

# 職業キャリアの影響にみる 高齢期の所得・資産の不平等 —— 2015年SSM調査データを用いて

**麦山 亮太** [mugiyama@g.ecc.u-tokyo.ac.jp](mailto:mugiyama@g.ecc.u-tokyo.ac.jp)

東京大学大学院人文社会系研究科博士課程

日本学術振興会特別研究員DC2

2017.11.5 第90回日本社会学会大会報告

# 序論

# 高齢層における格差はいかにして生じているのか

## 高齢人口の急増と社会階層研究

2015年時点で65歳以上人口の割合は27.3%に到達し（総務省「国勢調査」）、いまや高齢者は社会全体の格差や階層構造を問ううえで無視できないインパクトをもつ存在（大竹 2005; 小塩 2006; 白波瀬・竹内 2009）。

## ライフコースにおける不利が発露する段階としての高齢期

高齢者がいかなる経済状況を享受するかは、属する世帯の構成によって大きく異なる(清家・山田 2004; 白波瀬 2009; 岩井 2011)

世帯形成という**過去のライフコース上の経験が、高齢期の経済的な格差として現れている**ことを意味する。

= 不利の累積 cumulative disadvantage (Merton 1968; Crystal and Shea 1990; O’Rand 1996; Dannefer 2003; DiPrete and Eirich 2006)

# 職業キャリアから高齢層の格差をみる

## 職業キャリアへの注目

労働市場における位置の経歴である過去の職業キャリアには、労働市場から得られる社会的・経済的報酬が反映される。

その報酬は、労働市場から引退した／しつつある人びとにとっても残り続けるのではないか？

## 研究目的

有利／不利が蓄積する現役期の**職業キャリアが高齢期の経済状況（所得および資産）に与える影響**を検討することを通して、**高齢層における経済的格差が生じるプロセス**を明らかにする。

# 職業キャリアをいかに操作化するか

**先行研究** | 過去の1時点の状態をもって現役期の職業的地位を代表する (清家・山田 1998; 野呂 2001; 木村 2001, 2002)

しかし, この方法は必ずしもキャリアという系列的な概念 (Spilerman 1977) を捉えるには適切でない.

本研究では**職業キャリアのうち現役期の所属階級とキャリアのパターン**という2つの側面に着目することで, キャリアの操作化を行う. 具体的には以下の変数の効果を検討する.

1. 40歳時所属階級
2. 初職からの変化を考慮した40歳時所属階級
3. 最長勤務先での就業年数
4. 無業経験

# 高齢層の経済状況を捉えるための指標

**1. 個人所得** | 職業経歴は個人に付随するものであるため、高齢期に享受する公的年金の報酬比例部分や企業年金、その他の個人所得に対してもっとも直接的に影響する。

しかし、職業経歴の影響が必ずしもその人の享受する生活水準そのものにまで届くとは限らない。そこで以下の2つの指標もとりあげる。

**2. 等価世帯所得** | 世帯サイズを考慮したうえでの個人が享受する生活水準をあらわす。

**3. 純資産** | 所得の減少に対するバッファとして機能し (Spilerman 2000) , とくに高齢期においては重要な消費の源泉となる (Henretta and Campbell 1978)

# データと変数

# データと対象・方法

データ | **2015年SSM調査** (詳細は補足資料を参照)

## 分析対象

調査時点で**60-80歳 (1935-1955年出生コホート)** 男女. ただし一度も就業経験のない者, 初職開始が40歳以上の者は除外.

サンプルサイズ | 男性1499, 女性1614.

## 分析方法

**OLS回帰分析**  $\log(Y_i) = X_i\beta$

欠損値は**多重代入法** (van Buuren 2012) により補正. 代入には分析に使用する全ての変数を用いた多変量正規回帰を使用し, 反復回数は20回に設定する.



# 従属変数 | 所得と資産

## 個人所得

個人年収の回答区間の midpoint をとって連続変数とみなし，ここから臨時的収入を引いた値（詳細は補足資料を参照）。単位は100万。1500万円以上のケースは外れ値として予め分析から除外。回帰分析の際には自然対数をとる。

## 等価世帯所得

世帯年収の回答区間の midpoint をとって連続変数とみなし，世帯人数の平方根で除した値。単位は100万。1500万円以上のケースは外れ値として予め分析から除外。回帰分析の際には自然対数をとる。

## 純資産

保有資産額から負債額を引いた値。回答区間の midpoint をとって連続変数とみなす。単位は100万。負の値が一部含まれるため，回帰分析の際には40を加え全ての値が正の値をとるように変換した後に自然対数をとる（詳細は補足資料を参照）

# 独立変数

**40歳時所属階級** 従業上の地位，職業，企業規模を組み合わせたSSM総合職業分類に無業を加えた9カテゴリ（専門，大W，小W，自W，大B，小B，自B，農業，無業）を使用。企業規模については従業員300人以上および官公庁であれば大企業，従業員299人以下であれば小企業とする。

