

女性の介護と就業

菊澤 佐江子
(奈良女子大学)

Women's Caregiving and Work
Saeko KIKUZAWA

本稿は、戦後の介護需要の高まりと女性の家庭外労働力化の中、女性とそのライフコース後半において介護・就業という二つの役割をどのように均衡させてきたのか、その実態と推移をコーホート比較によって明らかにすることを目的としている。

分析の結果、女性が介護・就業というそれぞれの役割を経験する確率は、時代を追うごとに確実に高まっていること、就業中の女性が介護を引き受けた場合、これを機に離職することは相対的に少なく、多くの女性が二つの役割を同時に担っていることが明らかとなった。ただし、最近のコーホートでは、フルタイム雇用に従事する女性は無職の者に比べて主たる介護役割を引き受けにくい状況におかれている可能性も示唆された。

キーワード：介護、就業、ライフコース

1. 本章の目的

わが国で、家族は主要な福祉の担い手と位置づけられてきたが、家族の誰かが要介護状態になったとき、その介護責任は、多くの場合女性が担うことが期待されてきた。しかし、戦後、急速に進んだ少子高齢化によって、介護を受ける側である高齢者と介護を担う側である若・中年者の人口バランスの不均衡が生じる一方、家族介護の主要な担い手であった女性については、産業構造の変化の中、被雇用者として外で働くことが一般化した（袖井 1995, 1996; 布施 1990）。介護を担うには、物理的に介護者が要介護者のそばにいられることが不可欠であるが、低い経済成長と女性の職業意識の向上の中で、女性の被雇用者としての就業は増加の一途をたどり、また、少子高齢化が進む中、女性の就業は社会にとっても不可欠のものとなりつつある（井口 2000; 直井・宮前 1995）。

介護需要の高まりと女性の家庭外労働力化、その一方で介護は従来どおり女性の責任として期待されるという状況の中で、女性とそのライフコース後半において役割葛藤にさらされる可能性は、着実に高まっていると思われる。就業（特に被雇用者としての就業）・介護はどちらも相当の時間的・空間的制約を伴い、相互に排他的な役割期待であるようにみえるのに対し、現在の女性は、ライフコースの後半に、こうした二つの役割期待にさらされ、役割の選択または両立を鋭く問われはじめているのである。しかし、こうした女性の経験の実態、歴史的変化についての実証研究はいまだ限られている。

そもそも、これまで女性はこれら二つの役割期待をそのライフコースの中でどのように均衡させてきたのか。介護のために就業の継続を断念する、といった事態は増えているのか。逆に、就業を継続するために介護を断念し、他の親族や施設に代わってもらう、といったことは増えているのか。あるいは、介護と就業を両立させるという選択こそ増えてい

るのか。本稿は、コーホート比較によって、二つの役割経験とその相互関連性の歴史的推移を記述・分析することを通じて、これらの問いに一定の考察を加えることを目的としている。

2. 先行研究

女性の介護（特に老親介護）については、主として行政機関による全国調査が定期的に行われ、介護を経験する年齢や介護の対象について、一定の知見が蓄積されている。たとえば、2001年度の国民生活基礎調査では、主な介護者の71.1%が同居の家族で、うち女性は76.4%を占めると報告されている。続柄の上では、要介護者が若いうちは配偶者（妻）が介護を行い、要介護者が高齢の場合は、嫁や娘が担当する場合が多い。このことは、介護者全体に占める割合は配偶者が25.9%と最も多く、続いて子（19.9%）、子の配偶者（22.5%）の順で多いが、要介護者の年齢別に介護者の年齢をみると、要介護者が70歳代までは、要介護者と同年輩の介護者、80歳代以降になると、子ども世代の年齢の介護者が多数を占めることから示されている。この結果、女性介護者の年齢は、50歳代を頂点として（24.7%）、60歳代（20.4%）、70歳代（15.0%）、40歳代（10.0%）の順に多くなっている¹。この調査は、調査が行われた一時点の介護経験についてのものであるが、この結果から、少なくとも現在の女性は40歳代以降徐々に、老親や夫の介護経験に直面していることが推察される。

介護期間については、調査対象により報告がまちまちであるが、たとえば、全国40-64歳の男女のうち本人または配偶者の親が一人以上存命である1266人を対象として行われた「高齢者の介護に関する調査」（生命保険文化センター1990）では、約3割の在宅介護経験者のうち、1年未満の介護を経験した者が最も多く46.8%である一方、5年以上が12.5%、10年以上が4%を占め、平均介護期間は2.4年と報告されている。一方、東京都のデイケア利用老人の家庭における主な介護者476名を対象に行われた「デイケア利用者家族の実態と意識に関する調査」（日本労働研究機構1990）では、介護期間は5年以上の長期が約4割を占め、高齢になるほど長期化する傾向が示されている。

老親による配偶者介護が難しくなり、子ども世代が親の介護を交代せねばならなくなる40歳代、50歳代は、就業者も多い年齢であり、このため介護と就業との関連については、家族・労働双方の研究者から注目されてきた。しかし係る実証研究の数は決して多くなく、未だ不明な点が多い（直井・宮前1995）。限られた調査からは、次のようなことが明らかになっている。まず第一に、介護者のうち相当数が就業者であることである。たとえば、先の「デイケア利用者家族の実態と意識に関する調査」では介護者の40.2%は有職者で、若年介護者ほど有職率が高くなっている²。また、「老人介護と家族の就労に関する調査」（雇用職業総合研究所・住友生命総合研究所1989）によると、高齢者を含む世帯において現在介護中の者または経験者334名のうち、調査時点で就業している者の割合は45%となっている。

