

(調査研究報告書)

都道府県における個人保険の販売実績と販売機会の変化が 営業職員数に与える影響

佐々木博之(山梨大学大学院総合研究部生命環境学域准教授)

目次

- 1 はじめに
- 2 分析方法
 - 2.1 サンプル
 - 2.2 従属変数
 - 2.3 独立変数
 - 2.4 モデレーター変数
 - 2.5 コントロール変数
 - 2.6 分析モデル
- 3 分析結果
 - 3.1 基本統計量、相関係数、モデル
 - 3.2 主効果
 - 3.3 モデレーター効果
 - 3.3.1 販売実績の増加と販売機会の増加の交互作用
 - 3.3.2 販売実績の増加と販売機会の減少の交互作用
 - 3.3.3 販売実績の減少と販売機会の増加の交互作用
 - 3.3.4 販売実績の減少と販売機会の減少の交互作用
- 4 おわりに

1. はじめに

営業職員は生命保険販売における主要なチャネルであり、わが国の多くの生命保険会社にとって最も重要な経営資源である。ところが、株式会社保険研究所が出版するインシュアランス生命保険統計号によれば、生保各社の全国の営業職員は実働ベースで1996年度末時点で36.7万人いたが、2018年度末時点で18.9万人にまで減少している。この背景には乗合代理店やインターネットといった他の販売チャネルへの代替や営業職員の採用の難化などもあるが、特に大きな要因としては人口動態が考えられよう。わが国は諸外国に先んじて急激な人口減少を迎えると同時に、都市部への人口の集中、すなわち地方部の過疎化が進んでおり、全国の営業職員をいかに戦略的に配置するかは生保の重要な経営課題になる。

経営理論の1つである企業行動理論(A Behavioral Theory of the Firm; 文献レビューとしてGavetti, Greve, Levinthal & Ocasio, 2012; Shinkle, 2011; 佐々木, 2017がある)では、Barreto(2012)がポルトガルの商業銀行のコンテキストで地域市場の機会が当該地域への出店数に与える影響を分析している。Barreto(2012)は市場機会が相対的に高い地域にはより多くの支店を出店すること、ならびに、財務面での余力(企業スラック)が高い銀行ほどこの効果は弱まり、銀行全体の総資産利益率(ROA)が前年度を上回るほどこの効果は弱まることを発見した。他方、企業行動理論では業績フィードバックと呼ばれる、企業の業績が企業行動へ与える影響について多くの研究が蓄積されているが、地域市場での業績がその地域での行動に与える影響については分析されていない。とりわけ、企業の経営者やエリアマネージャーは地域市場の機会という前向きな情報だけでなく、その地域市場での実績という後ろ向きな情報の両方を勘案して意思決定を行っているはずである。

そこで本研究は「各都道府県での販売実績が営業職員数にどのような効果を与えるのか？」および「この効果を販売機会がどのようにモデレート(調整)するのか？」の2つのリサーチクエッションに答えるため、わが国の生保のコンテキストで統計的に調査している。幸運なことに、生保各社の都道府県における個人保険の新規契約件数をインシュアランス生命保険統計号(株式会社保険研究所)から取得することができ、各都道府県での販売実績を変数化することができた。また、Barreto(2012)の研究に沿い、各都道府県における需要量である世帯数を供給量である競合他社の営業職員数で割ることで市場機会も変数化することができた。企業行動理論では、前年から当年にかけての変化が翌年の企業行動にフィードバックされることが分かっている。本研究ではこの理論に則り、前年から当年にかけての販売実績や販売機会の変化が翌年の営業職員数へ与える効果を分析している。分析には[都道府県]－[生保]を単位とした固定効果モデルを用いることで、分析単位内の経時的な変化を捉えている(Allison, 2009)。次節ではまずサンプルと作成した変数、分析モデルについて説明し、その後の節で分析結果を記述する。最後に、分析結果の実践的な解釈を記して報告を締めくくる。

2. 分析方法

2.1. サンプル

サンプルは 1997 年度から 2018 年度までのわが国すべての生命保険会社である。株式会社生保に加え、日本生命や明治安田生命などの相互会社生保や外資系生保も本サンプルに含んでいる。また、2006 年 9 月に株式会社として民営化されたかんぽ生命については 2007 年度以降のデータのみデータセットに加えている。なお、関連データの取得が難しい少額短資保険会社や企業の形態をとらない共済(JA 共済、都道府県民共済など)はサンプルに含まれていない。

本調査で使用したデータは全て公開資料から取得している。生保各社の都道府県レベルのデータおよびコントロール変数の作成に使用したソルベンシー・マージン比率は株式会社保険研究所が出版しているインシュアランス生命保険統計号の各年版から取得し、財務情報を含む全社レベルのデータは一般社団法人生命保険協会が提供している生命保険事業概況から取得した。また、各都道府県の世帯数については総務省が公表しているデータを用いた。1997 年度版以降の生命保険事業概況のみ入手可能であったため、サンプル期間の始点を 1997 年度とした。他方、新型コロナウイルスによる営業活動への影響を排除するため、サンプル期間の終点を 2018 年度とした。2020 年 2 月頃からの新型コロナウイルスの脅威とそれに伴う公式または非公式な規制は対面による営業活動の遂行を難しくしたため、生保各社は営業職員数の操作において通常期とは異なる行動をとった可能性がある。

収集したデータは[都道府県]－[生保]のペアを分析単位としたパネルデータセットとして構築した。生保が他の企業と合併したり、他の企業を買収したり、他の企業から買収された場合、その前後の当該生保は異なる生保として扱った。また、本社のある都道府県に所属する営業職員は研修や営業サポート、全社的な管理業務など当該市場での販売以外の仕事に従事している可能性があるため、本社のある都道府県の観測値はサンプルから除外した。以上の手続きにより、最終的な観測数は延べ 85 社の 46 都道府県における 14,500 社県年となった。ユニークな都道府県と生保の組み合わせは 1,484 社県であり、それぞれにおいて連続して観測された年数の平均は 9.8 年、最短で 1 年、最長で 21 年である。

2.2. 従属変数

従属変数はインシュアランス生命保険統計号から取得した各生保の各都道府県における実働営業職員数(単位:人)である。この値は当該年度中の月平均を示している。後述するように従属変数のみ $t+1$ 年度の値を用いている。

2.3. 独立変数

本調査では生保各社による各都道府県での「販売実績の増加」と「販売実績の減少」の異なる 2 つの変数を独立変数として作成した。販売実績は各都道府県における各生保の個人保険の新規契約件数(単位:千件)を用いている。この値は当該年度において新たに獲得した個人保険契約の数である。企業行動理論の既存研究と同様に、 t 年度の販売実績から $t-1$ 年度の販売実績を引いた値をスプライン関数にしたものを独立変数として用いた(Marsh & Cormier, 2001)。すなわち、販売実績 ijt を生保 i の都道府県 j における t 年の販売実績とするとき、独立変数は次の式で算出する。

販売実績の増加 ijt

$$\begin{aligned} &= \text{販売実績 } ijt - \text{販売実績 } ijt-1 && \text{if } \text{販売実績 } ijt \geq \text{販売実績 } ijt-1 \\ &= 0 && \text{if } \text{販売実績 } ijt < \text{販売実績 } ijt-1 \end{aligned}$$

