

[論 説]

わが国の男女雇用にもとづく地域生産に関する研究¹

猿 爪 雅 治
神 頭 広 好

はじめに

男女雇用機会均等法公布以降、女性雇用者数は、1985年1,548万人、2005年2,229万人、2007年2,297万人、2012年2,357万人と伸び、雇用者に占める女性比率も1985年の35.9%から2012年42.8%へと上昇した。

また、この期間における女性雇用者の伸びの特徴は、従来、男性の職種と思われていた分野において顕著な伸びを示したことである。管理職に占める女性比率は、国際比較するとまだ低い水準であるが、近年、徐々に増加している。

しかし、年齢階級別にみた労働力率は、「M字型カーブ」が、維持されたままで結婚、出産と子育て期での就業継続を難しくしている。安倍政権は、この就業継続を困難にしている環境を改善し、雇用における男女均等化を促進し、女性の活躍支援をうたい、指導的立場に占める女性の比率を2020年までに30%程度とする目標を掲げている。

先行研究において、女性の就業については、都道府県間で大きな差が存在するとの指摘がある。女性の労働力率に影響を与える要因を地域別にその特性をまとめたものとして猿爪(2013)²がある。また、地域差の視点から女性の就

業について実証分析した研究には、安部・近藤・森 (2008)、宇南山 (2009) がある。また安倍・近藤・森 (2008) は、学歴分布、男性所得、男女間賃金比、三世同居率が女性就業の地域差とどのようにかわるのか公表集計データを用いて検証している。ついで宇南山 (2009) は、都道府県データを使用し、結婚経験率と労働力率の相関関係を説明している。さらに女性の活用と企業業績の視点から実証分析した研究には、児玉・小滝・高橋 (2005)、山口 (2011)、児玉・Jordan (2011)、山本 (2014) などがある³。

本稿では、まず男女の雇用差が生産力にどのように作用しているのか地域(都道府県)別に推計を行う。ここでは、男性と女性の労働力を生産要素としたコブ=ダグラス型生産関数、男女雇用形態別の生産関数、CES型生産関数、トランスログ型生産関数を推計する。さらに賃金および男女雇用比を考慮した相互作用生産モデル、判別モデルを推計する。ついで男女雇用の力関係を調べるために、賃金相互作用モデル、県の報酬に関する重力モデル、東京の中核管理機能を考慮したポテンシャルモデルなどを構築して、それらモデルの推計を試みる。

男女雇用に関する地域生産モデル

ここでは、まずコブ=ダグラス型生産関数に男女雇用に関するデータ⁴を応用する。

1 コブ=ダグラス型生産関数の応用

生産関数が、男性雇用量、女性雇用量から成り立っているとすると、

$$Q = f(M, W) \tag{1}$$

で表される。

コブ=ダグラス型生産関数は、

$$Q = A M W \tag{2}$$

で表される⁵。ただし、 Q は地域生産力、 M は男性雇用量、 W は女性雇用量、 A 、 α 、 β は係数をそれぞれ示す。コブ = ダグラス型生産関数において、 $\alpha + \beta = 1$ 、 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ が仮定されている。

(2) 式を対数に変換すると、

$$\log Q = \log A + \alpha \log M + \beta \log W \quad (3)$$

で表される。(3) 式から各係数が推計される。ただし、ここでの地域生産力は、県の報酬データを用いることで代替される⁶。

(2012 年)

$$\log Q = 0.814 + 1.314 \log M - 0.242 \log W$$

$$t \text{ 値} : 4.357, 6.786, -1.183, \text{ 決定係数} : 0.995$$

上記の推計結果から、男女の雇用には代替関係が見られない。すなわち、マクロで見れば、代替できる産業が少ないといえよう。基本的には男性に代わって女性だけの雇用、女性に代わって男性だけの雇用はないといえる。ただし、福祉やサービス業のように女性主体の職場、製造業のように男性主体の職場はありえる。

(2007 年)

$$\log Q = 0.931 + 1.521 \log M - 0.461 \log W$$

$$t \text{ 値} : 4.303, 7.298, -2.073, \text{ 決定係数} : 0.949$$

また、 $\alpha + \beta = 1$ が仮定されていることから、

$$\log \frac{Q}{W} = \log A + \alpha \log \frac{M}{W} \quad (4)$$

で表される。

ちなみに、コブ = ダグラス型生産関数の代替弾力性は 1 である。

(2012 年)

$$\log \frac{Q}{W} = 1.628 + 1.824 \log \frac{M}{W}$$

t 値 : 35.333、 10.101、 決定係数 : 0.694

(2007 年)

$$\log \frac{Q}{W} = 1.578 + 1.986 \log \frac{M}{W}$$

t 値 : 35.654、 12.558、 決定係数 : 0.778

上記の 2 時点の推計式から、すべて $1 < \alpha$ であり、コブ = ダグラス型生産関数における $0 < \beta < 1$ と矛盾している。

ここで、女性対男性の比率を

$$\frac{W}{M} = \quad (5)$$

として、この比率が女性の雇用に影響を与える場合の (2) 式に関する生産関数は、

$$Q = AM (\frac{W}{M}) = A M^{\alpha} \left(\frac{W}{M}\right)^{\beta} \quad (6)$$