第二に、同じ就業者であっても、女性のほうが男性より介護を担う傾向がある。「介護を行う労働者に関する措置についての実態調査」（労働婦人局1991）によると、30人以上の規模の企業に勤務する35歳以上の男女（N=2580）のうち、過去3年間に介護を要する家族がいた労働者は女性44.0%、男性56.0%と男性のほうが多いのに対し、このうち介護を「自分が主に行った」者は女性42.6%、男性7.1%と女性労働者のほうが圧倒的に高い確率

で介護を担う傾向が報告されている。被雇用者を対象としていることから推察されるように、約8割が自分または配偶者の親の介護である。

第三に、介護を担うことにより就業に影響を受ける者が相当数存在する。「就業構造基本調査」(1997)によると、過去に「家族の介護・看護」を理由に転職した女性1万7000人、離職した女性9万人存在する。先の「老人介護と家族の就労に関する調査」では、高齢者を含む世帯において現在介護中の者または経験者のうち、介護が始まってから仕事をやめた者は全体の14%、勤務時間の変更や短縮を受けた者は4%と報告されている。

以上の結果は、女性における介護と就業の両立に係る踏み込んだ研究の必要性を示唆しているが、既存の大量調査は、「現在(またはこれまでに)要介護高齢者を抱えている(または抱えた経験のある)世帯」や「現在就労している中高年女性」をスクリーニングして行う一時点調査が大半を占める。前者の場合、今後介護を継続する中で退職する者を含め、介護・就業の両立実態をとらえる上では限界があり、個人の全介護経験についての両立状況はとらえきれず、後者の場合、すでに退職した者を含め、就業経験者における全介護経験はとらえきれない(直井・宮前 1995)。ましてや、ある時点での介護・就業の両立状況に焦点が絞られるため、歴史的にみて、介護・就業の両立がどのように変化しているか、という観点から分析を行うことは困難である³。

本研究は、中高年女性一般を対象として、その職歴と介護歴をとらえることにより、こうした従来の調査では不明であった女性の介護と就業の両立状況の一端を明らかにすることを目的としている。具体的には、次の3点について考察を行う。

介護と就業の両立は、女性のライフコースの中で、どの程度又どのように行われているのか。既存の研究の多くは、一時点の調査に限られているため、女性のライフコースにおける介護・就業経験すべてがとらえられることはなかった。全経験をみたとき、就業中に介護と就業を両立させているケースはどの程度あり、また介護を機に離職するケースはどのくらいあるのか。両立ケースのうち、最終的にどのくらいのが離職に至るのか。またそこにいたるまでの期間はどの程度のものなのか、といったことを明らかにする。就業者が介護役割を引き受ける確率はどの程度のものなのか。既存研究は、介護者に相当数の就業者が存在することを示しているが、これは、介護者を引き受けるか否かが就業状況に依拠しない、ということではない。既存研究は、介護が就業に及ぼす影響の分析に集中しているが、今後の介護と就業のあり方を考察するにあたっては、これに加え、就業が介護に及ぼす影響についての分析もまとめられよう。

歴史的にみて、の状況に変化はあるのだろうか。介護と就業の両立状況に変化はあるか、就業が介護に及ぼす影響に変化はみられるか、といったことをコーホート比較により明らかにする。

3. 方法と結果

分析にあたっては、まず、調査対象者を10年刻みの出生コーホートに分け、このうち最初の3つのコーホート(コーホート1:1920-29年生、コーホート2:1930-39年生、コーホート3:1940-49年生)を分析対象とした。これは、介護が主に中高年期のイベントであり、最近のコーホートはまだ若く介護をほとんど経験しておらず、古いコーホートとの比較は難しいと思われたためである。

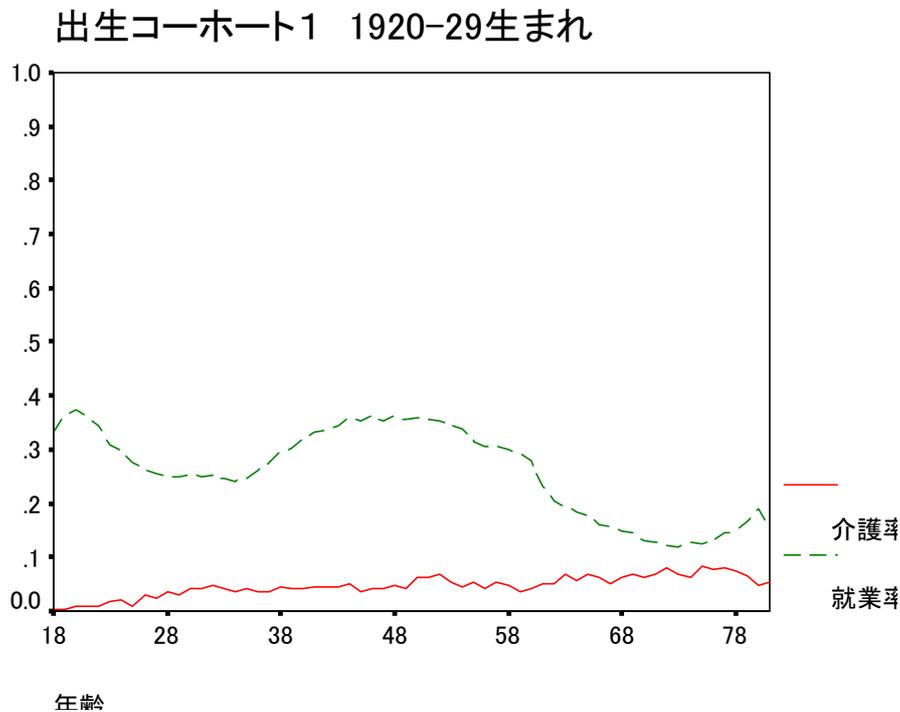
これら3つのコーホートについて、まず、ライフコースにわたる介護・就業経験と両立状況及びその推移を記述的に分析し、その後、就業状況が介護経験に及ぼす影響についてイベントヒストリー分析を行った。

