

# 性別とキャリア選択

## — 3種混合型男女共同参画社会の可能性 —

田中 重人 (TANAKA Sigeto)

所属 大阪大学人間科学部  
所属住所 〒 565-0871 吹田市山田丘 1-2  
E-mail shigeto@hus.osaka-u.ac.jp

### 1 はじめに

昨年大阪大学に提出した博士論文 [1] の内容を中心に、その後の研究成果を若干まじえて報告する。報告の中心的な関心は、現代日本社会における性別分業の動態を把握することである。

性別分業測定の王道は、生活時間の男女差を調べることだろう。家事労働と市場労働というふたつの労働に費やす時間の男女差がどれくらいあるのか、どう変化してきたかを調べるのが第1の課題となる。

もちろん人々は日常的にいちいち時間の使いかたを決めているわけではなく、人生の特定のポイントでどのような選択をしたかによって、その後のライフスタイルの大枠が決まる。性別分業という観点からいって重要なのは、結婚から育児期にかけての間に、夫婦それぞれがどのようなキャリア選択をおこなうかである。そこでつぎに、結婚・育児期の女性のフルタイム継続就業率を分析する。

第3に、このような男女のキャリア選択を規定する要因として、日本の労働市場に埋めこまれた性別賃金構造が重要だろう。賃金構造が変化すれば、男女のキャリア・コースを差異化するインセンティブは変化する。賃金構造の変化によって、結婚・育児期のキャリア選択——ひいては性別分業のありかた——が説明できるかどうかをあきらかにする。

最後にこれらの分析にもとづいて、性別分業のない社会をめざす現実的な政策としてどういう方向がありえるかを論じる。

### 2 性別分業の動態

#### 2.1 生活時間の四分表分析

男女の家事/市場時間は表1のような四分表のかたちに見える。岡村 [5:93-94] にならって、性別分業が消滅した「完全平等」の状態をつぎのように定義しよう：

$$a = y = \frac{U}{2}, \quad x = b = \frac{P}{2}. \quad (1)$$

これは家事労働 ( $U$ ) も市場労働 ( $P$ ) も男女がそれぞれ半分ずつこなしている状態である。このときかならず  $F = M = T/2$  となり、総計の労働の負担も男女で等しい。

表 1 性別労働時間の四分表表記

	家事労働	市場労働	合計	
女性	$a$	$x$	$F$	$F = a + x,$ $U = a + y,$ $M = b + y,$ $P = b + x,$ $T = F + M = U + P = a + b + x + y$
男性	$y$	$b$	$M$	
合計	$U$	$P$	$T$	

「男は仕事、女は家庭」という性別分業が存在する場合、 $a$  や  $b$  が大きくなる一方で  $x$  や  $y$  が小さくなり、男女の実際の生活時間は式 (1) から乖離することになる。この乖離の度合はつぎの「不平等指数」 $d$  であらわせる [田中、4]

$$d = (a - y) + (b - x) = (a + b) - (x + y) = T - 2(x + y) \quad (2)$$

これは仕事・家事それぞれの領域での消費時間の男女差を合計した指数である。性別役割に則って使われた時間 ( $a + b$ ) と違反して使われた時間 ( $x + y$ ) との差をとっているといってもいい。もし男女がおなじ時間量の仕事・家事をするようになれば、この指数はゼロになる。男性の家事時間が女性よりも短く、仕事時間が女性よりも長くなるにしたがって、その時間分だけ指数が増大する。

この  $d$  の最大値はいくらか? 理論上は、全労働時間を性別役割にしたがって配分したとき  $d$  は最大値をとる。すべての仕事を男性に、すべての家事を女性に割り当ててしまえば、それ以上不平等指数はあがらない。こう考えれば、労働に関する不平等指数の理論的最大値は全労働時間  $T$  に等しい。

だが不平等指数にはもうひとつ実質的な制約がある。それはすべての仕事を男性に、すべての家事を女性に割り当てるといふ配分は現実にはむずかしいということだ。たとえば家電製品が普及し、家事を代替する市場サービスが拡大するなかで「男は仕事、女は家庭」という性別役割を忠実に守れば、女性のほうは男性の半分の労働時間ですむようなケースがでてくるはずだ。だがそんなあからさまな不平等社会は実際にはない。家事領域が縮小すれば女性の一日が家事労働だけではあまることになり、それともなって女性の仕事への進出がおこるのが常態である [瀬地山、6:69]。

表1の記号で数学的に表現すると、家事や仕事の総時間  $U$  や  $P$  が変動しても、それにあわせて男女それぞれの総労働時間  $M$  と  $F$  が変動することは期待できない、ということだ。 $M$  と  $F$  は常にバランスを保っていなければならないのであり、その枠内でだけ男女の労働時間が配分される。これは、性別生活時間の四分表では周辺分布が固定的である、と表現できる。固定的周辺分布のもとでできるだけ多くの家事を女性に、できるだけ多くの仕事を男性に配分した状態——クロス表分析でいう「最大関連」[安田+海野、8:20]——を本稿では「最大非対称」と呼ぶ [田中、2:21]。

固定的周辺分布のもとでも、たまたま周辺分布が  $F - U = M - P = 0$  であるようなケースでは、男性の家事時間  $y$  と女性の仕事時間  $x$  を両方ゼロにして、不平等指数 ( $d$ ) を理論的最大値  $T$  まで引き上げることができる。だがそううまくいかない場合は、最大非対称の状態にあっても  $|F - U|$  だけの労働が男性の家事か女性の仕事に流れ込んで  $x + y = |F - U|$  となる。これを式 (2) に代入すると、固定的

周辺分布の下での不平等指数の実質的上限がわかる。これを「非対称限度」と呼んで  $C$  であらわす：

$$C = T - 2|F - U| = T - 2|M - P|. \quad (3)$$

なお  $F - U = P - M$  なので、 $|F - U|$  と  $|M - P|$  は適当にいれかえて使ってい。

不平等指数  $d$  と非対称限度  $C$  との差

$$e = C - d = 2(x + y - |F - U|) \quad (4)$$

を「平等指数」と呼ぼう。平等指数を  $C$  で割って周辺分布の影響をのぞいたのが反性別分業型ライフスタイルの浸透度をあらわす「平等達成度」 $E$  になる<sup>1)</sup>：

$$E = \frac{C - d}{C} = \frac{2(x + y - |F - U|)}{T - 2|F - U|}. \quad (5)$$

平等達成度は最大非対称のときゼロ、完全平等のとき1をとる。変動幅が一定に標準化されているので、労働時間構成とは独立して存在する実質的な性別分業の強弱を測定しているとみなせる。

## 2.2 NHK「国民生活時間調査」：1970–1995

NHK 放送文化研究所「国民生活時間調査」のデータによって、性別分業の変動を推計しよう。1960年以降5年ごとにおこなわれてきた調査だが、1970年に調査方法の変更があったためそれ以前のデータとは比較がむずかしいので、1970年以降のデータだけを使う<sup>2)</sup>。以下の分析は個人単位のデータを集計した公表データブックによる数値である。男性・女性それぞれについての平均時間から上記の  $C$  や  $E$  を求め、それが日本社会の平均的な性別分業の実態をあらわしているとみなすことにする。なおこの調査の対象者は10才以上の日本国内居住の日本国民であるが、ここではそのうち20才以上(成人)のデータだけを使った。

「国民生活時間調査」では、その1日の行動を自由に書きこんだ記入用紙<sup>3)</sup>をもとに、あとで専門の担当者がコーディングをおこなう。「家事」としては、炊事、そうじ、洗たく、買い物・編み物、買い物、

1) 博士論文 [1: 14–27] では安田 [7] の議論をそのまま踏襲して開放性係数  $Y$  を算出した。 $E$  が男女の労働時間分布が完全に等しくなったとき1になるのに対して、 $Y$  は所与の周辺分布のもとでの無関連状態のとき1になるというちがいがあがるが、実際にはこれに起因するずれは小さいので、どちらを使っても分析結果はほとんどかわらない。