**初職からの変化を考慮した40歳時所属階級** | 後述

**最長勤務先での就業年数** | 後述

**無業経験の有無** | 後述

## その他の統制変数

**年齢** 年齢から60を引いた値。1次の項および2次の項を用いる。

**学歴** 中学，高校，短大高専，大学大学院の4カテゴリ。

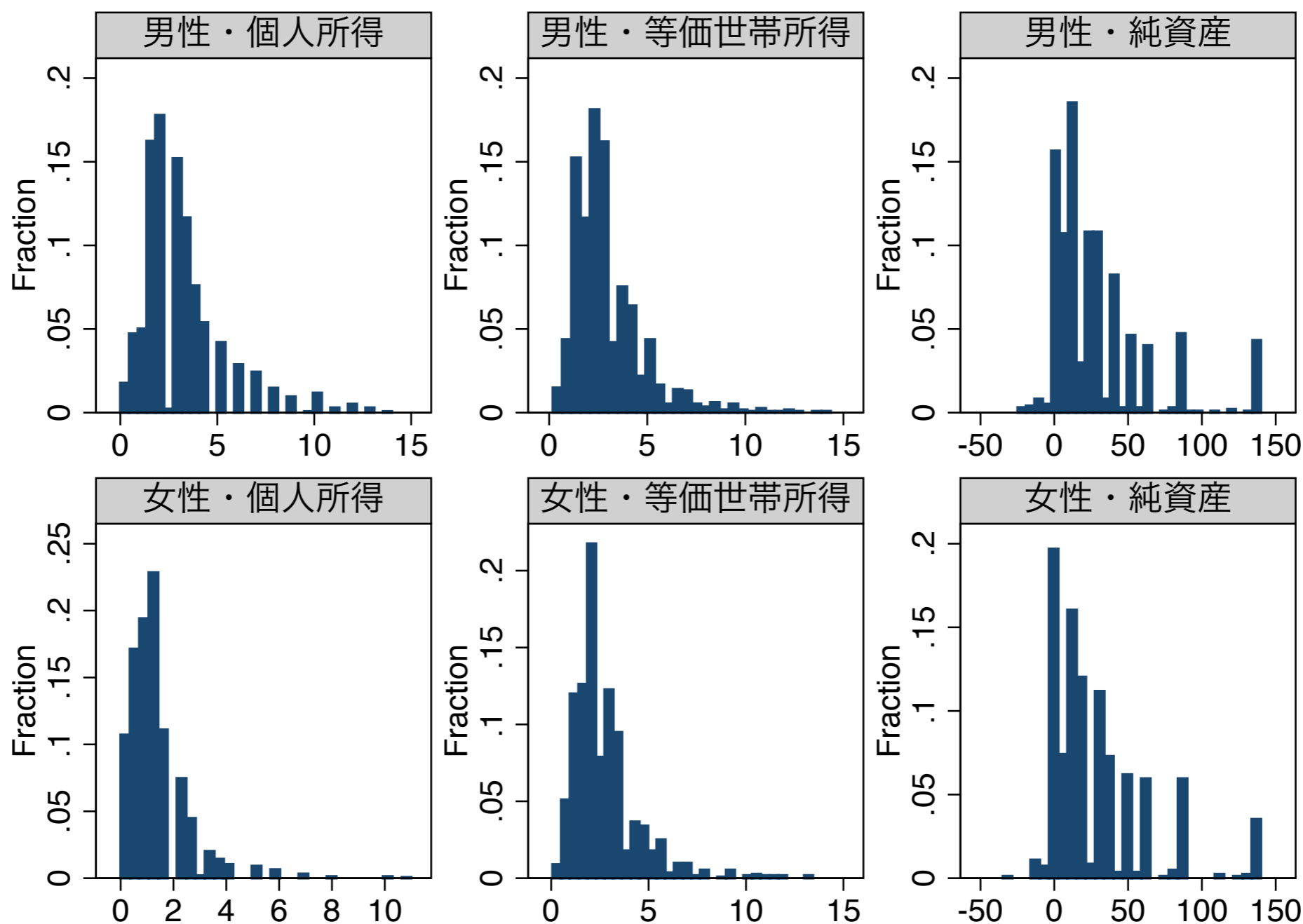
**婚姻状態** 初婚，再婚，未婚，離別，死別の5カテゴリ。

**調査時点の就業状態** 経営者・正規雇用，非正規雇用，自営・家族従業，内職・無業の4カテゴリ。純資産のモデルにこの変数は含めない。

# 個人所得・等価世帯所得・純資産の分布

男性は女性と比べて個人所得が少ない。

300万円未満しか資産を持っていない者は男女とも2割近くいる。



# 分析結果

# 1935-55年出生コホートのキャリア

男性・  
初職×  
40歳時職  
移動表  
注) 値は度  
数を示す

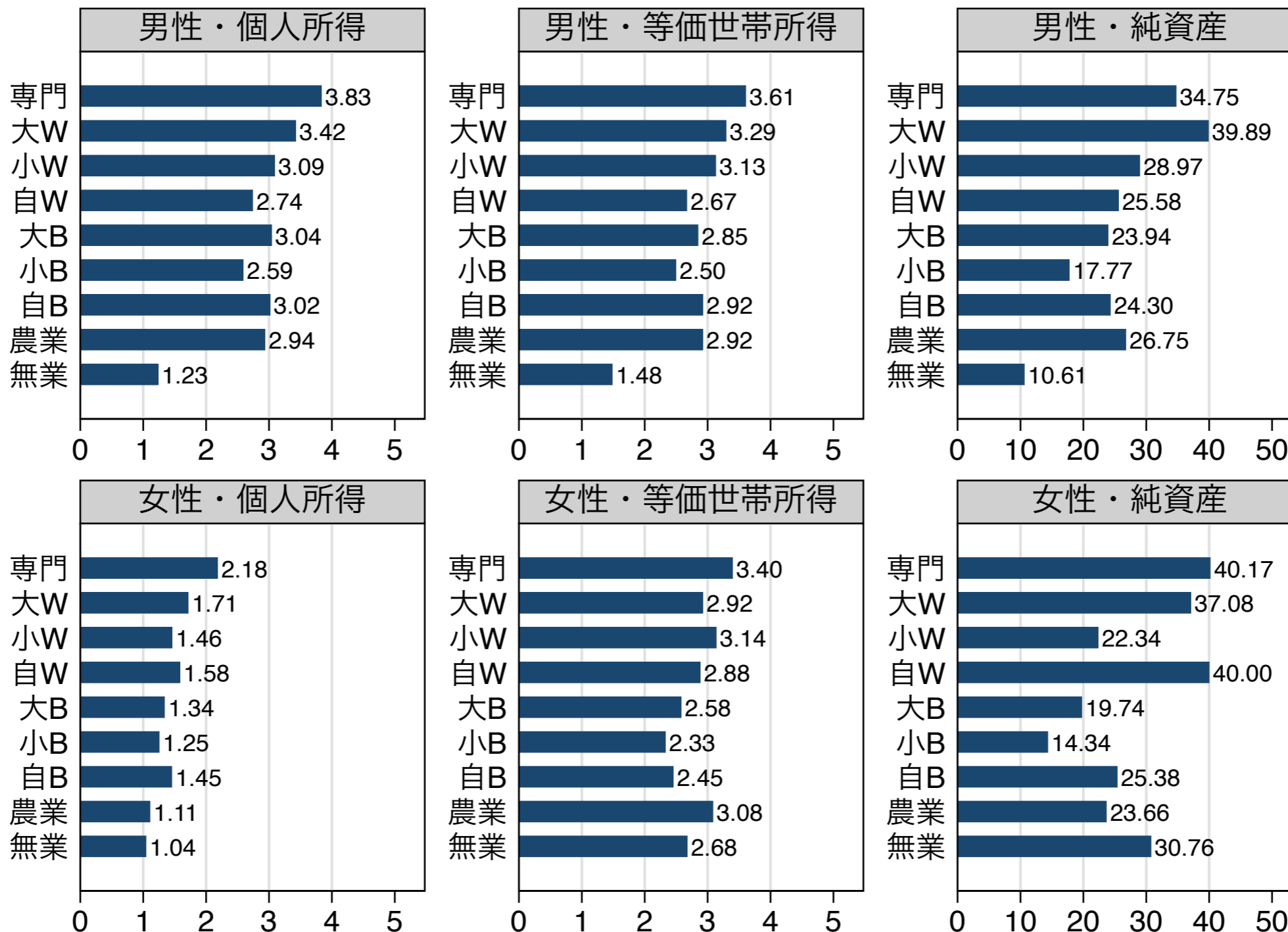
初職	40歳時職									合計
	専門	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	無業	
専門	114	14	3	0	6	2	1	0	1	141
大W	10	197	12	7	15	13	5	1	1	261
小W	3	7	19	6	9	21	7	1	1	74
自W	0	0	3	14	0	1	1	1	0	20
大B	13	44	5	4	116	39	10	3	1	235
小B	10	20	21	12	53	201	67	2	10	396
自B	0	2	3	2	2	11	22	0	0	42
農業	3	9	3	3	8	29	5	43	0	103
合計	153	293	69	48	209	317	118	51	14	1,272

女性・  
初職×  
40歳時職  
移動表  
注) 値は度  
数を示す

初職	40歳時職									合計
	専門	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	無業	
専門	90	4	8	10	2	7	3	0	37	161
大W	12	61	26	20	11	23	5	4	131	293
小W	4	14	26	14	7	19	9	6	73	172
自W	0	0	2	22	1	1	2	0	10	38
大B	2	9	11	9	17	24	11	8	45	136
小B	1	10	19	16	9	79	27	11	73	245
自B	1	0	1	2	0	1	8	2	9	24
農業	1	1	6	3	0	11	3	39	6	70
合計	111	99	99	96	47	165	68	70	384	1,139