(1) 介護・就業経験の推移

まず、ライフコースにわたる介護・就業経験が、コーホートごとにどのように経験され、またコーホート間でどのように推移しているかを明らかにするために、女性のライフコースの各年齢における介護率と就業率の状況を、コーホート別にグラフ化した(図1)。図1からは、最近のコーホートほど、中・高齢期に、介護・就業率が高くなっている様子うかがえる。

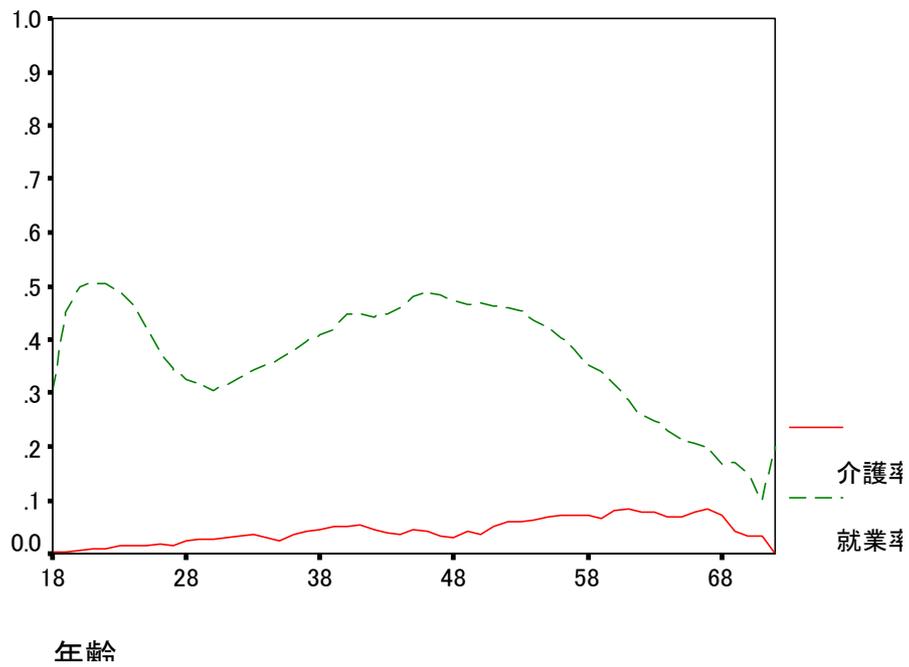
この傾向をより厳密に検証するために、3つのコーホート共通にデータが存在する18-52歳の就業と介護の状況を、就業の有無と介護の有無の組み合わせによって、「就業+介護」「介護のみ」「就業のみ」「どちらもなし」の4つの状態にわけ、それぞれの状態に各人がおかれた期間(年)を計算し、コーホートごとに集計し平均値を出したものを比較した。この結果、表1のように、最近のコーホートほど(介護・就業の)どちらもない状態におかれた期間が少なくなる一方、就業・介護をともに行っている期間、就業のみ行っている期間がそれぞれ0.34年から0.75年、10.16年から14.93年へと長期化する傾向がうかがえる。また、介護のみの期間についても、1920-29年生コーホートの0.85年から、1930-39年生コーホートの0.60年へと一旦短くなっているものの、最近のコーホートでは0.99年と再び長期化している⁴。

図1 . 女性の介護率と就業率 - 出生コーホート別



(図1つづき)