販売実績の減少 t

$$\begin{aligned} &= \text{販売実績 } ijt - \text{販売実績 } ijt-1 && \text{if } \text{販売実績 } ijt \leq \text{販売実績 } ijt-1 \\ &= 0 && \text{if } \text{販売実績 } ijt > \text{販売実績 } ijt-1 \end{aligned}$$

2.4. モデレーター変数

モデレーター変数は各都道府県における「販売機会の増加」と「販売機会の減少」である。販売機会は各都道府県の世帯数(単位:千世帯)をその都道府県に所属している競合生保の営業職員数で割った値として操作化した。独立変数と同様に、 t 年度の販売機会から $t-1$ 年度の販売機会を引いた値をスプライン関数にしたものをモデレーター変数として用いた。すなわち、販売機会 ijt を生保 i の都道府県 j における t 年の販売機会とするとき、モデレーター変数は次の式で算出した。

販売機会の増加 ijt

$$\begin{aligned} &= \text{販売機会 } ijt - \text{販売機会 } ijt-1 && \text{if } \text{販売機会 } ijt \geq \text{販売機会 } ijt-1 \\ &= 0 && \text{if } \text{販売機会 } ijt < \text{販売機会 } ijt-1 \end{aligned}$$

販売機会の減少 ijt

$$\begin{aligned} &= \text{販売機会 } ijt - \text{販売機会 } ijt-1 && \text{if } \text{販売機会 } ijt \leq \text{販売機会 } ijt-1 \\ &= 0 && \text{if } \text{販売機会 } ijt > \text{販売機会 } ijt-1 \end{aligned}$$

2.5. コントロール変数

コントロール変数の種類は大きく、都道府県市場固有の特性と都道府県-生保のペアの特性、生保の特性、時期による影響の4つに分けて作成し、モデルに追加している。

都道府県市場の特性をコントロールするため、当該都道府県の世帯数(単位:百万)をモデルに含めた。都道府県の世帯数が大きいほど生保はその市場を重要であると捉える可能性がある。

都道府県-生保のコントロール変数として競合企業数と自社の当該市場における営業職員数を用いた。競合企業数は市場における競争の密度を表し、競合企業数が少ないほど自制的になったり、積極的になったりするかもしれない。また、自社の当該市場における営業職員数をコントロール変数としてモデルに入れたのは営業職員数の増減が当該市場における直前の営業職員の規模から影響を受けると考えられるからである(Barreto, 2012)。

生保の特性をコントロールするため、全社販売実績の増加と減少(単位:千件)、純保険料(単位:十億円)と自然対数化したソルベンシー・マージン比率、地域多角化を変数として作成した。全社販売実績の増加と減少は地域レベルのそれと同様にスプライン関数化した2つの変数として作成している。企業規模を表す変数として収入保険料から再保険料を引いた純保険料を用いた(Greve, 2008)。また、企業がどれほど地理的に多角化しているかを示す変数として、全国に占める各都道府県の営業職員数の割合を2乗した値を合計し、1から引いた値を地域多角化の変数としてモデルに加えた。

最後に、すべての生保への一時的な影響をコントロールするため、各年度のダミー変数をモデルに追加している。ただし、ベースとする1998年度のダミー変数はモデルに含めていない。

2.6. 分析モデル

都道府県-生保を分析単位とした固定効果モデルによって分析単位内の変化を推定した(Allison, 2009)。固定効果モデルを用いることで時間を通じて変化しない都道府県-生保固有の効果をコントロールしている。また、企業行動理論の既存研究と同様に、コントロール変数とモデレーター変数、独立変数は t 年度の値を用い、従属変数(営業職員数)は $t+1$ 年度の値を用いている。つまり、 $t+1$ 年度における各都道府県での営業職員数の意思決定は t 年度の状況から最も影響を受けることを仮定している。

3. 分析結果

3.1. 基本統計量、相関係数、モデル

作成した変数の基本統計量と相関係数はそれぞれ表 1 および表 2 の通りである。

表 3 は固定効果モデルによる推定結果である。モデル 1 はコントロール変数と販売機会に関する 2 つのモデレーター変数のみのモデルである。モデル 2 はモデル 1 に販売実績に関する 2 つの独立変数を加えた主効果のみのモデルである。従属変数の分析単位内(within 都道府県・生保)の変動に対する説明力を比べると、モデル 2($R^2=0.8840$)はモデル 1($R^2=0.8836$)に対して有意に改善している。

さらに、モデル 3 はモデレーター変数と独立変数の交差項を追加したモデルである。2 種類の独立変数(販売実績の増加、販売実績の減少)と2種類のモデレーター変数(販売機会の増加、販売機会の減少)の組み合わせは 4 つあり(販売機会の増加×販売実績の増加、販売機会の減少×販売実績の増加、販売機会の増加×販売実績の減少、販売機会の減少×販売実績の減少)それらすべてを交差項として追加した。分析単位内(within 都道府県・生保)の従属変数の変動に対する説明力を比べると、モデル 3($R^2=0.8849$)はモデル 2($R^2=0.8840$)に対して有意な改善を示している。このことは 4 つ交差項のうち、少なくとも 1 つが有意なモデレーター効果をもたらしていることを意味しており、すべての交差項によるモデレーター効果あることを示している訳ではない(Jaccard & Turrisi, 2003)。

固定効果モデルは分析単位間効果(between-id effect)を推定せずに分析単位内(within-id effect)のみを推定するため、係数と有意度の解釈には注意が必要である(Allison, 2009)。ここでの分析単位(id)は都道府県－生保であることを思い出すと、「都道府県－生保」間効果とは任意の時点における「都道府県－生保」の違いによる変化であり、「都道府県－生保」内効果とは任意の「都道府県－生保」における時点の違いによる変化である。したがって、「都道府県－生保」内効果を推定している表 3 の係数は独立変数またはモデレーター変数が 1 単位増加したときに当該「都道府県－生保」の営業職員数がどれだけ増加(係数が正の値の場合)あるいは減少(係数が負の値の場合)するかを示している。例えば、地域多角化のモデル 1 における係数は-152.82 であるが、これは当該「都道府県－生保」の地域多角化が高まったときに当該「都道府県－生保」が地域多角化 1 単位あたり 152.8 人減少することを示している。ただし、地域多角化の変数は 0 から 1 をとる値であるため、実際には営業職員数は数十人程度の増減しかしない。反対に、地域多角化が低い「都道府県－生保」よりも地域多角化が高い「都道府県－生保」の方が翌年度の営業職員数を減らす、というような「都道府県－生保」間効果として解釈するのは誤りである。なお、モデル 3 におけるハウスマン検定の結果は固定効果モデルを支持しており、従属変数の変動のうち 81.7% は固定効果に帰属している。

