例して店舗が配置されていればグラフが滑らかな右下がりになるはずである。しかし、図2には凹凸が見られる。人口4万人から10万人の地域で100前後の突出した店舗数になっているのは、東京都千代田区など事業所の密集地域である。人口の少ない地域でも凹凸はあり、それは複数の地域の中心に店舗が存在し、周辺には店舗の無い地域があるためだと考えられる³。

3 店舗設置関数の推計

既存研究では、全国を扱う場合は都道府県単位になり、市区町村レベルの行政界単位で分析する場合は数県という範囲にとどまっていた。そこで、本稿では市区町村を単位とした上で範囲を全国に広げて店舗設置関数の推計を試みる。扱う業態は都銀、地銀、第二地銀、信金、信組、労金、郵便局の7業態である。

推計に先立ち、業態ごとに集計した記述統計量を示す。表1より都銀の店舗分布に偏りがあることは明らかで、変動係数は大きく、歪度も高い。そして地域カバー率は22%である。反対に郵便局の地域カバー率は100%である。ただ、一地域の郵便局数の最大値は142であり、非常に多くの郵便局が所在する地域がある⁴。その結果、変動係数は最も小さいものの、歪度は労金よりも高くなっている。

³ この点については、畔上(2010)に東北地方の状況が示されている。

⁴ 新潟市に所在する郵便局の数が142で最も多い。

表 1 業態別記述統計

	都銀	地銀	第二地銀	信金	信組	労金	郵便局
平均値	0.97	3.81	1.64	3.97	0.94	0.34	12.44
標準偏差	3.33	7.60	3.50	7.39	2.37	0.63	15.00
変動係数	3.45	1.99	2.14	1.86	2.53	1.84	1.21
最小値	0	0	0	0	0	0	1
最大値	49	80	41	85	45	6	142
歪度	6.82	5.06	5.29	4.88	6.62	2.73	3.16
総店舗数	1,867	7,371	3,165	7,677	1,811	660	24,060
有店舗地域数	424	1,480	1,031	1,456	668	554	1,934
地域カバー率	22%	77%	53%	75%	35%	29%	100%

注 地域カバー率は有店舗地域数が総地域数 1934 に占める割合。郵便局数は「2006 年度事業所・企業統計調査」（総務省統計局）より引用し、それ以外の業態のデータは図 1 と同様である。

表 2 には都銀、地銀、第二地銀を銀行系、信金、信組、労金を組合系として集計したものを示した。こうした比較でみると、両者はほぼ同様になっている。

表 2 銀行系と組合系

	銀行系	組合系
平均値	6.41	5.25
標準偏差	11.72	9.17
変動係数	1.83	1.75
最小値	0	0
最大値	108	92
歪度	4.26	4.34
総店舗数	12,403	10,148
有店舗地域数	1,577	1,572
地域カバー率	82%	81%

注 銀行系は都銀、地銀、第二地銀、組合系は信金、信組、労金をそれぞれ集計したもの。

市区町村単位で金融機関店舗の配置を取り扱うとき、店舗数 0 の地域が複数あることに注意しなければならない。すなわち、被説明変数が 0 と非 0 に分けられ、非 0 の場合には量的データとして扱えることから、トービット・モデルの適用が考えられる。

被説明変数を地域の店舗数とし、説明変数を可住地面積、昼間人口、高齢者比率、事業所数とする。可住地面積は「地域経済総覧 2010」（東洋経済新報社）より 2005 年の値を引用し、昼間人口と高齢者比率は 2005 年国勢調査から算出した。高齢者比率は地域人口に占める 65 歳以上人口の割合である。事業所数は「2006 年度事業所・企業統計調査」（総務省統計局）より引用した。

まず、OLS 推定による結果が表 3 である。誤差項の分散が不均一であるため、White の標準誤差を用いて有意性を判定している。また、昼間人口と事業所数の共線性が疑

