

働き方の多様性と労働時間分布の要因分解: 短期・長期のファクト・ファインディングスと MCMC 法の一応用*

早見 均

2006 年 1 月

概要

この分析の目的は公表データで得られるかぎりの詳細な分類にもとづいて労働時間の要因分解を行うことである。それによって集計された労働時間の変化が雇用者の属性分布の変化によってどこまで説明されるのか、決着をつけるための情報を提供することである。そのために要因分解の公式を導出して、階級値の推定に MCMC 法をもちいたことが方法論的な興味である。労働時間の二極分化といわれているけれども、短期・長期とも性・産業間の労働時間の格差が拡大したことがマクロの労働時間にあたえた寄与が大きくなっている。これに対して雇用者属性別の労働時間は依然として大きな寄与をしているもの、その相対的な大きさは低下している。長期的 (1982-2002 年) では雇用者各属性ごとの週労働時間の減少が最大の効果をもち、ついで就業の規則性の変化がもっとも大きなマイナス効果となっている。産業構造の変化は逆に就業日数を延長する寄与をもたらしている。

*この論文は (財) 社会経済生産性本部「ワークシェアリング研究会」2005 年 5 月での報告をもとに作成したものである。

1 はじめに

この分析の目的は公表データで得られるかぎりの詳細な分類にもとづいて労働時間の要因分解を行うことである。それによって集計された労働時間の変化が雇用者の属性分布の変化によってどこまで説明されるのか、決着をつけるための情報を提供することである。労働時間は平均ですでに減少しており、正社員とアルバイトなど雇用者間でのばらつきが大きく平均労働時間で議論することに疑問がなげかけられている。つまり、労働時間のバラツキは働き方が多様になってきた結果であり、それ自体問題視するべきものではない、という見解がある。その一方で、正社員と契約社員、パート、さらにはアルバイトでは、雇用の継続性や賃金面でも持続的格差が存在しているという。ここでは、これまでに起こった労働時間の一部の変化について報告するだけではあるが、働き方を議論する上でもっとも重要だと考えられる二つの統計資料「労働力調査」と「就業構造基本調査」にもとづいて公表資料から見られる包括的な傾向を把握することに特に努力を払っている。

したがって、一部のデータを利用して多様就業のビジョンを描くという作業を意図してはいない。この分析の目的は働き方の多様性がもたらす労働時間の変化について、最近6年間の変化と20年・30年間の長期的な動きを把握することである。特に労働時間の平均水準の動きがどのような要因によって左右されているか、さらには労働時間の分散がどのような因子で決まっていそれがどのように変わってきたか、この平均と分散の二点に集中して分析している。

具体的には

1. 「労働力調査」を用いた最近の労働時間分布の変化の要因分解
2. 「労働力調査」を用いた1974年以降10年おきの労働時間分布の変化の要因分解
3. 「賃金構造基本調査」による年齢別パートタイム比率の動き
4. 「就業構造基本調査」による年齢別就業形態別人口・就業者比率の動き
5. 「就業構造基本調査」による1982年と2002年の年間労働日数の変化の要因分解
6. 「就業構造基本調査」による1982, 1987年と2002年の週労働時間数の変化の要因分解
7. 「労働力調査」を用いた最近の労働時間の分散の要因分解
8. 「労働力調査」を用いた1974年以降10年おきの労働時間の分散の要因分解
9. 「就業構造基本調査」を用いた1982, 1987年と2002年の労働時間の分散の要因分解

を行っている。

分析手法としては、第一に平均の要因分解については複数の因子についても正確(exact)に要因分解するためのウェイトを使って評価している。高次の効果についても残差として示すことなく数値を与えている。第二に「労働力調査」の週間労働時間は各労働時間の階級の平均が何時間になるかがデータとして与えられていない。しかし各カテゴリーごとの全体の平均週間労働時間が報告されている。この情報を用いて階級の平均労働時間を推定することもできる。ただし、階級値であるため下限と上限があり切断された分布になって