表 1. 基本統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
営業職員数 $t+1$	253.77	427.37	1.00	6387.00
世帯数	1.18	1.37	0.20	12.18
競合企業数	17.38	3.04	11.00	30.00
営業職員数	260.02	440.39	1.00	7652.00
全社販売実績の増加	65.77	264.93	0.00	3624.82
全社販売実績の減少	-30.34	75.81	-702.1	0.00
純保険料	1566.39	1649.03	6.60	7881.17
ソルベンシー・マージ ン比率(自然対数)	6.84	0.38	5.84	8.13
地域多角化	0.94	0.04	0.32	0.97
1999 年度	0.06	0.23	0	1
2000 年度	0.04	0.20	0	1
2001 年度	0.04	0.20	0	1
2002 年度	0.04	0.19	0	1
2003 年度	0.04	0.20	0	1
2004 年度	0.05	0.21	0	1
2005 年度	0.05	0.21	0	1
2006 年度	0.05	0.21	0	1
2007 年度	0.05	0.22	0	1
2008 年度	0.05	0.22	0	1
2009 年度	0.05	0.22	0	1
2010 年度	0.05	0.21	0	1
2011 年度	0.04	0.20	0	1
2012 年度	0.05	0.21	0	1
2013 年度	0.05	0.21	0	1
2014 年度	0.05	0.21	0	1
2015 年度	0.05	0.21	0	1
2016 年度	0.05	0.22	0	1
2017 年度	0.05	0.22	0	1
2018 年度	0.05	0.22	0	1
販売機会の増加	0.03	0.01	0.00	0.67
販売機会の減少	-0.02	0.01	-0.64	0.00

販売実績の増加	0.71	9.94	0.00	119.42
販売実績の減少	-0.70	2.03	-88.49	0.00

※N=14,500.

表 2. 相関係数

変数	1	2	3	4	5	6
1 営業職員数 _{t+1}						
2 世帯数	0.41					
3 競合企業数	0.28	0.49				
4 営業職員数	1.00	0.41	0.29			
5 全社販売実績の増加	0.11	-0.02	0.04	0.11		
6 全社販売実績の減少	-0.11	0.00	0.14	-0.11	0.10	
7 純保険料	0.44	-0.05	-0.10	0.43	0.23	-0.19
8 ソルベンシー・マージン 比率(自然対数)	-0.12	0.07	0.02	-0.13	-0.08	0.04
9 地域多角化	0.17	-0.20	-0.22	0.17	0.04	-0.08
10 1999 年度	0.03	-0.03	0.30	0.03	-0.06	0.10
11 2000 年度	0.05	-0.02	0.31	0.05	0.28	0.08
12 2001 年度	0.01	-0.02	-0.09	0.02	-0.02	0.06
13 2002 年度	0.02	-0.02	0.04	0.02	0.19	0.07
14 2003 年度	0.01	-0.02	0.07	0.01	-0.04	-0.00
15 2004 年度	-0.01	-0.02	-0.03	-0.01	-0.05	-0.09
16 2005 年度	0.01	0.30	0.01	0.00	-0.02	-0.02
17 2006 年度	-0.00	-0.02	0.03	0.00	-0.05	-0.02
18 2007 年度	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	-0.06	-0.07
19 2008 年度	-0.01	-0.01	0.04	-0.01	-0.06	-0.00
20 2009 年度	-0.01	-0.01	-0.04	-0.02	0.06	0.06
21 2010 年度	-0.01	-0.01	-0.05	-0.01	0.01	0.08
22 2011 年度	-0.00	-0.02	-0.01	-0.00	-0.02	-0.01
23 2012 年度	-0.00	-0.01	-0.16	-0.01	-0.03	0.00
24 2013 年度	-0.01	-0.00	-0.13	-0.01	0.16	-0.02
25 2014 年度	-0.01	-0.01	-0.12	-0.02	-0.04	-0.04
26 2015 年度	-0.01	-0.01	-0.12	-0.02	-0.03	0.01
27 2016 年度	-0.01	-0.00	-0.13	-0.02	-0.04	0.04
28 2017 年度	-0.01	0.00	-0.12	-0.02	-0.03	-0.08
29 2018 年度	-0.02	0.00	-0.13	-0.02	-0.05	-0.26
30 販売機会の増加	0.03	0.31	0.01	0.03	-0.03	-0.02
31 販売機会の減少	-0.01	0.02	-0.01	-0.01	0.05	0.02

32 販売実績の増加	0.16	0.14	0.05	0.16	0.61	0.08
33 販売実績の減少	-0.38	-0.24	-0.22	-0.38	-0.01	0.41

変数	7	8	9	10	11	12
-----------	----------	----------	----------	-----------	-----------	-----------

8 ソルベンシー・マージン 比率(自然対数)	0.05					
9 地域多角化	0.23	-0.33				
10 1999 年度	-0.02	-0.23	-0.02			
11 2000 年度	0.02	-0.05	-0.03	-0.05		
12 2001 年度	-0.03	-0.11	-0.02	-0.05	-0.04	
13 2002 年度	-0.02	-0.16	-0.01	-0.05	-0.04	-0.04
14 2003 年度	-0.03	-0.16	0.02	-0.05	-0.05	-0.04
15 2004 年度	-0.05	-0.02	0.04	-0.05	-0.05	-0.05
16 2005 年度	-0.03	-0.04	0.03	-0.06	-0.05	-0.05
17 2006 年度	-0.03	0.06	0.01	-0.06	-0.05	-0.05
18 2007 年度	-0.04	0.13	0.01	-0.06	-0.05	-0.05
19 2008 年度	-0.04	0.06	0.06	-0.06	-0.05	-0.05
20 2009 年度	0.02	-0.02	0.00	-0.06	-0.05	-0.05
21 2010 年度	0.03	0.10	0.01	-0.06	-0.05	-0.05
22 2011 年度	0.06	0.09	0.03	-0.06	-0.05	-0.04
23 2012 年度	0.06	-0.13	0.02	-0.05	-0.05	-0.05
24 2013 年度	0.04	-0.02	-0.01	-0.06	-0.05	-0.05
25 2014 年度	0.02	0.02	-0.00	-0.06	-0.05	-0.05
26 2015 年度	0.03	0.07	-0.01	-0.06	-0.05	-0.05
27 2016 年度	0.03	0.07	-0.02	-0.06	-0.05	-0.05
28 2017 年度	0.01	0.06	-0.02	-0.06	-0.05	-0.05
29 2018 年度	-0.01	0.06	-0.03	-0.06	-0.06	-0.05
30 販売機会の増加	-0.01	-0.05	0.03	-0.05	-0.06	0.01
31 販売機会の減少	0.01	-0.06	-0.02	0.06	0.05	0.05
32 販売実績の増加	0.21	-0.00	-0.01	-0.00	-0.03	0.02
33 販売実績の減少	-0.15	-0.02	-0.03	0.03	-0.10	0.05

変数	13	14	15	16	17	19
-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

14 2003 年度	-0.04					
15 2004 年度	-0.04	-0.05				
16 2005 年度	-0.04	-0.05	-0.05			

17 2006 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05		
18 2007 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	
19 2008 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
20 2009 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
21 2010 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
22 2011 年度	-0.04	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
23 2012 年度	-0.04	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
24 2013 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
25 2014 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
26 2015 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
27 2016 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
28 2017 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
29 2018 年度	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
30 販売機会の増加	-0.05	-0.05	-0.02	-0.05	-0.07	-0.04
31 販売機会の減少	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05
32 販売実績の増加	0.09	-0.02	-0.03	-0.03	-0.02	-0.05
33 販売実績の減少	0.03	0.03	-0.05	0.01	0.03	-0.04