われるが、分散拡大係数はどちらも 4 台で全体としても問題の無い水準である。表 3 から直ちにわかることは、どの業態も人口よりも事業所数が地域の店舗数と有意な相関をもっているということである。既存研究の結果を踏まえると、昼間人口の回帰係数が統計的に有意となっているものが第二地銀、信金、郵便局に限られるのは意外である。この点は後のトービット推定で修正される。次に、都銀は限られた都市部に偏在しているために可住地面積との相関が負になっている反面、他の業態はそれが正になっている。こうした結果は既存研究や一般的認識と整合する。ただ、都銀と労金以外は定数項が負になっており、打ち切りデータとしてトービット・モデルを用いて推定したときに、結果がどのように変化するか興味を持たれる⁵。

表 3 OLS 推定

	都銀	地銀	第二地銀	信金	信組	労金	郵便局
可住地面積	-0.0156 *** (0.00168)	0.0240 *** (0.00352)	0.0078 *** (0.00148)	0.0071 *** (0.00232)	0.0054 *** (0.00179)	0.0024 *** (0.00026)	0.0610 *** (0.0044)
昼間人口	0.0000 (0)	0.0000 (0.00001)	0.0000 * (0)	0.0000 *** (0.00001)	0.0000 (0)	0.0000 (0)	0.0001 *** (0.00001)
高齢者比率	0.3305 (0.95087)	1.8267 (1.82187)	-1.0385 (0.9056)	4.2547 *** (1.5973)	1.1426 (0.70294)	-0.1558 (0.1429)	26.8276 *** (2.07522)
事業所数	0.0006 *** (0.00011)	0.0009 *** (0.00017)	0.0004 *** (0.00006)	0.0006 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.00004)	0.0001 *** (0.00001)	0.0014 *** (0.00011)
定数項	0.1800 (0.29507)	-1.4089 ** (0.60405)	-0.0478 (0.32728)	-1.5851 *** (0.58529)	-0.5175 * (0.31481)	0.0014 (0.04414)	-6.1405 *** (0.56895)
自由度修正 済決定係数	0.6213	0.6097	0.5232	0.7115	0.4155	0.5434	0.8739

注 回帰係数の標準誤差は White の標準誤差。***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で有意であることを示す。

OLS モデルと同じ変数を用いて、0 で打ち切られたトービット推定を行った結果が表 4 である。ただし、郵便局は 1 で切断があるとした。都銀と地銀の昼間人口の回帰係数が OLS 推定では有意でなかったものが、トービット推定では 1%水準で有意になり、第二地銀の回帰係数の信頼性も高まっている。しかし、信組と労金の回帰係数は有意ではなく、後に算出する平均値を用いた限界効果の値が負であることから、両業態がその他と異なる店舗分布になっていると推測される。

両推定のより顕著な違いは高齢者比率が説明変数に与える影響である。OLS 推定の場合には、信金と郵便局で高齢者比率は地域の店舗数に対して有意に正の影響を与えているという結果だったのに対して、トービット推定の場合には郵便局以外の業態で係数が有意に負になっている。

⁵ トービット・モデルは労働参加や貯蓄など経済主体の意思決定行動を分析する際に用いられる。本稿のように店舗設置行動を分析するならば、金融機関の意思決定に関わる変数を説明変数として組み入れるべきであるが、それは今後の課題としたい。なお、トービット・モデルの金融に関する応用例としては松浦他(1990)に詳しい解説が述べられている。

表4 トービット推定

	都銀	地銀	第二地銀	信金	信組	労金	郵便局
可住地面積	-0.042 *** (0.0024)	0.027 *** (0.0019)	0.014 *** (0.0013)	0.012 *** (0.0016)	0.012 *** (0.0014)	0.005 *** (0.0004)	0.063 *** (0.0019)
昼間人口	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)
高齢者比率	-31.791 *** (3.5677)	-5.172 ** (2.1735)	-10.736 *** (1.5769)	-3.514 * (1.8703)	-4.370 ** (1.7326)	-2.545 *** (0.574)	26.630 *** (2.0304)
事業所数	0.001 *** (0)	0.001 *** (0.0001)	0.000 *** (0)	0.001 *** (0)	0.000 *** (0)	0.000 *** (0)	0.001 *** (0.0001)
定数項	2.418 *** (0.7202)	-1.229 ** (0.5794)	0.029 (0.4042)	-1.118 ** (0.4958)	-2.519 *** (0.4555)	-0.627 *** (0.1478)	-6.518 *** (0.5533)
疑似決定係数	0.3313	0.1421	0.16	0.1838	0.2362	0.2509	0.2488

