

付 注



## 付注1-1 生え抜き正社員の賃金の変化

### 1. 生え抜き正社員の定義

前田他（2010）において、卒業後2、3年のうちに常勤職をみつけることができれば、新卒で常勤職についた人と変わらない就業経路を歩めると指摘していることを踏まえ、生え抜き正社員を、「大学・大学院卒では22～25歳、高卒・短大卒では18～21歳の期間で、正規雇用・無期契約として就職し、その企業に勤め続けている59歳までの者」と定義した。

### 2. 推計手法

本文で示した通り、生え抜き正社員の賃金プロファイルを見ると、2005年から2014年まではフラット化が進展している一方、2014年から16年からは勤続年数を問わず全体的に賃金上昇がみられる。こうした賃金カーブの形状の変化が統計的に有意かどうかについて以下のモデルを推計することで確認する。

$$W_i = \alpha + \beta_1 k_i + \beta_2 k_i^2 + \delta D_{2014,i} + \gamma_1 D_{2014,i} k_i + \gamma_2 D_{2014,i} k_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$W_i = \alpha + \beta_1 k_i + \beta_2 k_i^2 + \delta D_{2016,i} + \gamma_1 D_{2016,i} k_i + \gamma_2 D_{2016,i} k_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで、 $W_i$ は、労働者*i*の実質賃金（年収）、 $k_i$ は勤続年数である。 $D_{2014,i}$ は、データが2014年の場合に1、それ以外の場合は0をとるダミー変数、 $D_{2016,i}$ は同様にデータが2016年の場合に1、それ以外の時に0をとるダミー変数である。(1)式は、2005年及び2014年「賃金構造基本統計調査」個票、(2)式は2014年及び2016年の「賃金構造基本統計調査」個票を用いて推計する。企業規模、学歴別に推計する。

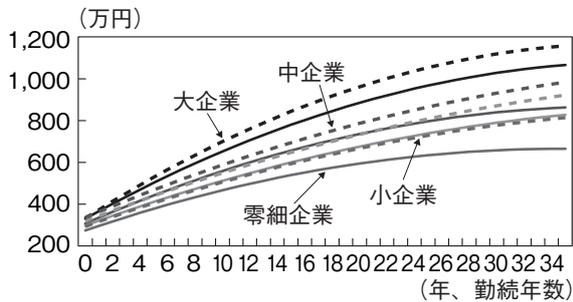
### 3. 推計結果

推計結果は以下のとおりであるが、ダミー変数の係数は概ね統計的に有意である。これは、2005年と2014年、2014年と2016年における賃金プロファイルの形状が有意に変化しているといえる。推計結果を基に、各年の賃金プロファイルとその差を図示してみると、企業規模に関わらず2005年から2014年にかけて同じ勤続年数で見た賃金は減少しており、その減少幅は勤続年数が長いほど大きくなっている。これはプロファイルがフラット化していることを示している。一方、2014年から2016年の変化をみると、中企業を除けば、学歴によらず賃金カーブが上方にシフトしていることがわかる。特に大企業の大学・大学院卒では、勤続18年の中堅社員を中心に大きく伸びている。

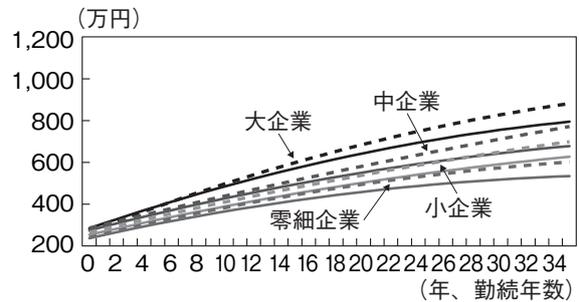
(1) 式								
	大学卒				高校・短大卒			
	大企業	中企業	小企業	零細企業	大企業	中企業	小企業	零細企業
$\gamma 1$	-534.4***	97.6***	-151.2***	-128.6***	-299.0***	84.1***	-61.9***	-145.2***
$\gamma 2$	7.9***	-10.3***	-1.6***	-6.9***	0.0	-9.2***	-3.2***	-1.2***
$\beta 1$	4196.8***	2787.7***	2541.8***	2379.6***	2563.9***	1623.7***	1561.9***	1611.9***
$\beta 2$	-52.5***	-26.8***	-23.4***	-25.5***	-22.9***	-6.5***	-9.0***	-16.4***
$\delta$	-160.0***	-2868.5***	-2128.0***	-1928.2***	1708.7***	-1096.2***	-1184.8***	-265.9***
$\alpha$	33203.1***	33549.0***	31851.5***	29296.6***	26493.3***	28346.4***	26310.5***	23800.6***
adj.R2	0.51	0.55	0.52	0.49	0.50	0.52	0.52	0.43
(2) 式								
	大学卒				高校・短大卒			
	大企業	中企業	小企業	零細企業	大企業	中企業	小企業	零細企業
$\gamma 1$	286.5***	-389.4***	-2.5	100.5***	80.97324***	-15.8253**	78.30068***	-3.91719
$\gamma 2$	-8.0***	11.5***	-2.0***	-2.5***	-2.80013***	0.471995***	-2.31777***	-0.0857
$\beta 1$	3662.4***	2885.3***	2390.7***	2251.0***	2264.984***	1707.805***	1500.026***	1466.71***
$\beta 2$	-44.6***	-37.1***	-25.0***	-32.4***	-22.8438***	-15.6963***	-12.2461***	-17.5835***
$\delta$	573.7***	1642.5***	952.0***	547.5***	352.9849***	34.49644	512.0891***	527.8254***
$\alpha$	33043.1***	30680.4***	29723.5***	27368.3***	28202.02***	27250.22***	25125.66***	23534.66***
adj.R2	0.47	0.52	0.50	0.45	0.48	0.48	0.50	0.41

付注1-1 賃金カーブの推計図

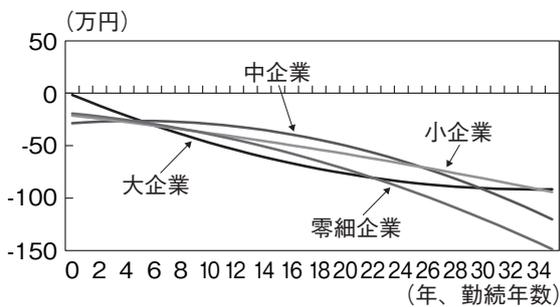
(1) 2005年から14年の変化  
大学・大学院卒



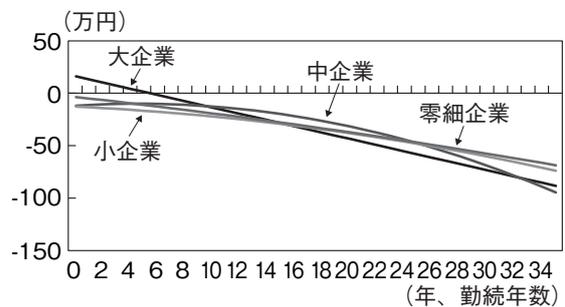
高校・短大卒



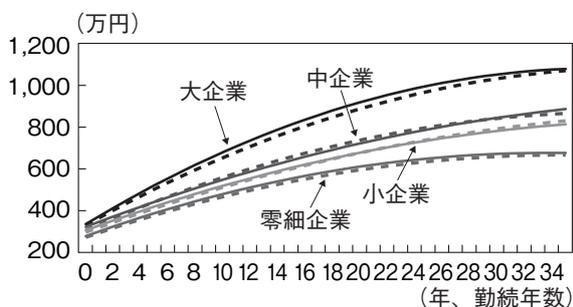
大学・大学院卒 (2005年と2014年の差)



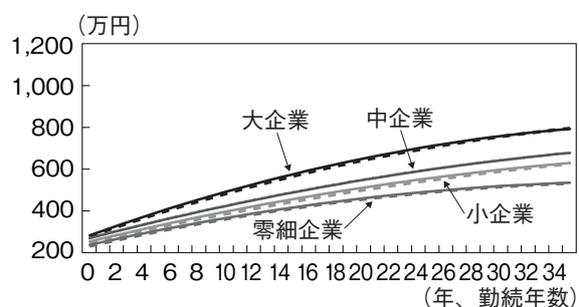
高校・短大卒 (2005年と2014年の差)