で表される。この (6) 式を対数に変換すると、

$$\log Q = \log A + (\alpha + \beta) \log M = \log A + \alpha \log M + \beta \log \frac{W}{M} \quad (7)$$

または、

$$\log \frac{Q}{M} = \log A + (\alpha + \beta) \log M = \log A + \alpha \log M + (\beta + \alpha - 1) \log \frac{W}{M} \quad (8)$$

である。この (8) 式を用いて、国または県別 (地域別) に推計を行い、女性の相対的な大きさ、男性の生産力の大きさのウェイトを推計する。ここでは α が分かれば、 β が導かれる。

$$\alpha + \beta = 1$$

が成り立つ場合は、 β だけの推計となる。

(2012 年)

$$\log \frac{Q}{M} = 0.822 - 2.54 \log M + 0.072 \log \frac{W}{M}$$

t 値 : 4.455、 - 1.242、 4.403、 決定係数 : 0.547

(2007 年)

$$\log \frac{Q}{M} = 1.072 - 0.42 \log w + 0.066 \log M$$

t 値 : 7.46、 - 2.016、 3.665、 決定係数 : 0.589

ここで、男女の管理職の比率が女性の雇用に影響を与える場合の生産関数は、コブ = ダグラス型の生産関数を仮定すると、

$$Q = AM \left(\frac{w}{m} \right)^{1-\alpha} \quad (9)$$

で表される。ただし、 w : 女性管理職人数、 m : 男性管理職人数

また、(9) 式を女性雇用量で除すると、

$$\frac{Q}{W} = A \left(\frac{M}{W} \right) \left(\frac{w}{m} \right)^{1-\alpha} \quad (10)$$

で表される。(10) 式を対数に変換すると、

$$\log \frac{Q}{W} = \log A + \alpha \log \left(\frac{M}{W} \right) + (1 - \alpha) \log \left(\frac{w}{m} \right) \quad (11)$$

で表される。

(2012 年)

$$\log \frac{Q}{W} = 1.688 + 1.876 \log \left(\frac{M}{W} \right) + 0.039 \log \left(\frac{w}{m} \right)$$

t 値 : 19.992、 9.809、 0.849、 決定係数 : 0.699

(2007 年)

$$\log \frac{Q}{W} = 1.955 + 3.407 \log \left(\frac{M}{W} \right) + 0.048 \log \left(\frac{w}{m} \right)$$

t 値 : 19.767、 12.076、 1.086、 決定係数 : 0.769

上記の推計式から、すべての年において $1 < \alpha < 1$ と矛盾

する。しかるにモデルだけを解釈すると、相対的に男性雇用量が増えると、女性雇用当たりの報酬が増加するが、相対的に女性管理者が増えても女性雇用当たりの報酬に影響しないことを示唆している。

2 地域生産への影響力分析

男性の雇用、男性管理者、女性の雇用、女性管理者の各々が生産に影響を与えている場合の指数タイプの生産関数は、

$$Q = A (M - m) m (W - w) w \quad (12)$$

で表される。ただし、 $M > m$ および $W > w$ である。

(12) 式を対数に変換すると、

$$\log Q = \log A + \log(M - m) + \log m + \log(W - w) + \log w \quad (13)$$

で表される。これを推計すると、以下の分析結果が得られる。

(2012 年)

$$\log Q = 1.839 + 1.304 \log(M - m) + 0.231 \log m - 0.498 \log(W - w) + 0.026 \log w$$

t 値 : 4.416、6.806、2.526、-2.518、0.704、決定係数 : 0.995

この推計式から、男性雇用の場合は相対的に管理層よりも非管理層が多いほど報酬に影響するが、女性雇用の場合は、相対的に非管理層よりも管理層が多いほど県の報酬に影響する。また、女性よりも男性の管理層の方が報酬に影響していることが分かる。

(2007 年)

$$\log Q = 2.13 + 1.347 \log(M - m) + 0.246 \log m - 0.588 \log(W - w) + 0.04 \log w$$

t 値 : 5.419、6.652、2.94、-2.712、1.032、決定係数 : 0.995

この推計式の解釈については、2012 年と同様である。

3 CES (Constant Elasticity of Substitution) 型生産関数の推計

一般に CES 型生産関数は、

$$Q = A [M^\alpha + (1 - \alpha) W^\alpha]^{-\frac{1}{\alpha}} \quad (14)$$

で表される⁷。(14) 式の右辺を W で括る形にすると、

$$Q = A \left\{ W \left[\left(\frac{M}{W} \right) + (1 - \quad) \right] \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (15)$$

から、

$$\frac{Q}{W} = A \left\{ \left[\left(\frac{M}{W} \right) + (1 - \quad) \right] \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (16)$$

が得られる。ここで、(16) 式を簡単化すると、

$$q = A \left\{ \left[k + (1 - \quad) \right] \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (17)$$

で表される。ただし、 $0 < \sigma < 1$ 、 $q = \frac{Q}{W}$ 、 $k = \frac{M}{W}$ である。

(17) 式を対数に変換すると、

$$\log q = \log A - \frac{1}{\sigma} \log \left[k + (1 - \quad) \right] \quad (18)$$