変数	20	21	22	23	24	25
-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

21 2010 年度	-0.05					
22 2011 年度	-0.05	-0.05				
23 2012 年度	-0.05	-0.05	-0.05			
24 2013 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05		
25 2014 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	
26 2015 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
27 2016 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
28 2017 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
29 2018 年度	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05	-0.05
30 販売機会の増加	-0.06	-0.07	-0.05	-0.03	-0.05	-0.04
31 販売機会の減少	0.05	0.03	0.05	0.05	0.05	0.05
32 販売実績の増加	0.12	0.03	-0.01	-0.01	0.12	-0.02
33 販売実績の減少	0.05	0.06	0.04	0.03	0.04	-0.01

変数	26	27	28	29	30	31
-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

27 2016 年度	-0.05
------------	-------

28 2017 年度	-0.05	-0.05				
29 2018 年度	-0.05	-0.05	-0.05			
30 販売機会の増加	0.05	-0.07	-0.07	-0.05		
31 販売機会の減少	0.00	0.05	0.05	0.05	0.08	
32 販売実績の増加	0.00	0.00	-0.01	-0.04	-0.03	0.02
33 販売実績の減少	0.05	0.04	-0.01	-0.13	0.00	-0.02
変数	32					
33 販売実績の減少	0.08					

※N=14,500.

表 3. 固定効果モデルによる分析結果

変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
世帯数	0.08 (0.86)	0.36 (0.85)	0.54 (0.90)
競合企業数	0.14 (0.30)	0.11 (0.30)	0.20 (0.30)
営業職員数	0.84 *** (0.00)	0.84 *** (0.00)	0.84 *** (0.00)
全社販売実績の増加	0.02 (0.00)	-0.01 *** (0.01)	-0.01 *** (0.01)
全社販売実績の減少	-0.00 *** (0.00)	0.03 *** (0.00)	0.03 *** (0.00)
純保険料	-0.00 *** (0.00)	-0.00 *** (0.00)	-0.00 *** (0.00)
ソルベンシー・マージン 比率(自然対数)	0.95 (1.59)	1.12 (1.59)	1.47 (1.58)
地域多角化	-152.82 *** (24.82)	-152.94 *** (24.78)	-157.78 *** (24.69)
年度ダミー	含む	含む	含む
販売機会の増加	9.25 (15.68)	10.27 (15.66)	12.84 (15.91)
販売機会の減少	49.85 *** (16.92)	50.26 *** (16.89)	15.66 (17.17)
販売実績の増加		0.70 *** (0.11)	0.73 *** (0.12)
販売実績の減少		-0.78 *** (0.16)	-1.04 *** (0.17)
販売実績の増加 × 販売機会の増加			1.45 (4.40)
販売実績の増加 × 販売機会の減少			12.33 *** (3.03)
販売実績の減少 × 販売機会の増加			4.80 * (2.38)
販売実績の減少 × 販売機会の減少			-17.67 *** (1.82)
分析単位内の決定係数	0.8836	0.8840	0.8849
サンプルサイズ	14,500	14,500	14,500

※()内は標準誤差の値である。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$. *** $p < 0.001$.

3.2. 主効果

独立変数が従属変数へ与える主効果はモデル 2 における独立変数の係数と標準偏差から判定する。「販売実績の増加」の係数は有意に正であり($b=0.70$, $p < 0.001$)、販売実績が前年度を上回るほど翌年度の営業職員数は増加することを示している。反対に、「販売実績の減少」の係数は有意に負であり($b=-0.78$, $p < 0.001$)、販売実績が前年度を下回るほど翌年度の営業職員数は増加することを示している。

また、モデル 1 とモデル 2 においてモデレーター変数である「販売機会の増加」と「販売機会の減少」の係数はいずれも正であるが、「販売機会の減少」のみ 0.1%水準で有意となった。これは販売機会が前年度を下回るほど翌年度の営業職員数が減少することを示している一方で、販売機会が前年度を上回るほど翌年度の営業職員数が増加することは確認できないということである。

加えて、いくつかのコントロール変数は営業職員数に正または負の効果を有意に与えていることが確認できる。まず、営業職員数の係数はモデル 1 とモデル 2 の両方で正であり、0.1%水準で有意である。これは営業職員数が多い年度ほど、翌年度の営業職員数は増えるということを示している。次に、「全社販売実績の増加」の係数はモデル 1 では有意でないものの、モデル 2 では 0.1%水準で負の値となっている。すなわち、都道府県レベルの販売実績の変動をコントロールした下では、全社販売実績の増加幅が大きい年度ほど翌年度の地域市場レベルの営業職員数が増えることを示している。他方、「全社販売実績の減少」の係数はモデル 1 とモデル 2 の両方において 0.1%水準で負の値をとっている。これは「全社販売実績の減少」が 0 または負の値であることに留意すると、全社販売実績の減少幅が大きい年度ほど翌年度の地域市場レベルの営業職員数が増えることを示している。企業レベルの変数である純保険料の係数はモデル 1 とモデル 2 において 0.1%水準で負の値をとっている。これは企業の純保険料が大きい年度ほど翌年度の営業職員数が減ることを示している。Greve(2008)のように純保険料が保険会社の規模の尺度として用いられることを考えれば、企業規模が大きくなるほど都道府県レベルの営業職員数は減少するという結果である。最後に、企業レベルの変数である地域多角化の係数はモデル 1 とモデル 2 の両方で、0.1%の有意水準で負の値をとっている。つまり、地域多角化が高い年度ほど翌年度の営業職員数が少ないことを示している。なお、世帯数や競合企業数、自然対数化したソルベンシー・マージン比率の係数はモデル 1 とモデル 2 のどちらでも統計的に有意ではなかった。また、表 3 では割愛しているが、年度のダミー変数のほとんどは負の係数をとっており、これは生保をまたがって年々と営業職員数が減少しているマクロな影響を反映している。

3.3. モデレーター効果

モデレーター効果は連続値同士の交互作用による効果である。すべての交差項を

含むモデル 3 の説明力がモデル 2 の説明力を有意に上回ることは既に確認しているが、これは交差項の少なくとも 1 つが有意なモデレーター効果をもたらしていることを示すに過ぎず、すべての交差項が有意なモデレーター効果を示しているとは限らない。そこで、検定対象の 1 つの交差項だけを抜いたモデルによる説明力とモデル 3(すべての交差項を入れたフルモデル)による説明力を階層化検定(hierarchical test)することにより、交差項の効果を確認した(Jaccard & Turrisi, 2003)。

3.3.1. 販売実績の増加と販売機会の増加の交互作用

モデル 3 において「販売実績の増加×販売機会の増加」の係数は正であるが(b=1.45)、「販売実績の増加×販売機会の増加」だけを除いたモデルとモデル 3 を比較した階層化検定では統計的に有意な差が認められなかった。すなわち、販売機会の増加に対する販売実績の増加によるモデレーター効果は統計的に認められない。

念のため、モデレーター効果をグラフで表すと図 1 のようになる。縦軸は従属変数である「翌年度の営業職員数」である。横軸は「販売実績の増加」である。「販売実績の増加」は非負の変数であるため、0 と平均値(0.7083)、平均値に 1 標準偏差を加えた値(3.8617)の 3 点でプロットしている。また、モデレーター変数の「販売機会の増加」も非負の変数であり、0 と平均値(0.0287)、平均値に 1 標準偏差を加えた値(0.1162)の 3 つの場合に分けてプロットしている。