注 ***は 1%、**は 5%、*は 10%の水準で有意であることを示す。

都銀の店舗数が可住地面積と負の相関をもつ以外は、可住地面積、昼間人口、事業所数はいずれも店舗数と正の相関をもっている。しかし、例えば可住地面積と店舗数が比例していない可能性を考えれば、面積当たりの店舗数をそのまま店舗サービス指標とするわけにはいかない。そこで、各説明変数の店舗数に対する弾力性を計測する。

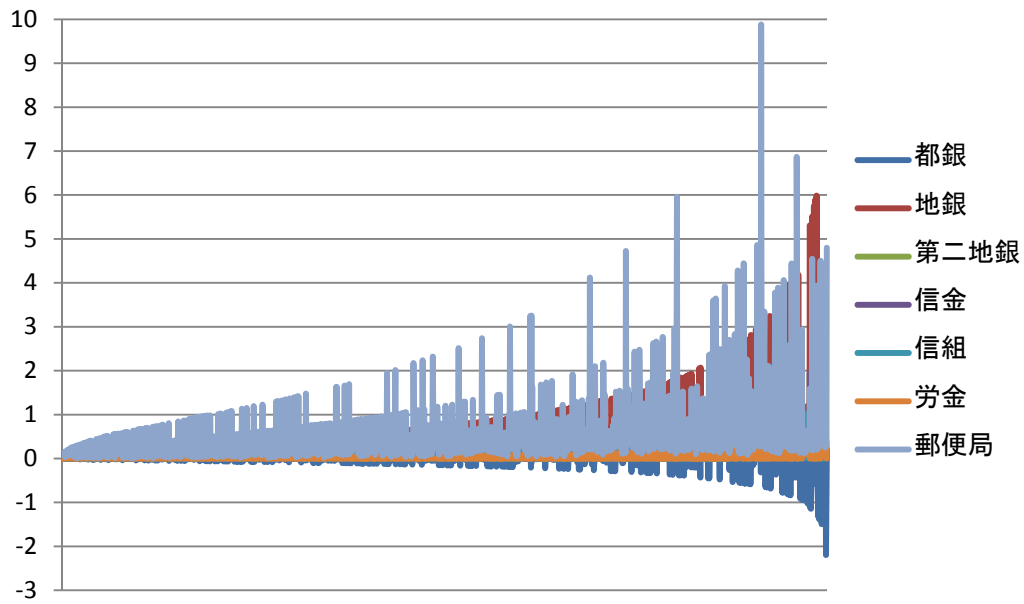
初めに、表5でトービット推定から得られる説明変数の限界効果を示す。信組と労金の昼間人口の限界効果は負値であるが、表4の通りこれは統計的に有意ではない。

表5 トービット推定の限界効果

	都銀	地銀	第二地銀	信金	信組	労金	郵便局
可住地面積	-0.003938	0.0187528	0.0068563	0.0088685	0.0039724	0.0015721	0.0618959
昼間人口	9.13E-07	5.36E-06	3.16E-06	0.0000252	-7.19E-07	-7.63E-08	0.0000572
事業所数	0.0000744	0.0006628	0.0002066	0.0004625	0.0001372	0.0000359	0.0014