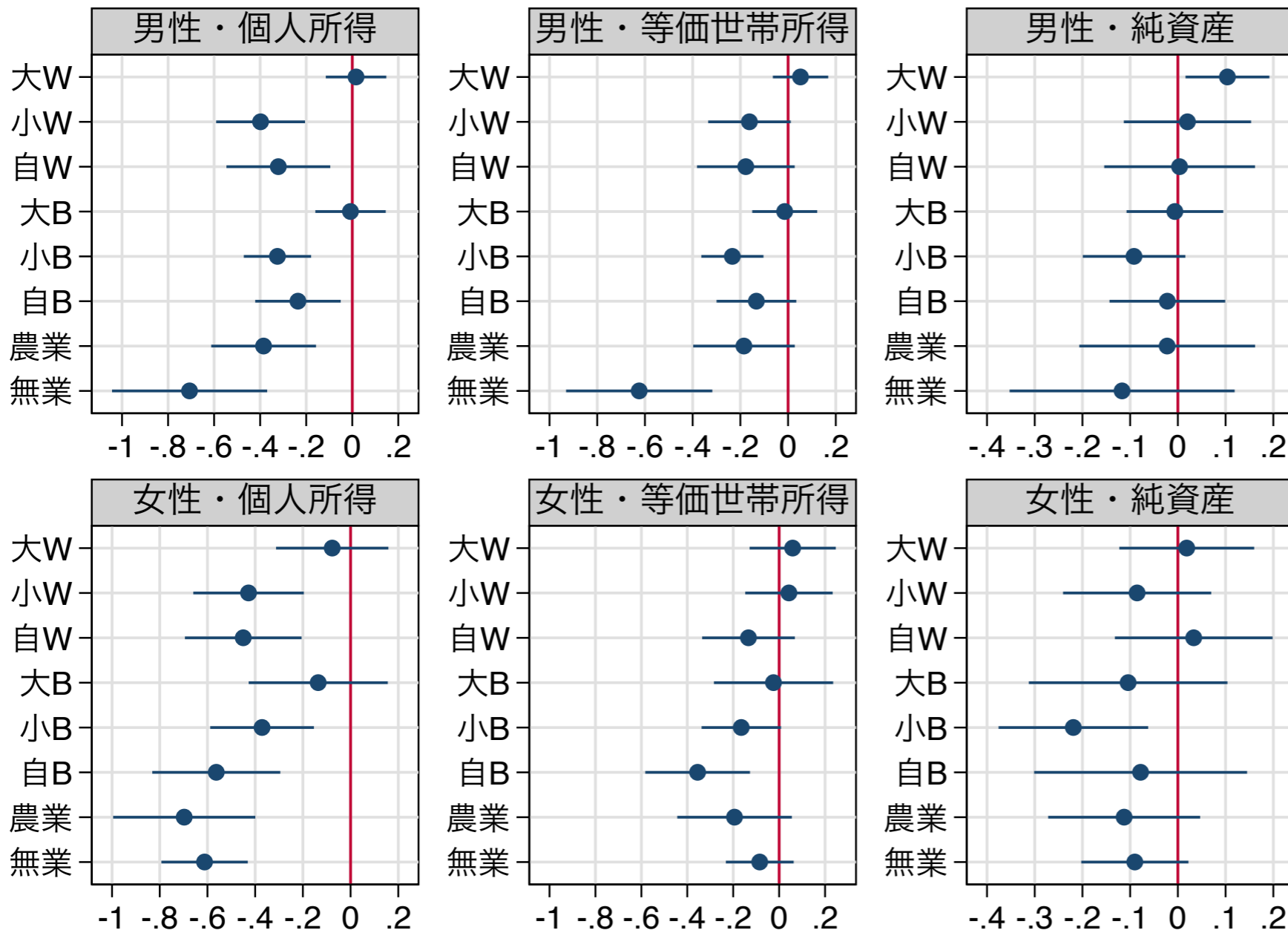
# 40歳時階級と高齢期の経済状況の関連

性別・40歳時階級別・従属変数の平均値の比較 (単位：100万円)



