

経営者の自信過剰と配当政策 補論

寧 東来（一橋大学経営管理研究科）
（2023年11月13日受付、2024年7月1日受理）

補論 A トータル Q

Peters and Taylor (2017) に基づき、トータル Q を以下の式により求める。

$$Q_{totit} = \frac{V_{it}}{K_{phyit} + K_{intit}} \quad (A1)$$

ここで、 K_{phy} は有形固定資産の簿価価値、 K_{int} は無形資産の再取得価格、 V は発行済み株式の時価総額と負債の簿価価値の和から流動資産を引く値となる。無形資産の再取得価格には、企業外部から購入した無形資産と企業内部から創造した無形資産に分けられる。外部から購入した無形資産については、無形固定資産を用いる。企業内部から創造した無形資産は、さらに知識資本 (knowledge capital) と組織資本 (organization capital) に分けられ、それぞれは永久在庫法 (perpetual inventory method) で下記の式により求める。

$$G_{it} = (1 - \delta)G_{it-1} + R\&D_{it}(or SG\&A_{it}) \quad (A2)$$

ここで、 G は t 期における知識資本 (組織資本)、 δ は減価償却率、 $R\&D$ は研究開発費、 $SG\&A$ は販売費および一般管理費である。減価償却率については、Peters and Taylor (2017) により、産業ごとの値を用いても、0.2 といった固定した値を用いても、トータル Q の説明力に影響がないことが示されているため、本稿は 0.2 の値を用いている。また、0 期における知識資本 (組織資本) はその期の研究開発費 (販売費および一般管理費) のみとなる¹。組織資本の計算については、Peters and Taylor (2017) に従い、永久在庫法で計算した累積の $SG\&A$ は 30% が組織資本に該当し、70% が当期の利益を支える運営費とする。

¹ Peters and Taylor (2017) により、IPO 時点までに遡ることや 0 期の値を 0 にすることなどはトータル Q の説明力に影響がないことが示されている。

補論 B 相関行列

表 B1 では、本稿の分析に用いられるすべての変数の相関係数を表している。変数の計算方法は本文の 3 節で説明している。コントロール変数の中、外国人持株比率 (*Frgn*) と売上高の自然対数 (*LnSales*) 及び機関投資家持株比率 (*Inst*) と売上高の自然対数 (*LnSales*) の相関係数は 0.5 を超えることが分った。そこで *LnSales* を除外した分析結果では、他のすべての変数の係数は有意性と符号がほぼ変わらなかった。そのため、本稿では変数の経済的な意味を優先し、ベースラインモデルの頑健性分析としてのモデルでは、*Frgn*、*Inst* と *LnSales* をコントロールしている。

表 B1 相関行列

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) <i>OC</i>	1.000													
(2) <i>Div_equity</i>	-0.099	1.000												
(3) <i>Div_yield</i>	-0.120	0.478	1.000											
(4) <i>Q</i>	0.029	-0.346	0.302	1.000										
(5) <i>Q_tot</i>	0.041	-0.182	0.214	0.664	1.000									
(6) <i>CF</i>	-0.159	0.085	0.313	0.169	0.091	1.000								
(7) <i>LnSales</i>	-0.170	0.092	0.111	-0.176	-0.200	0.185	1.000							
(8) <i>Tangible</i>	-0.000	-0.027	-0.162	-0.242	-0.297	0.135	0.122	1.000						
(9) <i>Tenure</i>	-0.060	0.064	0.059	-0.010	-0.029	0.036	-0.102	-0.003	1.000					
(10) <i>Leverage</i>	-0.008	-0.137	-0.101	-0.126	-0.115	-0.158	0.258	0.223	-0.078	1.000				
(11) <i>Frgn</i>	-0.071	-0.032	0.218	0.172	0.057	0.187	0.506	-0.079	-0.036	-0.162	1.000			
(12) <i>Inst</i>	-0.110	0.004	0.021	-0.079	-0.121	0.113	0.599	0.147	-0.115	0.089	0.361	1.000		
(13) <i>Gender</i>	-0.003	-0.006	0.016	0.040	0.034	0.004	-0.056	-0.003	-0.003	-0.042	0.001	-0.040	1.000	
(14) <i>Servyear</i>	-0.042	0.138	-0.011	-0.201	-0.182	0.024	0.246	0.107	0.220	-0.022	0.094	0.337	-0.024	1.000