である。ここで、(18) 式の右辺において、

$$f(\quad) = \log \left[k + (1 - \quad) \right] \quad (19)$$

として、これをマクローリン展開した式を (18) 式に代入することによって、

$$\log q = \log A + \log k + \frac{1}{2} (\sigma - 1)(\log k)^2 \quad (20)$$

が得られる。この関数を推計することによって、係数が導かれる。

(2012 年)

$$\log q = 1.747 + 0.8 \log k + 2.04 (\log k)^2$$

t 値 : 13.38、0.210、1.279、決定係数 : 0.475

(2007 年)

$$\log q = 1.575 + 2.005 \log k - 0.034 (\log k)^2$$

t 値 : 9.897、1.751、-0.017、決定係数 : 0.778

上記の推計結果から、2007 年および 2012 年ともに、代替弾力性一定は、男

女雇用には適合しない。

ちなみに、CES 型の生産関数の生産の代替弾力性 () は、

$$= \frac{d \log \left(\frac{M}{W} \right)}{d \log \left(\frac{Q_M}{Q_W} \right)} = \frac{1}{1 +} \quad (21)$$

で表される。

4 トランスログ型生産関数の推計

一般にトランスログ型生産関数は、

$$\log Q = a + b \log M + c \log W + \frac{d}{2} (\log M)^2 + e (\log M) (\log W) + \frac{f}{2} (\log W)^2 \quad (22)$$

で表される。

ここで (22) 式を推計すると、以下の分析結果が得られる。

(2012 年)

$$\log Q = 5.44 + 1.681 \log M - 1.312 \log W - 1.024 (\log M)^2 \\ + 2.063 (\log M) (\log W) - 1.013 (\log W)^2$$

t 値 : 1.84、0.89、-0.62、-0.81、0.79、-0.75、決定係数 : 0.995

上記の推計結果から、各係数において有意なものは導かれなかった。なお、2007 年に関しても同様の推計結果であったため、これについては省略する。

まず生産の男性労働弾力性は、

$$\frac{\log Q}{\log M} = b + d \log M + e \log W \quad (23)$$

また、生産の女性労働弾力性は、

$$\frac{\log Q}{\log W} = c + e \log M + f \log W \quad (24)$$

完全競争のもとでは、労働の限界生産力は賃金に等しいことから、

$$\frac{\log Q}{\log M} = \frac{Q}{M} \frac{M}{Q} = Y_m \frac{M}{Q} \quad (25)$$

および

$$\frac{\log Q}{\log W} = \frac{Q}{W} \frac{W}{Q} = Y_w \frac{W}{Q} \quad (26)$$

ただし、 Y_m は男性労働者の賃金、 Y_w は女性労働者の賃金をそれぞれ示す。

ここで、生産の男性労働弾力性は、つぎの式で推計される。

$$Y_m \frac{M}{Q} = b + d \log M + e \log W \quad (27)$$

さらに、生産の女性労働弾力性は、つぎの式で推計できる。

$$Y_w \frac{W}{Q} = c + e \log M + f \log W \quad (28)$$

ただし、(27) 式および (28) 式において、係数 e が一致する保証はない。

5 男女別雇用比を考慮した女性賃金相互作用モデル

ここでは、男女雇用比による地域生産への影響を見るために、つぎの指数タイプの生産関数を設定する。

$$Q = A \left(Y_w \frac{W}{M} W \right) \quad (29)$$

さらに、(29) 式を対数に変換すると、

$$\log Q = \log A + \log \left(Y_w \frac{W}{M} W \right)$$

で表される。これを推計することによって、以下の分析結果が得られる。

(2012 年)

$$\log Q = -4.961 + 1.102 \log \left(Y_w \frac{W}{M} W \right)$$

t 値 : - 12.553、50.642、決定係数 : 0.983

上記の推計結果から女性の賃金、男性に対する女性の雇用比、女性の雇用者の相互作用が報酬に影響している。

(2007 年)

$$\log Q = - 5.5 + 1.137 \log \left(Y_w \frac{W}{M} \right)$$

t 値 : - 14.303、53.615、決定係数 : 0.983

上記の推計結果については、2012 年と同様である。

6 男女雇用比による判別モデル

ここでは、男女の雇用比がそれぞれの給与、管理職、東京からの時間距離のどれに依存しているかを調べるために、判別モデルを応用する。

(2012 年)

$$\log \frac{W}{M} = - 0.0429 - 0.00053 P_M - 0.000283 P_w \\ - 0.000002549 m + 0.000014 w + 0.01294 D_{ji}$$

t 値 : - 0.42、 - 1.09、 - 0.38、 - 3.11、3.22、4.11、決定係数 : 0.729

ただし、 P_M は男性の給与、 P_w は女性の給与、 m は男性管理職、 w は女性管理職、 D_{ji} は東京駅からの時間距離⁸をそれぞれ示す。

上記の推計結果から、相対的に女性の管理職雇用が多く、東京から遠方の地域ほど女性 - 男性雇用比が高いことが示されている。

(2007 年)

$$\log \frac{W}{M} = 0.093 - 0.0015 P_M + 0.00071 P_w \\ - 0.000002627 m + 0.0000116 w + 0.0069 D_{ji}$$