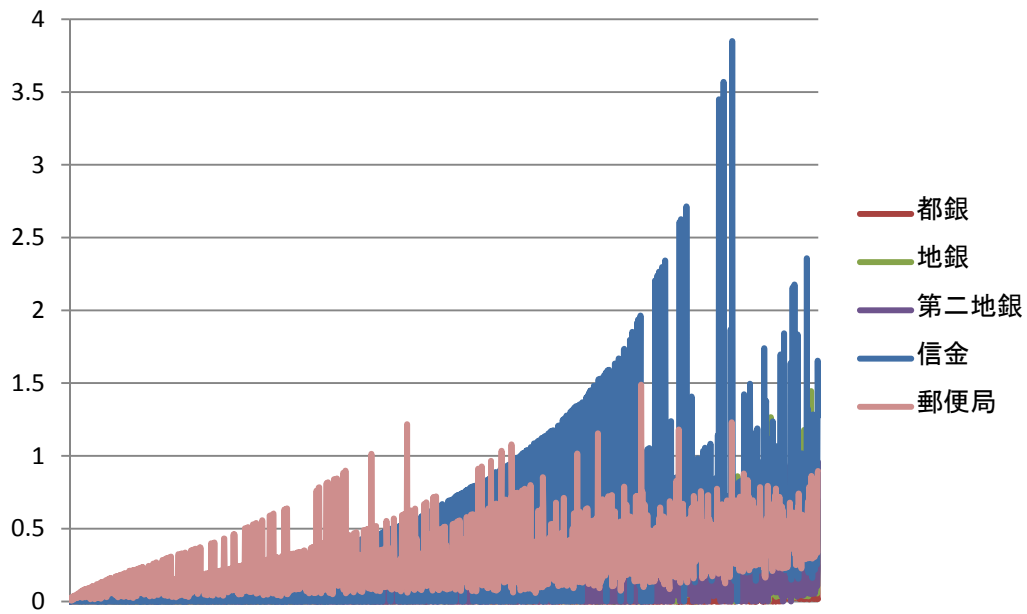
表5に掲げられた限界効果の値と地域の店舗数と各説明変数の値を用いて算出される弾力性を縦軸に、説明変数の値を横軸に取ったグラフを示すと、図3～5のようになる。

図3 店舗数の可住地面積弾力性



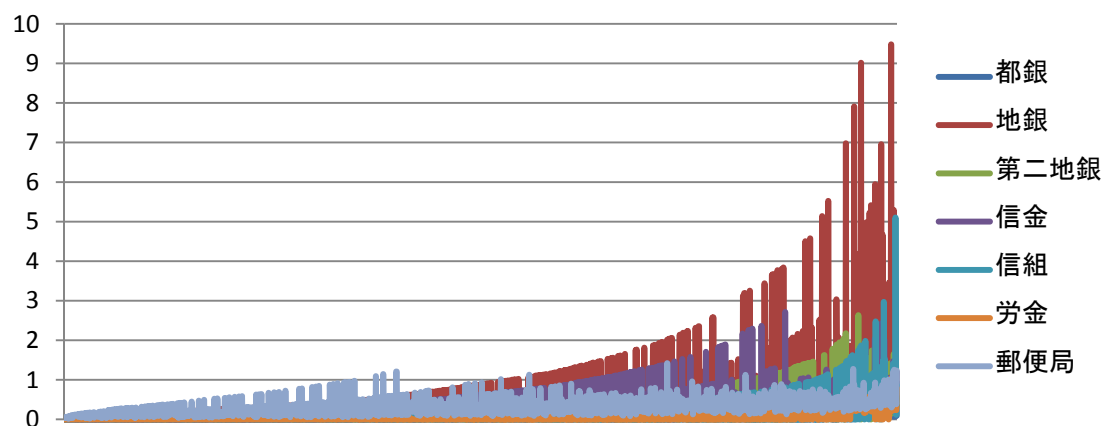
注 横軸は可住地面積の小さな地域から大きな地域へと並べたものである。

図4 店舗数の昼間人口弾力性



注 横軸は昼間人口の少ない地域から多い地域へと並べたものである。

図 5 店舗数の事業所数弾力性



注 横軸は事業所の少ない地域から多い地域へと並べたものである。

図 3 より、可住地面積は大きいほど弾力性が大きくなり、中でも郵便局と地銀は他の業態に比べて弾力性が大きいことがわかる。一方、昼間人口の弾力性は概ね 1 を下回っていて、信金だけは一部の地域で大きく 1 を上回っている（図 4）。事業所数の弾力性も郵便局はほぼ 1 を下回っている。一方で、地銀は事業所数が 1,500 を超えると弾力性が 1 を上回る地域が現れ、それ以降大きく 1 を上回る地域が見られる（図 5）。

本来限界効果はそれぞれの変数の値によって変化するはずで、ここで計算した弾力性は各変数が平均値を離れるほど信頼性は低くなってしまう。しかし、可住地面積や事業所数に比べて昼間人口の弾力性が低いことは明らかとなった。それは、同じ店舗密度の 2 地域が異なる人口を持つ可能性があることを意味し、そのような場合にはより人口の多い地域ほどより多くの店舗サービスが供給されているということになる。