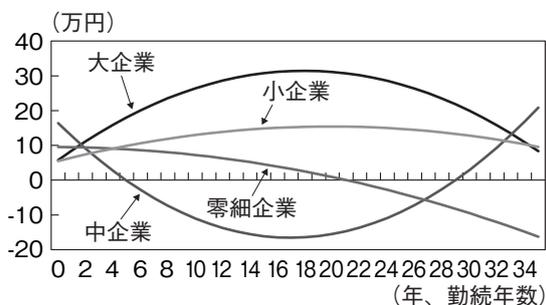
(2) 2014年から16年の変化  
大学・大学院卒



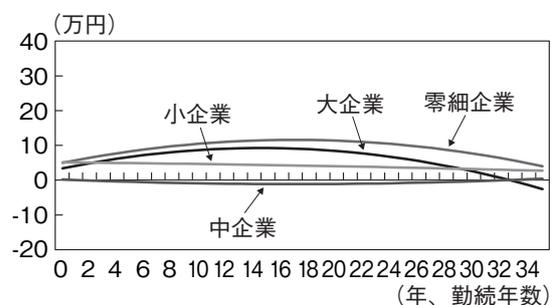
高校・短大卒



大学・大学院卒 (2014年と16年の差)



高校・短大卒 (2014年と16年の差)



(備考) 1. 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を特別集計して作成。  
2. 点線は2014年の賃金カーブ。2重線は、2014年と16年の差を示す係数のうち、1つでも有意でないものを含んでいる賃金カーブ。

## 付注1-2 各支出品目の価格が家計消費に与える影響の推計

### 1. 推計方法

食料品等の支出品目の価格変化が家計消費に与える影響を分析するため、Banks et.al (1997) が提案したQuadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) を用いて消費需要関数の推計を行い、各支出品目の価格変動が各品目への支出割合に与える影響を表す、支出割合の価格弾力性を算出した<sup>1)</sup>。

### 2. 使用データ

#### (1) 品目別支出額

本推計では、総務省「家計調査」(二人以上の世帯)における消費支出の10大費目分類のうち、「食料」、「光熱・水道」、「家具・家事用品」、「被服及び履物」、「保健医療」、「交通・通信」、「教育」、「教養・娯楽」、「その他の消費支出」を用いた。ただし、「その他消費支出」については、物価指数との対応させるため、中分類の「諸雑費」の金額を用いた。北村・宮崎(2013)と同様、住居は推計から除外した。

#### (2) 品目別物価指数

品目別物価指数は、総務省「消費者物価指数」から各支出品目に対応する物価指数を用いた。

### 3. 推計式

まず以下の需要関数を推計する。

$$w_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_i + \sum_{i \neq j}^n \gamma_{ij} (\ln p_i - \ln p_j) + \beta_1 (\ln y - \ln P) + \beta_2 (\ln y - \ln P)^2 + \sum_i \varphi_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$w_i = \frac{c_i}{y} : \text{品目 } i \text{ の支出シェア} \quad c_i : \text{品目 } i \text{ の支出額}$$

$y$  : 所得 (支出額の合計  $\sum_{i=1}^n c_i$  を用いる)  $p_i$  : 品目  $i$  の物価指数

$P$  : 消費者物価指数 (総合)

$x_{it}$  : 他のコントロール変数 (年齢、年齢の2乗、月ダミー、年ダミー)

なお、推計の際には対称性制約 ( $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ) を課す。

注 (1) 推計に当たっては、北村・宮崎(2013)第7章を参照した。

次に、推計された係数を用いて各品目需要の価格弾力性を以下のように算出する。

(1) 自己価格弾力性 ( $\varepsilon_{ii}$ )

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\alpha_1}{w_i} - \beta_1 - 2\beta_2(\ln y - \ln P)$$

(2) 代替価格弾力性 ( $\varepsilon_{ij}$ )

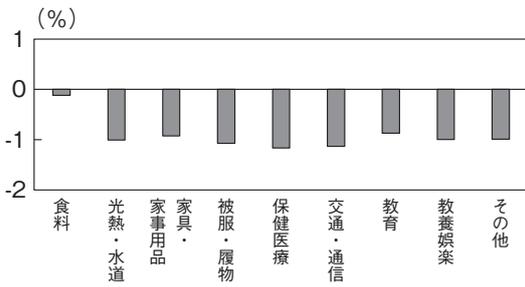
$$\varepsilon_{ij} = -\frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_1 \frac{w_j}{w_i} - 2\beta_2 \frac{w_j}{w_i} (\ln y - \ln P) - 1$$

#### 4. 推計結果

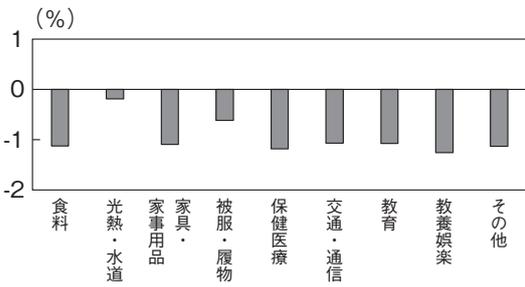
2000年1月～2017年4月のデータを用いて推計した価格弾力性を以下に示している。価格上昇に対して大きく支出割合が大きく減少するものとしては、家具・家事用品があげられる。家具・家事用品は自己価格弾力性が2.5と非常に高いほか、被服・履物や教養娯楽価格の変化に対しても大きく変動する。エアコンや冷蔵庫と言った家電製品の購入タイミングが価格によって影響を受けている可能性がある。他方で、交通・通信や保健医療は、自己価格弾力性が正となっており、価格上昇に際しても支出を減らさない状況がみられる。こうした支出は必需的支出として価格変動に関わらず一定の支出をしているものとみられる。他方で、保健医療や交通・通信の価格変動に対しては、食料支出が大きな影響を受ける。保健医療や交通・通信に係る価格上昇は、食料支出の減少を通じて家計支出に影響を及ぼす可能性がある。

付注1-2 各品目価格の1%の上昇が各品目への支出割合に与える影響

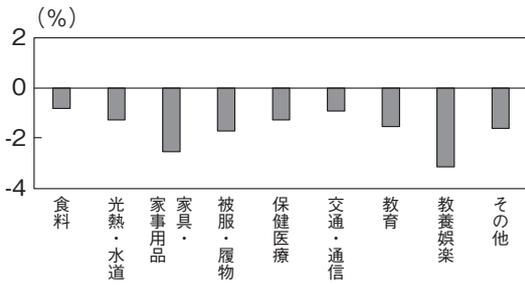
(1) 食料品価格の上昇



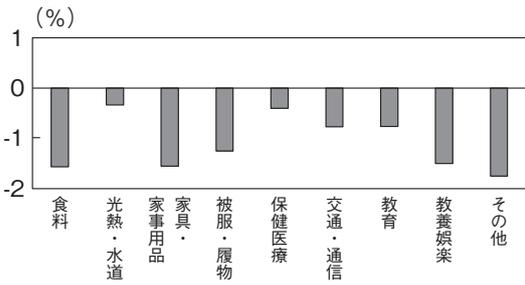
(2) 光熱費価格の上昇



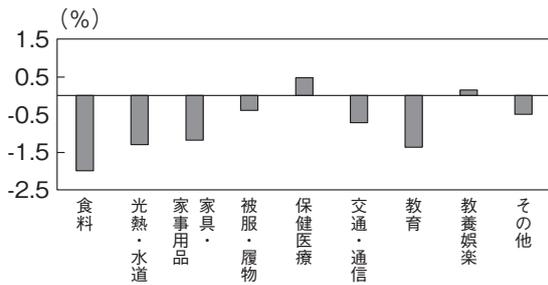
(3) 家具・家事用品価格の上昇



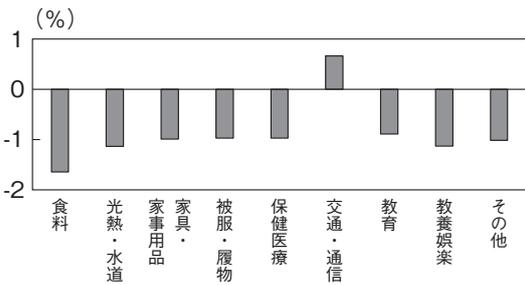
(4) 被服・履物価格の上昇



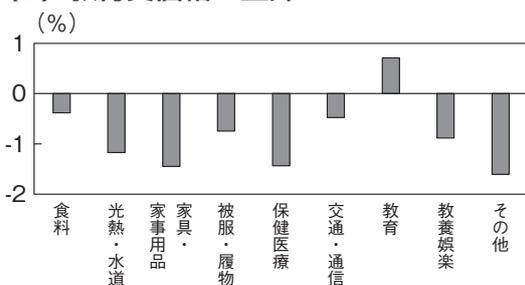
(5) 保健医療費価格の上昇



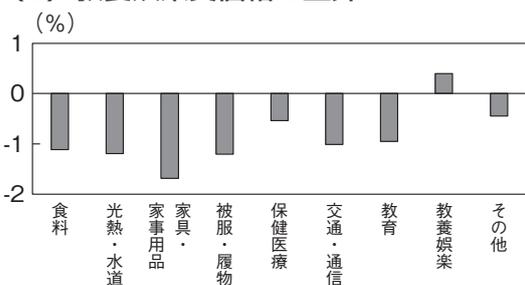
(6) 交通・通信費価格の上昇



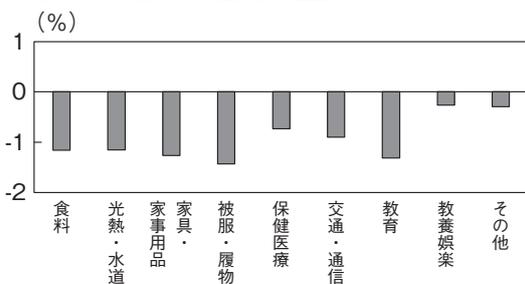
(7) 教育費価格の上昇



(8) 教養娯楽費価格の上昇



(9) その他品目価格の上昇



- (備考) 1. 総務省「家計調査」「消費者物価指数」にもとづく推計値。二人以上の世帯。  
 2. 各品目の価格上昇に対する各品目への支出割合の弾力性。  
 3. 計算方法の詳細は付注1-2を参照。

