付注１－２　為替変動要因の推計について

1.　概要

為替は、金融政策や経済情勢、貿易等の実取引など、様々な要因により変動する。また、そうした各種変動要因が為替に与える影響度合いは、長期に亘って一律ではない。本稿では、ドル円レートを対象に、同レートに影響を与えると考えられる３つの指標（①日米金利差、②日米マネタリーベース比、③米株高インデックス（資産価格））について、為替との相関を、相関関係に変化が生じた構造変化点とともに確認している。

2.　データ

データ系列	使用データ	出所
ドル円レート	ドル円スポット（月末 17 時時点）	日本銀行
日米金利差 （実質短期金利差）	（米 3MLibor－米 CPI）－ （日 3MLibor－日 CPI）	Bloomberg
日米マネタリー ベース比	日マネタリーベース／ 米マネタリーベース	日本銀行、ＦＲＢ
米株高インデックス	S&P500／MSCI 新興国株価指数 （1897 年 12 月末＝100 とした指数）	Bloomberg

3.　推計方法

推計にあたっては、２つのステップを踏む。為替をはじめ、各種マーケットデータは、投機的な動きなどのノイズや循環要因を含むため、①Hodrick-Prescott Filter（以下、HP フィルタ）により、各種マーケットデータのノイズや循環要因を取り除いたトレンド成分を取り出す。②トレンド成分について、ドル円レートを被説明変数、日米金利差、日米マネタリーベース比、米株高インデックスそれぞれを説明変数とし、個々に Bai-Perron test による構造変化点の検定を行ったうえで、構造変化点間の説明力を推計している。各説明変数に期待される符号は下記のとおり。

説明変数	期待される符号 （＋は円安）	説明
日米金利差	＋	金利が高い国に投資が向かうため、日米金利差拡大は円安要因
日米マネタリーベース比	＋	日本のマネタリーベースが相対的に増加すると通貨供給量増加により円安要因
米株高インデックス	＋	資産価格が高い国に投資が向かうため、米株高インデックスの上昇は円安要因

なお、HP フィルタは、下記を最小化する系列 y^{HP} と定義される。

$$\sum_{t=1}^{T}(y_t - y_t^{HP})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1}(\Delta y_{t+1}^{HP} - \Delta y_t^{HP})^2$$

本稿において、HP フィルタのスムーズ度を決定するλは、月次データにしばしば用いられる 14,400 としている。

また、構造変化点については、有意水準５％において、統計値が臨界値を超えた時点で構造変化がないという帰無仮説が棄却され、構造変化が生じたと判断している。各系列の臨界値と構造変化点のＦ値は下記に示すとおり。

（　）内は有意水準５％における臨界値

Break Test	日米金利差	日米マネタリーベース比	米株高インデックス
0 vs 1	375.19（11.47）	411.86（8.58）	378.95（11.47）
1 vs 2	274.35（12.95）	453.17（10.13）	217.69（12.95）
2 vs 3	81.62（14.03）	607.06（11.14）	101.25（14.03）
3 vs 4	23.35（14.85）	14.07（11.83）	32.59（14.85）

4.　推計結果

各説明変数の構造変化点および説明結果は以下の通り（推計期間は何れも 1988 年１月～2020 年 10 月）。

日米金利差：

構造変化点（1992 年 12 月、1998 年２月、2006 年４月、2014 年 12 月）

構造変化点	回帰係数	t 値	有意
1988年１月～1992年11月	1.08	2.18	**
1992年12月～1998年１月	1.17	4.38	***
1998年２月～2006年３月	1.09	4.59	***
2006年４月～2014年11月	8.99	28.77	***
2014年12月～2020年10月	-2.57	-1.06	-

日米マネタリーベース比：

構造変化点（1993 年３月、2002 年２月、2007 年１月、2015 年 12 月）

構造変化点	回帰係数	t 値	有意
1988年１月～1993年２月	104.19	158.03	***
1993年３月～2002年１月	82.63	103.19	***
2002年２月～2006年12月	55.35	55.48	***
2007年１月～2015年11月	62.22	27.29	***
2015年12月～2020年10月	28.34	16.88	***

米株高インデックス：
構造変化点（1992 年 12 月、1998 年 10 月、2009 年 4 月、2015 年 6 月）

構造変化点	回帰係数	t 値	有意
1988年１月～1992年11月	0.16	3.86	***
1992年12月～1998年９月	0.25	14.38	***
1998年10月～2009年３月	0.12	12.32	***
2009年４月～2015年５月	0.65	20.34	***
2015年６月～2020年10月	-0.23	-5.29	***

付注２－１　雇用保蔵者数の推計について

1.　概要

雇用保蔵者数について、適正な労働生産性及び平均的な労働時間を回帰分析によって推計し、これらと雇用指数から雇用保蔵率を求め、雇用保蔵率に実際の労働者数を掛け合わせることで推計。なお、非製造業の稼働率については、公表値が存在しないため、別途推計を行った。

2.　データ

総務省「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」、経済産業省「鉱工業指数」、経済産業省「第３次産業活動指数」、内閣府「国民経済計算」