# 回帰分析の結果 [補足資料表2-4 Model 1]

## 40歳時階級にかんする係数のプロット



注) 補足資料の表2-4 Model 1より, 係数および95%信頼区間の値をプロットしている。垂直の赤い線は参照カテゴリ (この場合は専門) を意味する。

**個人所得** | 男女ともに専門・大W・大Bは高く, そのほかが低い。

**等価世帯所得** | 男性は個人所得と同じく専門・大W・大Bが高い。女性は階級間の差は見られにくくなる。

**純資産** | 男女とも小Bが有意に低い。男性は大Wが専門よりも高い値を示す。ただし, 所得とくらべて階級間の違いは小さい

# 経路を考慮した階級分類

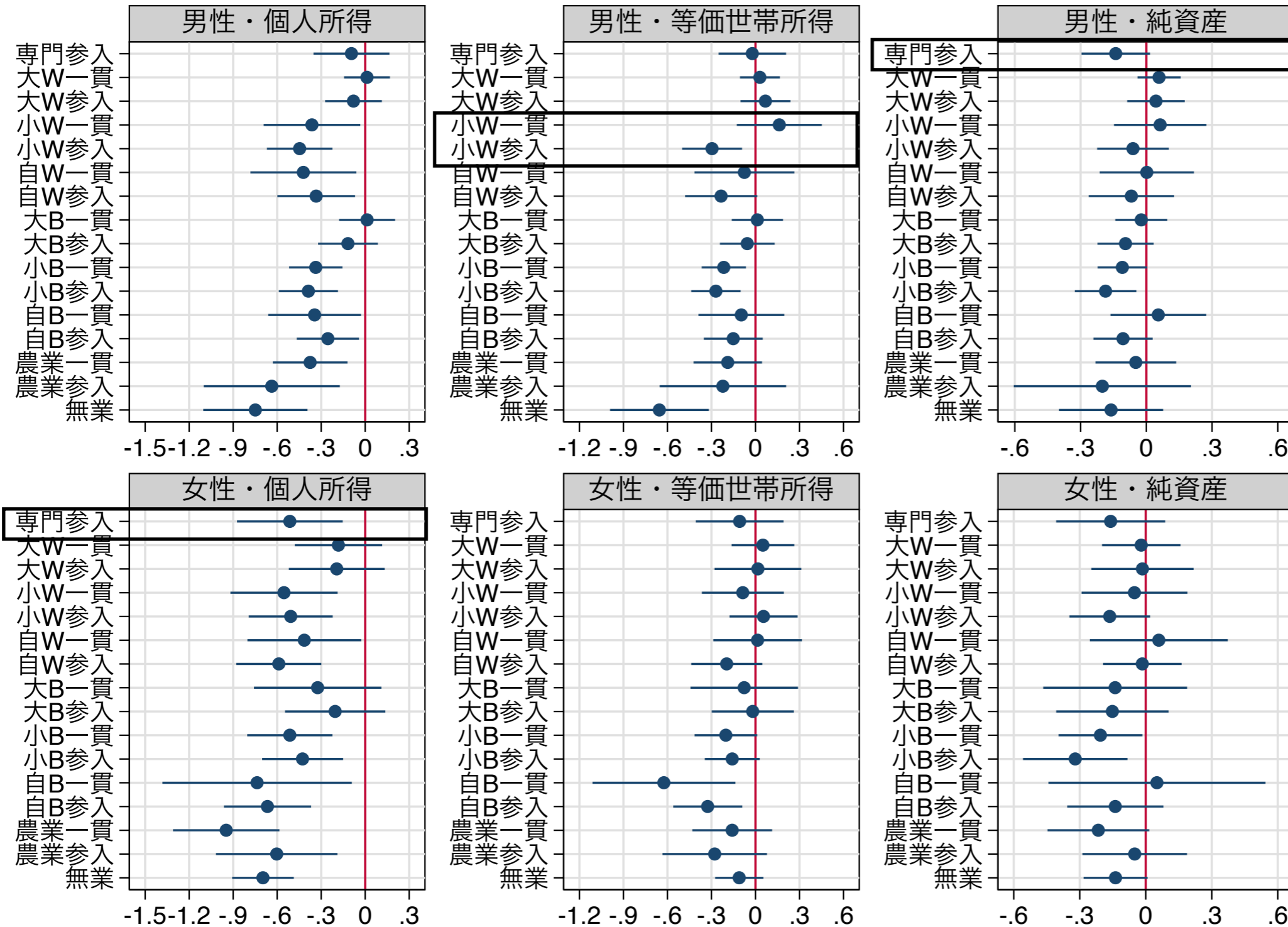
人びとはキャリアのなかで職業を変えていく（原 1979; 盛山ほか 1990; 渡辺・佐藤 1999; 渡邊 2011）。ある年齢で同じ階級に所属していたとしても、キャリアの流れのなかでみたときにその意味が同じとは限らない。

初職と40歳時職を比較し、各階級カテゴリを「一貫」と「参入」とに区別

初職	40歳時職								
	専門	大W	小W	自W	大B	小B	自B	農業	無業
専門	一貫	参入	小W 参入	自W 参入	大B 参入	小B 参入	自B 参入	農業 参入	無業
大W		一貫							
小W			一貫						
自W				一貫					
大B	専門 参入	大W 参入	小W 参入		一貫				
小B				自W 参入	大B 参入	一貫			
自B						小B 参入	一貫		
農業							参入	一貫	



# 回帰分析の結果 [補足資料表2-4 Model 2]



いくつかの階級では同じ階級で一貫している場合とくらべて参入の場合には不利。

ただしほとんどの階級では、両者の間で高齢期の経済状況の違いはみられない。

= 階級変数は1時点の限られた情報だけであってもある程度説明力をもつ。

注) 補足資料の表2-4 Model 2より、係数および95%信頼区間の値をプロットしている。垂直の赤い線は参照カテゴリ（この場合は専門）を意味する。

# キャリアのパターンを捉える

所属階級だけにとどまらないキャリアの特徴を抽出するため、ライフコース研究で発展してきた**持続期間 (duration)**と**転機 (turning points)**の概念 (Elder et al. 2003) を援用。