2) 調査は各年とも10月におこなわれている。1970–90年 [9] は対象者自身が用紙に自由に記入する自計式の調査。1995年調査では1970–90年の調査とおなじ方式による「アフターコード調査」と、あらかじめ用意されたコード表を使う「ブリコード調査」の2種類が同時におこなわれた [NHK, 10: 205]。本節で使う1995年調査のデータは、前者の「アフターコード調査」による。「アフターコード調査」の集計結果は三矢+吉田 [11] に一部公表されている。それ以外の集計結果はNHK放送文化研究所に直接問い合わせた(1998年9月25日と1999年10月5日の2回)。

3) 記入用紙には15分単位の目盛りが振ってあり、集計も15分単位でおこなわれる。15分単位の途中で行動の種類が変わった場合、確率的にどちらかに割り振られる。また複数の行動を同時におこなっていた場合はそのまま記録されるので、ひとり1日あたりの行動の合計が24時間をこえることがある。

表2 全員平均時間にみる性別分業の変動

20歳以上	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	474	28	240	326	502	566	1068	714	354	532	644	112	0.174
1975	435	27	226	318	462	544	1006	661	345	500	608	108	0.178
1980	439	29	223	316	468	539	1007	662	345	503	619	116	0.187
1985	460	26	222	311	486	533	1019	682	337	523	627	104	0.166
1990	446	33	228	285	479	513	992	674	318	470	602	132	0.219
1995	427	36	232	269	463	501	964	659	305	428	572	144	0.252
20代	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	476	24	238	320	500	558	1058	714	344	534	630	96	0.152
1975	422	23	229	307	445	536	981	651	330	477	569	92	0.162
1980	449	21	258	274	470	532	1002	707	295	444	528	84	0.159
1985	453	23	267	247	476	514	990	720	270	410	502	92	0.183
1990	450	23	310	183	473	493	966	760	206	300	392	92	0.235
1995	425	22	341	144	447	485	932	766	166	206	294	88	0.299
30代	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	519	23	242	378	542	620	1162	761	401	632	724	92	0.127
1975	490	27	211	385	517	596	1113	701	412	637	745	108	0.145
1980	500	23	212	377	523	589	1112	712	400	642	734	92	0.125
1985	528	21	217	381	549	598	1147	745	402	671	755	84	0.111
1990	543	25	208	374	568	582	1150	751	399	684	784	100	0.128
1995	524	30	199	356	554	555	1109	723	386	651	771	120	0.156
40代	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	506	24	298	319	530	617	1147	804	343	503	599	96	0.160
1975	482	23	291	305	505	596	1101	773	328	473	565	92	0.163
1980	497	20	281	312	517	593	1110	778	332	508	588	80	0.136
1985	534	18	279	314	552	593	1145	813	332	551	623	72	0.116
1990	522	21	285	296	543	581	1124	807	317	512	596	84	0.141
1995	518	24	274	283	542	557	1099	792	307	503	599	96	0.160
50代	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	480	31	274	294	511	568	1079	754	325	469	593	124	0.209
1975	451	24	258	300	475	558	1033	709	324	469	565	96	0.170
1980	443	29	236	310	472	546	1018	679	339	488	604	116	0.192
1985	476	26	228	318	502	546	1048	704	344	540	644	104	0.161
1990	488	26	251	286	514	537	1051	739	312	497	601	104	0.173
1995	483	24	247	287	507	534	1041	730	311	499	595	96	0.161
60代	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	396	56	171	320	452	491	943	567	376	489	713	224	0.314
1975	337	39	171	297	376	468	844	508	336	424	580	156	0.269
1980	298	59	134	312	357	446	803	432	371	417	653	236	0.361
1985	328	41	146	307	369	453	822	474	348	448	612	164	0.268
1990	310	59	147	292	369	439	808	457	351	396	632	236	0.373
1995	313	53	149	312	366	461	827	462	365	423	635	212	0.334
70歳以上	男 仕事(b)	家事(y)	女 仕事(x)	家事(a)	M	F	T	P	U	d	C	e	E
1970	218	39	93	241	257	334	591	311	280	327	483	156	0.323
1975	194	47	92	190	241	282	523	286	237	245	433	188	0.434
1980	163	66	73	218	229	291	520	236	284	242	506	264	0.522
1985	160	59	75	218	219	293	512	235	277	244	480	236	0.492
1990	145	73	65	229	218	294	512	210	302	236	496	260	0.524
1995	154	84	73	239	238	312	550	227	323	236	528	292	0.553

成人の平日の平均行動時間(分)

NHK放送文化研究所「国民生活時間調査」

子供の世話、病人や老人の世話、家庭雑事がふくまれる。また「仕事」として、「何らかの収入(報酬)を得る行動」がふくまれる<sup>4)</sup>。これらをそれぞれ家事労働・市場労働に該当するものとみなす。

### 2.3 全員平均時間に見る性別分業の変動

計算結果を表2に示す。ここで使っている数値は、当該の行動をまったくしなかった人をふくめて計算した平均時間で、「全員平均時間」といわれるものだ。対象としているのは、20才以上(成人)の男女の平日(月～金曜)のデータ、およびそれを年層別に集計しなおしたものである。

20才以上についてみると、平等達成度  $E$  は1990年代にはいって上昇しているように見える。だがこれを年層別に分解してみると、30～50代ではほとんど変化がないことがわかる。20代の若年層と60才以上の高年齢層では男女平等なライフスタイルがすこしは普及しつつあるといえるが、中年層においてはそうではない。

### 3 女性のフルタイム継続率

若年期(おそらくは結婚前)には性別分業の弱まりが観察できるのに、中年期に入るとそのようなトレンドはなく、性別分業は非常に強いまま維持されていることがわかった。この結果は、20代後半から30代にかけてのキャリア選択の重要性を示唆している。

そこで、結婚・育児期の女性のフルタイム継続率を分析してみよう。ここでは「社会階層と社会移動」(SSM)調査のデータを使う<sup>5)</sup>。1985年(第4回)調査の女性票と、1995年(第5回)調査のA票の女性データである。調査の詳細は表3のとおり。

表3 SSM調査の概要

	1985年調査女性票	1995年調査A票女性サンプル
調査時期	1985年11月～1986年2月	1995年10月～1995年11月
母集団	1915年11月1日～1965年10月31日生(調査当時20-69才)の女性有権者	1925年1月1日～1974年12月31日生(調査当時20-70才)の女性有権者
標本	層化2段抽出法で、全国300地点から2,171人を抽出	層化2段抽出法で、全国336地点から2,016人を抽出
調査法	訪問面接法	訪問面接法
有効票	1,474(回収率67.9%)	1,405(回収率69.7%)

岡本ほか [12], [13]。

コーホートは、調査時の年齢によって、20代～60代の5つにわけ<sup>6)</sup>。職業として使うのは表4右列の7つのカテゴリーだが、表4左列の4つのカテゴリーのようにまとめて分析する<sup>7)</sup>。

ライフステージとしては、つぎの3つを区別する。

4) 本稿では通勤時間は分析にふくめていない。通勤と仕事の合計を市場労働としても分析結果はほとんどかわらない [田中, 1:17-22]。

5) データの使用と結果の公表にあたり、1995SSM研究会の許可を得た。

6) 調査時20代の標本の中には学生(85年調査で16人、95年調査で9人:全員未婚・無子)がいるが、これらの標本はのぞいて分析する。

7) 95年調査では従業上の地位の選択肢に「派遣社員」が追加されているが、これは「臨時雇用、パート、アルバイト」と

表 4 職業カテゴリーの設定

フルタイム	常時雇用されている一般従業者
パートタイム	臨時雇用, パート, アルバイト 内職
無職	無職
自営	自営業主, 経営者 (重役) 役員 家族従業者 農林的職業