### 付注1-3 地域別の世帯数と住宅ストックの推計方法

#### 1. 世帯数の推計方法

- (1) 世帯数については、直近までの値が公表されていないため、国立社会保障・人口問題研究所の推計を用いて推計する。
- (2) まず、全国及び都道府県ごとに、国立社会保障・人口問題研究所が推計している将来世帯数（2015年、2020年、2025年、2030年、2035年）から3次スプライン補間法により、推計されていない年（2011年～2014年、2016年）の世帯数を求める。
- (3) (2) によって推計された世帯数は2015年国勢調査の結果を反映しておらず、その結果を反映するように補正する。具体的な補正方法については以下のとおり。2015年の世帯数（国勢調査）と2010年の世帯数（国勢調査）の差分を国立社会保障・人口問題研究所が推計している2015年の将来世帯数と2010年の世帯数（国勢調査）の差分で除した乖離率を算出し、その乖離率を（2）で推計した世帯数の各年の差分に乘じ、その補正した差分を足し上げたものを2011年～2016年の世帯数とする。

$$w_i = \frac{P_{2015}^i - P_{2010}^i}{P_{2015}^{e,i} - P_{2010}^i}, H_t^i = P_{2010}^i + \sum_{j=2010}^{t-1} w_i \cdot (P_{j+1}^{e,i} - P_j^{e,i})$$

( $i$ は全国、都道府県を表す)

$P_t^i$ :  $t$ 年の世帯数  $P_t^{e,i}$ : 3次スプライン補間法で推計した $t$ 年の世帯数

$w_i$ : 乖離率  $H_t^i$ : (3) で補正した $t$ 年の推計世帯数

#### 2. 住宅ストックの推計方法

- (1) 住宅ストック（住戸数）については、調査周期が5年のため、直近までの値が公表されておらず、過去のデータ等を利用して、推計する必要がある。
- (2) 一度建築した住宅は何らかの原因で滅失していくものであり、建築してからの経過年数に対応した滅失率の推移（以下「滅失曲線」という。）を用いて住戸数を推計する。まず、その住宅の滅失曲線を求める。なお、技術の進歩や建築基準の改定等あるため、滅失曲線は建築の時期ごとに推計し、滅失曲線はワイブル曲線とみなす。国土交通省「住宅統計調査」（1973年、1978年、1983年、1988年、1993年）及び「住宅土地統計調査」（1998年、2003年、2008年、2013年）の住戸数を建築の時期別（1950年代、1960年代、1970年代、1980年代）に分類し、滅失曲線を最小二乗法により推計した。推計式は下記のとおり。

$$\ln\left\{\ln\left(\frac{1}{Y_t}\right)\right\} = \alpha_t \cdot \ln X_t + \beta_t$$

$(X_t, Y_t)$  : (経過年数, 経過年数 $X_t$ 年の住戸数を経過年数0年の住戸数で除した割合)  
 $t$ は建築の時期を表し、1950年代、1960年代、1970年代、1980年代とする。

上記推計から建築の時期別に得られた減失曲線の式は下記のとおり。

$$Y_t = \exp\left\{-\left(\frac{X_t}{a_t}\right)^{b_t}\right\} \quad \text{但し、} a_t = \exp\left(-\frac{\beta_t}{\alpha_t}\right), b_t = \alpha_t$$

(3) (2) で減失曲線を推計したが、2008年住宅土地統計調査の住戸数に減失曲線を用いて2013年の住戸数を推計してみたところ、2013年住宅土地統計調査の住戸数と乖離がみられた。これは経過年数を一纏めにしていることや建築の時期が1950年代、1960年代、1970年代、1980年代でしか求めていないためと考えられる。そのため、その乖離を補正する必要がある。具体的には以下のとおり。

2008年の住戸数を下記表の建築の時期別に分類し、その分類区分ごとに2008年時点の経過年数を設定し、下記の計算式により、2013年の推計住戸数を得る。(なお、建築の時期が「昭和25年以前」、「昭和26年～35年」であれば、1950年代の減失曲線を用いる。同様に、「昭和36年～45年」であれば1960年代、「昭和46年～55年」であれば1970年代、「昭和56年～平成2年」以降であれば1980年代の減失曲線を用いる。これは今後も同様とする。)

建築の時期	昭和25年以前	昭和26年～35年	昭和36年～45年	昭和46年～55年	昭和56年～平成2年	平成3年～7年
経過年数	58	53	43	33	23	15
建設の時期	平成8年～12年	平成13年～15年	平成16年	平成17年	平成18年	平成19年
経過年数	10	6	4	3	2	1
建設の時期	平成20年1月～9月					
経過年数	0					

$$Z_{2013}^{e,s} = Z_{2008}^s \cdot \frac{\exp\left\{-\left(\frac{X_{2013}^s}{a_t}\right)^{b_t}\right\}}{\exp\left\{-\left(\frac{X_{2008}^s}{a_t}\right)^{b_t}\right\}}$$

$X_j^s$  :  $j$ 年時点の経過年数 ( $s$ は上記表の建築の時期区分)

$Z_j^s$  :  $j$ 年の住戸数  $Z_j^{e,s}$  :  $j$ 年の推計住戸数

上記表の建築の時期をまとめ、その建築の時期の区分ごとに、2013年の推計住戸数と2008年の住戸数(住宅土地統計調査)の差分を2013年の住戸数(住宅土地統計調査)と2008年の住戸数(住宅土地統計調査)の差分で除した割合を乖離率とし、その乖離率を

用いて、都道府県別に各年の住戸数を算出する。ここで使用する建築の時期及び2013年時点での設定した経過年数並びに算出式は以下のとおり。

建築の時期	昭和25年以前	昭和26年 ～35年	昭和36年 ～45年	昭和46年 ～55年	昭和56年 ～平成2年	平成3年 ～7年
経過年数	63	58	48	38	28	20
建設の時期	平成8年 ～12年	平成13年 ～17年	平成18年 ～20年	平成21年	平成22年	平成23年
経過年数	15	10	6	4	3	2
建設の時期	平成24年	平成25年	平成26年	平成27年	平成28年	
経過年数	1	0	0	0	0	

$$\rho_s = \frac{Z_{2008}^s - Z_{2013}^s}{Z_{2008}^s - Z_{2013}^{e,s}}$$

$$A_j^i = \sum_s \left[ Z_{2013}^s - \rho_s \cdot \left( Z_{2013}^s - Z_{2013}^s \cdot \frac{\exp\left\{-\left(\frac{X_j^s}{a_t}\right)^{b_t}\right\}}{\exp\left\{-\left(\frac{X_{2013}^s}{a_t}\right)^{b_t}\right\}} \right) \right]$$

$A_j^i$  : j年時点の推計住戸数 ( $i$ は各都道府県を表す)

$\rho_s$  : 乖離率 ( $s$ は建築の時期を表し、平成21年以降は1とする)

なお、建築の時期が2013年から2016年の住戸数は着工戸数とする。また、熊本地震による熊本県の住戸の減失分を考慮しているが、その減失分は2017年4月13日時点で報告されている住宅被害のうち全壊棟数と半壊棟数の半分としている。