補論 C 傾向スコアマッチング

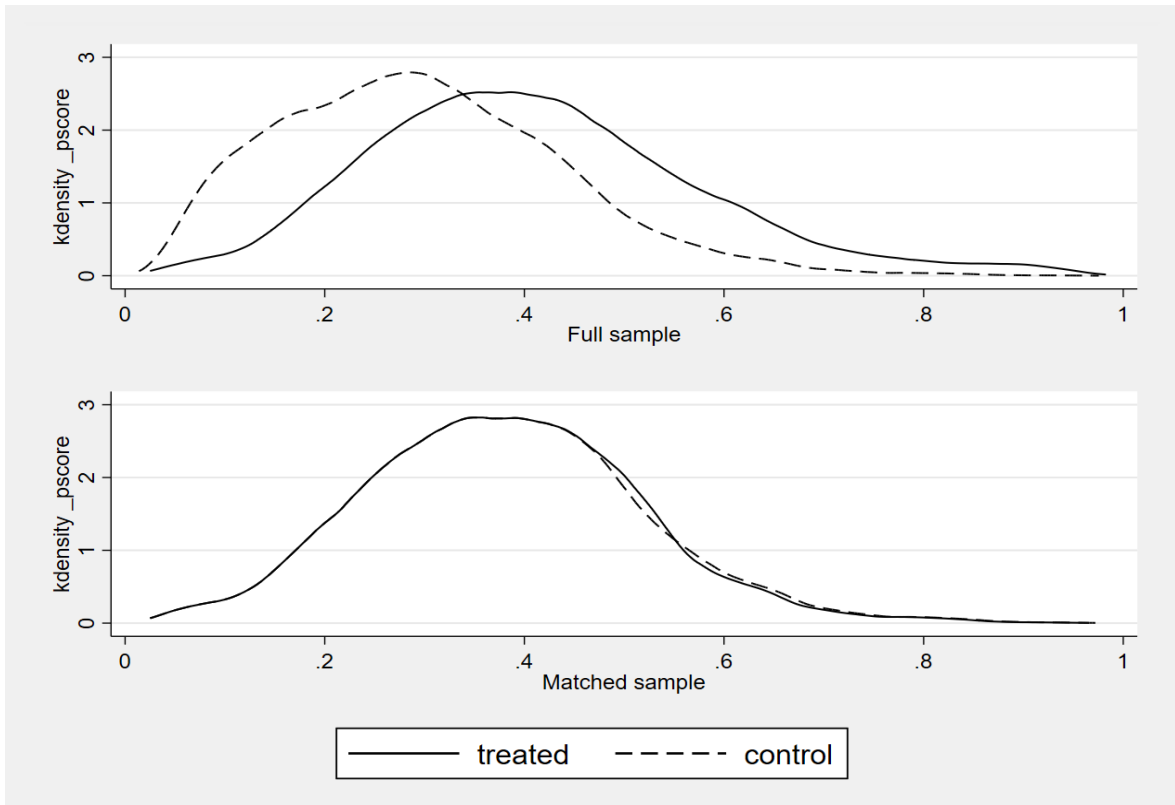
表 C 1 は PSM の第一段階のプロビットモデルによる推定結果を示している。被説明変数は経営者の自信過剰を示すダミー変数である。主要な分析の全てのコントロール変数を共変量とし、プロビットモデルにより傾向スコアを算出する。図 C 1 は、マッチング前後のサンプルにおける自信過剰な経営者と合理的な経営者の間の傾向スコアの分布を示している。マッチング後のサンプルでは、処置群（自信過剰な経営者）と対照群（その他）の間の傾向スコアの分布がよく合致することが分かった。

表 C 1 PSM 第一段階のプロビット回帰

	Coefficient	z-stats
<i>Q</i>	0.071***	(7.68)
<i>CF</i>	-4.284***	(-28.96)
<i>LnSales</i>	-0.148***	(-30.89)
<i>Tangible</i>	-0.429***	(-10.02)
<i>Tenure</i>	-0.015***	(-12.88)
<i>Leverage</i>	0.056	(1.59)
_cons	1.704***	(24.37)
Industry		Yes
Year		Yes
N	45515	
Log likelihood	-26406	

プロビットモデルによる分析結果。カッコ内はt値。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準を表す。

図 C1 傾向スコアの分布



補論 D 経営者の自信過剰と資金制約 (WW 指数)