いる。こうしたことから階級の区間内に平均があるということを事前情報とした Bayesian の推定をおこなっている。第三に分散の要因分解は分散分析と類似しているが、回帰などの推定はおこなわずに正確に要因分解している。因子の数が3つと4つであるため、2元配置の分散分析と3元配置の分散分析に相当する要因分解を行うことになる。評価すべき項の数が多くなるが、労働時間データが階級値で各カテゴリーごとに固定されているため、階級の平均が変化する因子は変動がない。そのためゼロの項がかなり生まれる。

今後の分析としては、就業の多様性が今後一層進行した場合、労働時間の推移はどのような簡単なシミュレーションを行うことがあげられる。

2 労働時間分布の現状把握:「労働力調査」による最近の産業別労働時間分布

「労働力調査」は1999年度から Website で入手できる。そこで最近時点ではあるが、1999年度、2000-4年の6時点について週間労働時間の階級別就業者数と平均週労働時間が得られる。クロス表には産業別と年齢別のものが利用できる。

産業別労働時間の分類は、「総数」「休業者」「35時間未満」「1～14時間」「15～34時間」「15～29時間」「30～34時間」「35時間以上」「35～39時間」「40～48時間」「49～59時間」「60時間以上」「就業時間不詳」「平均週間就業時間(時間)」「延週間就業時間(万時間)」である。

しかし産業分類は一定ではない。2003年以降は80産業の分類があるが、1999年では30産業しか得られない。要因分解のために2002年の37分類、2003年以降の80分類を1999年の30産業分類に集計して利用している。

これに対し年齢別労働時間の分類は、「総数」「休業者」「35時間未満」「1～14時間」「15～34時間」「35時間以上」「35～42時間」「43～48時間」「49～59時間」「60時間以上」「就業時間不詳」「平均週間就業時間(時間)」「延週間就業時間(万時間)」である。年齢区分も時間区分も1999年以降一定であり分析しやすい。

従業上の地位については「就業者」「自営業」「家族従業者」「雇用者」の4分類について男女計と性別の区分が得られる。

1	農業	16	電気・ガス・熱供給・水道業
2	林業	17	運輸・通信業
3	漁業	18	卸売業
4	鉱業	19	織物・衣服・家具など家庭用品小売業
5	建設業	20	飲食料点小売業
6	繊維工業	21	その他の小売業
7	化学工業, 石油製品・石炭製品	22	飲食店
8	その他の化学諸工業	23	金融・保険業, 不動産業
9	鉄鋼業, 非鉄金属製造業	24	専門サービス業
10	金属製品製造業	25	対個人サービス業
11	一般機械・精密機械・武器	26	対事業所サービス業
12	電気機械器具製造業	27	娯楽業
13	輸送用機械器具製造業	28	その他のサービス業
14	食料品・飲料・たばこ・飼料	29	公務(他に分類されないもの)
15	その他の製造業	30	分類不能の産業

グラフの積み重ねの順，下から休業者を取っている

- 8 「60 時間以上」
- 7 「49～59 時間」
- 6 「40～48 時間」
- 5 「35～39 時間」
- 4 「30～34 時間」
- 3 「15～29 時間」
- 2 「1～14 時間」
- 1 「休業者」