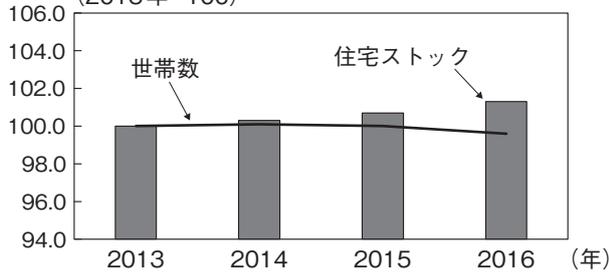
### 3. 結果

以上により、地域別の世帯数と住戸数を推計したところ、結果は以下の図のとおり。

付注1-3図 地域別の世帯数と住宅ストック

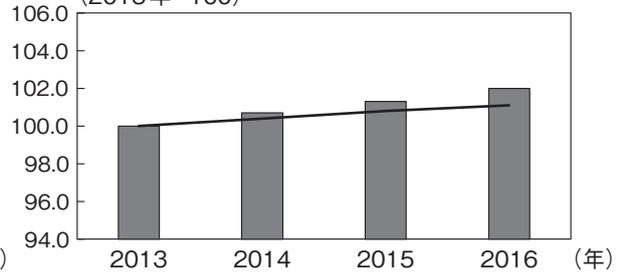
(1) 北海道

(2013年=100)



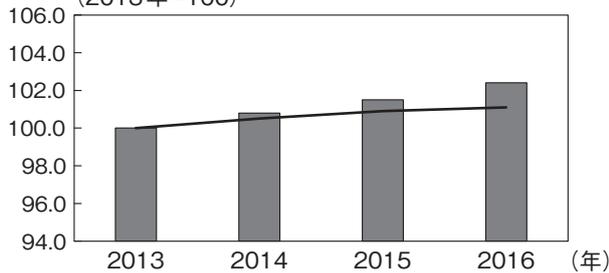
(2) 東北

(2013年=100)



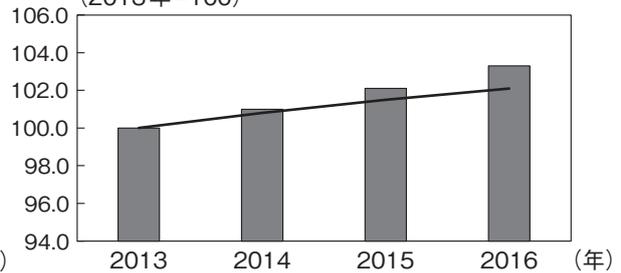
(3) 北関東

(2013年=100)



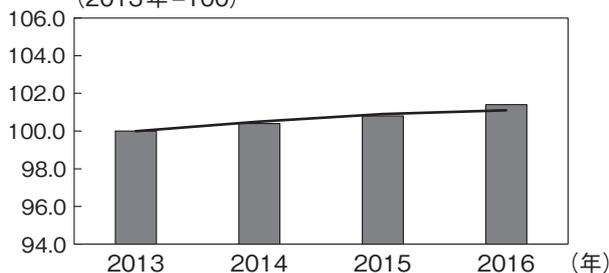
(4) 南関東

(2013年=100)



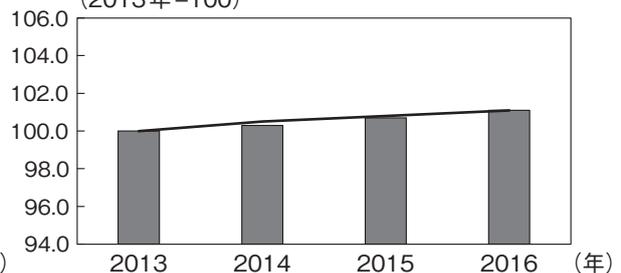
(5) 中部

(2013年=100)



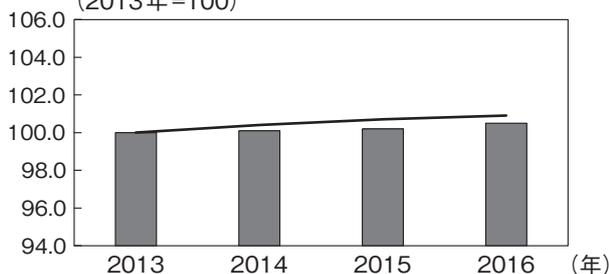
(6) 関西

(2013年=100)



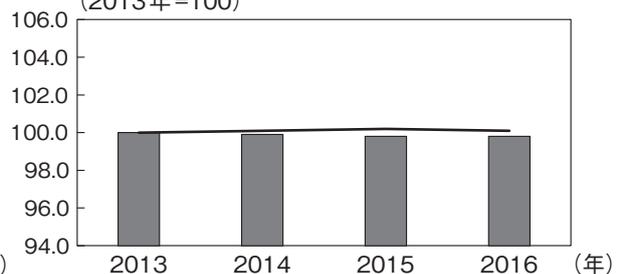
(7) 中国

(2013年=100)



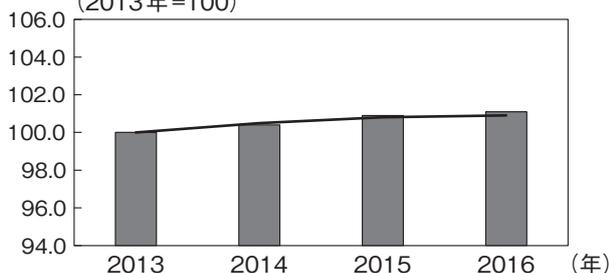
(8) 四国

(2013年=100)



(9) 九州・沖縄

(2013年=100)



## 付注2-1 誰が長時間労働をしているのか：労働時間の決定要因

各労働者の労働時間（ここでは所定内実労働時間数と所定外労働時間を併せた総労働時間）について、雇用者と企業のそれぞれの属性がどのように影響するのかということを検証するため、厚生労働省「賃金構造基本調査」のデータを用い、黒田・山本（2014）等の定式化を参考に、下記のとおり推計を行った。特に雇用者の属性や景気要因（短期的には景気回復は残業時間を長くすると考えられる。）を考慮してなお、企業の属性が一定程度労働時間を長くする要素が確認できるとするならば、各企業において景気に左右されない固定的な残業時間が存在するといえる。

雇用者の属性については、大きく年齢や職種、雇用形態、性別を考える。年齢については、若いうちは経験年齢が伸びるにしたがって残業時間が多くなり、壮年期に入ると年齢を経るごとに残業時間が少なくなる傾向が観察されていることから、年齢そのもの及び年齢の二乗を変数としている。また、雇用形態については、正規・非正規（正社員・正職員、正社員・正職員以外）のフルタイム及びパートタイム勤務を変数としているほか、女性にあっては育児等によりパートタイム勤務という枠組み外で労働時間を抑制する傾向があることを考慮している。企業については企業規模や産業を説明変数とし、景気変動については各年の年ダミーで調整している。なお、推計期間については、産業の連続性を確保するため、2009年からとしている。

推計結果は以下表のとおりである。企業規模ダミーをみると、標準としている5～299人（中小企業）と比べて、大企業になればなるほどその労働時間が多くなることが確認される。また、産業では、運輸業、郵便業や製造業、情報通信業においてほかの産業に比べて長くなっており、景気変動の影響等を除いても、企業の属性によって労働時間が長くなる傾向があることが検証された。

### 付注2-1表 推計結果

説明変数	係数	説明変数	係数
年齢	0.0278 ***	【産業ダミー】	
年齢（二乗）	-0.0004 ***	建設業	0.1295 ***
勤続年数	0.0061 ***	製造業	0.3786 ***
勤続年数（二乗）	-0.0003 ***	運輸・郵便	0.4526 ***
定数項	4.6797 ***	卸売・小売	-0.0388 ***
【働き方ダミー】		飲食・宿泊	-0.1766 ***
フルタイム正規	2.5798 ***	医療・福祉	-0.0161 ***
パート正規	0.7231 ***	電気・ガス	0.0915 ***
フルタイム非正規	2.5081 ***	情報通信	0.1833 ***
パート非正規（基準）	-	その他サービス業等（基準）	-
【企業規模ダミー】		【性別ダミー】	
1000人以上	0.2157 ***	男	0.2791 ***
300～999人	0.1425 ***	女（基準）	-
5～299人（基準）	-		
サンプルサイズ		9880674	
自由度調整済決定係数		0.5226	

## 付注2-2 全要素生産性の上昇と能力開発費

企業が労働者を教育するための費用である能力開発費が、当該企業の全要素生産性(TFP)をどの程度押し上げる効果があるかを調べた。推計には「企業活動基本調査」を用いており、この調査が、同一企業を時系列で特定するパネルデータであることを活用して、企業ごとに過去の能力開発費の増減がその後の同企業の生産性をどれほど引き上げたかについて推定を行う。