3.　推計方法

①非製造業の稼働率の推計

非製造業については、稼働率のデータがないことから、以下の方法で試算した。第３次産業活動指数（原指数）のある時点の指数値の前後６か月の最大値をその時点のピーク値と定義し、ウォートン・スクール法（過去における活動量のピークを設備や労働力が完全に活用されている時点と仮定し、ピークとピークを直線で結び、その線上の値を活動能力と見なす手法）を用い、暫定活動能力を算出した。しかしながら、暫定活動能力では、直近のピーク以降の動向が把握できないため、関連指標等を説明変数として回帰分析を行い、活動能力の推計を行った。なお、推計期間にいては、業種ごとのデータ利用可能性、推計結果の理論的妥当性を踏まえて設定している。

非製造業（卸売業・小売業）

$$: Cws = \underset{(3.69)}{19.07} + \underset{(36.75)}{1.18Y} - \underset{(-9.26)}{0.25H} + \underset{(1.34)}{1.64dmy1} + \underset{(9.29)}{9.76dmy2} + \underset{(3.58)}{6.24dmy4}$$

決定係数 : 0.918

（　）は t 値

推計期間：2002 年 1 月～2020 年 6 月

非製造業（宿泊業・飲食サービス業）

$$: Cws = \underset{(21.23)}{101.85} + \underset{(7.18)}{0.37Y} - \underset{(-4.14)}{0.17H} + \underset{(1.34)}{0.87dmy2} + \underset{(0.36)}{0.92dmy4}$$

決定係数：0.670

（　）は t 値

推計期間：2013 年 1 月～2020 年 6 月

非製造業（生活関連サービス業・娯楽業）

$$: Cws = \underset{(6.72)}{48.51} + \underset{(11.91)}{0.82Y} - \underset{(-5.20)}{0.22H} + \underset{(2.20)}{3.45dmy2} + \underset{(3.00)}{11.10dmy3} + \underset{(3.93)}{16.07dmy4}$$

決定係数 : 0.610

（　）は t 値

推計期間：2010 年 1 月～2020 年 6 月

Cws：暫定活動能力、

Y：第３次産業活動指数（季節調整値）、H：所定外労働時間（季節調整値）、

dmy1：リーマンショックダミー。2008 年 11 月～2009 年３月は１、それ以外は０

dmy2：消費税率引上げダミー。2014 年３月～2014 年９月は１、それ以外は０

dmy3：東日本大震災ダミー。2011 年３月は１、それ以外は０

dmy4：感染症ダミー。2020 年４月～2020 年 12 月は１、それ以外は０

さらに、第３次産業活動指数（季節調整値）を、算出した活動能力で除し、2015 年を 100 として、稼働率を指数化した。

②適正労働生産性の推計

稼働率及びタイムトレンドを説明変数とする以下の回帰式により、労働生産性を推計した。このうち、日銀短観の雇用人員判断ＤＩがゼロであった 2012 年の稼働率を代入したものを、適性労働生産性とした。なお、全産業の稼働率は製造業のもので代用した。

全産業：Y／（L・H）= 80.62 + 0.16 ρ + 0.03t　　決定係数：0.458
(34.75) (7.81) (3.90)　　（　）は t 値

製造業：Y／（L・H）= 39.25 + 0.53 ρ + 0.13t　　決定係数：0.812
(11.61) (17.42) (10.30)　　（　）は t 値

推計期間：2002 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（卸売業・小売業）
：Y／（L・H）= 52.81 +0.65 ρ -0.26t　　決定係数：0.637
(2.40) (2.83) (-11.16)　　（　）は t 値

推計期間：2002 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（宿泊業・飲食サービス業）
：Y／（L・H）= 44.00 + 0.63 ρ - 0.67t　　決定係数：0.982
(13.97) (21.19) (-21.22)　　（　）は t 値

推計期間：2013 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（生活関連サービス業・娯楽業）
：Y／（L・H）= 33.97 + 0.68 ρ - 0.17t　　決定係数：0.896
(6.86) (14.17) (-5.22)　　（　）は t 値

推計期間：2010 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

Y : 全産業は実質国内総生産、製造業は鉱工業生産指数、非製造業は第３次産業活動指数、L : 常用雇用指数、H : 総実労働時間指数、 ρ ：稼働率指数

③平均労働時間の推計

タイムトレンドを説明変数とする以下の回帰式により、平均労働時間（H*）を推計した。

全産業：$H^* = 106.25 - 0.13t$　　決定係数：0.829

(349.50) (-18.96)　　（　）は t 値

製造業：$H^* = 101.45 - 0.05t$　　決定係数：0.204

(207.93) (-4.35)　　（　）は t 値

推計期間：2002 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（卸売業・小売業）

: $H^* = 105.09 - 0.11t$　　決定係数 : 0.857

(467.13) (-21.03)　　（　）は t 値

計測期間：2002 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（宿泊業・飲食サービス業）

: $H^* = 104.84 - 0.54t$　　決定係数 : 0.675

(80.92) (-7.89)　　（　）は t 値

推計期間：2013 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

非製造業（生活関連サービス業・娯楽業）

: $H^* = 106.83 - 0.41t$　　決定係数 : 0.660

(90.62) (-9.02)　　（　）は t 値

推計期間：2010 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期

④雇用保蔵者数の算出

以下の式により雇用保蔵率を算出し、これに労働力調査の雇用者数（製造業、非製造業は内閣府季節調整値）を乗ずることにより、全産業及び製造業の雇用保蔵者数を算出した。2002 年第Ⅰ期～2012 年第Ⅳ期の非製造業の雇用保蔵者数は、全産業と製造業の差分で求めた。また、2013 年第Ⅰ期～2020 年第Ⅳ期の非製造業（その他）の雇用保蔵者数は、全産業から、非製造業（卸売業・小売業）、非製造業（宿泊業・飲食サービス業）、及び非製造業（生活関連サービス業・娯楽業）を差し引いて求めた。