表 D1 では、WW 指数が中央値以上かどうかを資金制約の判断基準としてサンプルを二つに分けている。列 1 と列 3 では、資金制約の弱いサブサンプルによる分析結果であり、列 2 と列 4 では、資金制約の強いサブサンプルによる分析結果である。いずれの配当の代理変数に対しても、資金制約の強い場合には、経営者の自信過剰と投資機会との交差項の係数は負で有意である一方、資金制約の弱い場合には、交差項の係数は有意性が低くなり、経済的な効果も小さくなることが分かった。

表 D1 経営者の自信過剰と資金制約 (WW 指数)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>WW</i> < P50	<i>WW</i> > P50	<i>WW</i> < P50	<i>WW</i> > P50
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_equity</i>	<i>Div_equity</i>
<i>OC</i> * <i>Q_tot</i>	-0.003 (-0.58)	-0.022** (-2.25)	-0.019** (-1.98)	-0.048*** (-4.70)
<i>OC</i>	-0.130*** (-3.74)	-0.108** (-2.41)	-0.113** (-2.57)	-0.049 (-1.00)
<i>OC_tot</i>	-0.023*** (-7.47)	-0.025*** (-3.53)	0.021*** (3.43)	0.034*** (4.17)
<i>CF</i>	-2.071*** (-4.44)	7.756*** (18.98)	8.460*** (12.50)	12.075*** (22.37)
<i>LnSales</i>	0.019* (1.70)	0.106*** (7.32)	0.183*** (11.65)	0.203*** (11.93)
<i>Tangible</i>	-0.061 (-0.48)	-0.700*** (-4.72)	-1.025*** (-5.93)	-1.197*** (-7.37)
<i>Tenure</i>	0.010*** (3.85)	0.022*** (6.20)	0.018*** (4.65)	0.027*** (6.27)
<i>Leverage</i>	-1.264*** (-12.04)	-1.840*** (-14.72)	-0.286** (-2.08)	-0.580*** (-3.84)
<i>_cons</i>	2.196*** (13.47)	1.414*** (6.49)	-0.601*** (-2.67)	-0.930*** (-3.75)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17489	17263	17489	17263
Log likelihood	-27109	-26608	-24806	-25409

Tobit モデルによる分析結果であり、被説明変数は配当利回り (*Div_yield*) と株主資本配当率 (*Div_equity*) である。*OC* は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q_tot* はトータル Q である。コントロール変数は企業の財務特性を含む。全ての変数についての定義は 3.3 節で述べられている。カッコ内は t 値。***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

補論 E 主成分分析

主成分分析を行う前に、まず売上高、総資産、時価総額、当期純利益に対し、主成分として集約可能な部分が存在するかどうかをチェックする。KMO 指標を計算した結果、全体の値は 0.812 となり、主成分が抽出可能だと確認した。

表 E 1 は主成分分析の結果を示している。第 1 主成分は全て正であり、固有値 (Eigenvalue) の値は 1 を超え、寄与率 (Proportion) が既に 80% を超えることが分かった。第 2 主成分と第 3 主成分では、固有値が 1 より少なく、寄与率も低いため、主成分 1 のみを採用する。

表 E 1 主成分分析

	Comp1	Comp2	Comp3
売上高	0.4986	-0.5882	0.2040
総資産	0.5151	-0.3021	0.1807
時価総額	0.5031	0.1980	-0.8390
当期純利益	0.4827	0.7236	0.4709
Eigenvalue	3.505	0.287	0.144
Proportion	0.876	0.072	0.036
Cumulative	0.876	0.948	0.984

補論 F 公開情報と私的情報に関する投資機会の代理変数

無形資産の集約度の計算について Clausen and Hirth (2016) に従い、まず EBITDA を有形固定資産で除算し、その値を *ROTA* と名付ける。次に、各企業の *ROTA* から該当産業年の *ROTA* の中央値を引き、その値を産業年ごとに標準化する。最後に標準化した値を十分位に分け、第1十分位から第10十分位までの順に 1 から 10 の値を付与する。無形資産の集約度が最も低い企業は 1 を取り、公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が最も大きい（小さい）ことを意味する。Deshmukh et al. (2013) の係数と比較するため、さらに -1 をかける。この変数 (*Intensity*) の値は -1 から -10 の範囲になり、-1 は企業内の公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が最も大きい（小さい）企業を示す。