出生コーホート2 1930-39生まれ



出生コーホート3 1940-49生まれ

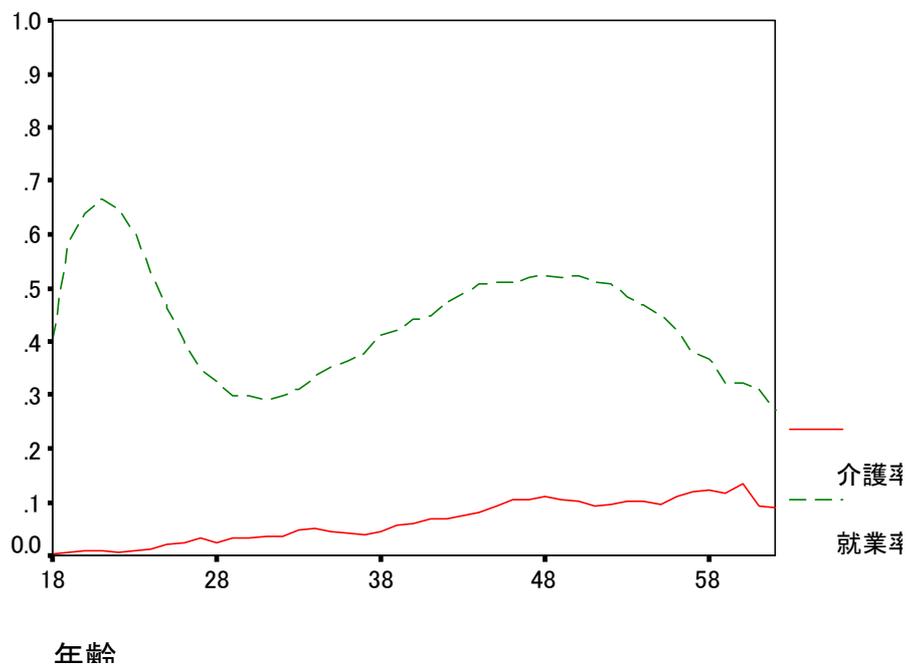


表1. 介護・就業経験についてのエピソードと期間(年・平均)(18歳～52歳)－出生コーホート別

	全体	コーホート1	コーホート2	コーホート3	
		1920-29年生	1930-39年生	1940-49年生	
サンプル数	1921	311	675	935	
就業+介護	0.57	0.34	0.44	0.75	**
介護のみ	0.83	0.85	0.60	0.99	*
就業のみ	13.85	10.16	14.06	14.93	***
どちらもなし	19.74	23.66	19.90	18.33	***

* p<.05 ** p<.01 ***p<.001

(2) 介護・就業の両立状況の推移

次に、介護・就業の両立状況の推移をみるために、先の4つの状態のうち、ある状態から別の状態への移行を一つの移行のエピソードとして、合計16のエピソードについて、移行数、移行率を計算した。介護・就業の両立が困難となる場合の典型的なケースは、就業中の女性が、介護を担わなければいけない状態になり、退職するというケースである。これはエピソードにおきかえると、「就業のみ」から「介護のみ」への移行である。最近のコーホートになるほど、介護・就業の両立が困難になっているとすれば、この移行の増加がみられるはずである。このような予想のもと、「就業のみ」から他の3つの状態へ移行したエピソードの数と移行率を計算した結果が表2である。まず、全体的なパターンをみると、「就業のみ」からの移行は、介護にかかわらない要因による退職、すなわち「どちらもなし」への移行が82%と最も多く、次に多いのが「就業+介護」への移行である(17%)。「介護のみ」への移行は1%にすぎない。コーホート間で比較した場合、「就業+介護」への移行がコーホート1(15%)からコーホート3(18%)にかけて若干多くなっている一方、「介護のみ」への移行率は0~1%と一定で大きな変化はみられない。

表2. 移行数と移行率(18歳～52歳)－出生コーホート別

	全体		コーホート1		コーホート2		コーホート3	
	移行数	移行率	移行数	移行率	移行数	移行率	移行数	移行率
1. 就業のみから:								
就業+介護	269	0.17	24	0.15	81	0.17	164	0.18
介護のみ	9	0.01	2	0.01	4	0.01	3	0.00
どちらもなし	1274	0.82	129	0.83	399	0.82	746	0.82
2. 就業+介護から:								
介護のみ	42	0.16	5	0.21	9	0.13	28	0.17
就業のみ	205	0.79	19	0.79	57	0.80	129	0.79
どちらもなし	11	0.04	0	0.00	5	0.07	6	0.04

注. 1は、記憶違いによる1年の誤差を勘案し、2の「就業+介護→介護のみ」の移行数分を1の「就業のみ→就業+介護」の移行数に加え、「就業のみ→就業+介護」の移行数から除した結果。

つづいて、「就業+介護」からの移行率をみると、やはり「介護のみ」への移行が最近のコーホートほど多いという傾向はみられず、むしろ、コーホート1の21%に対し、コーホート3は17%と低い移行率を示している。「就業+介護」からの移行率が高いのはむしろ「就業のみ」で、どのコーホートでも「就業+介護」から「就業のみ」への移行が79~80%を占めている⁵。

表3においては、それぞれの移行パターンについて、移行までの年数を計算した。まず、「就業のみ」から「就業+介護」への移行と、「介護のみ」への移行の場合の平均期間を比べると、前者の12.12～16.04年に対し、後者の7.33～10.50年と、前者の平均期間のほうがいずれのコーホートでも長い。このことは、就業キャリアが長い者ほど、介護を引き受けるにあたり、就業を容易に断念せず、就業と介護の両立を図ろうとする（あるいは「家庭にやさしい」職場環境にあるなど、両立のための資源に恵まれている）傾向をもつ可能性を示唆している。なお、コーホート別にみると、最近のコーホートほど「就業のみ」から「就業+介護」への移行の平均期間が短くなっているが、これは、就業開始時期が、戦後の高学歴化とともに遅くなったことを反映していると思われる。