注 (7) 参照。

未婚期 結婚前<sup>8)</sup>の初職。就業経験がない人や結婚後に初職についた人は「無職」とする。

育児期 末子誕生時点<sup>9)</sup>。子供数が最多でかつ0才児がいる、育児負担がいちばん重いステージ。

育児終了後 末子が13才、すなわち子供全員が中学生以上になった時点。

「フルタイム継続率」は、未婚期にフルタイムの職についていた人のなかで育児期にフルタイム雇用に残っている人の割合をあらわすものである。まず、結婚・出産経験があつて、結婚前の職業が「常時雇用されている一般従業者」であった者だけを対象とする。そこから、いちばん末の子供が生まれた時点で農林業・家族従業・自営業に移動していた者をのぞく。残った有効な標本のうち、末の子供が生まれたとき「常時雇用されている一般従業者」だったものをフルタイム継続者とみなしてその比率をとると、それがフルタイム継続率となる。

このフルタイム継続率をコーホート別に算出した結果が表7である。85年調査の20代コーホート(1955-65年生)で値が27.1%とちょっと高いが、このコーホートの有効標本数が小さいので標本誤差の範囲内である；またおなじコーホートの10年後のデータでは、それ以前のコーホートとそれほど大きな差はない。95年調査の20代コーホート(1965-75年生)では今度は12.8%と値が低い、これもやはり有効標本数が小さいので統計的に有意なちがいはない。これらのコーホートでは結婚・出産の経験者が3割程度とすくない。このためこのコーホートの数値は若くして結婚・出産を経験した人にかたよっていることになる<sup>10)</sup>。

併合した。未婚期 育児期の移動(表6)としては、派遣社員から無職への移動者が3人、常時雇用されている一般従業者から派遣社員への移動者が1人、初職が派遣社員で調査当時未婚の者が2人いるだけなので、影響はほとんどない。

8) 初子誕生 初職 結婚の順でイベントを経験した標本は「無職」とした。初子誕生の時点を求めるには、末子の場合(注9)とおなじ方法によった。なおSSM調査では、結婚経験のある者にしか子供に関する質問をおこなっていない。

9) 85年調査では子供が生まれたときに回答者が何才だったかを調べているのに対し、95年調査では調査時点での子供年齢を調べている(どちらも満年齢)。後者については調査時点での本人満年齢からこれを引いて末子誕生時本人年齢を求めることにした。ただしこれでは最大1年の誤差が生じてしまうので、こうして求めた年齢が結婚年齢と一致せず、かつ本人が5~10月生である場合は、さらに1を引いた。実査は10月下旬から11月上旬にかけておこなわれているから、この操作で誤差がかなり減るはずである。

10) より新しいデータの分析として大沢+鈴木[14:51]による家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の分析がある。そこでは1993-1996年の間に出産を経験した女性の常勤の雇用率を計算して、ほぼ20%前後と推定している。本稿のデータと同様の結果であり、1990年代中頃まではフルタイム継続率に変化はなかったことが裏付けられる。

表 5 結婚前 末子誕生年の移動の詳細 (85 SSM)

結婚前 初職	末子誕生年							未 婚	無 子	無 答
	1	2	3	4	5	6	7			
60代 (1915-25年生; N=199)										
1: 常時雇用されている一般従業者	9	1	2	31	1	4	11	4	4	4
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	0	0	2	0	0	1	0	0	0
3: 内職	0	0	0	2	0	0	0	1	0	0
4: 無職	3	2	1	37	2	5	4	0	2	1
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	1	0	0	6	0	0	2	2	0	1
6: 家族従業者	0	0	0	4	0	0	0	1	0	1
7: 農林の職業	1	0	0	4	0	3	25	0	0	3
無回答	1	0	0	1	0	0	1	0	0	8
50代 (1925-35年生; N=336)										
1: 常時雇用されている一般従業者	20	1	2	76	3	5	5	4	12	6
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	2	0	3	0	0	2	1	0	0
3: 内職	1	0	4	1	0	0	0	0	0	0
4: 無職	5	0	0	59	3	5	11	1	8	4
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	1	3	0	0	0	1	0	1
6: 家族従業者	0	1	0	8	0	5	2	0	2	0
7: 農林の職業	2	0	1	10	1	1	38	2	1	1
無回答	0	0	0	3	0	2	0	0	1	5
40代 (1935-45年生; N=326)										
1: 常時雇用されている一般従業者	28	5	10	125	10	8	4	4	7	8
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	2	1	8	0	1	1	1	1	0
3: 内職	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0
4: 無職	3	1	1	40	2	8	4	1	1	0
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	3	0	1	0	1	0	0
6: 家族従業者	0	0	0	2	2	4	0	0	1	0
7: 農林の職業	0	1	0	7	0	3	4	0	0	0
無回答	1	1	0	2	1	0	1	0	1	3
30代 (1945-55年生; N=368)										
1: 常時雇用されている一般従業者	48	10	12	171	5	16	7	14	11	5
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	1	2	0	2	0	1	0	1	1	0
3: 内職	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0
4: 無職	2	1	0	20	1	0	1	0	2	1
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0
6: 家族従業者	0	0	0	2	0	6	1	2	1	0
7: 農林の職業	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0
無回答	1	0	0	4	0	2	1	0	2	3
20代 (1955-65年生; N=245) 調査時学生 16人 (全員未婚で職業経験なし) をふくむ										
1: 常時雇用されている一般従業者	19	3	0	48	1	2	1	102	11	3
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	1	0	1	0	0	0	11	1	0
3: 内職	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4: 無職	0	0	0	5	0	0	1	18	3	1
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0
6: 家族従業者	0	0	0	1	0	0	0	2	0	0
7: 農林の職業	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0
無回答	0	0	0	0	0	0	0	1	2	0

合計 1,474人。

表 6 結婚前 未子誕生年の移動の詳細 (95 SSM)

結婚前 初職	未子誕生年							未 婚	無 子	無 答
	1	2	3	4	5	6	7			
60代 (1925-35年生; N=264)										
1: 常時雇用されている一般従業者	19	3	0	66	3	13	7	6	8	8
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	0	0	8	0	1	1	1	0	2
3: 内職	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
4: 無職	1	0	0	48	0	5	7	0	3	1
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
6: 家族従業者	0	0	0	2	0	5	0	1	1	0
7: 農林の職業	0	1	0	8	0	1	20	0	2	2
無回答	1	0	0	1	0	0	0	0	0	6
50代 (1935-45年生; N=305)										
1: 常時雇用されている一般従業者	29	11	3	83	9	11	7	5	9	19
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	2	1	0	11	0	3	0	1	0	1
3: 内職	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0
4: 無職	2	3	0	36	0	5	0	1	2	0
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	3	1	0	0	0	0	0
6: 家族従業者	2	0	0	9	1	6	0	1	0	1
7: 農林の職業	1	1	0	1	0	0	13	0	1	1
無回答	0	0	0	1	0	0	0	0	0	5
40代 (1945-55年生; N=367)										
1: 常時雇用されている一般従業者	48	13	4	159	7	21	2	12	16	22
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	1	1	0	9	0	0	1	2	2	0
3: 内職	0	0	0	3	0	0	0	0	0	0
4: 無職	1	1	0	18	1	1	1	1	0	1
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1
6: 家族従業者	0	1	0	2	2	1	0	1	2	0
7: 農林の職業	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
無回答	0	0	0	1	0	1	0	0	1	2
30代 (1955-65年生; N=277)										
1: 常時雇用されている一般従業者	42	8	2	115	1	10	5	20	15	6
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	2	3	0	9	0	1	0	2	4	1
3: 内職	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4: 無職	2	1	0	11	2	2	0	0	1	0
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0
6: 家族従業者	0	0	0	2	0	3	0	0	0	0
7: 農林の職業	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0
無回答	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
20代 (1965-75年生; N=192) 調査時学生9人 (全員未婚で職業経験なし) をふくむ										
1: 常時雇用されている一般従業者	6	4	0	37	0	3	0	75	19	1
2: 臨時雇用, パート, アルバイト	0	0	0	9	0	0	0	14	1	1
3: 内職	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4: 無職	1	0	0	1	0	0	0	13	1	0
5: 自営業主, 経営者 (重役) 役員	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
6: 家族従業者	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0
7: 農林の職業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
無回答	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2