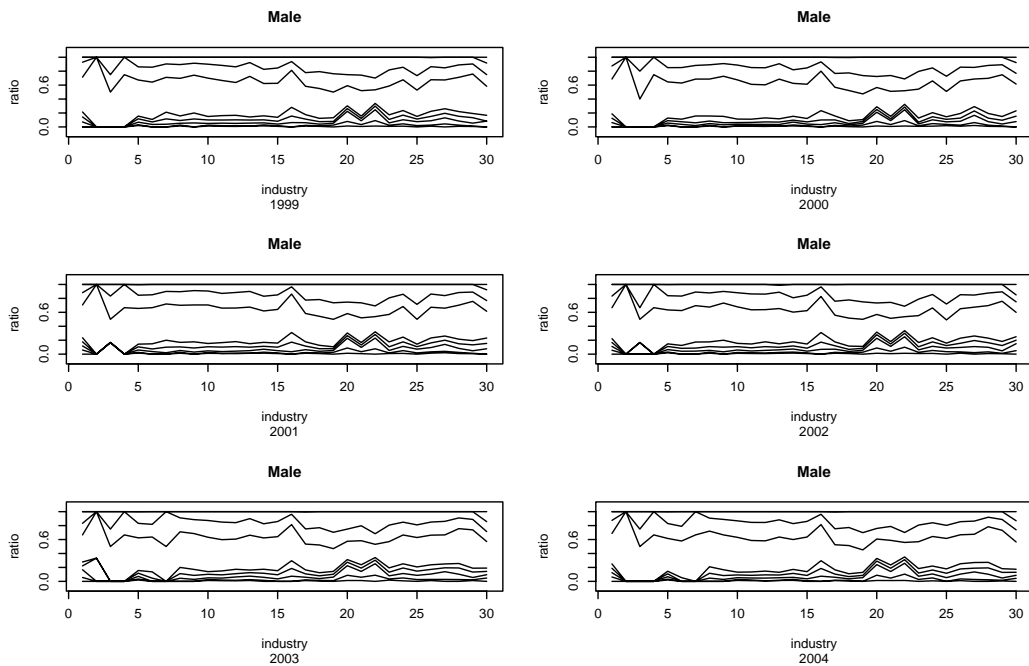


図1 産業別の週労働時間区分別雇用者数比率(男性)

図1：男性の場合，2003-2004年に7: 化学工業，25: 対個人サービス業の週60時間以上労働者比率が低下している。ただし，7: 化学工業は部門分割が1999年から2002年では7: 化学工業，石油製品・石炭製品製造業，8: その他の化学諸工業であったのに対し，2003年以降，8: 化学工業，7: 石油製品・石炭製品製造業と分類している。したがって7と8の分割ができないかぎりデータの連続が失われている。

25: 対個人サービス業の分類も複雑で，2003年より前には飲食店という部門があったのに対し，2003年からは飲食店・宿泊業と部門名が変更になっている。しかも2003年より前は対個人サービス業という分類であったものが，そのような分類はなくなり，そのかわり複合サービス事業として，郵便局，協同組合（他に分類されないもの），サービス業（他に分類されないもの）のなかに，洗濯・理容・美容・浴場業，その他の生活関連サービス業などの対個人サービスが含まれている。そのためここでは2003年の分類は宿泊業，複

合サービス業，および洗濯・理容・美容・浴場業，その他の生活関連サービス業を対個人サービスに割り当てた．

このような分類上の問題がグラフに変化となって現れている可能性がある．

図2：女性の場合も同様で，7の化学工業の動きが問題になるだろう．2003-2004年はこの分類は石油製品・石炭製品製造業に格付けされているが，女性の人数が少ないため構成変化のグラフをゆがめている．