表3. 移行までの期間(年)(18歳～52歳)－出生コーホート別

	全体		コーホート1		コーホート2		コーホート3	
			1920-29年生		1930-39年生		1940-49年生	
	平均	s.d.	平均	s.d.	平均	s.d.	平均	s.d.
1. 就業のみから:								
就業+介護	13.33	9.41	16.04	10.55	14.96	9.78	12.12	8.82
介護のみ	9.00	8.42	8.50	2.50	10.50	11.88	7.33	3.77
どちらもなし	6.83	5.08	6.56	5.86	7.25	5.27	6.65	4.82
2. 就業+介護から:								
介護のみ	2.93	3.36	2.20	1.94	2.78	1.93	3.11	3.87
就業のみ	3.12	3.18	3.89	4.38	3.16	2.98	2.98	3.04
どちらもなし	3.55	3.26	0.00	—	0.00	4.22	0.00	5.26

次に、「就業+介護」から「介護のみ」への移行エピソードの平均期間を比べると、最近のコーホートほど、この期間は長くなっている。就業を最終的に断念するとしても、近年は、でき得る限りの間、就業を継続しようとする者が多いことを反映しているのだろうか。少なくとも、この結果は、就業と介護の両立を試みた者が最終的に就業を断念するまでのプロセスが、時代により変化しつつある可能性を示唆しており、今後さらなる検討が必要である。

以上のことから、1920-49年生まれの者の18歳から52歳までの期間については、就業中に介護を引き受けた場合、就業を即断念する者は少なく、多くの女性は就業と介護を同時に担うことを選択していること、しかも近年、若干ではあるが、その割合は増えていることが推察される。また、就業と介護を両立した者の多くは、その後介護をなんとかやりすごし就業を続けていること、離職に至る者もあるが、現在のコーホートほどそこに至るまでの就業・介護継続期が長期化していることが示された。

(3) 介護のイベントヒストリー分析

ここまでの分析において、就業女性の多くは介護を引き受けた場合、仕事をやめず、就業と介護を同時に担っていることが考察されたが、そもそも就業女性は主たる介護役割を引き受けること自体を回避している・またはせざるを得ない状況にある可能性はないのであろうか。つまり、「就業のみ」から「就業+介護」に移行している者は、介護を両立できる環境が整っているからこそ介護を引き受けているのであり、多くの就業女性は、たとえば専業主婦に比べて、家族に要介護者が生じた場合も主たる介護役割そのものを引き受けていない（つまり「就業のみ」という状況を継続している）可能性がある。先の分析では

こうした点については不明である。

さらに、ここまで、就業というカテゴリーは一つであり、就業の中身については問題にしてこなかった。しかし、女性の就業は、正社員として働いている場合にとどまらず、パートタイムで働いている場合、自営業・家族労働者として働いている場合と、多様である。就業女性全体でみると専業主婦と同様に介護を引き受ける傾向があったとしても、正社員として働いている者は、パートや自営・家族労働者に比べて、介護をそもそも引き受けない(引き受けられない)傾向がみられるのではなかろうか。また、同じ仕事における就業継続年数・キャリアの長い者ほど、こうした傾向があるのではなかろうか。女性の被雇用者化が進む中、戦後 50 年の間に、このような傾向は強まっている可能性がある。

これらの点について明らかにするために、各人につき 18 歳以降の経過時間 (t 年) 分のデータを含む人年データ (person-year data) を作成し、コーホート別に介護のイベントヒストリー分析 (離散時間分析) を行った。分析における従属変数は、18 歳以降各年の初回介護経験の有無で、イベントは各人につき一回 (初回介護を経験した最初の年) である。観察時間は 18 歳以降現在の年齢までとした。調査年までに介護を経験したことがない者は調査年の歳で「censor (観察打ち切り)」されたとみなした。(なお、イベントヒストリー分析においては、観察打ち切りとしたケースは、将来的に介護を経験する可能性があるとして扱われる。)

独立変数には、就業の状況 (18 歳以上各年に対して 1 年前 ($t-1$ 年) に、無職、フルタイム、自営、パートタイムのいずれであるか、また、その仕事についてから前年 ($t-1$ 年) までの在職年数) のほか、先行研究を踏まえて、個人の特性 (年齢 (歳) 教育年数 (年))、家族構成 (男きょうだいの有無、きょうだい数、夫が長男であるか否か、夫のきょうだい数) 同居の状況 (18 歳以上各年に対して 1 年前 ($t-1$ 年) に、妻方の親と同居であるか否か、夫方の親と同居であるか否か) を用いた。各変数の詳細は表 4 に示した通りである。男きょうだいの有無、夫が長男であるか否か、妻方同居、夫方同居、無職、フルタイム、自営パートタイムの別については、ダミー変数を用いた。就業・同居状況に、18 歳以上各年に対して 1 年前 ($t-1$ 年) の値を用いたのは、介護の開始によって就業・同居状況の変化が生じる可能性があるためである。