**持続期間 = 長期勤続**

従業先が変わらずに維持されることで将来の予測可能性は高まり、行為を安定化させる。また企業に勤めている場合、長期勤続は退職金・企業年金を増加させる (宮澤 2010)

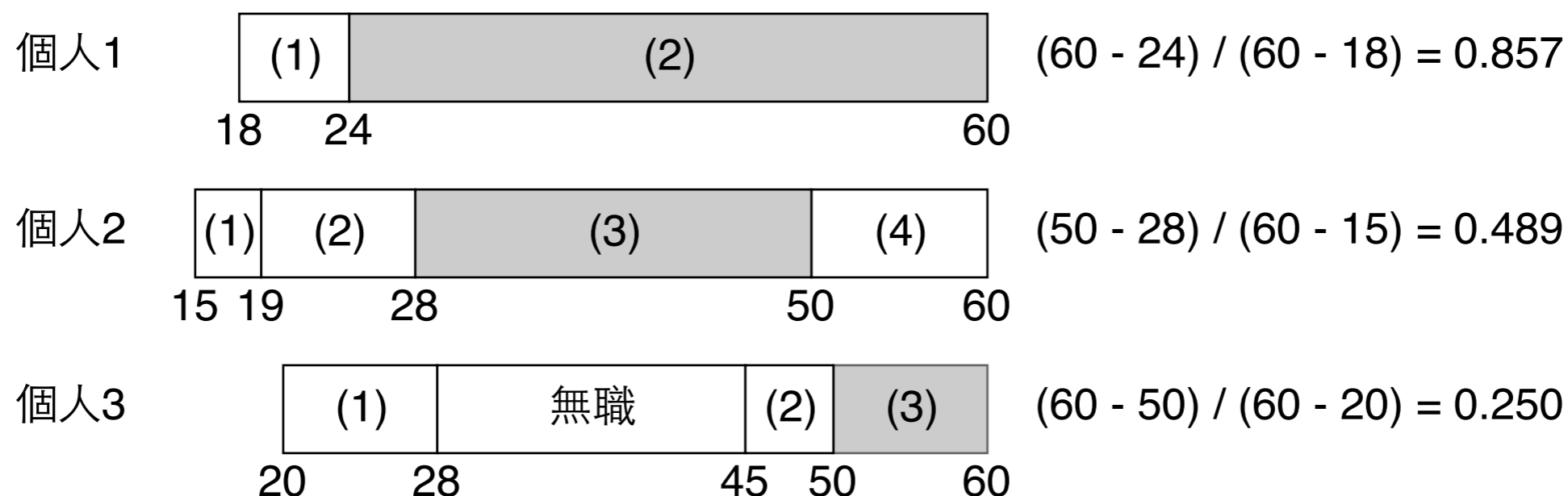
**転機 = 無業経験**

無業となって就業を中断することは既婚女性を補助的労働者へと移行させる (白波瀬 2000) のみならず、男性にとっても長期的に不利な影響を残す契機 (麦山 2017) 。