$$E = \{L - Y / (P^* \cdot H^*)\} / L$$

E : 雇用保蔵率、P* : 適正労働生産性、H* : 平均労働時間

付注２－２　雇用調整助成金等の失業率抑制効果の試算

1. 概要

雇用調整助成金等が失業率の上昇を抑制した効果について、厚生労働省の雇用調整助成金等支給実績データ及び雇用調整助成金等の活用に関するサンプル調査、並びに毎月勤労統計調査、労働力調査及び各種アンケート調査を用いて以下のとおり推計した。

2. データ

総務省「労働力調査」、独立行政法人労働政策研究・研修機構「雇用調整の実施と雇用調整助成金の活用に関する調査」、「雇用調整助成金の政策効果に関する研究」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」、雇用調整助成金ホームページ、新型コロナウイルス感染症対応休業支援金・給付金ホームページ、令和２年度雇用政策研究会第２回資料。

厚生労働省令和２年度雇用政策研究会第２回資料には、雇用調整助成金等のサンプル調査結果が掲載されている。これは、2020 年４月から８月の間に行われた雇用調整助成金及び緊急雇用安定助成金の支給決定について、都道府県労働局ごとに、その４～５％を目安としてサンプルを抽出したもの（サンプル数 58,675 件、以下、「厚労省サンプル調査」という。）。

3. 推計方法

(1) 対象期間全体の休業手当延べ支給日数の算出

厚生労働省の雇用調整助成金ホームページに掲載されている累積支給決定額を、厚労省サンプル調査における支給決定金額を休業等支給日数で除して得られる休業者１人１日当たりの平均支給金額で除すことにより、対象期間における休業手当延べ支給日数を算出。なお、延べ支給日数には、一部受給者（時間単位）も含まれており、潜在的な失業リスクのある者に限定するため、時間単位の休業手当受給者を控除して１日単位の受給者に相当する支給日数を求めた。控除に当たっては、独立行政法人労働政策研究・研修機構「雇用調整の実施と雇用調整助成金等の活用に関する調査」（以下、「JILPT アンケート調査」という。）から得られる、時間単位の休業手当受給者割合（23%）を用いた。

(2) 各期の休業手当延べ支給日数の算出

厚生労働省「毎月勤労統計調査」の出勤日数の前年同期差に常用労働者数を乗じたものを、各期の延べ休業日数とみなし、これを対象期間全体の延べ休業日数で除すことにより、各期の休業日数のシェアを算出。(1)の対象期間における休業手当延べ支給日数に当該シェアを乗じることにより、各期の休業手当延べ支給日数を算出した。

(3) 各期の雇用調整助成金等利用人数の算出

(2)の各期の延べ休業日数を総務省「労働力調査」の休業者数で除すことにより、各期の１人当たりの平均休業日数を算出。(2)の各期の休業手当延べ支給日数を１人当たりの平均休業日数で除すことにより、各期の雇用調整助成金等の利用人数を算出した。

なお、雇用調整助成金等利用者のうち、教育訓練受講者は雇用削減の対象とならないと

想定し、雇用調整助成金等利用人数に、独立行政法人労働政策研究・研修機構「雇用調整助成金の政策効果に関する研究」から得られる、支給対象者に占める教育訓練分の割合（15%）を乗じたものを利用人数全体から除外した。

また、休業支援金・給付金について、厚生労働省の新型コロナウイルス感染症対応休業支援金・給付金ホームページに掲載されている累積支給決定件数を各期の雇用調整助成金等の利用人数のシェアで按分したものを、各期の休業支援金・給付金の利用人数とし、各期の雇用調整助成金等の利用人数に加えた。

(4)潜在失業者数の算出

雇用調整助成金等及び休業支援金・給付金の利用者全てが失業者になるものではないと考えられるため、JILPT アンケート調査における、仮に雇用調整助成金の支給を受けられなかった際に雇用を削減するための措置をとったと回答した割合（51%）を、(3)の雇用調整助成金等利用人数に乗じることにより、潜在失業者数を算出した。

(5)失業率抑制効果の算出

(4)の潜在失業者数を各期の実際の労働力人口で除すことで、失業率抑制効果を算出した。

付注３－１　最適負債比率の推計について

１．概要

各企業の株価・財務データを用いて、最適負債比率を推計。

２．データ

株価データはBloomberg、財務データ（連結決算）は日経NEEDS“Financial Quest”より取得。なお、2020年11月時点で東証１部に上場している企業を対象。推計期間は、2000年度から2019年度。