t 値 : 1.08、 - 4.08、1.16、 - 4.88、4.64、2.6、決定係数 : 0.845

上記の推計結果から、相対的に女性の給与および女性の管理職雇用が多く、東京から遠方の地域ほど女性 - 男性雇用比が高いことが示されている。

(2002 年)

$$\log \frac{W}{M} = 0.067 - 0.000416 P_M - 0.001061 P_w \\ - 0.00000193 m + 0.0000117 w + 0.0089 D_j$$

t 値 : 0.56、 - 0.79、 - 1.38、 - 3.28、 3.27、 2.48、 決定係数 : 0.74

上記の推計結果から、相対的に女性の管理職雇用が多く、東京から遠方の地域ほど女性 - 男性雇用比が高いことが示されている。

7 重力モデルを応用した男女雇用相互作用指数

ここでは、2012 年の雇用データを利用する。

- (1) 企業における男女間の相互作用は、それぞれの雇用量に比例するが、それぞれの賃金差に反比例する。これを「男女雇用相互作用指数」と呼ぶ。これについては、以下の式で表される。

$$F_{MW} = \frac{MW}{|Y_M - Y_w|} \quad (30) \quad \text{または} \quad F_{MW} = \frac{MW}{(Y_M - Y_w)^2} \quad (31)$$

ここで、上記 2 式の分母である男女の賃金の差は、労働意欲や職に関する能力の差からくる一種の距離を示している。

図 1 は男女雇用相互作用指数を表しており、同図から大都市を抱える地域の相互作用が大きいことが分かる。大都市圏における地域ほど賃金差を打ち消すほどの雇用が大きく、男女雇用の相互作用が大きいことが示されている。これら相互作用が大きい地域は、図 2 から東京を中心として東海・山陽新幹線が通過している周辺地域に分布していることが分かる。また、相互作用が小さい地域は、北陸、山陰、四国地方に集中していることが分かる。