# 長期勤続と無業経験の操作化

## 最長勤務先の占める割合 | どれだけ長く同じ従業先に勤めたのか

初職開始から60歳までに最も長く勤めた従業先での勤続年数を初職開始から60歳までの年数で除した値。0から1までの値をとる連続変数。



変数の作り方の例示

## 無業経験の有無 | キャリアを中断することなく働き続けたか

初職開始から60歳までの間に、学校関連の理由以外で無業になったことがある場合に1を、ない場合に0をとる2値変数。

# 2つの独立変数の分布の確認

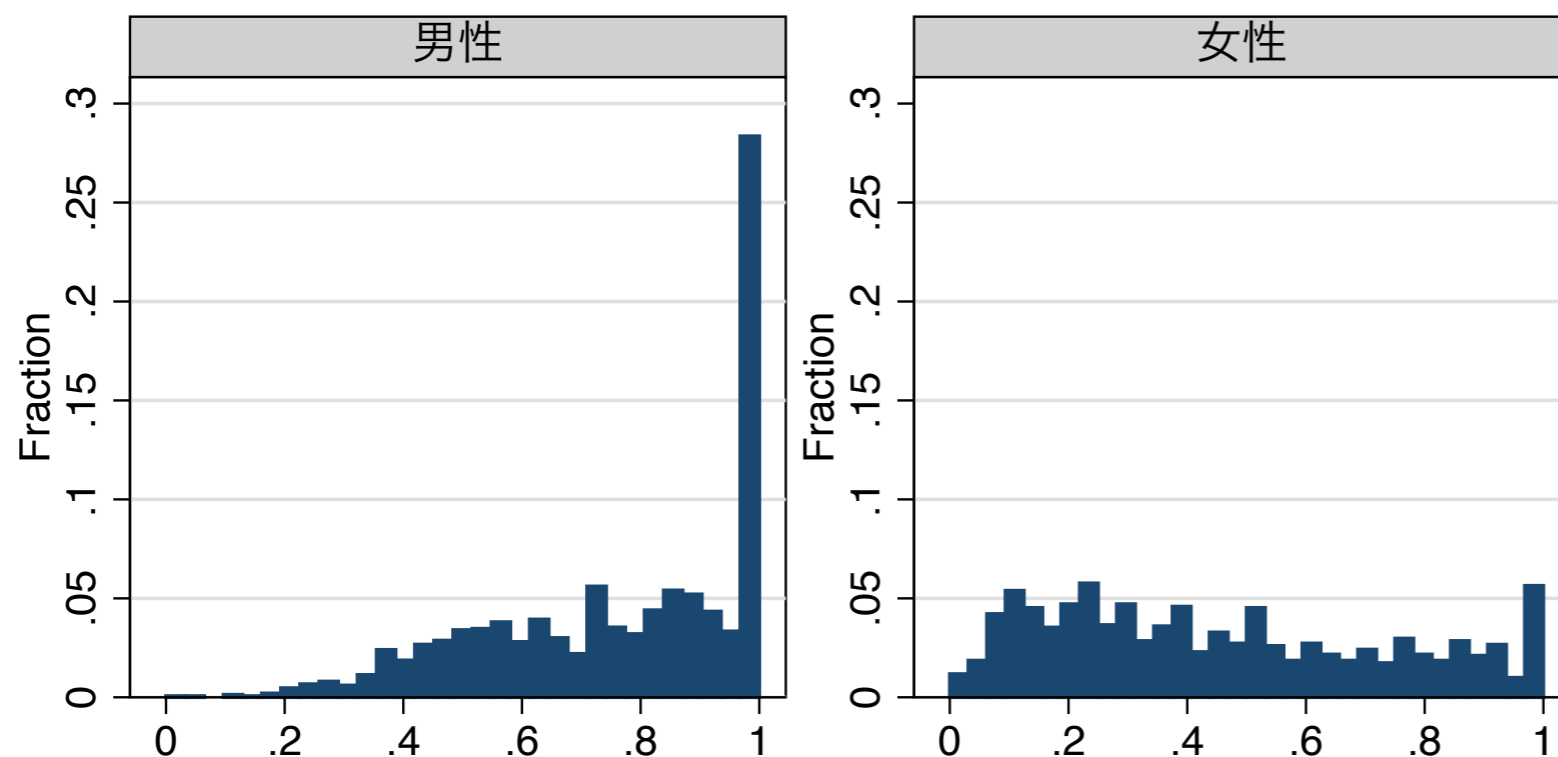


図 性別・最長勤務先の占める割合の分布

表 性別・無業経験の有無に関するクロス表

性別	無業経験		合計
	なし	あり	
男性	<b>1,258</b> (83.9)	<b>241</b> (16.1)	1,499 (100)
女性	<b>343</b> (21.3)	<b>1,271</b> (78.8)	1,614 (100)

男性で初職開始から60歳まですべて同じ従業先に勤めた者の割合は26.0%, 女性は5.2%.

分布は女性のほうがまんべんなくばらけている.

女性は60歳までにいったん就業を中断する者が80%近く, 男性は16%.

# 回帰分析の結果 [補足資料表2-4 Model 3-4]

表2 対数個人所得へのOLS回帰分析 (抜粋)

	男性		女性	
	Model 3	Model 4	Model 3	Model 4
最長勤務先割合	<b>0.30**</b>	<b>0.21*</b>	<b>0.84***</b>	<b>0.86***</b>
無業経験あり		<b>-0.26***</b>		<b>0.03</b>

表3 対数等価世帯所得へのOLS回帰分析 (抜粋)

	男性		女性	
	Model 3	Model 4	Model 3	Model 4
最長勤務先割合	<b>0.23**</b>	<b>0.21*</b>	<b>0.08</b>	<b>0.11</b>
無業経験あり		<b>-0.08</b>		<b>0.03</b>

表4 対数純資産へのOLS回帰分析 (抜粋)

	男性		女性	
	Model 3	Model 4	Model 3	Model 4
最長勤務先割合	<b>0.30***</b>	<b>0.29**</b>	<b>0.14</b>	<b>0.17</b>
無業経験あり		<b>-0.05</b>		<b>0.03</b>

**個人所得** | 最長勤務先割合は男女とも正に有意で、長期雇用の枠組みに乗っているほど高い所得を得ている。とくに女性において説明力が高い。

また男性は無業経験がある場合に個人所得が低くなる。

**等価世帯所得** | 最長勤務先割合が男性のみ有意。

**純資産** | 最長勤務先割合が男性のみ有意。

# 結論

# 結果の要約

**所属階級** | 専門・大企業は自営・小企業・農業・無業とくらべて個人所得が高く，ホワイトとブルーの間の格差はさほど大きくない．男性の場合は世帯所得にも影響がある．資産に対する所属階級の効果はあまり見られない．初職を考慮した場合，途中参入の場合に不利という結果が部分的に確認．