「販売機会の増加」が 0 のとき、傾きは右肩上がりとなっている。この傾きはモデル 3 における「販売実績の増加」の係数(b=0.73)と一致している。「販売機会の増加」が 0 のときよりも 0.0287 のときのほうが、わずかに傾きの角度が大きくなっているように見える。また、同様に「販売機会の増加」が 0.0287 のときよりも 0.1162 のときのほうが、傾きの角度が大きくなっている。これは「販売実績の増加」が「翌年度の営業職員数」に与える正の効果が「販売機会の増加」によって強められている可能性を示している。ただし、階層化検定の結果の通り、効果の大きさは統計的に有意ではない。

「販売業績の増加」の係数が「販売機会の増加」の条件付き関数であることは数式でも確認することができる(Aiken, West & Reno, 1991)。「販売実績の増加」の係数に着目して回帰式の一部を数式で示すと

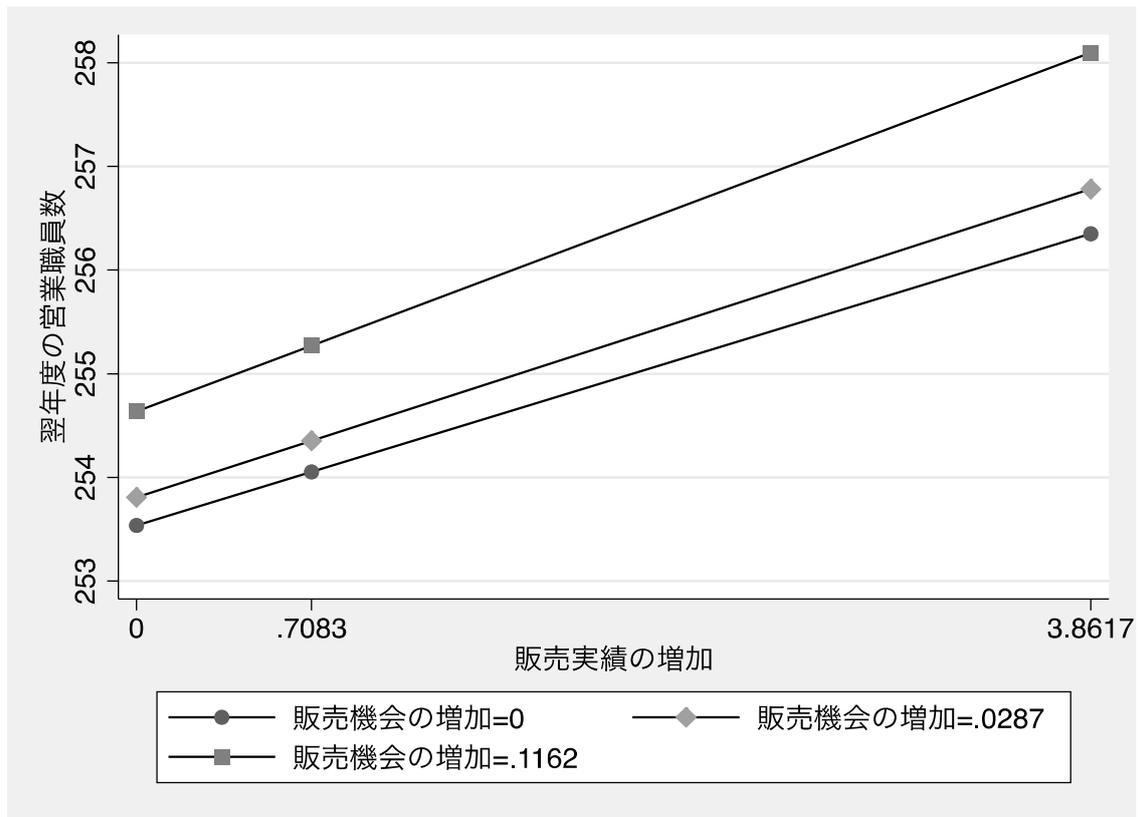
$$\begin{aligned} & \text{翌年度の営業職員数}_{t+1} \\ & = 0.70 \text{ 販売実績の増加}_t + 1.45(\text{販売機会の増加}_t \times \text{販売実績の増加}_t) \\ & \quad + 12.33(\text{販売機会の減少}_t \times \text{販売実績の増加}_t) + \dots \end{aligned}$$

であり、販売機会の減少_tは 0 であるから、この式は次のように変形できる。

$$\begin{aligned} & \text{翌年度の営業職員数}_{t+1} \\ & = (0.70 + 1.45 \text{ 販売機会の増加}_t) \text{販売実績の増加}_t + \dots \end{aligned}$$

販売機会の増加 t は負の値を取らないため、販売機会の増加 t が大きくなるほど販売実績の増加 t の係数が大きくなる。これは販売実績の増加 t が翌年度の営業職員数 $t+1$ に与える正の効果は販売機会の増加 t が高くなるについて強められることを意味する。ただし、再三になるが、階層化検定では統計的な有意性が確認されていない。

図 1. 従業員数における販売実績の増加と販売機会の増加の交互作用



3.3.2. 販売実績の増加と販売機会の減少の交互作用

モデル 3 の「販売実績の増加×販売機会の減少」の係数は正である($b=12.33$, $p < 0.001$)。「販売機会の減少×販売実績の増加」だけを除いたモデルとモデル 3 の階層化検定の結果はこの交差項による効果が有意なものであることを示した。

モデレーター効果を解釈するため、先ほどと同様に図 2 を作成した。縦軸(翌年度の営業職員数)と横軸(販売実績の増加)は変わらないが、モデレーター変数とその変数がとる値が異なる。モデレーター変数の「販売機会の減少」は 0 または負の値をとる変数である。そこで、0 と平均値(-0.0195)、平均値から 1 標準偏差を引いた値(-0.1044)の 3 つの場合に分けてプロットした。

「販売機会の減少」が 0 のとき、傾きは右肩上がりとなっている。この傾きはモデル 3 における「販売実績の増加」の係数($b=0.73$)と一致している。「販売機会の減少」が 0 のときよりも-0.0195 のときのほうが、傾きの角度が緩やかになっている。さらに、「販売機会の減少」が-0.1044 をとるときは、傾きが穏やかになるどころか、右肩下がりになっている。このことは「販売実績の増加」が「翌年度の営業職員数」に与える正の効果が「販売機会の減少」によって弱められ、さらには負の効果に変えてしまうことを示している。

「販売実績の増加」が「翌年度の営業職員数」へ与える効果がなぜ逆転するかを理解するために、回帰式の一部を数式で示すと次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{翌年度の営業職員数}_{t+1} \\ &= 0.70 \text{ 販売実績の増加}_t + 1.45(\text{販売機会の増加}_t \times \text{販売実績の増加}_t) \\ &\quad + 12.33(\text{販売機会の減少}_t \times \text{販売実績の増加}_t) + \dots \end{aligned}$$