これを裏付けるために、男女の給与の差 (y) と本社数 (H) に関する線形回帰分析結果は、

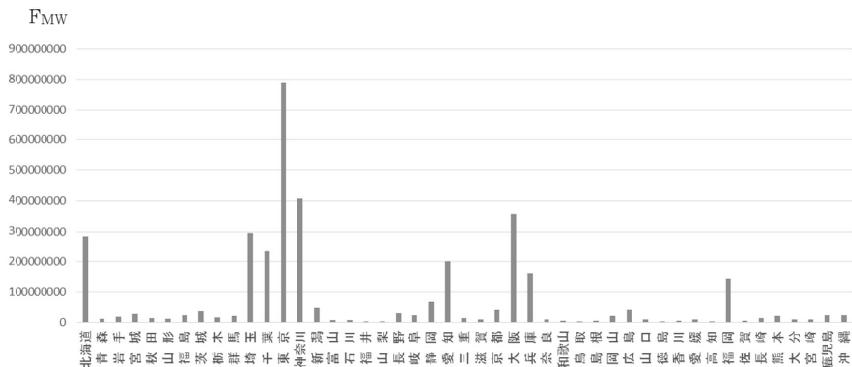


図 1

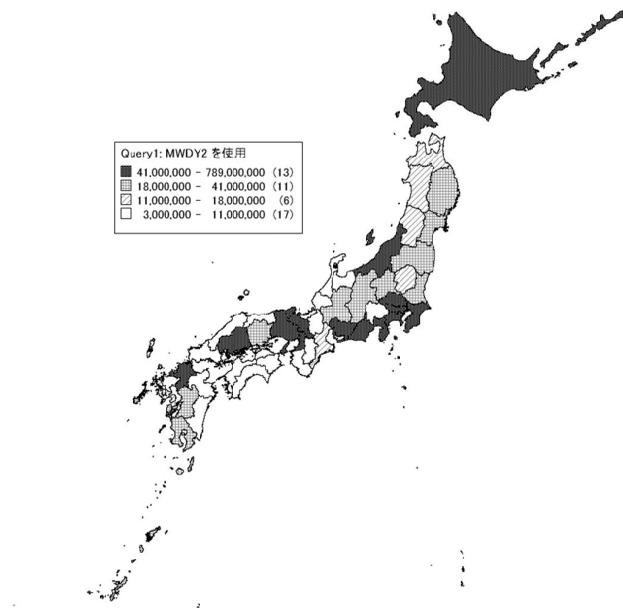


図 2

注) 図 2 は、四分位で描かれている。また () 内の数は、地域数を示している。

$$y = 93.506 + 0.001H$$

$$t \text{ 値} : 35.273, 3.471, \text{ 決定係数} : 0.211$$

係数の大きさから見て、本社が多いほど男女の給与間に差があることが若干見受けられる程度である。

ついで、男女給与差と大都市に集中して立地しているサービス業の関係については、つぎのように推計された。

$$y = 92.157 + 0.0002S$$

$$t \text{ 値} : 31.51, 3.45, \text{ 決定係数} : 0.209$$

さらに、宿泊・飲食業サービス業については、つぎのように推計された。

$$y = 92.523 + 0.0004S$$

$$t \text{ 値} : 32.39, 3.43, \text{ 決定係数} : 0.208$$

上記の推計結果から、サービス業全体においても、宿泊・飲食業においてもこれらの立地は男女の給与にそれほど影響していないことが分かった。

以上の推計結果を整理すると、つぎのことが考察される。

男女雇用の相互作用の大きい地域を見てみると、東京、大阪、神奈川は、2002年、2012年と男女の賃金差は、全国平均より大きい、その差を打ち消すほど男女の雇用者数が多いことで相互作用が大きくなっている。また、北海道や埼玉県は、男女の賃金差は、全国平均を下回っていることで、男女雇用の相互作用が大きくなっていると言える。ちなみに筆者が、研究領域としている女性の就業率の高い福井県は、男女の賃金差は、全国平均値相当で、男女雇用量が少ないため男女の雇用量の相互作用が小さいと言える。

(2) 企業における男女間の相互作用は、それぞれの雇用量に比例するが、それぞれの管理職人数の差に反比例する。

$$F_{MW} = \frac{MW}{|m - w|} \quad (32) \quad \text{または} \quad F_{MW} = \frac{MW}{(m - w)^2} \quad (33)$$

ここで、上記 2 式の分母である男女の管理職人数の差は、労働意欲や職に関する能力の差からくる一種の距離を示している。

図 3 は、男女の雇用量と管理職数に関する相互作用指数を表しており、図 4 から青森、高知、広島、長崎など大都市圏から離れた地域で相互作用が大きいことが分かる。また、図 3 は、大都市圏における地域ほど男女の管理職雇用差があり、雇用量が多いにも関わらず、男女の相互作用が比較的小さいことが示されている。これについては、図 4 から日本海側は、相互作用が小さく、また、東京、大阪周辺の地域で相互作用が大きいことが分かる。