なお、定式化に当たっては、能力開発費には生産活動に用いられる資本財の導入や新規雇用者にかかるトレーニング等が含まれることが想定されるため、被説明変数であるTFPとその生産要素を通じて内生的な関係を持っていることや、能力開発の効果が一定のラグを伴って発現する可能性があることを考慮に入れている。

まず、生産関数 $Y_{it}=f(A_{it}, L_{it}, K_{it})$ について、 $Y_{it}$ は付加価値、 $A_{it}$ は全要素生産性(TFP)、 $L_{it}$ は労働力、 $K_{it}$ は資本、 $\delta_i$ はその他企業属性、 $Training_{it}$ は能力開発費)とすると、能力開発費用は $A_{it}$ に影響を及ぼすものであると考えられることから、

$$Y_{it}=f(A_{it}(Training_{it}, \delta_i), L_{it}, K_{it}) \quad (1)$$

という定式を想定する。

企業ごとのTFPを計測する。この際、過去の同調査を用いた先行研究等と同様に、各企業について営業利益や減価償却費等から付加価値額を計測し、そこから、資本及び労働の寄与を差し引く手法を用いている<sup>2</sup>。また、業種や規模によって生産性に大きな差があることを想定し、業種と規模ごとの平均( $\bar{A}_{kt}$ )を計算し、それと各企業とのかい離( $a_{it}=A_{it}-\bar{A}_{kt}$ )を被説明変数としている。

次に、この生産性について、

$$a_{it}=h(Training_{it-s} | s=\{0, t-2\}, L_{it}, K_{it}, \delta_i) \quad (2)$$

$$Training_{it}=g(L_{it}, K_{it}, \delta_i, \theta_i) \quad (3)$$

という定式を念頭に置き、能力開発費の生産性に対する効果を計測する。(3)式中、 $\theta_i$ は、前年度の売上高や各企業と同業種同規模の能力開発費平均であり、能力開発費にのみ影響がある操作変数である。ここでの労働投入量は正社員1人当たりで示されており、具体的にはパートタイム従業者について、就業時間換算を行い、従業員人数を正社員1人当たりの人数に計算し直している。資本投入量については機械、ソフトウェア、実用新案等の知的財産とした。

注 (2) 計測方法は、付注3-2を参照。

なお、能力開発費が同調査に現れるのは2009年以降であるため、2011年～2014年のデータを用いている（つまり、 $Training_{it}=2011-2014$ ）。

結果は本文第2-2-7表の通りであるが、詳細は下記表に示されている。まず、(3)式（1段階目の推定）の結果（表中、被説明変数が能力開発費となっている列）では固定効果を考慮した場合も、サンプルをプールして推定した場合も、労働力増加や前年度の売上額が有意に示され、これらが能力開発費用を増加させる可能性が高いことがわかる。また、(2)式の結果（表中、全要素生産性が被説明変数となっている列）では、いずれの推定方法でも能力開発費の増加が企業TFPを同業種同程度の規模の企業と比べて優位に高める効果があるとの結果が確認される。このうち、固定効果を考慮した推定結果を踏まえれば、能力開発費を1%高めた企業は、限界的に同業種同規模企業と比べてTFPを0.03%程度高めるという結果となる。

付注2-2表 能力開発費と生産性

被説明変数	（操作変数法：固定効果）		（操作変数法：プール）		（最小二乗法）	
	全要素生産性	能力開発費	全要素生産性	全要素生産性	能力開発費	全要素生産性
能力開発費	0.030*		0.017*	0.107**		0.042***
	(0.015)		(0.009)	(0.052)		(0.012)
前年	-0.006	0.026	-0.006	-0.041	0.608***	0.004
	(0.009)	(0.021)	(0.009)	(0.038)	(0.018)	(0.011)
2年前	0.003	-0.075***	0.001	0.003	0.121***	0.014
	(0.008)	(0.019)	(0.008)	(0.013)	(0.017)	(0.011)
労働力	-0.381***	1.142***	-0.383***	-0.014	0.322***	-0.017
	(0.073)	(0.18)	(0.073)	(0.028)	(0.032)	(0.029)
機会設備投資	-0.134***	-0.058	-0.134***	-0.061***	-0.012***	-0.063***
	(0.029)	(0.068)	(0.029)	(0.018)	(0.014)	(0.018)
ソフトウェア投資	0.021**	0.001	0.022**	0.080***	0.026***	0.081***
	(0.01)	(0.024)	(0.01)	(0.012)	(0.009)	(0.012)
実用新案登録	-0.009	-0.001	-0.009	0.003	0.009***	0.004
	(0.014)	(0.033)	(0.014)	(0.012)	(0.01)	(0.012)
前年売上		0.329***			0.079***	
		(0.114)			(0.021)	
同規模同産業 における能力 開発費平均		-0.964***			-0.398***	
		(0.034)			(0.02)	
標本数	2619		2619	2619		2619
個体数 (クラスター)	1023		1023	1023		1023
決定係数	0.0006	0.175	0.0007	0.7538		0.116
個体間	0.0003	0.1213	0.0004			
個体内	0.0493	0.3945	0.0505			

### 付注2-3 多様な働き方を進める取組と企業の生産性について

企業は有能な従業員をつなぎとめるためにも、従業員の満足度を上げるための様々な取組を行っている。内閣府が2017年2月に行った「生産性向上に向けた企業の新規技術・人材活用等に関する意識調査」（以下、「内閣府調査」という）においては、「従業員満足度を向上させるために実施されている取組」として「兼業・副業の促進」、「テレワークの推進」、「多様な働き方の推進」、「長時間労働の是正」、「教育訓練休暇制度の普及」について、企業の実施状況を調査した<sup>3</sup>。この調査結果を用いて、働き方の改革や教育訓練等の取組が、生産性に影響を与えているかどうかを分析した。

WLB施策への取組とその生産性との関係については、過去の先行研究において強い相関関係があることが示されているが、一方で、因果関係の側面からは十分に吟味することが必要であることが指摘されている。例えば、WLB施策の取組が企業の生産性を上げるといふ影響とは逆に、すでに十分な収益を上げている企業が、経営面や資金面での余裕があるためにWLB施策に取り組んでいるという結果を示している可能性も考えられる。こうした内生性にかんがみ、山本・松浦（2012）等では企業のパネルデータを用いた推定を行っており、結果として、WLB施策への取組が生産性に与える影響があることを示している。特に山本・松浦（2012）では、WLB改善への取組の効果が現れるのは実施から一定の時間の経過が必要であり、また、労働保蔵を行っている（あまり社員数に変動しない）企業や正社員比率・女性比率の高い企業において、効果が現れるといった結論を得ている。

内閣府調査は一時点のデータであり、取組の導入からラグを持った効果は算定することはできないが、先行研究でもWLB施策が当期の生産性に有意に反応していることを踏まえて同じ枠組みで推定を行っている。

まず、労働生産性については、各企業について、企業会計から付加価値額（ $Y_{it}$ ）を計測し、それを（ $L_{it}$ ）で除して作成した。つまり、以下の定式化を念頭に置く。

$$\log(Y_{it}/L_{it}) = \beta \log(K_{it}/L_{it}) + \gamma_i f(WLB_i^k) + \delta_i^m \text{industry}_i^m$$

この際、労働生産性の変化について産業が直面する経済状況や資本の影響等を取り除くため、

$$X_i = \log(Y_{it}/L_{it}) - \beta \log(K_{it}/L_{it}) - \delta_i^m \text{industry}_i^m$$

と表された変数 $X_i$ を被説明変数として、各種WLB施策を導入しているかどうか（ $WLB_i^k = \{0, 1\}$ ）による押上げ効果を計測する。

注 (3) 調査の詳細は付注3-4。

各種WLB施策については、上記で紹介した「従業員満足度を向上させるために実施されている取組」のうち、長時間労働是正、テレワーク、多様な働き方、教育訓練のための休暇制度、そして長時間労働是正とテレワークの両方に取り組んでいる場合の5つを取り上げている。

また、前述の通り、WLB施策を導入するかどうかは、企業の属性や経営状況が大きく影響していると考えられる。よって、この措置効果を比べるにあたっては、それぞれの企業の属性  $\theta_i$  や売上高の増減から、WLB施策を採用する潜在的な確率（傾向スコア： $\Pr(WLB_i^k=1) = f_{WLB^k}(\theta_i)$ ）を調べ、それが似通った企業同士を比較する。

さらに、どういう企業でこの効果が高まるかを検証するため、山本・松浦（2012）を参考に、業界平均と比べて、①創立年が新しい企業を新興企業、②雇用者の増減が少ない企業を「雇用変化の少ない企業（労働保蔵の起こっている企業）」、というほか、③正社員比率が高いか低いかといった企業群で同様の推定を行い、WLB施策の効果の違いを確認した。