4 店舗サービス指標の再考察

2008 年 10 月 1 日現在の市区町村単位のデータで堀内・佐々木(1982)の定義による店舗サービス指標（*HSBS*）を算出し、地域面積当たりの店舗数で定義した店舗密度との単相関係数を計算すると、表 6 のようになる。

表 6 *HSBS* と店舗密度との単相関係数

都銀	地銀	第二地銀	信金	信組	労金	郵便局
0.993	0.987	0.987	0.991	0.991	0.987	0.991

表 6 より、*HSBS* を何らかの回帰モデルの中で説明変数に用いるとしても、店舗密度で代替できるということがわかる。しかも、*HSBS* はいずれの業態でも同じ値を取る地域数との間にトレードオフの関係がある。すなわち、*HSBS* の値をいくつかの階

級に分けたとき、その階級に属する地域数としての度数は階級が大きくなるとともに減少する。例として郵便局と信金について表したのが図 6 と図 7 である。

図 6 *HSBS*（郵便局）

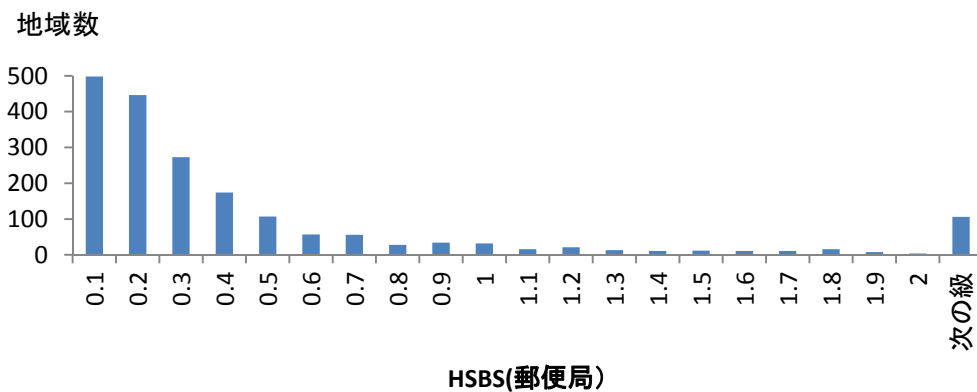
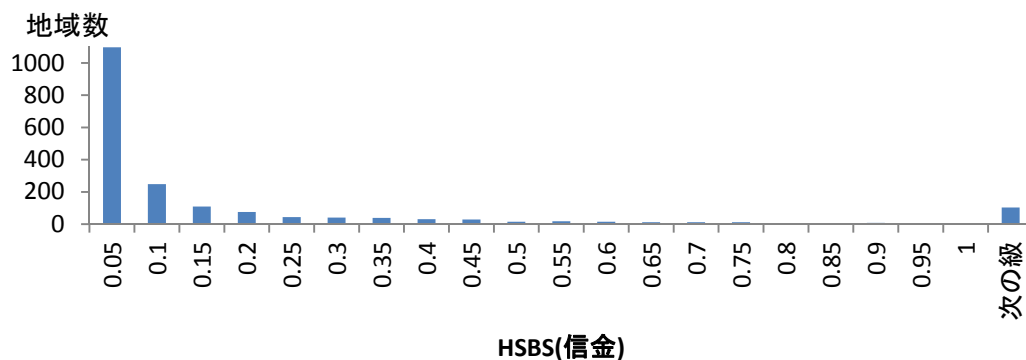


図 7 *HSBS*（信金）



郵便局の *HSBS* は平均値が 0.50 で、平均以下の地域が相当数に上る。同様に、信金は店舗が所在しない地域が 478 あり、それを含めて平均値 0.20 以下の地域がほとんどである。このような分布になっている変数を回帰モデルに用いると誤差項の分散が不均一になるという問題が生じやすくなる。その点においても、新たな店舗サービス指標を議論する意義がある。

店舗密度は店舗サービスを構成する一つの要素であるといえる。それは、地域に居住する個人が一樣に分布する場合、店舗を利用する際の移動費用を代理するからである。実際には行政界内に非居住地が一定の面積を占めることが多いので、この前提が満たされるようにするならば店舗密度を算出する際の地域面積は可住地面積を用いた方がよい。