合計 1,405 人。



表 7 コーホート別フルタイム継続率

出生年	85 SSM	95 SSM
1915-25	20.9 ( 43)	
1925-35	20.2 ( 99)	21.6 ( 88)
1935-45	16.7 (168)	23.0 (126)
1945-55	19.9 (241)	21.4 (224)
1955-65	27.1 ( 70)	25.1 (167)
1965-75		12.8 ( 47)
合計	20.0 (621)	22.1 (652)
Cramer's V (df)	.075 <sup>ns</sup> (4)	.072 <sup>ns</sup> (4)

% (N)。ns: 10%水準で非有意。

これらの若いコーホートをのぞいてしまえば、フルタイム継続率は20%程度でほぼ一定している。どのコーホートでも、結婚前にフルタイム職に就いていた女性が育児期に継続している率は2割程度なのであり、この率は昔も今も変わっていない。

#### 4 育児シフトにともなう機会費用の男女比較

これまでのところ、性別分業は強固に維持されてきたことがわかった。だが変動のきざしはみえないのか。より潜在的なところで性別分業を支える労働市場構造に焦点をしばって検討しよう。

##### 4.1 キャリア選択と機会費用

現代社会では、家事が大幅に省力化・外部化された結果、家事労働の領域はかなり縮小してきた。このことが家事を優先しながら家庭外で働く可能性を高めてきた。ところが育児に関しては例外的に省力化・外部化がたいして進まず、大きな負担を要する領域でありつづけてきた。このため育児期というステージにおいては、それ以外のライフステージとはちがった労働配分が必要になる。育児期に起きる労働力配分の変更を「育児シフト」とよぶことにしよう。

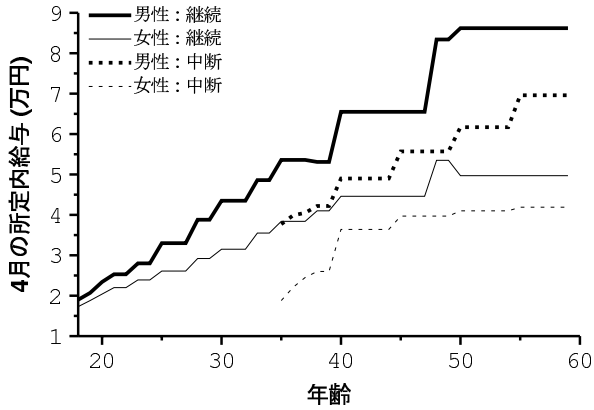
現代社会において家事を引き受けることの機会費用を決定付けるのは、この育児シフトを終えて労働市場に復帰して以降の労働条件が悪化することによる損失である [経済企画庁、15: 51-54]。

##### 4.2 計算方法

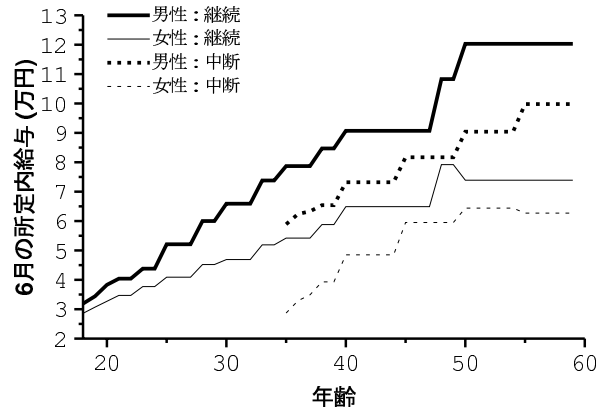
育児シフトを引き受けることの機会費用はどう変化してきたのか。『平成9年版 国民生活白書』[15: 51-54] をもとに、つぎの方法で計算しよう。

- データは労働省「賃金構造基本統計調査」により、所定内給与だけを考慮する
- 学歴は高卒（旧制の年齢層では中学校など卒をふくむ）とする
- 「継続」の場合、18才から定年までおなじ企業に勤めつづける
- 「中断」の場合、25才で退職して10年間無職、35才で再就職して定年までその企業に勤める

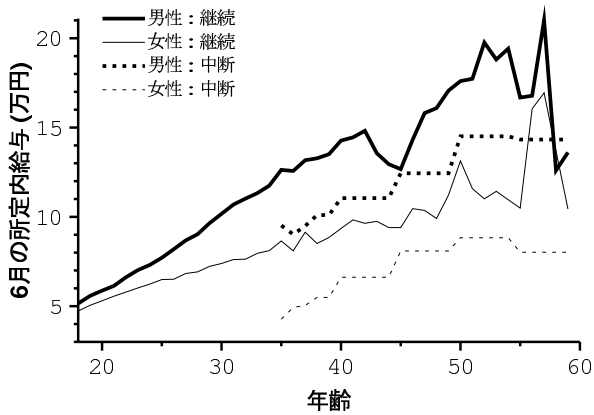
高卒に限定するのは、昔から今まで比較可能なだけのデータをとれる学歴層は高卒以外にないからだ。