表 4 の最初の 2 列は、3 つのコーホート全体について、個人の特性・家族構成 (モデル 1) やそのときどきの同居・就業状況 (モデル 2) が介護経験に及ぼす影響を示している。ロジットの係数と $\exp \beta$ 係数 (または factor change coefficients あるいは介護を経験する相対的リスク) (Long 1997) のうち、係数はプラスであるか否かによって介護経験の可能性が高いか低いかを示すが、直接的解釈においては、前者よりも後者のほうが有用である。具体的には、 $\exp \beta$ 係数の値は、「他の条件が等しいとき、独立変数 x_j の一単位の増加に対して (カテゴリー変数では基準カテゴリーに対して) 介護を経験するオッズ比が $100 * (e^j - 1) \%$ 変化する」ことを示している。たとえば、0.4 という $\exp \beta$ 係数の値は、他の条件が等しいとき、独立変数一単位の増加が介護を経験する相対的リスク (オッズ比) を 60% 減少させることを示している。

まず、モデル 1 は基本的な個人の特性や家族構成の影響についてみたものであるが、結果は、年齢が高齢になるほど、教育年数が長いほど、また最近のコーホートほど介護を経験する可能性が高いことを示している。教育年数が長いほど介護を経験する可能性が高いのは、コーホート 1、2 においては、教育年数の長い者の親 (および配偶者の親) に比べ、

教育年数の短い者の親（および配偶者の親）は介護を要する年齢までに死亡している割合が大きかったことと関連しているようである⁶。家族構成に関しては、予想通り、夫が長男であるほど、本人のきょうだい数が多いほど介護を経験する可能性は低くなっている。

表4. 介護の離散時間分析—出生コホート別

		全体		コホート1 (1920-29年生)		コホート2 (1930-39年生)		コホート3 (1940-49年生)	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
年齢(歳)	β 係数	0.04 ***	0.04 ***	0.02 ***	0.03 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.06 ***	0.05 ***
	標準偏差	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)
	exp β 係数	1.04	1.04	1.02	1.03	1.04	1.04	1.06	1.05
教育(年)	β 係数	0.07 ***	0.08 ***	0.18 ***	0.19 ***	0.06	0.07 *	0.04	0.05
	標準偏差	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.05)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
	exp β 係数	1.07	1.08	1.20	1.21	1.06	1.07	1.04	1.05
コホート	β 係数	0.31 ***	0.27 ***						
	標準偏差	(0.05)	(0.05)						
	exp β 係数	1.37	1.30						
男きょうだい (有=1)	β 係数	-0.12	-0.05	0.17	0.07	-0.32	-0.37	-0.11	0.05
	標準偏差	(0.11)	(0.12)	(0.29)	(0.30)	(0.19)	(0.20)	(0.15)	(0.16)
	exp β 係数	0.88	0.95	1.18	1.07	0.73	0.69	0.90	1.06
きょうだい数 (人)	β 係数	-0.05 *	-0.04 *	-0.10 *	-0.09	-0.02	-0.02	-0.05	-0.04
	標準偏差	(0.02)	(0.02)	(0.05)	(0.05)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
	exp β 係数	0.95	0.96	0.90	0.92	0.98	0.98	0.95	0.96
夫長男 (長男=1)	β 係数	0.43 ***	0.08	0.35 *	-0.01	0.58 ***	0.18	0.35 **	0.09
	標準偏差	(0.08)	(0.08)	(0.18)	(0.20)	(0.13)	(0.14)	(0.11)	(0.13)
	exp β 係数	1.53	1.08	1.42	0.99	1.79	1.20	1.41	1.09
夫きょうだい数 (人)	β 係数	0.02	0.02	0.03	0.03	0.00	0.00	0.03	0.03
	標準偏差	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
	exp β 係数	1.02	1.02	1.03	1.03	1.00	1.00	1.03	1.03
同居の状況 妻方同居 (t-1年)	β 係数		1.10 ***		1.50 ***		0.57 *		1.28 ***
	標準偏差		(0.14)		(0.37)		(0.25)		(0.19)
	exp β 係数		2.99		4.48		1.78		3.61
夫方同居 (t-1年)	β 係数		1.19 ***		1.68 ***		1.42 ***		0.86 ***
	標準偏差		(0.09)		(0.22)		(0.14)		(0.12)
	exp β 係数		3.30		5.36		4.13		2.37
就業の状況 フルタイム ^a (t-1年)	β 係数				-0.51		-0.03		-0.43 *
	標準偏差				(0.38)		(0.22)		(0.19)
	exp β 係数				0.60		0.97		0.65
自営 ^a (t-1年)	β 係数		-0.10		-0.25		-0.14		-0.06
	標準偏差		(0.16)		(0.44)		(0.27)		(0.23)
	exp β 係数		0.90		0.78		0.87		0.94
パートタイム ^a (t-1年)	β 係数		-0.04		0.31		-0.25		-0.06
	標準偏差		(0.12)		(0.37)		(0.24)		(0.16)
	exp β 係数		0.96		1.37		0.78		0.94
在職年数 (t-1年)	β 係数		0.01 *		0.01		0.01		0.02 +
	標準偏差		(0.01)		(0.01)		(0.01)		(0.01)
	exp β 係数		1.01		1.01		1.01		1.02
定数	β 係数	-7.57 ***	-7.91 ***	-7.53 ***	-8.46 ***	-6.74 ***	-7.17 ***	-7.03 ***	-7.34 ***
	標準偏差	(0.32)	(0.33)	(0.69)	(0.75)	(0.50)	(0.53)	(0.43)	(0.46)
-2 log likelihood		-4337.23	-4215.18	-764.07	-730.26	-1503.01	-1450.26	-2046.75	-2002.80
χ^2		269.76 ***	513.86 ***	36.93 ***	104.54 ***	97.73 ***	203.23 ***	168.22 ***	256.11 ***
自由度		7	13	6	12	6	12	6	12
N (person-years)		72446	72446	14315	14315	27310	27310	30821	30821