３．推計方法

各企業は、各年度に決定される最適負債比率と実際の負債比率の乖離を徐々に調整していくと仮定する(誤差修正モデル)。すなわち、現実の負債比率(d_{it-1})が最適負債比率（d_{it}^{*}）より高い場合には、企業は負債返済や利益剰余金の積みましにより負債比率を引き下げるよう調整するが、様々な制約からその調整が直ちに行えないため、負債比率と最適負債比率の乖離幅の修正はその何割か(λ)にとどまると考える。

$$d_{it} - d_{it-1} = \lambda(d_{it}^{*} - d_{it-1})$$

d_{it-1}：企業iの$t-1$年度末における負債比率

d_{it}^{*}：t年度末の最適負債比率

λ：誤差調整速度

最適負債比率がいくつかの要因（X_{kit}）により決定されるとすると、推計式は下記の通りとなる。

$$d_{it} = (1-\lambda)d_{it-1} + \lambda\beta_1 X_{1it} + \cdots + \lambda\beta_k X_{kit} + c + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

d_{it}：企業iのt年度末における負債比率

$X_{kit}(j = 1,\cdots,k)$：最適負債比率に影響を与える要因

μ_i：固定効果、c：定数項、ε_{it}：攪乱項、λ：誤差調整速度

（最適負債比率に影響を与える要因）

変数	変数の作成方法
株式資本コスト	配当総額/株式時価総額＋ROE×（１-配当性向）
負債コスト	支払利息・割引料/有利子負債額×（１－法人実効税率）
株価ボラティリティ	株価収益率（日次）の標準偏差
企業規模	総資産（対数値）
負債比率	有利子負債額/（株式時価総額＋有利子負債額）

（備考）１．配当総額は、以下により算出。

2006 年度以前：普通株中間配当額＋普通株期末配当＋優先中間配当＋優先株期末配当

2007 年度以降：利益剰余金からの配当額（累計）＋資本剰余金からの配当額（累計）

２．ROE＝当期純利益/自己資本。

３．配当性向＝配当総額/当期純利益。

４．法人実効税率は、総務省 HP、財務省 HP より各年度の税率を取得。

５．株式時価総額＝年度末株価×発行済み株式総数。

４．推計結果

	負債比率 １期ラグ	株式資本 コスト	負債コスト	株価ボラテ ィリティ	総資産 （対数値）
係数	0.825	0.069	-0.528	-1.283	0.138
z 値	(40.06)	(6.30)	(-4.95)	(-4.78)	(10.70)
p 値	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

（備考）１．Arellano and Bond の GMM を用いて推計。xtabond コマンドを使用。

２．１％以下で過剰識別の問題はない。(Sargan の統計量：615.36、p 値：0.00)

３．サンプル値は 14,560、企業数は 818 社 (2000 年度以降継続しており、2020 年３月に本決算を実施した企業に限定)。

４．株式資本コストと負債コストについて、上下 0.5%点を基準に外れ値除去を実施。

５．株式資本コストの係数は 100 を乗じたものを掲載。

付注３－２　倒産件数の推計について

1.　概要

マクロの倒産件数について、企業倒産件数を被説明変数、手元流動性及び経常利益を説明変数とする以下の回帰式を推定した。ただし、前提となるデータや推計の方法によって大きく異なるため、結果については相当の幅をもって解釈する必要がある。

2.　データ

東京商工リサーチ「倒産月報」、財務省「法人企業統計季報」

3.　推計方法

（１）推計式

$$\Delta\ln(B_t) = \underset{(8.9)}{0.68}\ \Delta\ln(B_{t-1})\ -\ \underset{(-1.9)}{0.01}\ \Delta L_t -\ \underset{(-3.6)}{0.11}\ \Delta\ln(P_t) -\ \underset{(-1.9)}{0.03}\ LDum_t\cdot\Delta L_t -\ \underset{(-3.6)}{0.05}\ CDum_t\cdot\Delta L_t$$

※パラメータ下段の()内はｔ値を示している。

自由度修正済み決定係数R^2：0.68

（２）変数の定義と使用データ等

B_t　：東京商工リサーチ「倒産月報」の全国企業倒産件数（推計では対数値の前年差を使用）

L_t　：財務省「法人企業統計季報」により算出した手元流動性（推計では前年差を使用）

手元流動性＝（現金・預金＋有価証券（期首・期末平均））÷売上高×100

P_t　：財務省「法人企業統計季報」の経常利益（推計では対数値の前年差を使用）

$LDum_t$　：リーマンショックがあった 08 年 10－12 月期～09 年４－６月期に１をとるダミー変数

$CDum_t$　：緊急事態宣言があった 20 年４－６月期に１をとるダミー変数

（３）推計対象

2001 年４－６月期～2020 年７－９月期

付注３－３　全要素生産性の推計

1.　概要

付加価値額や労働投入量等により、企業ごとの全要素生産性を推計。

2.　データ

経済産業省「企業活動基本調査」の調査票情報

3.　推計方法

企業別のＴＦＰを算出するためには、生産関数の推計による手法が一般的である。ここでは、Ackerberg, Caves and Frazer(2016)（以下 ACF モデル）と Levinsorn and Petrin(2003)（以下 LP モデル）、Wooldridge(2009)（以下 W モデル）の３種類の手法を利用して推計を行った。ただし、結果に大きな違いがなかったため、最も頑健とみられる ACF モデルの結果のみ図にしている。それぞれの方法の位置づけについては、内閣府（2019）付注２－９参照。