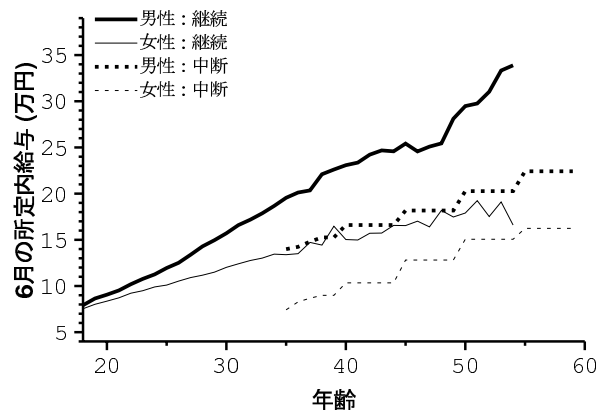
(a) 1967年



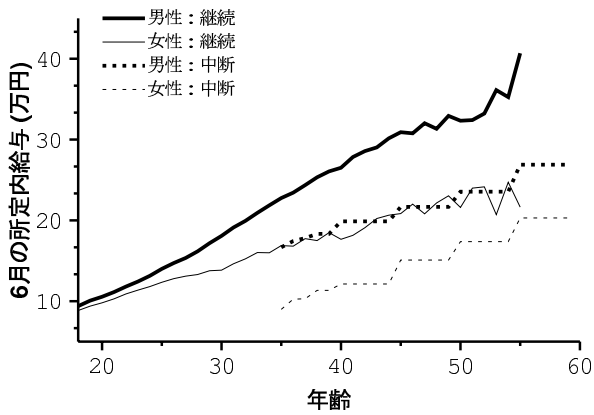
(b) 1970年



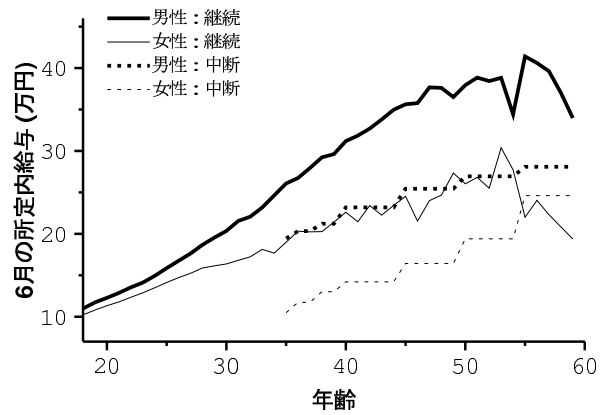
(c) 1973年



(d) 1976年

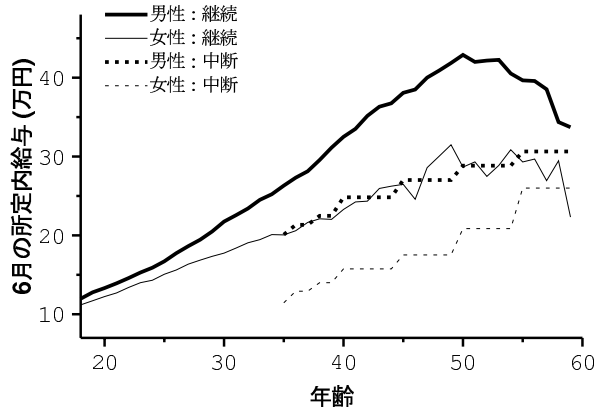


(e) 1979年

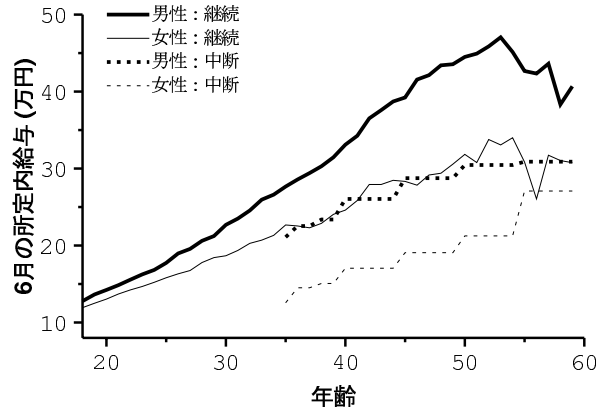


(f) 1982年

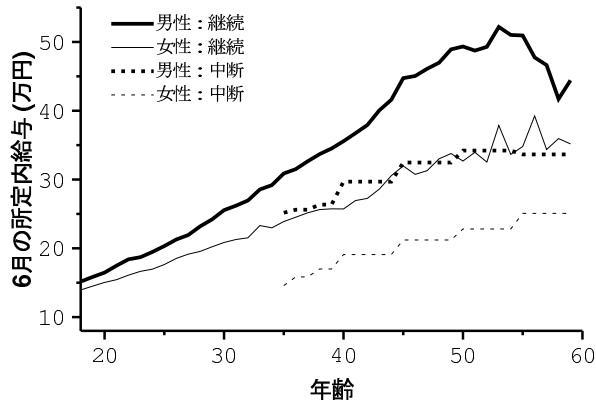
図1 年齢賃金カーブの男女差の変化: 高卒



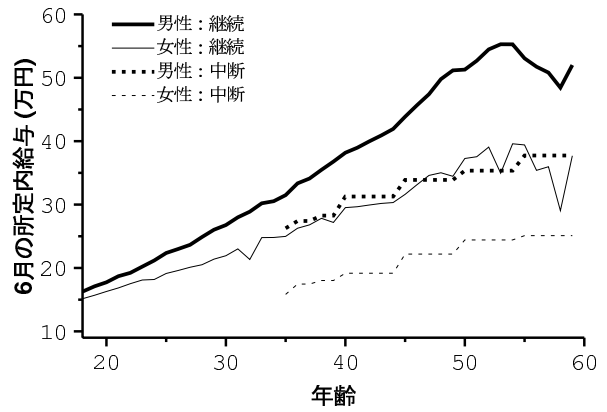
(g) 1985年



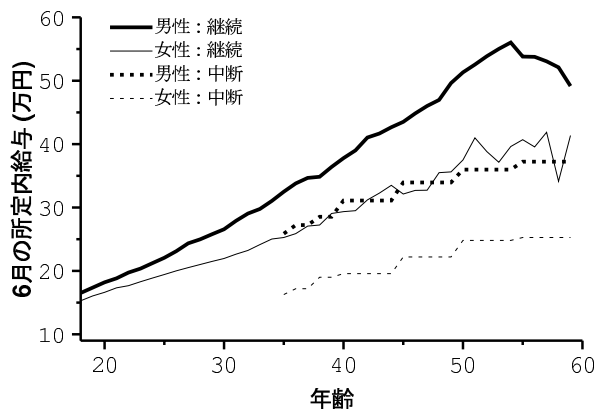
(h) 1988年



(i) 1991年



(j) 1994年



(k) 1997年

原データ：賃金構造基本統計調査 [16] [17]。  
 1973年まではサービス業をふくまない。  
 1991年までは旧制中学校等卒をふくむ。1970年までの女性データは高卒（旧制中学卒）以上。  
 注 (13) 参照。

図 1 年齢賃金カーブの男女差の変化: 高卒 (つづき)