また極端な混雑が生じないならば、一店舗を利用する人口が多いほど当該店舗が供給する店舗サービスの量は多いといえる。従って、店舗当たり地域人口は店舗サー

ヴィスを構成する要素の一つになっているといえる。

以上を踏まえて、店舗サービス量を BS_0 、それを構成する店舗密度に関わる部分を $f(B/A)$ 、店舗当り地域人口に関わる部分を $g(P/B)$ とすれば、

$$BS_0 = f(B/A)g(P/B) \quad (4)$$

といった店舗サービス指標が考えられる。扱いやすい $f(\cdot)$ 、 $g(\cdot)$ の具体的な関数としては対数が考えられる。すなわち、

$$BS_0 = f(B/A)g(P/B) \equiv \ln(B/A)\ln(P/B) \quad (5)$$

が簡便な定義である。ただし、ある一定の地域面積と地域人口に対して店舗数が増加したときに指標の値が上昇しなければ、指標としての役割が果たせない。この点については地域面積と地域人口の計測単位に依存する。しかし、店舗数の限界的変化に対する BS_0 の変化を示せば、

$$dBS_0/dB = (\ln A + \ln P - 2\ln B)/B \quad (6)$$

となり、実際の行政界に対して面積単位を平方キロメートル、人口単位を人でとれば、(6)は正となる。

むしろ問題になるのは行政界を市区町村とした場合に店舗数 B が 0 を取り得ることである。このような場合に用いられるのは、対数を一般化して Box-Cox 変換を適用することである。すなわち、0 値の B を考慮して店舗当り地域人口は逆数を取り、 λ_1 、 λ_2 をパラメーターとして(4)の具体的表現を次のように表す。

$$BS_1 = -\left\{ (1/\lambda_1) \left\{ (B/A)^{\lambda_1} - 1 \right\} \right\} / \left\{ (1/\lambda_2) \left\{ (B/A)^{\lambda_2} - 1 \right\} \right\}, \lambda_1, \lambda_2 \in (0,1) \quad (7)$$

(7)式右辺の符号は、本稿で扱うデータの単位から dBS_1/dB を正にするためのものである。 $\lambda_1 = \lambda_2 = 0.6$ としたとき、郵便局と信金について BS_1 の分布を表すとそれぞれ図 8、9 のようになる。

図 8 BS_1 (郵便局)

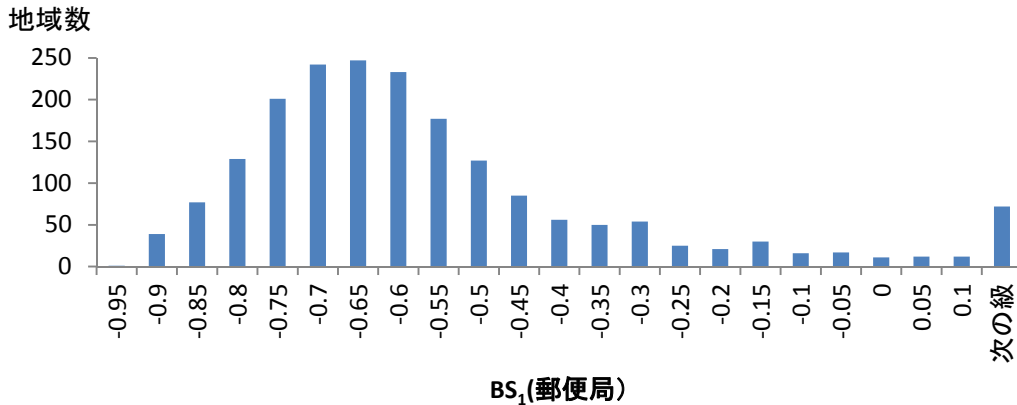
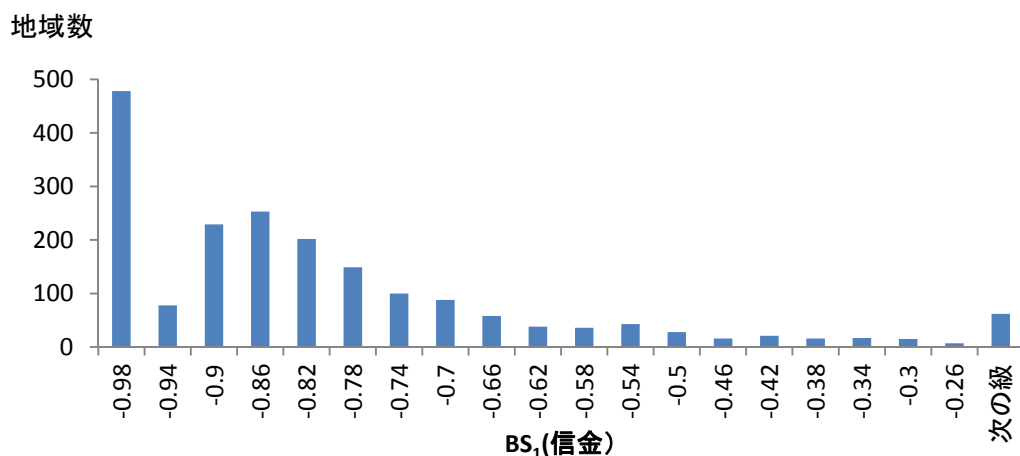