推計結果は以下のとおりである。

Ackerberg, Caves and Frazer (2016)

$$lnY_{i,t} = 0.0714 \times lnK_{i,t} + 0.998 \times lnL_{i,t} + lnTFP_{i,t}$$

Levinsorn and Petrin (2003)

$$lnY_{i,t} = 0.0798 \times lnK_{i,t} + 0.667 \times lnL_{i,t} + lnTFP_{i,t}$$

Wooldridge(2009)

$$lnY_{i,t} = 0.0790 \times lnK_{i,t} + 0.678 \times lnL_{i,t} + lnTFP_{i,t}$$

$K_{i,t}$は資本投入量、$L_{i,t}$は労働投入量、iは企業、tは時間を表す。各企業のＴＦＰは上記の推計式（コブダグラス型の生産関数）の残差として求めた。推計に用いた変数は付注３－３表１、推計結果の詳細は付注３－３表２のとおりである。経済活動分類は日本標準産業分類の大分類に対応させた。

付注３－３　表１　生産関数の推計に用いた変数

変数	算出式
付加価値額（実質）	（給与総額＋福利厚生費＋動産・不動産賃借料＋減価償却費＋租税公課＋営業利益）÷経済活動別国内総生産デフレーター
資本投入量（実質）	（有形固定資産＋無形固定資産）÷経済活動別固定資本デフレーター
労働投入量	本社本店・本社以外他企業出向者従業者数合計－他企業への出向者数
中間投入	（売上－付加価値額（名目））÷経済活動別中間投入デフレーター

付注３－３　表２　ＴＦＰ推計結果

	付加価値額		
説明変数	ACFモデル	LPモデル	Wモデル
資本投入量	0.0714***	0.0798***	0.0790***
	(0.00437)	(0.00466)	(0.00296)
労働投入量	0.998***	0.667***	0.678***
	(0.0163)	(0.00360)	(0.000928)
サンプルサイズ	269,051	328,667	267,005
グループ数			43,863

（備考）１．経済産業省「企業活動基本調査」、内閣府「国民経済計算」により作成。
　　　　２．変数は全て対数値。
　　　　３．***は１％有意であることを示す。
　　　　４．括弧内の数値は頑健な標準誤差を表す。

付注３－４　企業の価格転嫁力の推計

価格転嫁力指標とは、販売価格の上昇率と仕入価格の上昇率の違いから、仕入価格の上昇分をどの程度販売価格に転嫁できているか（価格転嫁力）を数値化したものである。

企業規模 i に属する企業の t 期の価格転嫁力指標上昇率をΔP_{it}、売上高をS_{it}、材料費をV_{it}、販売価格上昇率を$\Delta P_{S_{it}}$、仕入価格上昇率を$\Delta P_{V_{it}}$とすれば、

$$\Delta P_{it} \cdot (S_{it} - V_{it}) = \Delta P_{S_{it}} \cdot S_{it} - \Delta P_{V_{it}} \cdot V_{it}$$

両辺をS_{it}で割って、

$$\Delta P_{it} \cdot \left(1 - \frac{V_{it}}{S_{it}}\right) = \Delta P_{S_{it}} - \Delta P_{V_{it}} \cdot \left(\frac{V_{it}}{S_{it}}\right)$$

$$\Delta P_{it} = \frac{1}{\left(1 - \frac{V_{it}}{S_{it}}\right)} \cdot \left(\Delta P_{S_{it}} - \Delta P_{V_{it}} \cdot \frac{V_{it}}{S_{it}}\right)$$

企業規模別の販売価格上昇率及び仕入価格上昇率については、以下、日銀短観の販売価格 DI 及び仕入れ価格 DI の回答企業割合（「上昇」、「持ち合い」及び「下落」を用いて推計する方法を説明する[1]。

1. 前提

①企業が実感している価格上昇率の母集団は正規分布に従う。
②実感している価格上昇率がある閾値（±c%）を超えた場合、企業は「上昇」又は「下落」と答える。
③閾値 c は企業規模に依存しない。
④企業が実感している価格上昇率と、実際の回答(上昇、持ち合い、下落)の間にはバイアス（販売価格には下方バイアス、仕入価格には上方バイアス）が存在する。
⑤企業が実感する価格上昇率の期間平均は、実際の価格上昇率の期間平均と一致する。
⑥企業が実感する価格上昇率の標準偏差の期間平均は、全期間を通じた実際の価格上昇率の標準偏差と一致する。

2. 販売価格上昇率の推計

企業規模 i（i=1,2,3）に属する企業のうち t 期に販売価格が「上昇」と回答した企業の割合をr_{1it}、「下落」と回答した企業の割合をr_{3it}、上昇していると感じた企業のうち、実際に「上昇」と回答した企業の割合（不偏回答率）をρ_{it}、物価指数[2]の上昇率を