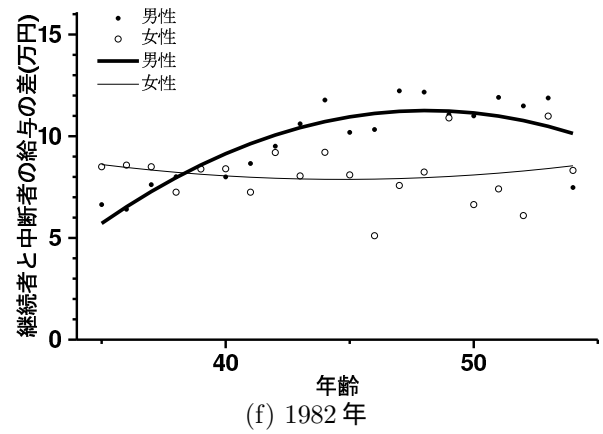
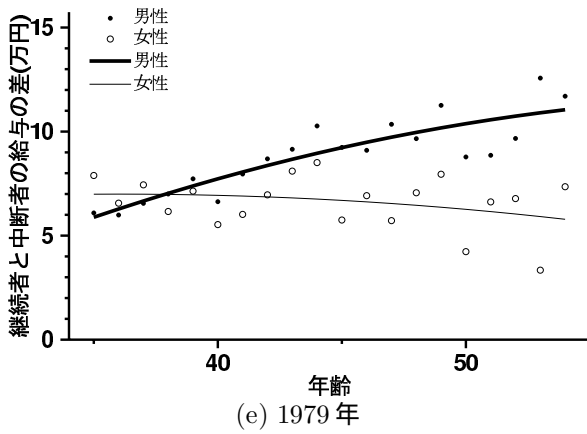
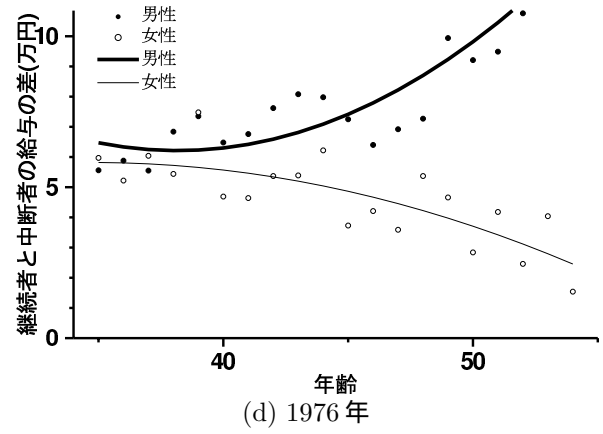
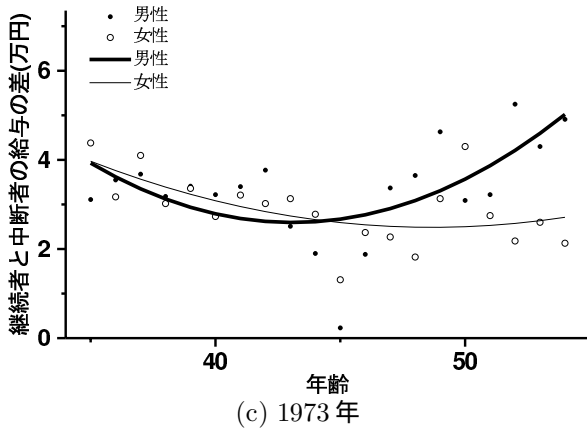
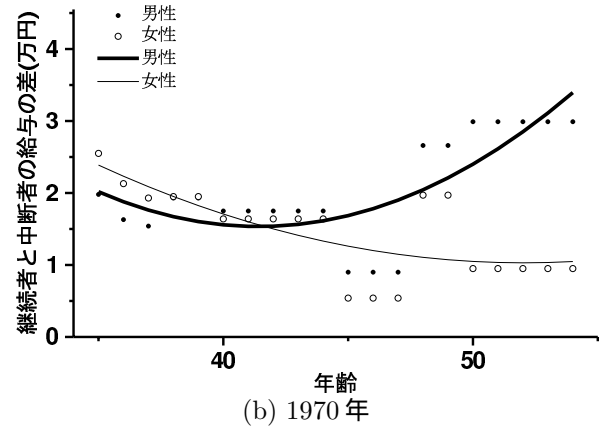
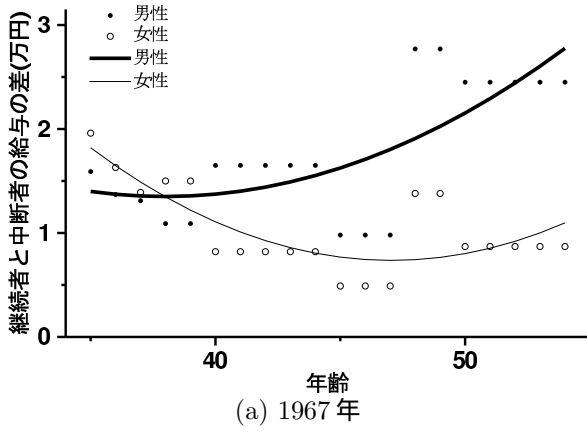
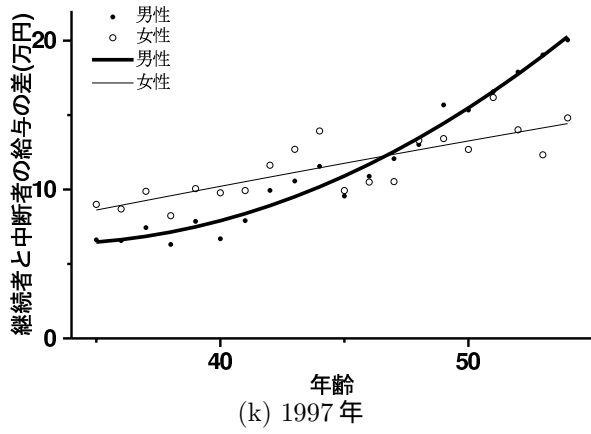
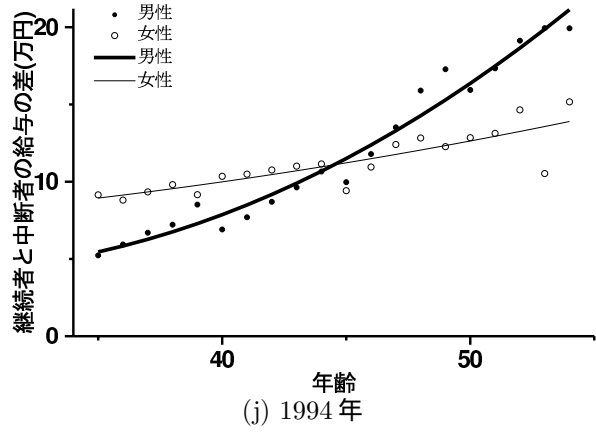
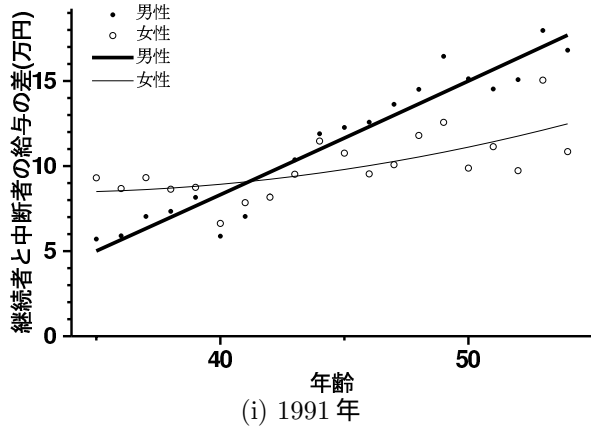
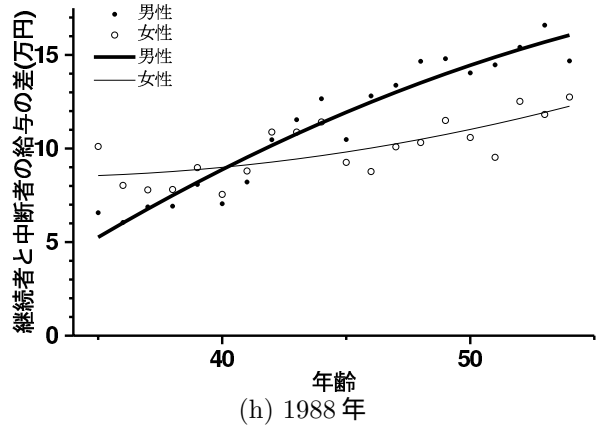
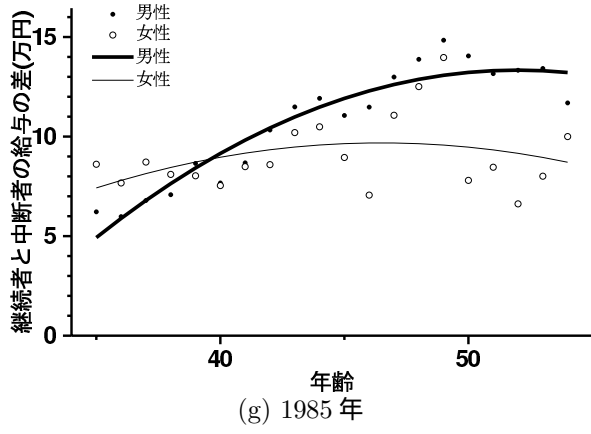


図 2 損失額の男女比較: 高卒



黒丸・白丸は実測値、実線は2次の回帰曲線。  
 原データ：賃金構造基本統計調査。  
 式(6)、図1参照。

図2 損失額の男女比較: 高卒(つづき)

『国民生活白書』では所定内給与のほか、賃金構造基本統計調査から推計した「年間賞与その他特別給与額」と、日本経営者団体連盟「退職金・年金実態調査」から算定した退職金額を加えていた<sup>11)</sup>。これらの情報は古い年次について得るのがむずかしいため、所定内給与だけに限ることにした。賞与や退職金も基本的には所定内給与に比例して決まるから、あまり大きい差にはならないはずである<sup>12)</sup>。

継続者と中断者の男女それぞれの賃金カーブを図1に示す。中断者の賃金カーブは5才刻みの年齢-勤続年数階級のデータを使っているため、滑らかなラインにはならない。標準労働者も、1967年と1970年についてはおなじである。また高い年齢になると標準労働者のサンプル数がすくなくなる<sup>13)</sup> ために年齢ごとの誤差変動が大きく、ジグザクの線になってしまっているが、そうしたこまかい変動にはこだわらずに全体的な傾向を見ていただきたい。

図1における継続者と中断者の賃金の差が、育児シフトにともなう損失額にあたる。年齢が  $k$  才のときの継続者の給与を  $f_1(k)$  とあらわす。また  $k$  才の中断者の給与を先と同様に  $f_2(k)$  とあらわす。いま求めたいのは継続者と中断者の給与の差すなわち

$$f_1(k) - f_2(k) \quad (6)$$

である。ただし育児シフト以前の期間  $18 \leq k < 25$  では中断者も継続者も給与はおなじで  $f_1(k) = f_2(k)$  だから、この期間内の給与の差は常にゼロである。また育児シフトの期間内  $25 \leq k < 35$  は無職なので給与なし  $f_2(k) = 0$  であり、したがってこの期間については図1の継続者の給与を見ればよい。ここで計算しておく必要があるのは、育児シフトが終わって再就職した35才以降の時期だけである。