会計情報の質を計算について、Biddle et al. (2009) や Kim and Yasuda (2021) に基づき、まず、以下の式で会計発生高を計算する。

$$\text{Accruals} = (\Delta CA - \Delta \text{Cash}) - (\Delta CL - \Delta STD - \Delta TP) - DEP \quad (F1)$$

ここで、 ΔCA は流動資産の変化、 ΔCash は手元流動性の変化、 ΔCL は流動負債の変化、 ΔSTD は短期借入金社債合計の変化、 ΔTP は未払い項目の変化、 DEP は減価償却費である。次に、以下の式を産業年ごとに推定し、残差を求める。

$$\frac{\text{Accruals}_i}{TA_i} = a_0 \frac{1}{TA_i} + a_1 \frac{\Delta \text{sales}_i}{TA_i} + a_2 \frac{\Delta PPE_i}{TA_i} + \varepsilon_i \quad (F2)$$

ここで、 TA は総資産、 Δsales は売上高の変化、 ΔPPE は有形固定資産の変化額である。次に、企業の $t-5$ 年から $t-1$ 年の残差に対し、標準偏差を求め、十分位に応じ値をつける。この時、会計情報の質が最も高い企業は 1 を取り、公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が最も大きい（小さい）ことを意味する。最後に、無形資産の集約度の場合と同様にさらに -1 をかける。この変数 (*Quality*) の値は -1 から -10 の範囲になり、-1 は企業内の公開情報（私的情報）に関する投資機会の割合が最も大きい（小さい）企業を示す。

補論 G Deshmukh らの大企業サンプルとその他の企業サンプル

補論 G では、公開情報に関する投資機会の相対的な割合に対し、Deshmukh et al. (2013)のサンプルの選出基準により構築したサンプル ($Deshmukh=1$) とそれ以外のサンプル ($Deshmukh=0$) の t 検定を行っている。Deshmukh らの大企業サンプルの構築方法は、本文の 5.1 節と補論 E で説明している。公開情報に関する投資機会の代理変数 ($LargePub$) として、無形資産の集約度 ($Intensity$) と会計情報の質 ($Quality$) を用い、その詳細は本文の 5.2 節と補論 F で説明している。表 G 1 は t 検定の結果を示している。いずれの代理変数に対しても、大企業サンプルの方は、公開情報に関する投資機会の相対的な割合が大きいことが分かった。

表 G 1 Deshmukh らの大企業サンプルとその他の企業サンプル

	(1)		(2)		(2) – (4)	t-stats
	$Deshmukh=0$		$Deshmukh=1$			
$LargPub$	N	mean	N	mean		
$Intensity$	35779	-5.537	7675	-5.042	-0.496***	-13.827
$Quality$	19662	-5.570	5464	-5.190	-0.380***	-8.674

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準を表す

補論 H 絞ったサンプルによる再検証

補論 H では、経営者の任期が第 4 四分位数を超えるサンプル及び第 1 四分位数未満のサンプル、経営者が一度も交代していない企業を除外し、頑健性チェックを行っている。表 H1 では、サンプルを絞って本稿のすべての仮説を再検証する結果を示している。経営者の自信過剰の係数は負であり、自信過剰と投資機会の交差項の係数は負であり、全ての列で有意であることが分かった。資金制約のある企業では、投資機会が増加するほど、経営者の自信過剰が配当に対する抑制がより大きいことが分かった。これらの結果は、4 節の結果と整合的である。

表 H1 絞ったサンプルによる再検証

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Mainbank: YES</i> <i>Div_yield</i>	<i>Mainbank: NO</i> <i>Div_yield</i>
<i>OC * Q</i>		-0.151** (-2.53)	-0.035 (-0.28)	-0.813*** (-6.22)
<i>OC</i>	-0.206*** (-4.35)	-0.029 (-0.34)	-0.125 (-0.92)	0.643*** (4.23)
<i>Q</i>	-0.680*** (-20.11)	-0.628*** (-16.31)	-0.786*** (-12.53)	0.627*** (7.69)
<i>CF</i>	5.864*** (13.25)	5.820*** (13.12)	5.216*** (7.76)	11.561*** (13.81)
<i>LnSales</i>	0.091*** (5.76)	0.090*** (5.72)	0.046** (2.28)	0.240*** (7.82)
<i>Tangible</i>	-0.764*** (-4.76)	-0.773*** (-4.81)	-0.967*** (-4.39)	-1.627*** (-6.04)
<i>Tenure</i>	0.020** (2.43)	0.020** (2.40)	0.022** (2.24)	0.038** (2.14)
<i>Leverage</i>	-1.279*** (-10.03)	-1.268*** (-9.98)	-1.449*** (-8.48)	-0.338 (-1.39)
<i>_cons</i>	1.787*** (7.17)	1.734*** (6.96)	2.196*** (6.76)	-2.073*** (-4.44)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	19655	19655	9342	10313
<i>Log likelihood</i>	-29303	-29284	-13560	-18516