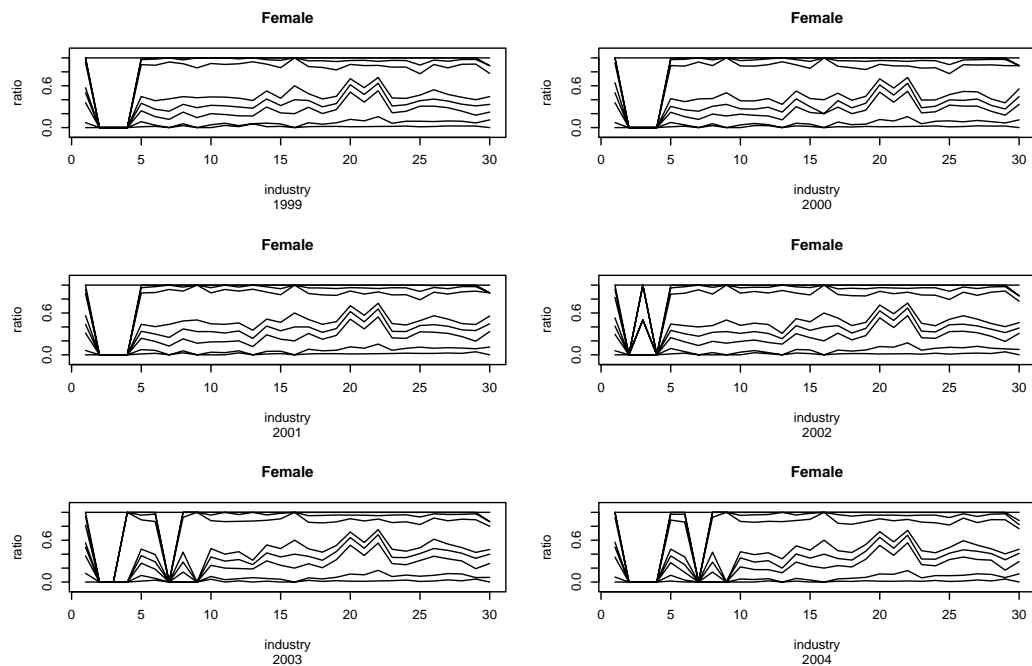


図2 産業別の週労働時間区分別雇用者数比率(女性)

図3-1,2(男性)と図4-1,2(女性)は雇用者数を積み上げ棒グラフで表したものである．下の方が短時間雇用者になる．棒グラフの積み重ね順は，1:黒，2:赤，3:緑，4:青，5:空，6:ピンク，7:黄，8:灰である．9以上はこの順で繰り返される．つまり9:黒，10:赤，11:緑，12:青，13:空，14:ピンク，15:黄，16:灰となる．

図3-1と図3-2はスケールがほぼ同じであるので直接比較可能である．17: 運輸・通信，24: 専門サービスといった産業で雇用の増加が見られる．製造業では15: その他製造業の雇用が増加しているものの，他の部門では減少している．

17: 運輸・通信は典型的な長時間産業であり，特に道路旅客運送業と道路貨物運送業は，2004年に平均週労働時間が49.9時間となっている．また，通信業部門でも，放送業: 46.2時間，情報サービス業: 45.7時間，インターネット附随サービス業: 47.2時間，映像・音声・文字情報製作業: 46.0時間とその他部門(全産業平均42.0時間)にくらべ非常に長くなっている．いずれも2004年の値である．

男性(雇用者)に限れば，インターネット附随サービス業(50.1時間)，道路旅客運送業(51.4時間)，道路貨物運送業(53.5時間)は週50時間を超える超長時間労働となっている．