35才以降について、式(6)にしたがって継続者と中断者の給与の差を求めた(図2)。男性の損失額は、基本的には年齢にしたがって上昇する曲線を描く。ただし1976年までは、40才前半ごろまでは平坦かやや低下傾向のグラフになっていた。年齢にしたがって上昇する曲線がはっきり出てくるのは1980年代に入ってからのことである。一方、女性の損失額カーブは、1976年までは年齢とともに下降する傾向を示していた。1979年にはグラフはほぼ平坦になり、それ以降は年齢とともにゆるやかに上昇する曲線となる。それとともに、男性のカーブに比較して、相対的にカーブ全体が上方に移動している。

かつては男性の右上がり損失額カーブに対して、女性の損失額は右下がりのカーブを描いており、後期になるほど女性と男性の差がひろがっていく構造になっていた。だが1980年代に入ると女性のカーブは男性のそれに接近して、似たかたちになってきている。

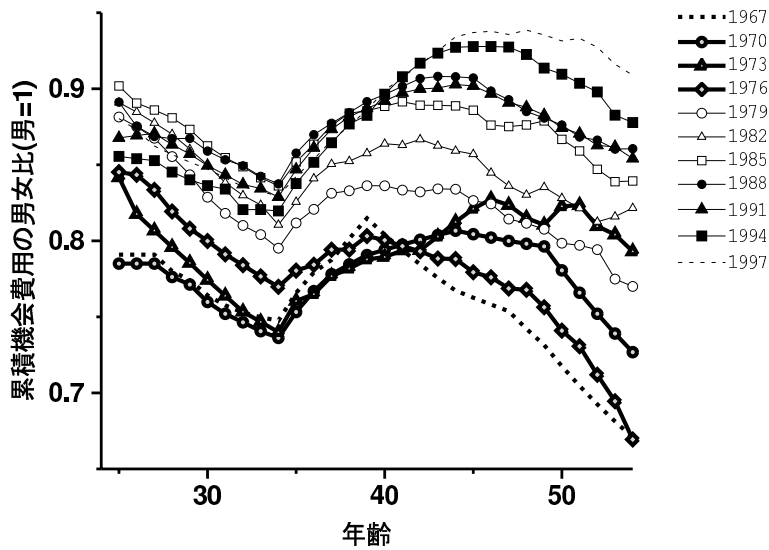
### 4.3 累積損失額の男女差

ではいよいよ累積で見たときの損失額を計算しよう。先と同様に継続者と中断者の  $k$  才のときの給与をそれぞれ  $f_1(k)$  と  $f_2(k)$  とする。  $a$  才までの累積の損失額は  $\sum_{k=18}^a (f_1(k) - f_2(k))$  である。先に述べ

11) 超過労働手当(所定外給与)は『国民生活白書』の試算にもふくまれていない。

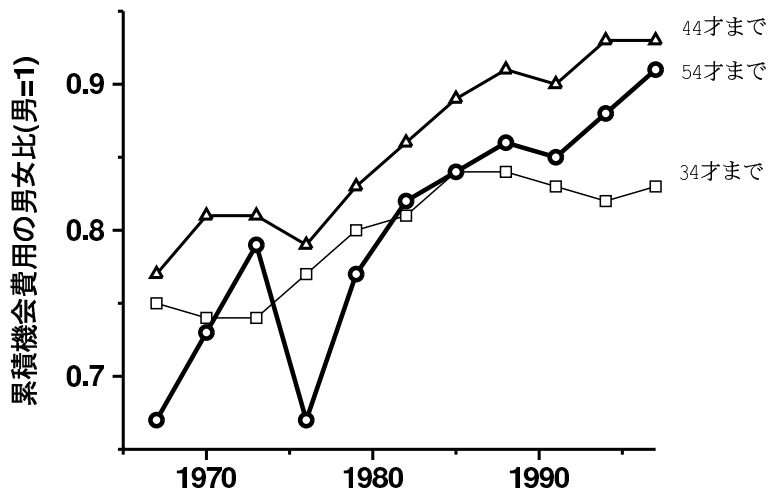
12) 1985年以降については、前年の賞与を考慮した分析もおこなった。所定内給与だけの分析結果と大きなちがいはなかったけれども、くわしく見れば、1985年、1988年には男女の機会費用の比が接近し、1990年代に入ると逆に拡大する傾向がみられた。好況時と不況時のちがいがあらわれているのではないかと思う。

13) 1973年の54才と58才、1982年の58才の3箇所、サンプル数の不足のために女性標準労働者の数値が得られない。これらについては、前後の年齢の給与の真ん中の値をとった。



原データ：賃金構造基本統計調査。式 (7), 図 2 参照。

図 3 累積損失額の男女比: 高卒



原データ：賃金構造基本統計調査。図 3 参照。

図 4 34, 44, 54 才時の累積損失額の男女比: 高卒

たとおり  $18 \leq k < 25$  の範囲では損失額は常にゼロなので、25 才以降についてだけ考えればよい。また  $25 \leq k < 35$  の範囲では損失額は  $f_1(k)$  に等しい。したがって  $a$  才までの累積損失額は

$$\sum_{k=25}^a f_1(k) \quad (25 \leq a < 35 \text{ のとき}) \tag{7}$$

$$\sum_{k=25}^{34} f_1(k) + \sum_{k=35}^a (f_1(k) - f_2(k)) = \sum_{k=25}^a f_1(k) - \sum_{k=35}^a f_2(k) \quad (35 \leq a \text{ のとき})$$

となる。こうして求めた累積損失額の男女比をとったグラフが図3, わかりやすくするために34, 44, 54才のところで断面図をとったのが図4である。

1970年代には34才までのところで男女差が縮小していたけれども、これは1980年代中頃には0.8をこえたところで頭打ちとなり、それ以降は縮小していない。1970年代後半になると、育児シフト終了後にあたる「44才まで」「54才まで」の累積損失額の男女差が縮小しはじめる。これは図2でみたように、男女のカーブが似た形状になり、接近してきたためである。バブル経済崩壊後の1990年代初頭に一度すこし落ち込んだほかは、一貫して機会費用の男女差は縮まってきたといえるだろう。1997年には、女性の54才までの累積損失額は男性のほぼ9割の水準になっている。

## 5 結論と提言

### 5.1 性別分業はなぜゆるがないのか

分析結果は、男性と女性の機会費用の格差は1980年代以降縮小してきたことを示している。かつては男性よりも女性のほうがキャリア中断の機会費用が低かったため、妻が育児シフトを負担するほうが経済合理的であった。しかし現在では、女性のキャリア中断の機会費用は男性のそれとかなり接近してきたため、この条件は成立しなくなっている。夫が育児シフトを負担することが経済的に有利であるような夫婦が、近年急速に増加していることが推測できる。

人々が合理的に選択をしているなら、性別分業に反したライフスタイルをとる夫婦が急増しているはずだ。ところが現実にはそのような兆候はみられない。なぜこのようなことになるのだろうか？

問題を整理して考えよう。未婚の男性または女性が、結婚するかどうかの判断を迫られたとする。この人の前にある選択肢は、大雑把にいつつぎの4つである：

- Male-breadwinner (MalWin) 型家族形成...女性が職業キャリアを中断して家事を主に負担する
- Female-breadwinner (FemWin) 型家族形成...男性が職業キャリアを中断して家事を主に負担する
- Dual-career (DuCar) 型家族形成...男女ともに職業キャリアを継続し、家事を等分する
- 結婚しない (Single)