推定結果詳細は付注2-3表1の通りである。全体で見ると、特に長時間労働是正とテレワークを組み合わせて実施している企業では労働生産性を高めている可能性が示唆された。また、創立年が新しい企業の方がそうでない企業と比べて効果がより高いという結果となっているほか、労働者の移動（転職や離職）が少ない企業では「長時間労働の是正」が労働生産性を高めているという結果を得ている。

なお、WLB施策を行いやすい確率として計測した傾向スコアの推定結果については、付注2-3表2に記載している。WLB施策のいずれかの施策を行うという決定については、企業の特徴によってさまざまであった。総じて企業規模の大きな（労働者数の大きな）企業ほどテレワークや多様な働き方を採用し、長時間労働是正を実施する確率が高い。また、創立年が新しい企業や正社員比率が低い企業ほどテレワークや多様な働き方を採用する確率が高いといえる。また、労働者の増減が多い企業では、比較的教育訓練休暇取得制度を採用する可能性が高い状況も確認された。

付注2-3 表1 WLB施策の実施と労働生産性

	全体	創立年		労働者数の変化		正社員比率	
		新しい	古い	少ない	多い	5割以下	5割以上
テレワークのみ	0.095 (0.109)	0.246 (0.221)	0.121 (0.088)	0.069 (0.197)	0.293 (0.135)	0.167 (0.107)	-0.273 (0.226)
多様な勤務形態	-0.075 (0.066)	0.030 (0.103)	-0.097 (0.084)	-0.096 (0.111)	-0.054 (0.087)	0.021 (0.069)	-0.236 (0.248)
長時間労働是正	0.084 (0.071)	0.137 (0.143)	0.243 (0.104)	0.222* (0.12)	0.038 (0.095)	0.180 ** (0.08)	0.021 ** (0.197)
教育訓練休暇制度	-0.086 (0.089)	0.102 (0.141)	0.079 (0.114)	-0.035 (0.139)	0.019 (0.109)	-0.022 (0.088)	-0.250 (0.185)
長時間労働とテレワーク	0.240 ** (0.118)	0.396 *** (0.12)	0.229 *** (0.123)	0.259 (0.390)	0.066 (0.121)	0.311 ** (0.147)	0.125 ** (0.300)
サンプルサイズ	1,751	776	910	668	1,018	1,515	171

付注2-3 表2 WLB施策を採用する確率

被説明変数	テレワークのみ	多様な勤務形態	長時間労働是正	教育訓練休暇制度	長時間労働とテレワーク
$Pr(k=1)$					
資本装備	-0.086 (0.089)	0.058 (0.053)	0.014 (0.053)	-0.063 (0.054)	-0.053 (0.093)
労働者数	0.164 *** (0.201)	0.213 *** (0.109)	0.214 *** (0.112)	-0.015 (0.123)	0.234 *** (0.276)
労働者増減	0.305 * (0.085)	0.083 (0.065)	0.198 (0.069)	0.226 ** (0.073)	0.309 * (0.091)
会社設立年	-0.188 ** (0.089)	-0.136 ** (0.053)	-0.042 (0.053)	0.139 * (0.054)	-0.175 * (0.093)
正社員比率					
5割以上	-0.409 ** (0.184)	-0.193 * (0.136)	-0.235 ** (0.123)	0.126 (0.115)	-0.563 ** (0.180)
労働人口異動					
少ない	-0.029 (0.032)	-0.127 * (0.020)	-0.030 (0.022)	-0.065 (0.021)	-0.113 (0.036)
従業員の平均年齢					
40代	0.112 (-0.270)	-0.052 (-1.880)	-0.100 (-0.420)	-0.090 (-0.830)	0.127 (-0.910)
50代以上	-0.310 (1.070)	-0.559 *** (-0.770)	-0.354 ** (-1.460)	-0.117 (-1.160)	
標本数	1,718	1,718	1,718	1,718	1,671
Wald	37.030	152.580	125.330	10.810	47.370

#### 付注2-4 資本装備率と労働生産性

資本装備率と労働生産性の関係について、本文中に示した製造業及び非製造業の別に加えて、さらに業種別の関係性をみた。製造業14種、非製造業15種の合計29業種について、94年～2015年の資本装備率とマンアワー、1人当たり労働生産性と資本装備率の関係性を示すと（下記図）、おおむねどの産業においてもマンアワーを削減するにつれ、1人当たりの資本装備率が増加してきており（下記図（1）左）、1人当たりの労働生産性が上昇してきたことがわかる（下記図（1）右）。ただし、マンアワーと資本装備率との関係と比べて、資本装備率と労働生産性との関係は、産業の特性によって大きく差があったとみられる。

そこで、それぞれの業種ごと、資本装備率や1人当たり労働時間の労働生産性引上げに対する寄与について計測した。

具体的には

$$\log(Y_{i,t}) = A_{i,t} + \beta \log(K_{i,t}) + \gamma \log(H_{i,t} * L_{i,t})$$

の生産関数について雇用者一人当たりの付加価値額に対する定式とし、

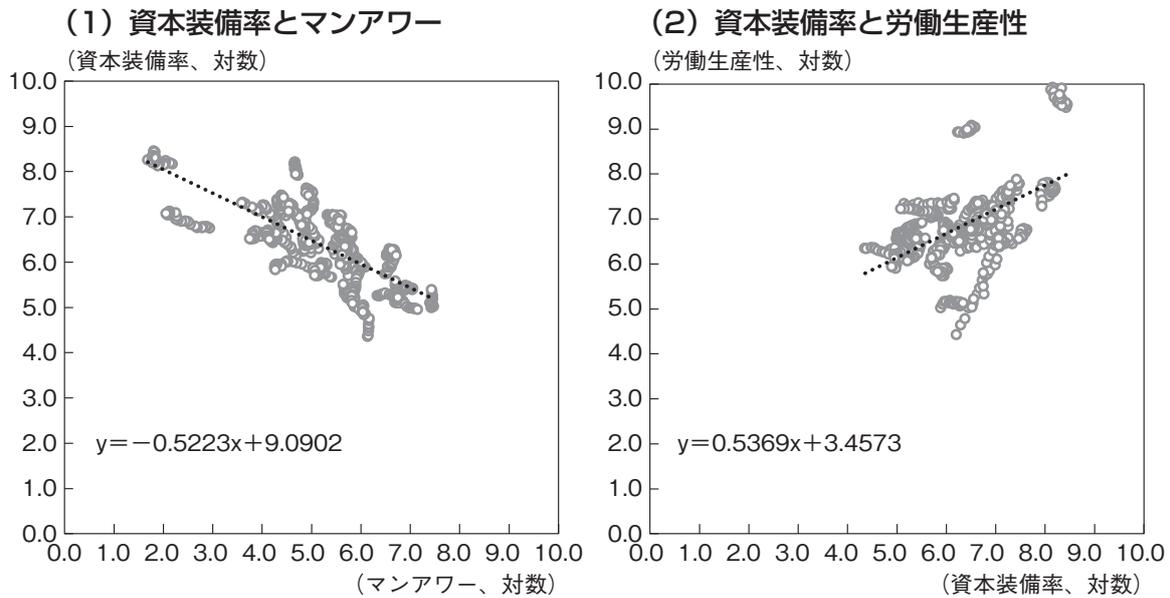
$$\log(Y_{i,t}/L_{i,t}) = \alpha_{i,t} + \beta \log(K_{i,t}/L_{i,t}) + \gamma \log(H_{i,t})$$

により、1人当たり資本装備率（ $\log(K_{i,t}/L_{i,t})$ ）や1人あたり労働時間（ $\log(H_{i,t})$ ）

のそれぞれの係数 $\beta$ 、 $\gamma$ を推定している（推定結果は付注2-4表）。この係数については、それぞれを1単位追加した際の労働生産性に与える影響（弾力性）であるといえる。

この結果をみると、製造業においては、おおむね資本装備率の増加が労働生産性にプラスの寄与となり、資本装備率の増加が労働生産性に寄与したと考えられる。一人当たり労働時間の増加については、多くの製造業で労働生産性にプラスに寄与しており、雇用を拡大するのではなく、一人当たり生産時間の増加によって労働生産性を引き上げてきた経緯がみられる。一方で、非製造業においては、必ずしも資本装備率の増加が労働生産性にプラスに寄与してきたわけではない。そもそもとして資本装備率の高い電気・ガス等のインフラ関連の業種や不動産業、科学技術等サービスや教育等において資本装備率の上昇が労働生産性を高める効果がみられた。一方、運輸・郵便業や宿泊・飲食業では、労働時間を増加させることで労働生産性を高めてきたといえる。こうした業種は、そもそもとして労働集約的な産業であったといえるが、今後はICTとの組み合わせによる機械設備投資やソフトウェア投資等によって、労働力に代わる投資が可能になってくると考えると、これまで資本装備の変化で労働生産性を引き上げてこられなかった非製造業でも労働生産性引上げに寄与することが期待される。