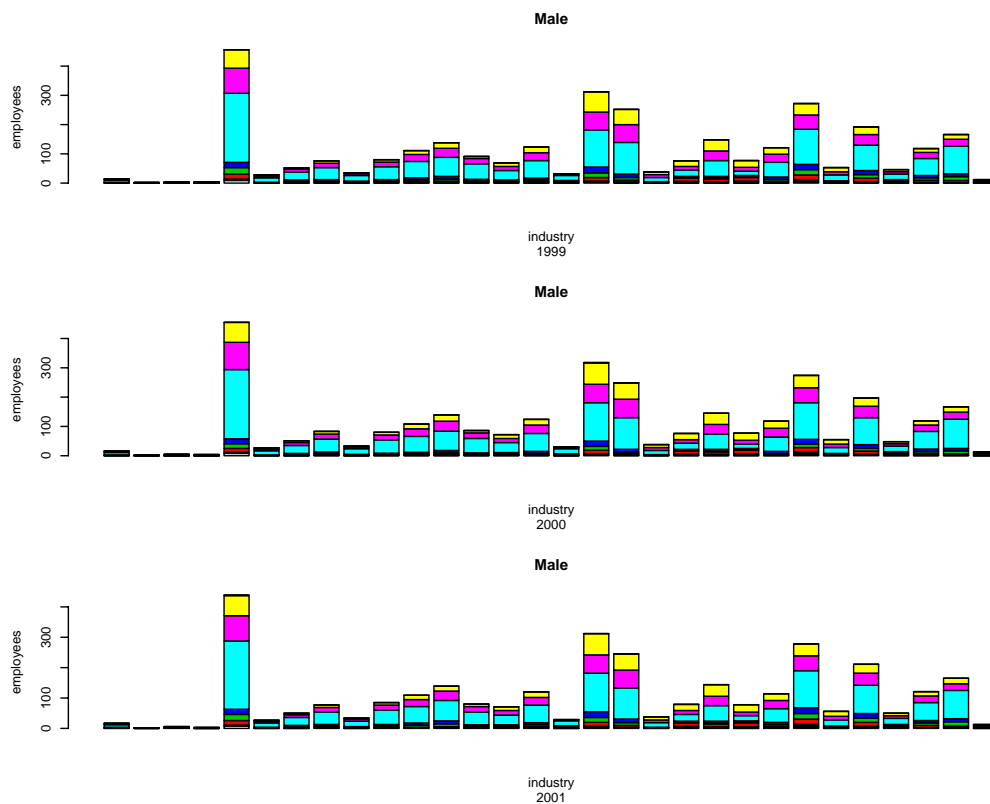


図 3-1 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (男性)

このほかに週平均労働時間が 50 時間を超える産業は、自動車・自転車小売業 (54.6 時間)、宿泊業 (50.3 時間)、洗濯・理容・美容・浴場業 (50.9 時間)、広告業 (51.1 時間) である。

逆に労働時間の短い 40 時間以下の産業は、林業 (39.5 時間)、その他の教育、学習支援業 (37.8 時間)、その他サービス業 (37.4 時間) である。同じ雇用者でも最長の労働時間である自動車・自転車小売業と最短のその他サービス業では平均 1 週間で 17 時間もの労働時間の差があることになる。ほとんど毎週 2 日分の労働時間の差は二極化を示す一つの兆候である。

女性の場合、24: 専門サービス業の雇用者が多いことがわかる。これには学校教育 (39.6 時間) が含まれている。学校教育は女性の平均労働時間としては長いほうである。全産業の平均は週平均 35.5 時間である。比較的労働時間の長い産業は、インターネット附随サービス業 (42.8 時間)、水運業 (41.0 時間) であり、短い産業はその他の教育、学習支援業 (27.8 時間)、一般飲食店 (28.6 時間)、郵便局 (29.7 時間) である。ここでも最短と最長では 15 時間もの差がある。

図 4-2 をみると、20: 飲食料品小売業、22: 飲食店の短時間雇用者の比率は高くなっている。21: その他の小売業では時系列的には短時間労働者の比率が低下している。26: 対事業所サービス業、28: その他のサービス業では時系列的に短時間労働者の比率が上昇して