**キャリアパターン** | 同じ従業先に長く勤めていた場合には個人所得が高い．また男性においては無業とならないことも重要．さらに長期勤続の効果は世帯所得や純資産にもとどいている．

## 現役期のキャリア

## 高齢期の経済状況

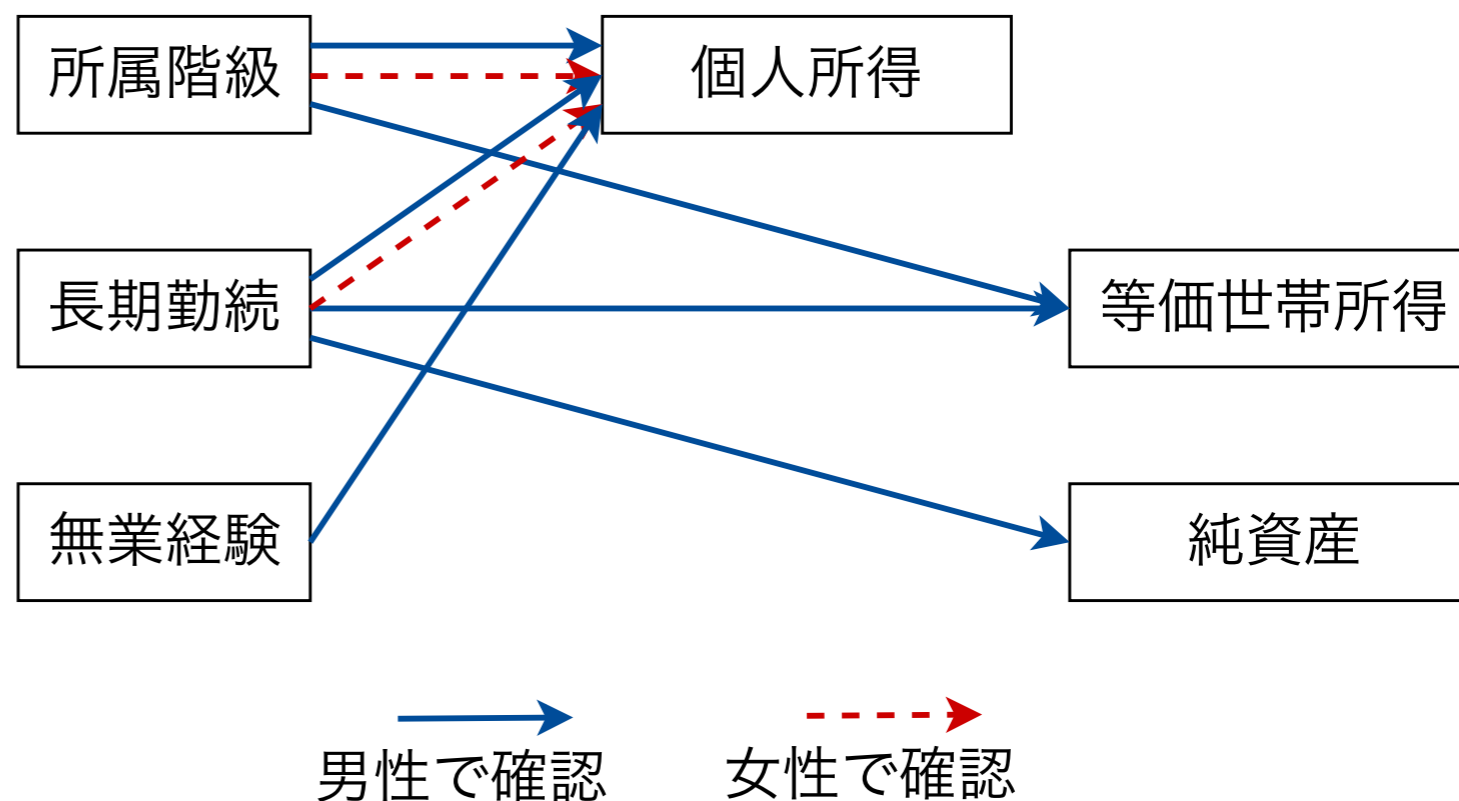


図 結果のおおまかなまとめ

# 考察と結論

## 考察 | なぜ女性ではキャリアと等価世帯所得・純資産の間の関連が弱いのか

女性の個人所得は、高齢期の世帯の経済水準を大きく左右するほどではない。相関係数で見ても世帯所得・資産との関連は弱い（補足資料表5参照）

## 結論 | キャリアから見える現役期の格差の持続性

男性においては所属階級のほかに長期勤続が所得と資産のいずれにも影響する要因となっており、**高齢期に至ってもなお、安定的なキャリアを歩む者とそうでない者との間に格差**がある。

たんに1時点の状態だけでなく、その変化やキャリアのパターンに注目することで、職業キャリアとその帰結である高齢期の経済状況の関連をよりよく理解できる。