これを裏付けるために、管理職雇用の差 (y) と本社数 (H) に対して線形回帰分析を行うと、以下の結果が得られた。

$$y = 2234.118 + 3.808 H$$

t 値 : 2.018、28.479、決定係数 : 0.947

上記の推計の結果、係数の大きさから、本社が多いほど男女の管理職雇用間に差があることが分かる。

また、男女の管理職雇用差 (y) と大都市に集中して立地しているサービス業 (S) の関係については、つぎのように推計された。

$$y = -2809.037 + 0.637 S$$

t 値 : -3.02、37.73、決定係数 : 0.969

さらに、男女の管理職雇用差 (y) と大都市に集中して立地している宿泊・飲食業サービス業 (S) については、つぎのように推計された。

$$y = -1525.663 + 1.567 S$$

t 値 : -1.53、34.34、決定係数 : 0.963

上記の推計結果から、サービス業の中でも、宿泊・飲食業は管理職雇用差が見られる。

以上の推計結果を整理すると、つぎのように考察される。

まず、高知県については、女性の管理的職業従事割合が、2000 年 6.4%、

わが国の男女雇用にもとづく地域生産に関する研究

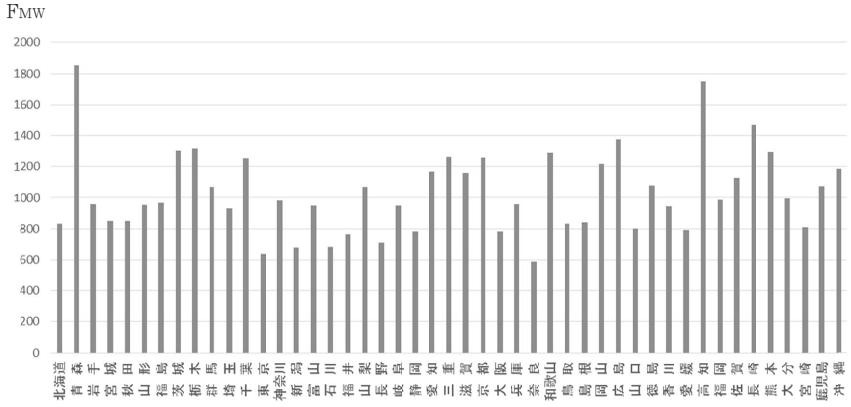


図 3

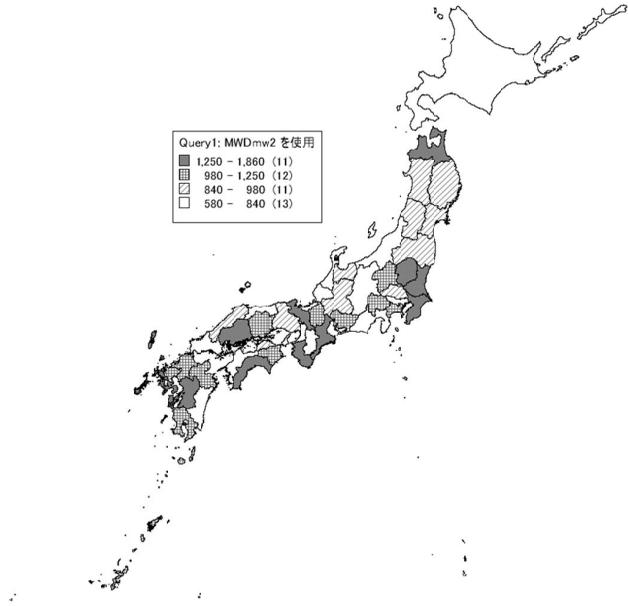


図 4

注) 図 4 は、四分位で描かれている。また () 内の数は、地域数を示している。

2005年8.0%、2010年9.2%と年々伸び、いずれも全国平均を1ポイント以上高い。逆に、男性の管理的職業従事者割合は、2000年93.6%、2005年92.0%、2010年90.8%と年々減少し、全国平均より1ポイント以上低く、女性の管理的立場につく状況が進んでおり、図4の推計結果と整合していると考えられる。また、青森県においても2005年13.9%、2010年16.2%と全国平均を上回っており、女性の社会進出が他の地域より進んでいることが分かる。このことから図4の推計結果と整合していると言える。ちなみに女性の労働力率の高い福井県では、管理的職業従業者に占める女性の割合は、全国平均を大きく下回っていることも整合していると言える。

8 東京の中核管理機能に対するポテンシャルモデル⁹

モデルの構築に当たり、つぎの諸仮定が設定される。

- (1) 男女の管理職雇用数は、大企業の数に比例する
- (2) 地域の大企業は、他企業との商談および情報の収集などから東京へ行く回数が多く、そのため東京へ行く時間費用は遠方ほど大きい。
- (3) 上記の(1)および(2)から、地域の大企業当たりの報酬は、東京の中核管理機能（所謂、集積規模¹⁰）に比例して、東京からの時間距離に反比例的である。

上記の仮定のもとで、ここでのポテンシャルモデルは、

$$\frac{Q_j}{m_j + w_j} = \frac{A}{D_{ij}} \quad (34)$$

または、

$$\log \frac{Q_j}{m_j + w_j} = \log A - \log D_{ij} \quad (35)$$

で表される。ただし、 A は東京の集積の規模、 D_{ij} は東京駅 i から県庁所在地の主要駅 j までの時間距離、 β は距離の抵抗係数（または管理職雇用者当たり報酬の時間距離弾力性）をそれぞれ示す。

(35) 式を推計すると、以下の結果が得られる。

(2012 年)

$$\log \frac{Q_j}{m_j + w_j} = 5.717 - 0.091 \log D_{ij} \quad \text{または} \quad \frac{Q_j}{m_j + w_j} = \frac{303.992}{D^{0.091}}$$

t 値：216.64、 - 4.99、 決定係数：0.361

(2007 年)

$$\log \frac{Q_j}{m_j + w_j} = 4.981 - 0.053 \log D_{ij} \quad \text{または} \quad \frac{Q_j}{m_j + w_j} = \frac{145.62}{D^{0.053}}$$

t 値：204.27、 - 2.82、 決定係数：0.153

(2002 年)

$$\log \frac{Q_j}{m_j + w_j} = 4.886 - 0.07 \log D_{ij} \quad \text{または} \quad \frac{Q_j}{m_j + w_j} = \frac{132.423}{D^{0.07}}$$

t 値：220.47、 - 4.14、 決定係数：0.28

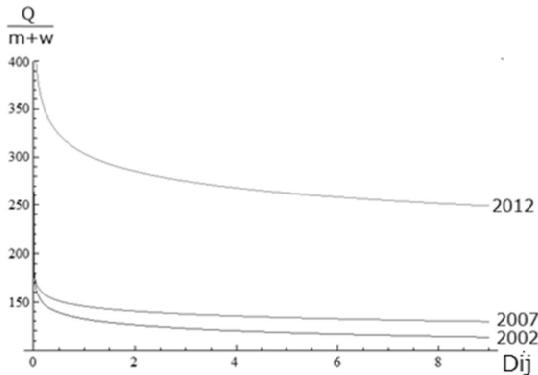


図 5

上記の推計結果から、3つの時点における決定係数はそれほど高くなく、推

計された係数である東京の集積規模および時間距離弾力性を示す係数にそれほど大きな差は見られない。このモデルでは、3時点通じてそれほど大きな時間の抵抗はないように見える。また、2002年から2011年にかけて東京の集積規模が増えている傾向がある。これについては、2002年から2007年にかけてよりも2007年から2012年にかけて顕著に見られる。

おわりに

本論では、男女の雇用データを8つの生産関数モデルに応用することによって、地域生産水準を推計した。その結果、コブ=ダグラス型生産関数、CES型生産関数、トランスログ型生産関数についての多くは、生産、男性雇用および女性雇用との関係については適合性が低い傾向にあることが分かった。

男女別雇用比を考慮した賃金相互作用モデルでは、女性の賃金、男性に対する女性の雇用比、女性の雇用者の相互作用が報酬に影響している結果となった。男女の管理職についても男女雇用の相互作用について推計した結果、大都市圏における地域ほど男女の管理職雇用に差があり、雇用量が多いにも関わらず、男女の相互作用が比較的小さいことが推計された。

この裏付けのため、管理職雇用の差と本社数に対して線形回帰分析を行うと、本社が多いほど男女の管理職雇用間に差があることが分かった。また、サービス業、宿泊・飲食業について推計すると、宿泊・飲食業については、男女の管理職雇用に差が見られた。