---

[1] 本推計は、主に中小企業庁（2014)、鎌田・吉村（2010）に基づいている。
[2] 製造業については日本銀行「企業物価指数」、非製造業（小売業）については総務省「消費者物価指数」を用いた。

π_t、その標準偏差をσ_π、観測期間（ここでは、1990 年第 1 四半期から 2020 年第 4 四半期までの 124 四半期）を T、標準正規分布の累積密度関数を$\Phi(\cdot)$とすれば、企業規模 i に属する企業の販売価格上昇率の母集団平均μ_{it}とその標準偏差σ_{it}は以下のようにして算出できる。

前提①、②、③、④より、

$$\mathrm{r}_{1\mathrm{it}} = \rho_{\mathrm{it}}\left\{1 - \Phi\left(\frac{\mathrm{c} - \mu_{\mathrm{it}}}{\sigma_{\mathrm{it}}}\right)\right\} \tag{1}$$

$$\mathrm{r}_{3\mathrm{it}} = \Phi\left(\frac{-\mathrm{c} - \mu_{\mathrm{it}}}{\sigma_{\mathrm{it}}}\right) \tag{2}$$

ここで、α'_{it}、β_{it}を以下のように定義する。

$$\alpha'_{it} \equiv \Phi_{\mathrm{it}}^{-1}\left(1 - \frac{\mathrm{r}_{1\mathrm{it}}}{\rho_{\mathrm{it}}}\right) \tag{3}$$

$$\beta_{it} \equiv \Phi_{\mathrm{it}}^{-1}(r_{3it}) \tag{4}$$

（１）～（４）式をμ_{it}とσ_{it}について解くと、

$$\mu_{\mathrm{it}} = -\mathrm{c}\frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \tag{5}$$

$$\sigma_{\mathrm{it}} = 2\mathrm{c}\frac{1}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \tag{6}$$

前提⑤及び⑥より、

$$\Sigma_{\mathrm{t}}\mu_{\mathrm{t}} = \Sigma_{\mathrm{t}}\pi_{\mathrm{t}} \tag{7}$$

$$\Sigma_{\mathrm{t}}\sigma_{\mathrm{t}} = \mathrm{T}\sigma_{\pi} \tag{8}$$

ここで、企業規模 i に属する企業の売上シェアをs_{i}とし、中小企業（i=1）の売上シェアをs_{x}、中堅企業の売上シェアをs_{y}、大企業の売上シェアをs_{z}、これらの企業が実感する販売価格上昇率の共分散をそれぞれ$\sigma^2_{\mathrm{xt,yt}}$，$\sigma^2_{\mathrm{yt,zt}}$，$\sigma^2_{\mathrm{zt,xt}}$とすれば、全企業規模合計の販売価格上昇率の母集団平均μ_{t}　及びその標準偏差σ_{t}は、次のように定義される。なお、各企業規模の売上シェアには、日銀短観の企業規模別売上高（2015 年度、実額）を用いた。

$$\mu_{\mathrm{t}} \equiv \Sigma_{\mathrm{t}}\mathrm{s}_{\mathrm{i}}\mu_{\mathrm{it}} \tag{9}$$

$$\sigma_t \equiv \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \sigma^2_{xt} & \sigma^2_{xt,yt} & \sigma^2_{xt,zt} \\ \sigma^2_{yt,xt} & \sigma^2_{yt} & \sigma^2_{yt,zt} \\ \sigma^2_{zt,xt} & \sigma^2_{zt,yt} & \sigma^2_{zt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}\right]^{\frac{1}{2}} \tag{10}$$

したがって、

$$\Sigma_t \pi_t = \Sigma_t \Sigma_i s_i \mu_{it} = -c\Sigma_t \Sigma_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \tag{11}$$

$$T\sigma_\pi = \Sigma_t \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \sigma_{xt}^2 & \sigma_{xt,yt}^2 & \sigma_{xt,zt}^2 \\ \sigma_{yt,xt}^2 & \sigma_{yt}^2 & \sigma_{yt,zt}^2 \\ \sigma_{zt,xt}^2 & \sigma_{zt,yt}^2 & \sigma_{zt}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \Sigma_t \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Psi_{xx}\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi_{xy}\sigma_{xt}\sigma_{yt} & \Psi_{xz}\sigma_{xt}\sigma_{zt} \\ \Psi_{yx}\sigma_{yt}\sigma_{xt} & \Psi_{yy}\sigma_{yt}\sigma_{yt} & \Psi_{yz}\sigma_{yt}\sigma_{zt} \\ \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix} \right]^{1/2}$$

$$= 2c\Sigma_t \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Psi_{xx}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{xy}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{xz}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \\ \Psi_{yx}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{yy}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{yz}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \\ \Psi_{zx}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{zy}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{zz}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix} \right]^{\frac{1}{2}} \tag{12}$$

（11）式、（12）式から c を消去すると、

$$-2\frac{\Sigma_t\pi_t}{T\sigma_\pi} \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \Psi_{xx}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{xy}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{xz}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \\ \Psi_{yx}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{yy}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{yz}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \\ \Psi_{zx}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{zy}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{zz}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix} \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \Sigma_t \Sigma_i s_i \frac{\alpha'_{it} + \beta_{it}}{\alpha'_{it} - \beta_{it}} \tag{13}$$