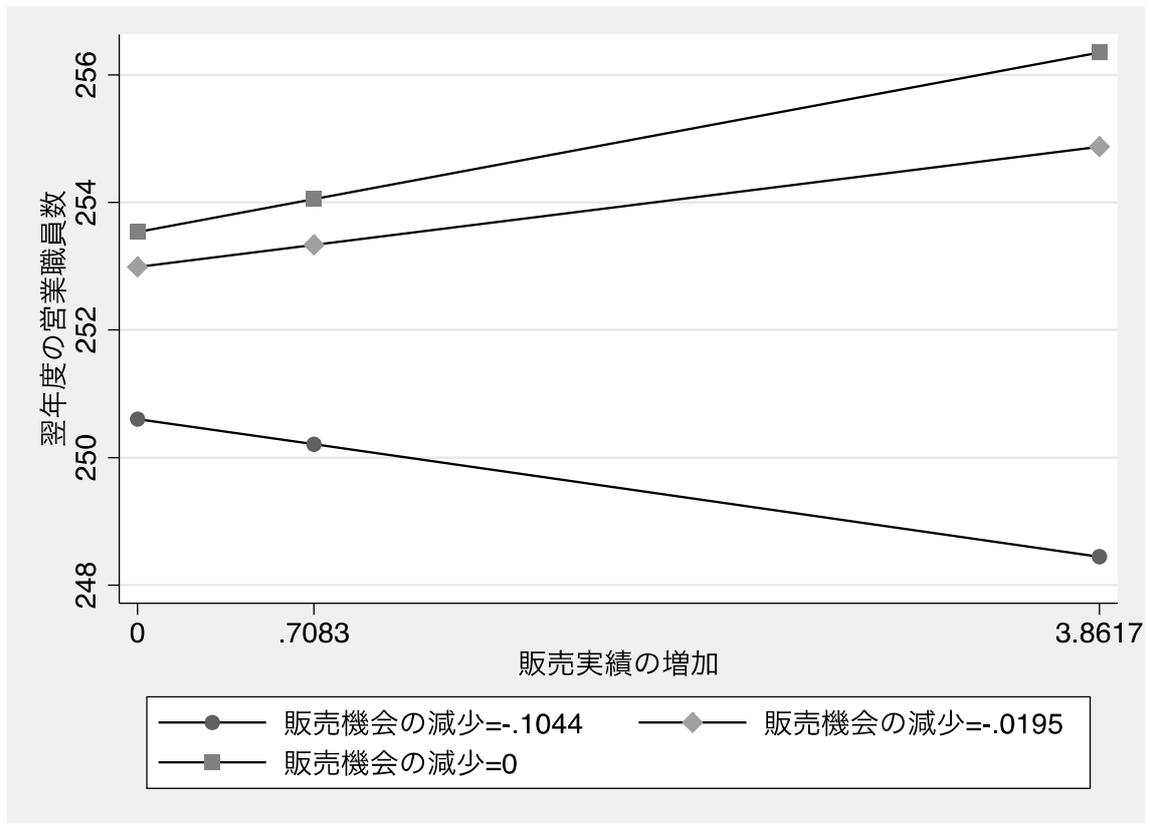
販売機会の増加 $_t$ は 0 をとるため、この式は

$$\begin{aligned} \text{翌年度の営業職員数}_{t+1} \\ &= (0.70 + 12.33 \text{ 販売機会の減少}_t) \text{ 販売実績の増加}_t + \dots \end{aligned}$$

に変形できる。

販売機会の減少 $_t$ は 0 または負の値を取ることから、販売機会の減少 $_t$ の値が低くなるほど販売実績の増加 $_t$ の係数は小さくなり、販売機会の減少 $_t$ の値が約-0.057 を下回ると販売実績の増加 $_t$ の係数が負になることがわかる。したがって、販売実績が前年度を上回るほど翌年度の営業職員数が増加する効果は、販売機会が前年度を下回るほど弱まると結論付けられる。

図 2. 従業員数における販売実績の増加と販売機会の減少の交互作用



3.3.3. 販売実績の減少と販売機会の増加の交互作用

モデル 3 の「販売機会の増加×販売実績の減少」の係数は正である($b=4.80$, $p < 0.05$)。「販売機会の増加×販売実績の減少」だけを除いたモデルとモデル 3 の階層化検定の結果はこの交差項による効果が有意なものであることを示した。

図 3 は販売実績の減少に対する販売機会の増加のモデレーター効果を示すグラフである。これまでのグラフと異なり、横軸は「販売実績の減少」になっている。「販売実績の減少」は 0 または負の値のみとるため、0 と平均値(-0.7034)、平均値から 1 標準偏差を引いた値(-2.7366)の 3 点でプロットしている。モデレーター変数の「販売機会の増加」は非負の変数であり、0 と平均値(0.0287)、平均値に 1 標準偏差を加えた値(0.1162)の 3 つの場合に分けてプロットしている。

「販売機会の増加」が 0 のとき、傾きは右肩下がりとなっている。この傾きはモデル 3 における「販売実績の減少」の係数($b=-1.04$)と一致している。「販売機会の増加」が 0 のときよりも 0.0287 のときのほうが、傾きが穏やかになっている。また、「販売機会の増加」が 0.0287 のときよりも 0.1162 のときのほうが、さらに傾きの角度が穏やかになっている。これは「販売実績の減少」が「翌年度の営業職員数」に与える負の効果が「販売機会の増加」によって弱められることを示している。

「販売実績の減少」の係数に着目して回帰式の一部を表すと次のようになる。

翌年度の営業職員数 $t+1$

$$= -1.04 \text{ 販売実績の減少}_t + 4.80(\text{販売機会の増加}_t \times \text{販売実績の減少}_t) \\ - 17.67(\text{販売機会の減少}_t \times \text{販売実績の減少}_t) + \dots$$