ここでは、男女の雇用比がそれぞれの給与、管理職、東京からの時間距離のどの変数に影響しているか判別モデルを応用した結果、2002年、2012年は、相対的に女性の管理職雇用が多く、東京から遠いほど女性-男性雇用比が高いことが推計された。

2007年は、相対的に女性の給与および女性の管理職雇用が多く、東京から遠方の地域ほど女性-男性雇用比が高いことが推計された。

重力モデルを応用した男女雇用相互作用指数では、大都市圏における自治体ほど賃金差を打ち消すほどの雇用が大きく、男女雇用の相互作用が大きいことが推計された。これを裏付けるため、男女の給与の差と本社数に対して線形回帰分析を行うと、本社が多いほど男女の給与間に差があることが若干見受けられた。

最後に東京の集積規模に対するポテンシャルモデルを推計すると、時間距離弾力性を示す係数にそれほど大きな差は見られなかったが、2002年から2011年にかけて東京の集積規模が増えている傾向が見られた。

今後は、積極的な女性雇用と生産関数を応用した推計結果との理論的整理を行っていく。また、時系列データとしても2002年、2007年、2012年のデータを使用し推計してきたが、高度経済成長期からの時系列データを使用し、時系列的な分析と、都道府県別ベースから都市ベースにブレイクダウンし分析していく。さらに企業単位の男女雇用の生産への影響、集積について研究を深めていきたい。

付録：雇用者報酬に関する内閣府による定義

雇用者報酬とは、生産活動から発生した付加価値のうち、労働を提供した雇用者への分配額をさす。所得支出勘定における第1次所得の配分勘定では、家計（受取）のみ計上される。雇用者とは、経済活動別（産業、政府サービス生産、対家計民間非営利サービス生産者）を問わず、あらゆる生産活動に従事する就業者のうち、個人事業主と無給の家族従業者を除くすべての者であり、法人企業の役員、特別職の公務員、議員等も雇用者に含まれる。

雇用者報酬は、具体的には以下のような項目から構成されており、このうちの(b)、及びの一部は、実際に現金の形で雇用者に支払われるものではなく、帰属計算項目として雇用者報酬に含まれている。

賃金・俸給

- (a) 現金給与（所得税や社会保険料の雇用者負担等控除前）。一般雇用者

- の賃金、給料、手当、賞などの他に役員給与や議員歳費等も含まれる。
- (b) 現物給与、自社製品等の支給など、主として消費者としての雇用者の利益となることが明らかな財貨・サービスに対する雇主の支出であり、給与住宅差額家賃もこれに含まれる。

雇主の現実社会負担

健康保険や厚生年金等の社会保障基金への負担金（雇主の強制的現実社会負担）及び、厚生年金基金や適格退職年金等の年金基金への負担金（雇主の自発的現実社会負担）。

雇主の帰属社会負担

退職一時金等の無基金社会保険制度への負担金。

上記については、

<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/reference4/contents/kaisetsu.html#ko10>を参照。

注

- 1 本稿は、日本地域学会第52回年次大会（2015年、10月10日(土)、岡山大学）において発表した内容にもとづいて、加筆修正したものである。発表に際しては、座長の先生方から有益なご助言を頂いたことに謝意を表します。
- 2 1人当たり県民雇用者報酬、持家比率、世帯あたり保育所、3世代世帯比率、通勤・通学時間、現金給与、世帯当たり管理的職業女性の7つの変数を使用し主成分分析した。その結果、女性労働力率の高い山形県、福井県、島根県、鳥取県などは、持家比率、世帯あたり保育所、3世代世帯比率が相対的に高い結果となった。
- 3 女性雇用と企業業績の関係について検証した先行研究では、データと方法論の制約から正の影響があるという研究と負の影響があるという研究結果が混在している。児玉・小滝・高橋（2005）は、企業レベルのマイクロデータを用いて、クロスセクションデータによる回帰分析では正の相関、パネルデータを用いた固定効果測定では無相関であるとしている。
- 4 これについては、県民雇用者報酬、男女雇用者数、男女賃金、男女管理者数の2002年、2007年、2012年のデータを使用するが、項番1. 2. 3. 4. 5は、2007年、2012年を使用する。

わが国の男女雇用にもとづく地域生産に関する研究

- 5 これについては、Chiang and Wainwright (2005、訳出 (第12章)) および Heathfield and Wibe (1987, Chap. 4)、中村隆英・新家・美添・豊田 (1983、第VII章) を参照せよ。
- 6 これについては、執筆時点において2012年のデータが見当たらないために2011年のデータを用いている。また2011年の3月11日に起きた東北大震災などの影響を考慮すると、さらには男女の雇用を扱っていることから、生産よりは報酬の方が影響される割合は少ないと考えたからである。(以下の分析同様) なお、報酬に関するデータの定義については、付録を参照せよ。
- 7 これについては、Chiang and Wainwright (2005、訳出 (第12章)) および Heathfield and Wibe (1987, Chap. 5)、中村隆英・新家・美添・豊田 (1983、第VII章) を参照せよ。
- 8 これについては最短時間距離であり、鉄道を交通手段としているために沖縄が含まれていない。ただし、沖縄を含む時間距離の代わりに直線距離および交通料金距離を用いた推計値と比較してもほぼ近い値である。(以下同様)
- 9 この基本的モデルについては、石川 (1988)、大友 (2002、第6章) を参照せよ。
- 10 これについては、都市化の集積の経済に置き換えることができる。