ただし、Ψ_{xy}は中小企業が実感する販売価格上昇率と中堅企業が実感する販売価格上昇率の相関係数、Ψ_{yz}は中堅企業が実感する販売価格上昇率と大企業が実感する販売価格上昇率の相関係数、Ψ_{zx}は中小企業が実感する販売価格上昇率と大企業が実感する販売価格上昇率の相関係数で、それぞれ以下の条件を満たす。

$$\begin{gathered} -1 \le \Psi_{xy} \le 1 \\ -1 \le \Psi_{xy} \le 1 \\ -1 \le \Psi_{zx} \le 1 \end{gathered} \tag{14}$$

特に、$\Psi_{\mathrm{xy}}=1$かつ$\Psi_{\mathrm{yz}}=1$かつ$\Psi_{\mathrm{zx}}=1$の場合、(13) 式は次式のように簡略化される。

$$-2\frac{\Sigma_t\pi_t}{T\sigma_t}\Sigma_t\Sigma_i s_i\frac{1}{\alpha'_{it}-\beta_{it}}=\Sigma_\mathrm{t}\Sigma_\mathrm{i}\mathrm{s_i}\frac{\alpha'_{it}+\beta_{it}}{\alpha'_{it}-\beta_{it}} \tag{15}$$

ここで、ρ_{it}を以下のように定義する。

$$\rho_{\mathrm{it}}=(1-\theta)\frac{r_{1it}}{1-r_{3it}}+\theta \tag{16}$$

ただし、

$$0\le\rho_{\mathrm{it}}\le1,\quad 0\le\theta\le1 \tag{17}$$

ここで、（３）式、（４）式、(16) 式を (15) 式に代入すれば、θが得られる。

さらに、(11) 式を変形すると、

$$c=-\frac{\Sigma_t\pi_t}{\Sigma_\mathrm{t}\Sigma_\mathrm{i}\mathrm{s_i}\frac{\alpha'_{it}+\beta_{it}}{\alpha'_{it}-\beta_{it}}} \tag{18}$$

（３）式、（４）式、(18) 式に代入すれば、cが得られる。

最後に、(18) 式を（５）式と（６）式に代入すれば、μ_{it}とσ_{it}が得られる。

3. 仕入価格上昇率の推計

企業規模 i (i=1, 2, 3) に属する企業のうち t 期に販売価格が「上昇」と回答した企業の割合を$\mathrm{r_{1it}}$、「下落」と回答した企業の割合を$\mathrm{r_{3it}}$、上昇していると感じた企業のうち、実際に「上昇」と回答した企業の割合（不偏回答率）をρ_{it}、物価指数[3]の上昇率をπ_t、その標準偏差をσ_π、観測期間（ここでは、1990 年第 1 四半期から 2020 年第 4 四半期までの 124 四半期）を T、標準正規分布の累世密度関数を$\Phi(\cdot)$とすれば、企業規模 i に属する企業の販売価格上昇率の母集団平均μ_{it}とその標準偏差σ_{it}は以下のようにして算出できる。

[3] 日本銀行「企業物価指数」を用いた。

前提①、②、③、④より、

$$r_{1it} = \left\{1 - \Phi\left(\frac{c - \mu_{it}}{\sigma_{it}}\right)\right\} \tag{1}$$

$$r_{3it} = \rho_{it}\Phi\left(\frac{-c - \mu_{it}}{\sigma_{it}}\right) \tag{2}$$

ここで、α_{it}、β'_{it}を以下のように定義する。

$$\alpha_{it} \equiv \Phi_{it}^{-1}\left(1 - \frac{r_{1it}}{\rho_{it}}\right) \tag{3}$$

$$\beta'_{it} \equiv \Phi_{it}^{-1}(r_{3it}) \tag{4}$$

（１）～（４）式をμ_{it}とσ_{it}について解くと、

$$\mu_{it} = -c\frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}} \tag{5}$$

$$\sigma_{it} = 2c\frac{1}{\alpha_{it} - \beta'_{it}} \tag{6}$$

前提⑤及び⑥より、

$$\Sigma_t\mu_t = \Sigma_t\pi_t \tag{7}$$

$$\Sigma_t\sigma_t = T\sigma_\pi \tag{8}$$

ここで、企業規模ｉに属する企業の売上シェアをs_iとし、中小企業（i=1）の売上シェアをs_x、中堅企業の売上シェアをs_y、大企業の売上シェアをs_z、これらの企業が実感する販売価格上昇率の共分散をそれぞれ$\sigma^2_{xt,yt}$，$\sigma^2_{yt,zt}$，$\sigma^2_{zt,xt}$とすれば、全企業規模合計の販売価格上昇率の母集団平均μ_t及びその標準偏差σ_tは、次のように定義される。なお、各企業規模の売上シェアには、日銀短観の企業規模別売上高（2015 年度、実額）を用いた。

$$\mu_t \equiv \Sigma_t s_i \mu_{it} \tag{9}$$

$$\sigma_t \equiv \left[\begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \sigma^2_{xt} & \sigma^2_{xt,yt} & \sigma^2_{xt,zt} \\ \sigma^2_{yt,xt} & \sigma^2_{yt} & \sigma^2_{yt,zt} \\ \sigma^2_{zt,xt} & \sigma^2_{zt,yt} & \sigma^2_{zt} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_x \\ s_y \\ s_z \end{pmatrix}\right]^{\frac{1}{2}} \tag{10}$$