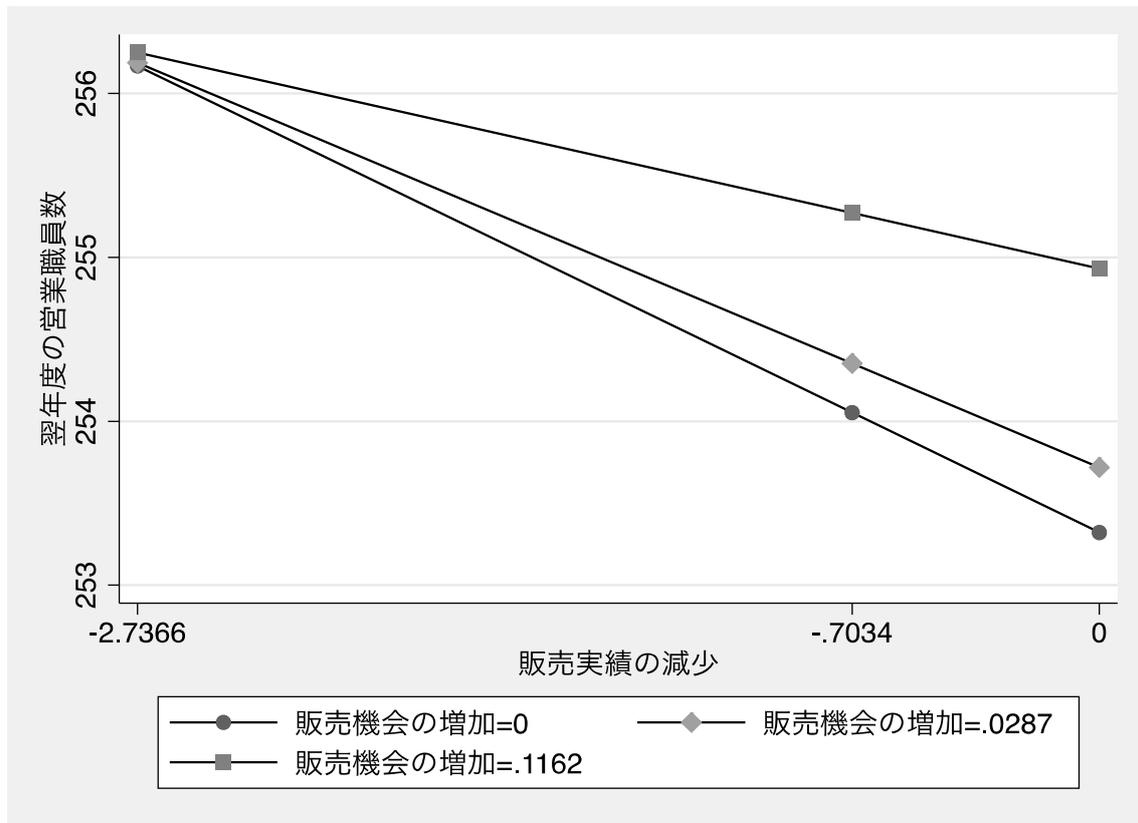
販売機会の減少 t が 0 のとき、この式は次のように変形できる。

翌年度の営業職員数 $t+1$

$$= (-1.04 + 4.80 \text{ 販売機会の増加}_t) \text{ 販売実績の減少}_t + \dots$$

販売機会の増加 t は非負の変数であるため、販売機会の増加 t が大きくなるほど販売実績の増加 t の係数は小さくなり、傾きがゆるやかになる。さらには販売機会の増加 t が約 0.2166 を上回ると販売機会の増加 t の係数は正となり、図 3 には示されていないが右肩上がりのグラフになる。この結果から、販売実績の減少 t が翌年度の営業職員数 $t+1$ に与える負の効果は販売機会の増加 t が高くなるについて弱められることがわかった。

図 3. 従業員数における販売実績の減少と販売機会の増加の交互作用



3.3.4. 販売実績の減少と販売機会の減少の交互作用

モデル 3 の「販売機会の減少×販売実績の減少」の係数は負である($b=-17.67$, $p < 0.001$)。「販売機会の減少×販売実績の減少」だけを除いたモデルとモデル 3 の階層化検定の結果はこの交差項による効果が統計的に有意なものであることを示した。

図 4 は販売実績の減少に対する販売機会の減少のモデレーター効果を示すグラフである。横軸は先ほどと同様に「販売実績の減少」であり、0 と平均値(-0.7034)、平均値から 1 標準偏差を引いた値(-2.7366)の 3 点でプロットしている。他方、モデレーター変数の「販売機会の減少」は 0 または負の値をとる変数であり、0 と平均値(-0.0195)、平均値から 1 標準偏差を引いた値(0.1044)の 3 つの場合に分けてプロットしている。

「販売機会の減少」が 0 のとき、グラフの傾きは右肩下がりとなっている。この傾きはモデル 3 における「販売実績の減少」の係数($b=-1.04$)と一致している。「販売機会の減少」が 0 のときよりも-0.0195 のときのほうが、傾きが穏やかになっている。さらに、「販売機会の減少」が-0.1044 のときは傾きが逆転し、右肩上がりになっている。これは「販売実績の減少」が「翌年度の営業職員数」に与える負の効果を「販売機会の減少」が弱めていると捉えられる。

「販売実績の減少」の係数に着目して回帰式で表すと、

翌年度の営業職員数 $t+1$

$$= -1.04 \text{ 販売実績の減少}_t + 4.80(\text{販売機会の増加}_t \times \text{販売実績の減少}_t) \\ - 17.67(\text{販売機会の減少}_t \times \text{販売実績の減少}_t) + \dots$$

となる。販売機会の増加 t が 0 のとき、この式は

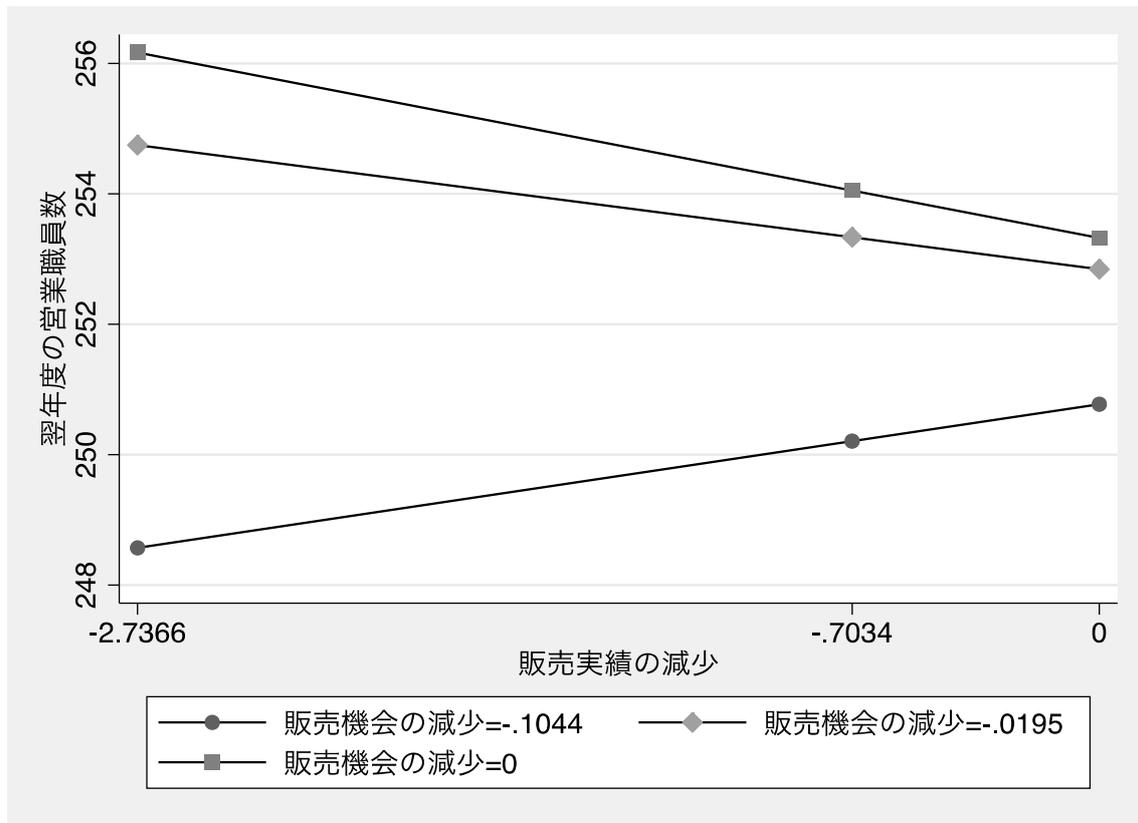
翌年度の営業職員数 $t+1$

$$= (-1.04 - 17.67 \text{ 販売機会の減少}_t) \text{ 販売実績の減少}_t + \dots$$

に変形できる。

販売機会の減少 t は 0 または負の値をとるため、販売機会の減少 t が低くなる(すなわち、絶対値が大きくなる)ほど、販売実績の減少 t の係数は高くなる。また、販売機会の減少 t の値が約-0.059 を下回ると販売実績の減少 t の係数が正になる。よって、販売実績が前年度を下回るほど翌年度の営業職員数が増加する効果は、販売機会が前年度を下回るほど弱まると結論付けられる。