参考文献

- Chiang, A. C. and K. Wainwright (2005) *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill., New York Fourth Edition (小田正雄・高森寛・森崎初男・森平爽一郎共訳 『現代経済学の基礎 (上)(下)』シーエービー出版、2012年、2013年)
- Heathfield, D. F. and S. Wibe (1987) *An Introduction to Cost and Production Functions*, Macmillan Education Ltd.
- Kmenta, J. (1967) *On the Estimation of the C.E.S Production Function*, International Economic Review, pp.180-189.
- Leser, C. E. V. (1974) *Econometric Techniques and Problems*, Charles Griffin & Co. Ltd. (佐和隆光・前川功共訳 『初等計量経済学』東洋経済新報社)
- 青森県男女共同参画課 (2014) 『平成26年版 青森県の男女共同参画の現状と施策』青森県
- 朝井友紀子 (2014) 『労働市場における男女差の30年 就業のサンプルセクションと男女間賃金格差』『日本労働研究雑誌』648: 6-16
- 荒井勝彦 (2013) 『現代の労働経済学』梓出版社
- 安部由紀子、近藤しおり、森邦恵 (2008) 『女性就業の地域差に関する考察 集計データを用いた正規雇用就業率の分析』『季刊家計経済研究』AUTUMN No. 80.
- 伊岐典子・渡辺木綿子 『女性管理職登用をめぐる現状と課題』Business Labor Trend 12
- 石川義孝 (1988) 『空間的相互作用モデル その系譜と体系』地人書房
- 岩井浩・福島利夫・菊池進・藤江昌嗣 (2009) 『格差社会の統計分析』北海道大学出版会
- 宇南山卓 (2009) 『少子高齢化対策と女性の就業について 都道府県別データから分かること』RIETI Discussion Paper Series 10-J004.
- 大友篤 (2002) 『地域分析入門 [改訂版]』東洋経済新報社

- 川口章 (2008) 『ジェンダー経済格差』勁草書房
- 神頭広好 (2009) 『都市と地域の立地論 立地モデルの理論と応用』古今書院
- 厚生労働省 (2012) 『女性の暮らしと生活意識データ集 2014年版』厚生労働省
- 厚生労働省 (2012) 『平成24年版 労働経済白書』厚生労働省
- 厚生労働省編 (2013) 『平成25年版 労働経済白書』厚生労働省
- 児玉直美・小滝一彦・高橋陽子 (2005) 「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』No. 52
2005.10
- 児玉直美・Jordan SIEGEL (2011) 「日本の労働市場における男女格差と企業業績」RIETI
Discussion Paper Series 11-J-073
- 高知労働局雇用均等室 (2013) 『高知県の女性労働の現状』高知労働局
- 総務省統計局 (2013) 「女性・高齢者の就業状況 「勤労感謝の日」にちなんで」『統計ト
ピックス』No. 74
- 橋木俊詔・浦川邦夫 (2012) 『日本の地域間格差』日本評論社
- 中馬宏之・駿河輝和 (1997) 『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会
- 辻村江太郎 (1981) 『計量経済学』岩波全書
- 豊田哲也 (2013) 「日本における所得の地域間格差と人口移動の変化 世帯規模と年齢構成
を考慮した世帯所得の推定を用いて」『経済地理学年報』59: 4-24
- 中澤高志 (2014) 『労働の経済地理学』日本評論社
- 中村隆英・新家健精・美添泰人・豊田敬 (1983) 『経済統計入門』東京大学出版会
- 21世紀職業財団 (2010) 「女性労働の分析 2010年」21世紀職業財団
- 日本生産性本部 生産性労働情報センター (2013) 『女性人材の活躍 2013』日本生産性本
部
- 日野正輝 (1996) 『都市発展と支店立地 都市の拠点性』古今書院
- 福井県総合政策部政策統計・情報課 (2014) 『平成26年経済センサス 基礎調査 (速報) 福
井県分集計結果』福井県
- 福井県総合政策部政策統計・情報課 (2012) 『平成24年経済センサス 活動調査 福井県分
集計結果』福井県
- 福井県立大学 (2009) 『東アジアと地域経済 2009』京都大学学術出版会
- 猿爪雅治 (2013) 「女性の働きやすさに関する研究 福井県を中心として」『経営総合科学』
第100号愛知大学経営総合科学研究所
- 猿爪雅治・神頭広好 (2015) 「日本における男女雇用差にもとづく地域生産水準に関する研
究」日本地域学会第52回年次大会報告
- 山口一男 (2011) 「労働生産性と男女共同参画 なぜ日本企業はダメなのか、女性人材活用
を有効にするために企業は何をすべきか、国は何をすべきか」RIETI Discussion Paper
Series 11-J-069
- 山本勲 (2014) 「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係 企業パネルデータを
用いた検証」RIETI Discussion Paper Series 14-J-016
- 労働政策研究・研修機構 (2007) 『地域雇用創出の新潮流』労働政策研究・研修機構