***p<0.001; **p<0.01; *p<0.05

a. 比較カテゴリー: 無職

モデル2は、これらの独立変数に問題の就業状況と、同居の状況を加えた結果である。まず、就業状況については、フルタイムの者は無職の者に比べて介護を経験する相対的リスクが23%小さいことが示されている。在職年数が長いほど介護を経験する相対的リスクが大きいことはやや意外であるが、在職年数が長い仕事についている者はもともと家庭状況とのバランスをとりながら仕事を続けやすい職場環境にあり、そのことがそうでない者に比べて介護を経験しやすくしているのかもしれない。なお、モデル2において、親との同居状況は、就業状況以上に大きな影響を示している。別居ではなく、自分の親との同居、または配偶者の親との同居を選択することにより、介護を経験する相対的リスクはそれぞれ199%と230%増加する。親との同居の状況を考慮すると、夫が長男であることの影響がみられなくなることから、夫が長男であることは、しばしば親との同居と関わるという意味で、介護経験の可能性を高めていると思われる。

次に、コーホート別にモデル2をみると、まず就業状況については、フルタイム就業が無職に比べて介護経験の可能性を低くするという傾向は、コーホート1,2ではみられず、コーホート3でのみみられる。コーホート3におけるフルタイム就業の $\exp \beta$ 係数は0.65、すなわちこのコーホートにおいてフルタイム就業の者は無職の者に比べて介護を経験する相対的リスクは35%小さい。介護を引き受ける可能性は、パートや自営の場合には専業主婦のそれと変わらないが、やはりフルタイム就業は介護を引き受けることを回避する・回避せざるを得ないことと関連しており、その傾向は最近強まっていると思われる。しかし、最近のコーホートにおいても、他の要因と比べると、就業の及ぼす影響は相対的には小さい。はるかに大きい影響を示しているのは、やはり、モデル1における夫が長男であることの影響、そして、モデル2における親との同居である。このことは、戦後を通じて、夫が長男であることが親との同居と関わっていること、そして、親との同居が介護経験に極めて大きな影響力をもち続けていることを示している⁷。

なお、個人の特性については、年齢の影響は全コーホートについてみられるが、最近のコーホートほど、その影響は強くなっている。このことは、第一次報告書でみたように、最近のコーホートほど介護経験が高齢期に集中する傾向があることと関連していると思われる。また、先述のように、教育の影響は、コーホート1,2ではみられるが、コーホート3ではみられない。

4. 結論

戦後、介護と就業という二つの異なる役割期待が高まる中、女性はこれをそのライフコースの中でどのように均衡させてきたのだろうか。本稿の結果からは、時代を追うごとに、これら二つの役割の双方について、確実に経験率が高まっていること、そして、就業中の女性が介護を引き受けた場合、これを機に離職することは相対的に少なく、多くの女性が両立を実現しており、したがって、二つの役割を同時に担う女性が全体的には増えている様が明らかとなった。就業と介護の要請はいずれも今後さらに高まることが予想され、これに伴い二つの役割を担う女性はさらに増えると思われる。

しかし、「両立群」はそれを楽々としているのではなく、しばしば睡眠時間等を削らざるを得ない過酷な状況におかれているという報告を踏まえると(井口 2000)、今回示された「両立群」の多さは、決して楽観視できるものではない。今後さらに増加が見込まれる

「両立群」について、そのニーズを明らかにし、質量ともに適切な支援策を着実に整備していく必要があると思われる。

また、最近のコホートでは、フルタイム雇用に従事する女性は、無職の者に比べて主たる介護役割を経験する可能性が低く、介護を担いたくても担えない状況がある可能性も示唆されている。フルタイム雇用者については、介護休業制度などの現行制度がそのニーズに対応するものとなっているのかどうか、職場環境自体の雰囲気や状況を含め、さらなる分析が必要である。また、このことと関連して、今回は調査の性質上対象とできなかったが、フルタイム雇用者の大勢を占める男性についても、同様の調査・分析が求められよう。

謝辞

本稿のデータ作成及び分析にあたり、シカゴ大学山口一男先生には貴重なご助言をいただいた。謹んで御礼申し上げます。

注

¹ 全国調査ではないが、東京都のデイケア利用老人の家庭における主な介護者 476 名を対象に行われた「デイケア利用者家族の実態と意識に関する調査」(日本労働研究機構 1990)においても、同様の報告がなされている。たとえば、介護者の 81.8%は女性で、続柄では配偶者(40.4%)、本人の親(31.7%)、配偶者の親(25.5%)の順で多く、介護者が妻・夫の場合の介護者の平均年齢は 66.56-73.21 歳、親の場合 46.94-49.23 歳となっている。介護者の 9 割以上が要介護者と同居しており(95.4%)、うち生後または結婚以来同居している長期の同居者は 62.9%と報告されている。また、天木(1991)の、関西の 7 つの自治体と東京都の 1978-1988 までに成された調査報告書に基づく分析においても、介護者の 78.2%-91.6%が女性で、要介護老人の年齢が高くなるに連れ、介護者が配偶者から嫁・娘に交代する傾向が報告されている。ただし、介護者の続柄は関西の自治体では嫁、配偶者、娘の順で多く、要介護者の身近な女性の中で誰が介護を担うか、という点には地域性が反映されることが示唆されている。