図 4. 従業員数における販売実績の減少と販売機会の減少の交互作用



ここまでの分析結果をまとめると、販売機会と販売実績が営業職員数に与える影響について以下の①から⑧までの効果が見出される。発見①から発見④までは主効果についてであり、発見⑤から発見⑧まではモデレーティング効果についてである。

発見① 販売機会が前年度を上回ったことが翌年度の営業職員数に与える影響は認められない。

発見② 販売機会が前年度を下回るほど、翌年度の営業職員数は減少する。

発見③ 販売実績が前年度を上回るほど、翌年度の営業職員数は増加する。

発見④ 販売実績が前年度を下回るほど、翌年度の営業職員数は増加する。

発見⑤ 販売機会が前年度を上回ったことが③の効果をモデレートする効果は認められない。

発見⑥ 販売機会が前年度を下回るほど、③の効果は弱められる。

発見⑦ 販売機会が前年度を上回るほど、④の効果は弱められる。

発見⑧ 販売機会が前年度を下回るほど、④の効果は弱められる。

4. おわりに

本調査では、各都道府県の販売実績が生保各社の営業職員数に与える影響を明らかにした上で、その影響を市場機会がどのようにモデレートするかについて統計的に分析してきた。業績が企業行動に与える影響について企業行動理論には多くの研究が蓄積しているものの、市場レベルでの業績が企業行動に与える影響については明らかにされていなかった。また、市場機会が企業行動に与える影響は Barreto (2012)により明らかにされていたが、市場業績との関係が不明であった。本調査は企業が未来への前向きな(forward-looking)情報である市場機会と後ろ向き(backward looking)情報である市場業績をどのように組み合わせて意思決定し、行動しているのかを明らかにすることで企業行動理論へ理論的に貢献する可能性がある。今後は本調査に基づく学術論文を経営学誌へ投稿し、査読を経て掲載されることを目指す。

また、本調査での発見はわが国の生保の行動における平均的な傾向を示しており、生保経営へ実践的な示唆をもたらし得る。例えば、発見①は市場機会が前年度を上回っても翌年度に営業職員数が増える傾向が見出だせなかったというものである。もちろん、統計学においては有意にならなかったことが因果関係を否定することにはな

らない。しかし、実践的には販売機会が前年度を上回った都道府県について競合生保があまり営業職員数を増員しないのであれば、自社の営業職員数を積極的に増員しても理にかなうかもしれない。また、発見②は販売機会が前年度を下回るほど翌年度の営業職員数は減少するという効果である。効果の大きさにもよるが、競合生保が当該都道府県の営業職員を削減するのであれば、自社はあえて営業職員を維持して残存者利益を獲得することが可能かもしれない。発見③は販売実績が前年度を上回るほど翌年度の営業職員数は増加するというものである。合理的に考えれば、販売実績は過去の情報であり、将来の業績は約束しない。特定の都道府県において販売実績が前年度を上回った競合生保が多い場合、翌年度の営業職員数が増えて競争が激化し、その市場は魅力的ではなくなるかもしれない。自社は当該地域の営業職員数を減らしてコストを削減するなど、逆張りの戦略をとることも可能である。発見④は販売実績が前年度を下回るほど翌年度の営業職員数は増加するというものである。この結果は意外に思われるかもしれないが、これは企業行動理論において業績が参照点に未達であるとそれを問題として捉えて解決のための探索をするという理論的な命題に沿っている(佐々木, 2017)。つまり、販売実績が前年度を下回るほど、生保のマネジャーはそれを問題として捉え、営業職員を増員するということである。もし市場機会が一定であるならば、販売実績が前年度に届いていない競合生保が多い都道府県は翌年、競争が激化して魅力的ではなくなるかもしれない。その場合、自社が営業職員数を増員することはリスクの高い行為である。

発見⑤から発見⑧のモデレーティング効果についても実践的な示唆がある。発見⑤は販売機会と販売実績の両方が前年度を上回ったことによる相乗効果は統計的に認められないということであった。もちろん、統計的に認められないということは相乗効果が存在しないということの意味する訳ではない。しかし、実践的には販売機会と販売実績の両方が上回ったからといって、営業職員の増員に拍車が掛かり、当該都道府県における競争が過熱しすぎるということはあまり無さそうだ。発見⑥は販売実績が増加しても販売機会が減少した場合には営業職員の増員をためらってしまうことを示している。これは販売機会の減少という客観的な状況分析が販売実績の増加による自信に水を差していると解釈することができる。発見⑦は販売実績の減少が営業職員を増加させる効果は販売機会の増加により弱まるという分析結果だった。これは販売機会の増加による販売実績の改善を期待して、営業職員の増員を緩めているのかもしれない。競合生保がこの傾向を取るのであれば、自社は当該都道府県の営業職員を積極的に増やすことにより市場シェアを高めることができるかもしれない。最後に、発見⑧は販売実績の減少が営業職員を増加させる効果は販売機会の減少によって弱められるというものである。機会に乏しい市場では販売実績の減少を仕方がないものと捉え、営業職員の増員による解決を諦めているのかもしれない。以上のような考察ができるものの、これらは統計的な分析結果に基づく机上の解釈に過ぎない。今後は生保の実務家と対話をしながら、分析結果の妥当な理解を探求したい。

参考文献

- Allison, P. D. (2009). *Fixed effects regression models*. Sage.
- Aiken, L. S., West, S. G., & Reno, R. R. 1991. *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Sage.
- Barreto, I. (2012). A Behavioral Theory of Market Expansion Based on the Opportunity Prospects Rule. *Organization Science*, 23(4): 1008–1023.
- Gavetti, G., Greve, H. R., Levinthal, D. A., & Ocasio, W. (2012). The Behavioral Theory of the Firm: Assessment and Prospects. *The Academy of Management Annals*, 6(1): 1–40.
- Greve, H. (2008). A Behavioral Theory of Firm Growth: Sequential Attention to Size and Performance Goals. *Academy of Management Journal*, 51(3): 476–494.
- Jaccard, J., & Turrisi, R. (2003). *Interaction Effects in Multiple Regression*. Sage.
- Kotlar, J., Massis, A., Wright, M., & Frattini, F. (2018). Organizational Goals: Antecedents, Formation Processes and Implications for Firm Behavior and Performance. *International Journal of Management Reviews*, 20(S1): S3–S18.
- Marsh, L. C., & Cormier, D. R. (2001). *Spline regression models*. Sage.
- Shinkle, G. A. (2011). Organizational Aspirations, Reference Points, and Goals. *Journal of Management*, 38(1): 415–455.
- 佐々木博之. (2017). 「アスピレーション・レベルの実証研究レビュー——ゴール、引き起こされる企業行動、モデレーティング要因——」『商学研究科紀要』早稲田大学大学院商学研究科, 第 85 号: 1–22.