Tobitモデルによる分析結果であり、被説明変数は株主資本配当率(*Div_equity*)と配当利回り(*Div_yield*)である。*OC*は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q*はトービンの*Q*である。コントロール変数は企業の財務特性、株主構造、経営者の特性を含む。全ての変数についての定義は3.3節で述べられている。カッコ内はt値。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。

補論 I 企業固定効果モデルによる再検証

本稿では、無配企業は一部存在しているため、Deshmukh et al. (2013) と同様に、優先的に Tobit モデルを用いて仮説を検証している。また、経営者の自信過剰を示すダミー変数は時系列上の変化が少ないため、Deshmukh et al. (2013) と同様に、ベースラインモデルでは企業固定効果モデルを使わず、産業と年のダミー変数のみをコントロールしている。補論 I では、頑健性のチェックとして、企業固定効果モデルを用いて分析を行っている。ただ、配当額が 0 の企業による影響を最小限に抑えるため、Heckman 二段階推計を利用する。

表 I 1 は Heckman 二段階推計と企業固定効果モデルによる分析結果を示している。列 1 では probit モデルによる分析結果であり、逆ミルズ比 (Imr) が推定される。列 2、列 3、列 4 では Imr をコントロールしたうえ、企業と年の固定効果モデルを用いてすべての仮説を検証する結果となる。 OC の係数はすべて有意でなく、 OC と Q の交差項の係数も有意ではないことが分かった。それは、 OC の時系列上の変化が少ないため、企業固定効果は OC が配当に対する影響を取り込むからだと考えられる。

表 I1 Heckman 二段階推計と企業固定効果モデルによる再検証

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	First-stage Probit			Mainbank: YES	Mainbank: NO
	<i>Div_dummy</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>	<i>Div_yield</i>
<i>OC * Q</i>			-0.002 (-0.06)	-0.095 (-1.28)	-0.000 (-0.01)
<i>OC</i>	-0.365*** (-18.67)	0.008 (0.39)	0.010 (0.25)	0.108 (1.37)	-0.008 (-0.17)
<i>Q</i>	-0.335*** (-28.02)	-0.572*** (-26.84)	-0.572*** (-25.35)	-0.822*** (-17.86)	-0.490*** (-19.30)
<i>CF</i>	7.623*** (39.97)	-0.822*** (-2.69)	-0.821*** (-2.68)	-0.691 (-1.52)	-0.819* (-1.96)
<i>LnSales</i>	0.399*** (50.87)	0.331*** (11.27)	0.331*** (11.29)	0.568*** (11.09)	0.278*** (6.97)
<i>Tangible</i>	0.124** (2.14)	-0.081 (-0.65)	-0.081 (-0.65)	0.187 (0.96)	-0.235 (-1.32)
<i>Tenure</i>	0.042*** (23.27)	-0.000 (-0.01)	-0.000 (-0.01)	-0.001 (-0.30)	0.002 (0.59)
<i>Leverage</i>	-2.876*** (-53.20)	-1.190*** (-10.86)	-1.190*** (-10.85)	-1.216*** (-7.29)	-1.109*** (-7.03)
<i>Imr</i>		0.231*** (2.71)	0.231*** (2.70)	0.020 (0.15)	0.284** (2.47)
<i>_cons</i>	-1.316*** (-12.24)	-0.294 (-0.94)	-0.294 (-0.94)	-2.672*** (-4.83)	0.159 (0.38)
<i>Industry</i>	Yes	No	No	No	No
<i>Firm</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	45515	39336	39336	18677	20485
Log likelihood	-11421				
Adj.R ²		0.619	0.619	0.647	0.640

Heckman二段階推計と企業固定効果モデルによる分析結果。*OC*は経営者の自信過剰のダミー変数、*Q*はトービンの*Q*である。コントロール変数は企業の財務特性を含む。全ての変数についての定義は3.3節で述べられている。カッコ内は*t*値。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準を表す。標準誤差の計算にあたっては、企業毎にクラスタリングしている。