² なお、職種では、男女の就業状況を反映して、男性は経営・管理・常雇が最多で 33.3%を占め、女性は自営・家族従業員(10.6%)、臨時雇い・パート(10.3%)、経営・管理・常雇(9.4%)が等分している。

³ 介護が就労と両立しない場合の要因についての希少な研究に、直井・宮前(1995)の探索的な調査研究がある。彼らは、東京都内・近県に在住する 35 歳以上の女性で、老親介護の経験があり、少なくとも介護が始まる時点まで就労していた者を対象に介護と就労の両立に関する調査を行い、この結果、介護が就労と両立しなくなる要因として、要介護者の状況(痴呆、夜間介護)、介護の長期化、役割意識(就労収入、本人が仕事に置いている価値)等を挙げている。ただし、この調査は便宜標本にもとづくものであり、これらが真の要因であるか否かは、未だ仮説の段階にとどまっている。

⁴ この分析は厳密な比較を可能にするため、18 - 52 歳までの経験に限定されており、この点では注意が必要である。ただし、近年の長寿化・就労の長期化から察するに、より高齢

の経験を含めて比較した場合、少なくとも「就業+介護」「就業のみ」といったエピソードの長期化傾向は、むしろより顕著に観察されると予想される。

⁵・ただし、これは本調査における就業・介護経歴データの記入のしかたの特徴や記憶違いによる開始・修了年の1年程度の誤差によるものである可能性がある。Stewartら(1987)の職業経歴の記憶の正確さに関する調査では、彼らの調査した造船会社の社員は、就業開始年については57%しか正確に記憶していなかったが、1年の誤差の範囲では87%が正確に記憶しており、また就業修了年についてはそれぞれ53%、73%が正確に記憶していたと報告されている。この誤差が生じていた場合、「就業のみ」から「介護のみ」への移行の間に「就業+介護」又は「どちらもなし」という期間が1年程度みられることになる。このうち、前者の可能性を勘案し、「就業+介護」から「介護のみ」への移行のエピソード数の分だけ、「就業のみ」から「介護のみ」への移行のエピソード数を加算し、「就業+介護」への移行のエピソード数を減らした分析も行った。この結果、全体での「就業のみ」から「介護のみ」への移行率は3%となったが、この数値は1920-29年でやや高いほかは一定で、1の場合同様、最近のコーホートほどこの移行率が高くなるという傾向はみられなかった。

⁶・追加分析によると、回答者の義理の母親が、結婚までに死亡、または結婚後回答者が40歳になるまでに死亡している割合は、教育年数が短い者ほど有意に高く、回答者の父親についても、回答者が40歳までに死亡している割合は教育年数が短い者ほど有意に高かった。また、回答者の母親が調査時までに死亡している割合は、教育年数が短い者ほど有意に高く、うち回答者が40歳までになくなっていく割合も統計的に有意ではないものの、教育年数が短い者ほど高かった。

⁷・ただし、今回の分析は「主たる介護者」としての経験を問うというデータ上の制約を抱えている。たとえば、介護経験の変化は、介護分担のありかたにこそ観察されるものであるとすると、こうした変化は「主たる介護者」を問う調査ではとらえきれない可能性がある(直井・宮前1995)。この点において、今回示された結果を、介護経験一般を問う調査において再検討することも、今後の課題である。

文献

天木志保美 1991「老人問題とジェンダー」『評論社会科学』43号(同志社大学人文学会)
pp.36-55.

布施晶子 1990「女性の就労と家事・育児・老親介護」『家計経済研究』6号:14-21.

井口昭久編 2000「これからの老年学:サイエンスから介護まで」名古屋大学出版会
p.249-255.

厚生労働省大臣官房統計情報部 2001「国民生活基礎調査」

雇用職業総合研究所・住友生命総合研究所 1989「老人介護と家族の就労に関する調査」

- Long, J.S. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*.
Thousand Oaks, CA: Sage.
- 直井道子、宮前静香 1995 「女性の就労と老親介護」『東京学芸大学紀要 3 部門』 4 6 ,
pp.265-276.
- 日本労働研究機構 1990 「デイケア利用者家族の実態と意識に関する調査」
- 労働省婦人局 1993 「介護を行う労働者に関する措置についての実態調査」『介護休業制度
等に関するガイドライン』(pp.33-64) 労働基準調査会
- 生命保険文化センター1991 「高齢者の介護に関する調査」生命保険文化センター
- 袖井孝子 1995 「介護休業制度の現状と課題」『日本労働研究雑誌』 427: 12-20.
- Stewart, W.F., J.A. Tonascia and G.M. Matanoski (1987) “The validity of questionnaire
reported work history in live respondents.” *Journal of Occupational Medicine* 29:
795-800.
- 袖井孝子 1996 「職業と家庭をどう両立させるか」利谷信義、湯沢雍彦、袖井孝子、篠塚英
子編 『高学歴時代の女性』有斐閣選書 pp.161-177
- 総務省統計局 1997 「就業構造基本調査」