私たちがみてきたのは、ひとつめのMalWin型の選択で得られる利得が減少してきたということだった。順当にいけば、MalWin型の選択が減少し、それ以外の3つの選択が増大するはずだ。だが実際にはそうはなっていない。実際の現象としてみられるのは4つめのSingleが増加しているということだけであり、FemWinやDuCarが増加している気配はない。

DuCarが増加しないのは、日本の長い市場労働時間と貧弱な育児支援体制の下ではフルタイムの仕事と家庭を両立するのが困難だということで説明できるかもしれない。大沢+鈴木 [14: 51] は、かつては女性の就業継続に大きな効果を持っていた同居親からの援助が、近年ではほとんど機能していないと論じている。もしこれが正しいとすれば、これまでDuCar型夫婦を支えてきたサポート資源が減少しているということであり、DuCar型の選択はますます困難になっているはずだ。

FemWinにはこのような説明はあてはまらない。前節でみたとおり、経済的な点からはFemWinもMalWinも大差なくなってきた。もはや性別にこだわる時代ではなく、それぞれのカップルの状況に応じて合理的なように選択すればいいはずだ。でも実際にはそのような選択はなされていないのである。



おそらく FemWin はそもそも人々に「選択肢」として認知されていないのではないだろうか。たとえば女性について「理想のライフコース」(就業継続型・中断型・専業主婦型……)をたずねる社会調査は数多くあるが、男性についてそんな質問をした例はきいたことがない。これは単に調査主体側にそうした関心がなかったからというだけではなく、そのような質問にはリアリティがなく、調査対象者が理解してくれない [18: 153] という判断がはたらいていないだろう。現代の女性の多くは、進学・就職・結婚などに際して、仕事と家庭が両立可能かどうか、可能でないとしたらどちらを優先するか、その場合の長期的な利得はどうなるのか、といったことを真剣に考えてベストの選択をしようとする。だがおなじことを真剣に考える男性はあまりいなさそうである。

## 5.2 3種混合型男女共同参画社会へ

このことは政策上の議論にも影響をあたえているように思う。1999年に「男女共同参画社会基本法」ができて、性別分業の撤廃に向けた施策が立案されているが、そこで目指されている社会は、男女両方がフルタイムの職業と家庭を両立できる社会ということであり、中心的な課題として労働時間の短縮と育児支援があげられている [総理府、19]。DuCar 型の選択を後押ししようというのが政策の中心的な発想になっていて、FemWin 型はまったく念頭にない。

しかし実際には、DuCar 型の夫婦をどんどん増やして性別分業をなくそうというのは非現実的である。現在掲げられている目標(年間1800労働時間と育児の完全な支援)を達成するだけでも大変だと思うが、万難を排して目標を達成したとしても、それで仕事と家庭を両立できるようになるのは一部の人だけにすぎないからである [田中、3]。DuCar 型の夫婦が圧倒的多数を占めるような社会をつくるのはむずかしいのであり、仕事と家庭のどちらかを選ばなければならないような人々が一定の割合で残ることを前提に考えるほうが現実的だと思う。

労働時間の短縮や育児支援制度の充実によって、子供のいる夫婦の50%が DuCar で占められるようになったとしよう。それでも残りの50%の夫婦では、だれかがキャリアを中断して家事を優先的に担う必要がある。男女平等な社会になるためには、夫が中断する確率と妻が中断する確率が等しくないといけない。すなわち子供のいる夫婦のうち50%が DuCar, 25%が FemWin, 25%が MalWin となって、3種のライフスタイルがバランスよく共存する状態が、現実的な男女共同参画社会の姿である。

具体的な課題としては、とにかくまず FemWin に関する情報を増やすことが必要である。FemWin が経済合理的な選択なら、いままで隠蔽されてきた選択肢が見えるようになるだけで、状況は一変するかもしれない。性別にこだわらずに合理的にキャリア選択したいと考える夫婦にとっても、現状では男性のキャリア選択に関する情報量が乏しいため、判断そのものが困難だろう。FemWin 型の選択を真剣に考える人に対してじゅうぶんな情報を提供する仕組みをつくる必要がある。

## 文献

- [1] 田中 重人、1999『性別分業の分析：その実態と変容の条件』(博士論文)大阪大学人間科学研究科、関西学院大学出版会 学位論文データベース。(WWW版) <http://risya3.hus.osaka-u.ac.jp/shigeto/phd/>。
- [2] 田中 重人、1999「The rational household theory examined」『理論と方法』14: 19-34、ISSN 0913-1442。
- [3] 田中 重人、2000.7.15「Practicable gender-equal societies: 男女共同参画社会の真実」(口頭発表資料) 関西数理社会学研究会(大阪大学人間科学部)。(WWW版) <http://risya3.hus.osaka-u.ac.jp/shigeto/00z.html>。

- [4] 田中 重人、2000.11.7 「生活時間の男女差の国際比較」(『年報人間科学』投稿中)。
- [5] 岡村 清子、1996 「主婦の就労と性別役割分業」編= 野々山 久也 + 袖井 孝子 + 篠崎 正美 『いま家族に何が起こっているのか』ミネルヴァ書房、p. 91-117、ISBN 4-623-02627-2。
- [6] 瀬地山 角、1996 『東アジアの家父長制：ジェンダーの比較社会学』勁草書房、ISBN 4-326-65194-6。
- [7] 安田 三郎、1971 『社会移動の研究』東京大学出版会、ISBN 4-13-050035-X。
- [8] 安田 三郎 + 海野 道郎、1977 『社会統計学 改訂2版』丸善、ISBN 4-621-02229-6。
- [9] NHK 放送文化研究所、1991 『1990年度 国民生活時間調査 全国 時間量編』日本放送出版協会、ISBN 4-14-009168-1。
- [10] NHK 放送文化研究所、1996 『日本人の生活時間・1995』日本放送出版協会、ISBN 4-14-009273-4。
- [11] 三矢 恵子 + 吉田 理恵、1997 「生活時間の時系列変化：1970～1995年の国民生活時間調査の時系列分析」『NHK 放送文化調査研究年報』42: 155-193, 235-236、ISSN 0910-1594。
- [12] 編= 岡本 英雄 + 直井 道子、1990 『現代日本の階層構造4』東京大学出版会、ISBN 4-13-055084-5。
- [13] 2000 『日本の階層システム』(全6巻) 東京大学出版会。
- [14] 大沢 真知子 + 鈴木 春子、2000 「女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析」『季刊家計経済研究』48: 45-53、ISSN 0914-4609。
- [15] 経済企画庁、1997 『平成9年版 国民生活白書』大蔵省印刷局、ISBN 4-17-190472-2。
- [16] 労働省、1966, 1968 『賃金構造基本統計調査報告』。
- [17] 労働省、1970-1999 『賃金センサス：賃金構造基本統計調査』。
- [18] 直井 道子、1998 「調査票をどうつくるか」編= 森岡 清志 『ガイドブック社会調査』日本評論社。
- [19] 総理府、2000 『平成12年版 男女共同参画白書』大蔵省 印刷局、ISBN 4-17-259012-8。

#### 文献補遺

- [20] 編= 矢野 眞和、1995 『生活時間の社会学：社会の時間・個人の時間』東京大学出版会、ISBN 4-13-051107-6。
- [21] 樋口 恵子、1985 「主婦という名の「座権」」『世界』478 (8月): 24-27。
- [22] Jacob Mincer + Solomon Polacheck、1974 「Family investments in human capital: earnings of women」『*Journal of political economy*』82: S76-S108、。
- [23] 石川 経夫 + 出島 敬久、1994 「労働市場の二重構造」編= 石川 経夫 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会、p. 169-209。
- [24] 中田 喜文、1997 「日本における男女賃金格差の要因分析：同一職種に就く男女労働者間に賃金格差は存在するのか?」編= 中馬 宏之 (ほか) 『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会、p. 173-199。
- [25] Senda Yukiko + Ouchi Akiko、2000.7.21 「Career development of female employee」(on CD-ROM), 国際シンポジウム “Human resources and work life in the 21st century” (神戸)、日本労務学会。