したがって、

$$\Sigma_t\pi_t = \Sigma_t\Sigma_i s_i \mu_{it} = -c\Sigma_t\Sigma_i s_i \frac{\alpha_{it} + \beta'_{it}}{\alpha_{it} - \beta'_{it}} \tag{11}$$

$$T\sigma_{\pi}=\Sigma_t\left[\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}'\begin{pmatrix}\sigma_{xt}^2 & \sigma_{xt,yt}^2 & \sigma_{xt,zt}^2\\ \sigma_{yt,xt}^2 & \sigma_{yt}^2 & \sigma_{yt,zt}^2\\ \sigma_{zt,xt}^2 & \sigma_{zt,yt}^2 & \sigma_{zt}^2\end{pmatrix}\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}\right]^{1/2}$$

$$=\Sigma_t\left[\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}'\begin{pmatrix}\Psi_{xx}\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi_{xy}\sigma_{xt}\sigma_{yt} & \Psi_{xz}\sigma_{xt}\sigma_{zt}\\ \Psi_{yx}\sigma_{yt}\sigma_{xt} & \Psi_{yy}\sigma_{yt}\sigma_{yt} & \Psi_{yz}\sigma_{yt}\sigma_{zt}\\ \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt} & \Psi\sigma_{xt}\sigma_{xt}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}\right]^{1/2}$$

$$=2c\Sigma_t\left[\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}'\begin{pmatrix}\Psi_{xx}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}} & \Psi_{xy}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}} & \Psi_{xz}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\\ \Psi_{yx}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}} & \Psi_{yy}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}} & \Psi_{yz}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\\ \Psi_{zx}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\frac{1}{\alpha_{xt}-\beta'_{xt}} & \Psi_{zy}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\frac{1}{\alpha_{yt}-\beta'_{yt}} & \Psi_{zz}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\frac{1}{\alpha_{zt}-\beta'_{zt}}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}\right]^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

（１１）式、（１２）式からｃを消去すると、

$$-2\frac{\Sigma_t\pi_t}{T\sigma_\pi}\left[\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}'\begin{pmatrix}\Psi_{xx}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{xy}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{xz}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\\ \Psi_{yx}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{yy}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{yz}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\\ \Psi_{zx}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{xt}-\beta_{xt}} & \Psi_{zy}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{yt}-\beta_{yt}} & \Psi_{zz}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\frac{1}{\alpha'_{zt}-\beta_{zt}}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}s_x\\ s_y\\ s_z\end{pmatrix}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$=\Sigma_t\Sigma_i s_i\frac{\alpha_{it}+\beta'_{it}}{\alpha_{it}-\beta'_{it}} \quad (13)$$

ただし、Ψ_{xy}は中小企業が実感する販売価格上昇率と中堅企業が実感する販売価格上昇率の相関係数、Ψ_{yz}は中堅企業が実感する販売価格上昇率と大企業が実感する販売価格上昇率の相関係数、Ψ_{zx}は中小企業が実感する販売価格上昇率と大企業が実感する販売価格上昇率の相関係数で、それぞれ以下の条件を満たす。

$$\begin{aligned}-1\le\Psi_{xy}\le 1\\ -1\le\Psi_{xy}\le 1\\ -1\le\Psi_{zx}\le 1\end{aligned} \quad (14)$$

特に、$\Psi_{xy}=1$かつ$\Psi_{yz}=1$かつ$\Psi_{zx}=1$の場合、(13) 式は次式のように簡略化される。

$$-2\frac{\Sigma_t\pi_t}{T\sigma_t}\Sigma_t\Sigma_i s_i\frac{1}{\alpha_{it}-\beta'_{it}}=\Sigma_t\Sigma_i s_i\frac{\alpha_{it}+\beta'_{it}}{\alpha_{it}-\beta'_{it}} \quad (15)$$

ここで、ρ_{it}を以下のように定義する。

$$\rho_{\mathrm{it}} = (1-\theta)\frac{r_{3it}}{1-r_{1it}} + \theta \tag{16}$$

ただし、

$$0 \leq \rho_{\mathrm{it}} \leq 1, \quad 0 \leq \theta \leq 1 \tag{17}$$

ここで、（３）式、（４）式、(16) 式を (15) 式に代入すれば、θ が得られる。
さらに、(11) 式を変形すると、

$$c = -\frac{\Sigma_t \pi_t}{\Sigma_{\mathrm{t}}\Sigma_{\mathrm{i}}\mathrm{s}_{\mathrm{i}}\dfrac{\alpha_{it}+\beta_{it}'}{\alpha_{it}-\beta_{it}'}} \tag{18}$$

（３）式、（４）式、(18) 式に代入すれば、c が得られる。
最後に、(18) 式を（５）式と（６）式に代入すれば、μ_{it}とσ_{it}が得られる。