付注2-4図 資本装備率と労働生産性



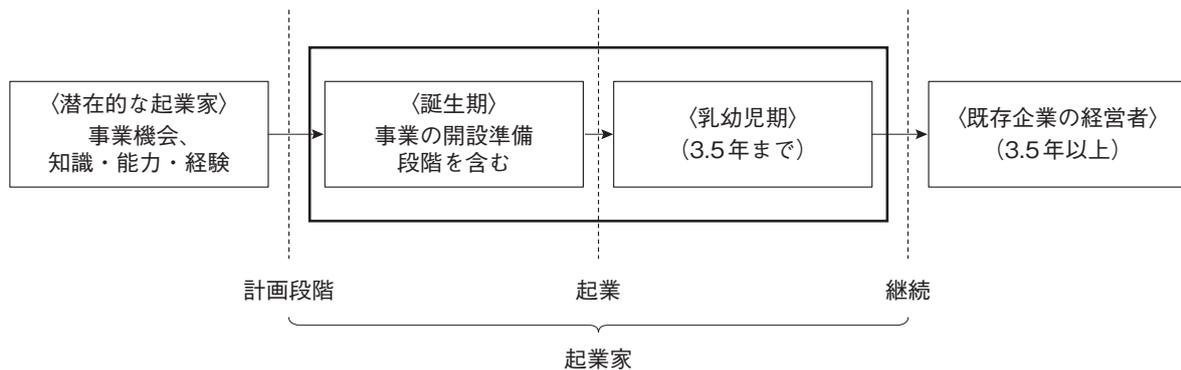
付注2-4表 労働生産性と資本装備率、労働時間の関係性の推計結果

	(β) 資本装備率の弾力性	(γ) 労働時間の弾力性		(β) 資本装備率の弾力性	(γ) 労働時間の弾力性
全産業	0.889*** (15.69)	2.567*** (8.914)	農林水産業	0.622*** (7.809)	-1.377* (-1.857)
食料品	-0.0809 (-0.164)	2.619* (2.064)	鉱業	-1.682** (-2.282)	-2.122 (-0.723)
繊維製品	-0.0384 (-0.284)	1.776** (4.084)	電気・ガス・水道・廃棄物処理	1.822*** (5.137)	7.637*** (4.209)
パルプ・紙・紙加工品	0.975*** (3.792)	4.081** (2.751)	建設業	0.280 (0.741)	2.616 (1.408)
化学	0.576*** (6.448)	-1.002 (-1.033)	卸売・小売業	-0.178 (-1.254)	-0.167 (-0.375)
石油・石炭製品	-1.092** (-2.801)	0.614 (0.603)	運輸・郵便業	-0.208 (-0.701)	4.174*** (3.204)
窯業・土石製品	0.760*** (7.703)	3.886*** (6.365)	宿泊・飲食サービス業	0.0739 (1.167)	2.618*** (13.27)
一次金属	0.695*** (4.992)	3.115*** (7.628)	情報通信業	1.309*** (23.98)	-1.501*** (-4.290)
金属製品	1.027*** (11.84)	1.935*** (5.046)	金融・保険業	-0.00380 (-0.0790)	-2.098 (-1.550)
はん用・生産用・業務用機械	1.220*** (15.83)	2.582*** (6.325)	不動産業	0.241** (2.283)	-0.845** (-2.213)
電子部品・デバイス	2.802*** (20.41)	4.358** (2.177)	専門・科学技術、業務支援サービス	0.824*** (8.600)	-0.693 (-1.011)
電気機械	0.834*** (4.098)	4.973** (2.145)	公務	-0.0998 (-1.679)	-1.407** (-2.595)
情報・通信機器	3.477*** (10.93)	-4.122 (-0.762)	教育	0.324*** (5.859)	-0.606*** (-3.614)
輸送用機械	0.486** (2.242)	2.277*** (3.663)	保健衛生・社会事業	0.730*** (13.19)	2.198*** (8.020)
その他の製造業	-0.00317 (-0.0452)	-0.133 (-0.210)	その他のサービス	0.309*** (5.997)	1.876*** (24.81)
製造業	1.745*** (19.80)	4.377*** (7.860)	非製造業	0.199*** (4.321)	1.347*** (6.473)

(備考) 1. 内閣府「国民経済計算年報」により作成。  
 2. 1994年～2015年のデータを使用。  
 3. \*\*\*は1%水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意。

### 付注3-1 起業家の定義

OECD “Global Entrepreneurship Monitor” では、下記のように定義する企業の「誕生期」と「乳幼児期」にビジネスに従事している人の合計を各国の起業家としている。起業家は、「誕生期」に独立・社内を問わず、新しいビジネスを始めるための準備を行っており、かつまだ給与を受け取っていないまたは受け取っている場合その期間が3か月未満である人とされ、「乳幼児期」にすでに会社を所有している経営者で、当該事業からの報酬を受け取っている期間が3か月以上3.5年未満の人と定義されている。



(備考) OECD “Global Entrepreneurship Monitor”、一般財団法人ベンチャーエンタープライズセンター「平成25年度創業・起業支援事業『起業家精神に関する調査』報告書」により作成。

### 付注3-2 TFPの算出方法について

本稿では、経済産業省「企業活動基本調査」の個票データを用いた各企業のTFP（全要素生産性）の算出は、森川（2007）等を参考に、以下の方法によって簡易的に行った。

#### ①実質付加価値額の算出

各企業の実質付加価値額は、以下の式から算出した。GDPデフレーターは、内閣府「国民経済計算」の2011年基準の連鎖方式のものを用いている。

$$\begin{aligned} \text{実質付加価値額} = & \\ & (\text{営業利益} + \text{給与総額} + \text{租税公課} + \text{減価償却費} + \text{動産・不動産賃借料}) \\ & \div \text{GDPデフレーター} \end{aligned}$$

#### ②労働投入時間の算出

各企業の労働投入時間は、以下の式から算出した。産業別の総実労働時間については、厚生労働省「毎月勤労統計」（従事者数30人以上の事業所）による。

労働投入時間 =

(常時従業者数－パートタイム従業者数) × 産業別の一般労働者の総実労働時間  
+ パートタイム従業者 × 産業別のパートタイム労働者の総実労働時間

### ③実質資本投入の算出

各企業の実質資本投入は、以下の式から算出した。なお、稼働率については、経済産業省「鉱工業指数」の稼働率指数と日本銀行「短期経済観測調査」の設備過不足感DIを用いて推計している。設備投資デフレーターは、内閣府「国民経済計算」の2011年基準の連鎖方式の民間企業設備のデフレーターを用いている。

実質資本投入 = 有形固定資産額 / 設備投資デフレーター × 稼働率

### ④労働・資本コストシェアの算出

労働・資本コストシェアはそれぞれ以下のように算出した。金利は日本銀行「貸出約定平均金利」の国内銀行・総合を用いている。

労働コストシェア = 労働コスト / (労働コスト + 資本コスト)

資本コストシェア = 資本コスト / (労働コスト + 資本コスト)

資本コスト = 有形固定資産額 × (金利 + 減価償却率) + 動産・不動産貸借料

労働コスト = 給与総額

### ⑤TFPの算出

①～④で算出した実質付加価値額、労働投入時間、実質資本投入、労働・資本コストシェアを用いて各企業のTFPを下記の式から算出した。

TFP = 実質付加価値額 / ((労働投入時間<sup>労働コストシェア</sup>) × (実質資本投入<sup>資本コストシェア</sup>))

⇒ ln(TFP) = ln(実質付加価値額) - 労働のコストシェア × ln(労働投入時間) - 資本のコストシェア × ln(実質資本投入)

### 付注3-3 傾向スコアマッチング法による対外直接投資の効果の推計について

#### 1. 推計方法

海外直接投資の開始が生産性等に与える因果関係を把握するため、Tanaka (2017) 等を参考に、傾向スコアマッチング法を用いた差の差 (difference in difference) の分析を行った。

具体的には、まず、従業員規模といった各企業の属性情報を用いて、対外直接投資を開始する確率 (傾向スコア) を推計する。その後、推計された傾向スコアが同程度で、実際に海外直接投資を開始した企業と開始しなかった企業を対応 (マッチング) させ、それらの企業について、海外直接投資後のTFP、R&D投資及び売上高利益率等の変化の差について推計を行っている。