図9 BS_1 (信金)



BS_1 による郵便局の店舗サービスは、平均値(-0.57)よりも左に頂点を持つ山型で右裾が長い分布になっている。*HSBS*では人口による加重があまり効果を持たず、ほぼ店舗密度と同等だったのに対して、 BS_1 では同じ店舗密度であっても地域人口が多いほどより多くの店舗サービスを提供しているという点を反映している。信金の BS_1 の分布についても同様であるが、多数に上る店舗数0の地域に関する問題は解決できていない。一つの方策としては、店舗の存在しない地域を隣接する有店舗地域と合同して地域を分けすることである。ただし、この方法では行政界内に金融機関店舗の無い地域の居住者が利用する他地域の店舗を特定するという作業が必要になるが、そのために必要な情報を入手することは難しい。

5 まとめ

本稿では、金融機関店舗が利用者に対して供給するサービスを表す指標を再考し、その準備として市区町村単位での店舗配置関数の推定を行った。市区町村を地域単位とすると店舗が所在しない地域があり、打ち切りデータとなる。これをOLS推定すれば回帰係数は偏りを持つことになる。本稿ではトービット・モデルで店舗配置関数を推定し、OLS推定では有意にならなかった昼間人口と高齢者比率の回帰係数が有意になるという結果を得た。推定結果を利用して、店舗数に影響を与える諸変数の弾力性を算出したところ、中間人口の弾力性は可住地面積や事業所数に比べて小さいことがわかった。

堀内・佐々木(1982)の店舗サービス指標はほぼ店舗密度に帰着するため、地域の人口密度に代わる人口に関するウェイトが必要と考え、新たな店舗サービス指標を提案した。簡便な方法としては店舗密度及び店舗当り地域人口の対数を取り、その積を指標とすることが考えられるが、店舗数が0の地域があると上手くいかない。より一般的なBox-Cox変換を用いると、店舗サービス指標の分布は山型となった。しか

し、店舗数が 0 の地域を含めて指標化することには成功しておらず、今後さらに改良を進める必要がある。

銀行等の店舗サービスは、地域の預金量を説明する一つの要素となり得るし、保険や投資信託の窓口販売の実績に影響を与えていることが予想される。しかし、実証分析を行うと面積当たりの店舗数で定義される店舗密度のような代理変数では期待した結果が得られないことがある。より説明力を持つ店舗サービス指標を開発することが今後の課題である。

【参考文献】

- 畔上秀人（2010）「金融機関店舗の減少に影響を与える要因について―東北 6 県の事例分析―」『地域学研究』第 40 巻第 1 号 217-228 頁
- 堀内昭義、佐々木宏夫（1982）「家計の預・貯金需要と店舗サービス」『経済研究』33 巻第 3 号 219-229 頁
- 伊藤隆康（2004）「東京都における預金金融機関の店舗配置と競合」『生活経済研究』第 20 巻 113-126 頁
- 松浦克己、橋本俊詔、井村浩之（1990）「家計の金融資産選択と公的金融」『経済分析』（内閣府経済社会総合研究所）第 119 号 分析 2 81-138 頁
- 家森信善、近藤万峰（2001）「公的金融機関と民間金融機関の立地行動」『生活経済学研究』第 16 巻 173-185 頁