#### 2. 使用データ

経済産業省「企業活動基本調査」の個票データを使用している。

本稿では、海外子会社の所有 (出資比率10%以上) を開始した後、3年間継続して海外子会社を所有する状態を継続した企業を、対外直接投資開始企業として扱う。

分析にあたっては、海外直接投資を開始した企業と当該期間中、海外直接投資を開始しなかった企業のみを採用している。

また、推計期間は、推計で使用する変数が利用可能である1997年度から2014年度までとしている。データサンプルについては、海外直接投資開始の2年前から5年後までの8年間についてのバランスしたパネルデータを作成し、それらを結合している。

#### 3. 推計式

まず、海外直接投資を開始する確率 (傾向スコア) について、以下の推計式によりロジット推計を行った。なお、説明変数については、対外直接投資を決定してから開始するまでの期間を考慮し、二期のラグをとっている。

$$\begin{aligned}
 P(D_{it}=1) = & G(\beta_0 + \beta_1 \ln(\text{relative TFP}_{it-2}) + \beta_2 \ln(L_{it-2}) + \beta_3 \ln(KAPINT_{it-2}) \\
 & + \beta_4 RDINT_{it-2} + \beta_5 \ln(AGE_{it-2}) + \beta_6 FOREIGN_{it-2} \\
 & + \beta_7 \ln(EXPORTS_{it-2}) + \text{年次ダミー} + \text{業種ダミー})
 \end{aligned}$$

… 推計式①

D：対外直接投資開始ダミー relativeTFP：TFPの産業平均比

L：雇用量 (パートタイム従業員については就業時間換算を実施。)

KAPINT：資本装備率 RDINT：研究開発費・売上高比率 AGE：企業年齢 (社齢)

FOREIGN：外資比率 EXPORTS：輸出金額

G (・) はロジスティック分布の累積分布関数 ln (・) は自然対数値。

ここで得られた傾向スコアを基に、海外直接投資開始企業一社ごとに、最も傾向スコアに近い海外直接投資非開始企業一社を同一年・同一産業内で抽出し、1対1のマッチングを行う。マッチング後のサンプルを基に、以下の推計式により、OLSによる差の差の分析を行った。

$$OUTCOME_{it-2+s} - OUTCOME_{it-2} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \text{年次ダミー} + \text{業種ダミー} + \epsilon_{it}$$

$$s = 1, 2, \dots, 7$$

… 推計式②

OUTCOMEについては、第3-1-8図は、TFP（対数）、研究開発費（対数）、売上高経常利益率を、第3-2-7図は、雇用量（対数）及びパートタイム比率を用いた。パートタイム比率については、従業員時間換算後のパートタイム従業員数を雇用量で割ること

で求めた。製造業・非製造業別の分析については、それぞれの産業のサンプルに限定し、推計を行った。

#### 4. 推計結果

傾向スコアを求めるために行ったロジット推計の結果は以下の通り。

	全産業	製造業	非製造業
In relativeTFP (t-2)	0.42 *** (6.75)	0.20 *** (2.33)	0.09 *** (6.30)
In L (t-2)	0.52 *** (13.72)	0.60 *** (11.93)	0.06 *** (7.74)
In KAPINT (t-2)	0.09 ** (2.26)	0.11 ** (2.33)	0.06 ** (2.13)
RDINT (t-2)	2.69 *** (4.16)	4.96 *** (2.33)	0.95 (1.21)
In AGE (t-2)	0.18 *** (2.75)	0.19 ** (2.33)	0.11 (1.37)
FOREIGN (t-2)	0.01 *** (3.41)	0.01 *** (2.33)	0.00 (1.12)
In EXPORTS (t-2)	0.23 *** (17.90)	0.18 *** (2.33)	0.02 *** (15.23)
年次ダミー	有	有	有
業種ダミー	有	有	有
標本数	112832	53579	59497
Pseudo R2	0.112	0.097	0.127

(備考) \*\*、\*はそれぞれ有意水準1%未満、5%未満、10%未満で有意。括弧内はz値。

次に、差の差の分析の推計結果は以下の通り。

		(対外直接投資開始年)					(％ポイント)	
	年後	-1	0	1	2	3	4	5
全産業	TFP の差の差	3.78 *** (3.574)	2.73 ** (2.005)	2.33 (1.581)	6.41 *** (4.057)	6.19 *** (3.589)	10.90 *** (5.571)	10.80 *** (5.818)
	R&D 投資の差の差	7.70 (1.624)	23.50 *** (4.120)	22.90 *** (3.646)	16.70 ** (2.540)	13.70 ** (2.168)	14.60 ** (2.152)	18.20 *** (2.687)
	売上高利益率の差の差	0.69 *** (4.470)	0.48 ** (2.359)	0.30 (1.425)	0.89 *** (3.536)	0.91 *** (3.536)	1.32 *** (4.988)	1.28 *** (4.456)
	雇用量の差の差	3.74 *** (6.434)	7.60 *** (9.969)	9.27 *** (10.75)	10.80 *** (11.06)	12.40 *** (11.75)	13.70 *** (12.15)	14.90 *** (12.41)
	パートタイム比率の差の差	0.12 (0.427)	0.01 (0.0368)	-0.44 (-1.410)	-0.33 (-0.978)	-0.97 *** (-2.829)	-1.08 *** (-2.848)	-1.34 *** (-3.685)
製造業	TFP の差の差	3.17 ** (2.452)	0.30 (0.170)	-0.63 (-0.339)	3.88 * (1.841)	2.25 (0.986)	7.00 *** (2.842)	8.12 *** (3.152)
	R&D 投資の差の差	11.20 * (1.715)	29.10 *** (3.704)	24.70 *** (2.912)	15.20 * (1.717)	13.20 (1.543)	11.10 (1.194)	16.80 * (1.828)
	売上高利益率の差の差	0.71 *** (3.305)	0.03 (0.0988)	-0.15 (-0.542)	0.50 (1.413)	0.38 (1.040)	0.83 ** (2.200)	0.70 * (1.702)
	雇用量の差の差	3.47 *** (5.233)	6.20 *** (6.884)	7.48 *** (7.180)	9.22 *** (7.808)	9.91 *** (7.589)	10.20 *** (7.346)	11.30 *** (7.561)
	パートタイム比率の差の差	0.33 (0.801)	-0.01 (-0.0157)	-0.79 * (-1.883)	-0.24 (-0.543)	-1.03 ** (-2.252)	-1.10 ** (-2.180)	-1.62 *** (-3.412)
非製造業	TFP の差の差	4.73 *** (2.661)	7.11 *** (3.471)	7.69 *** (3.279)	11.00 *** (4.992)	13.30 *** (5.385)	17.90 *** (5.652)	15.80 *** (6.681)
	R&D 投資の差の差	3.75 (0.570)	14.20 * (1.903)	20.90 ** (2.387)	20.30 ** (2.217)	15.30 * (1.780)	21.40 ** (2.461)	21.20 ** (2.364)
	売上高利益率の差の差	0.62 *** (3.406)	1.27 *** (5.014)	1.11 *** (3.704)	1.57 *** (5.284)	1.84 *** (6.149)	2.19 *** (7.630)	2.33 *** (7.653)
	雇用量の差の差	4.38 *** (3.994)	10.30 *** (7.453)	12.60 *** (8.374)	13.80 *** (8.059)	16.90 *** (9.586)	20.20 *** (10.54)	21.40 *** (10.83)
	パートタイム比率の差の差	-0.25 (-0.860)	0.04 (0.100)	0.19 (0.450)	-0.50 (-0.962)	-0.85 (-1.765)	-1.05 (-1.915)	-0.82 (-1.518)

(備考) \*\*、\*はそれぞれ有意水準1%未満、5%未満、10%未満で有意。

いずれも推計式②のβ1のOLS推計値。括弧内はt値で、不均一分散に頑健な標準誤差を使用。

## 付注3-4 「生産性向上に向けた企業の新規技術・人材活用等に関する意識調査」の概要

### 1. 調査の目的

企業の新規技術の活用やそれに伴う経営戦略・組織構造・人材育成等の状況について把握し、企業の生産性に関する分析に資することを目的とする。

### 2. 調査期間

2017年2月10日～3月3日

### 3. 調査企業数

9,000社

### 4. 回答企業数（有効回答）

2,327件（回答率 25.8%）

うち上場企業 558社

非上場企業 1,769社

### 5. 業種別の回答企業数

業種	回答企業数
農業	2
鉱業	4
建設業	236
製造業	698
卸売・小売業、飲食店	666
金融・保険業	56
不動産業	53
運輸・通信業	91
電気・ガス・水道・熱供給業	10
サービス業	511
計	2,327