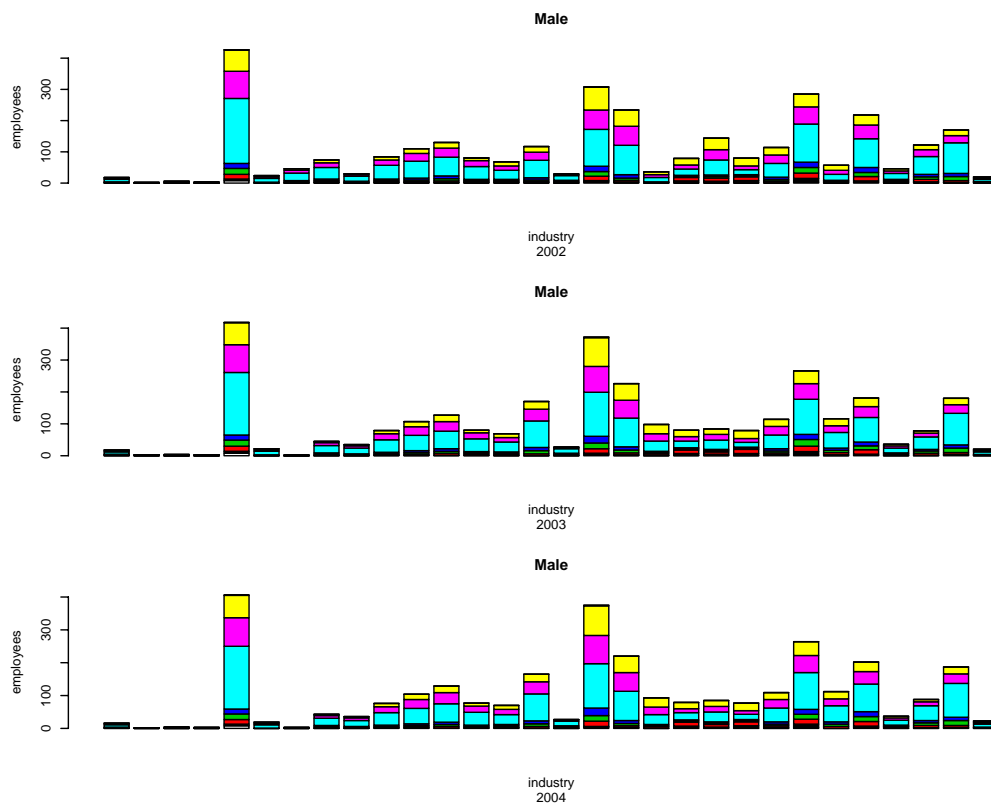


図 3-2 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (男性)

いる。

3 労働時間の変化の要因分解

3.1 3 階の場合の要因分解の手法

以上の図的なファインディングスに加えて、雇用者の労働時間分布がどのような要因で変動しているかを要因分解することも必要である。これによって数値的な判断が可能となるからである。その方法は成長会計の応用でつぎのようにして分析できるだろう。基本的な記号はつぎの表のように定義する。

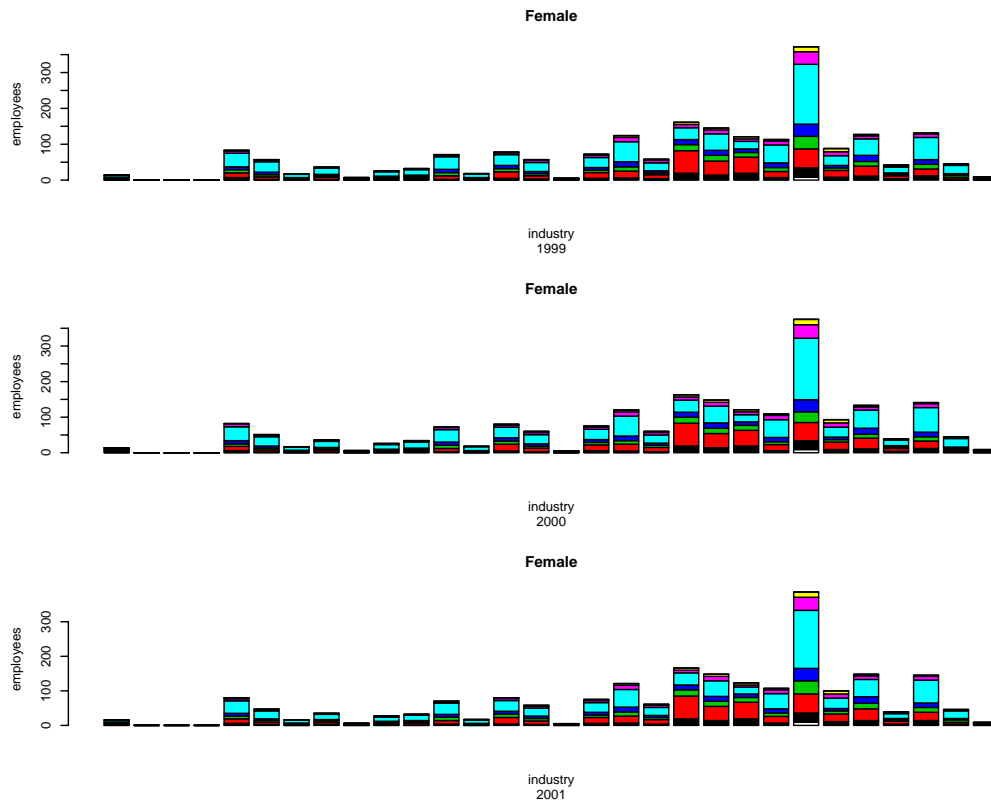


図 4-1 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (女性)

労働時間		雇用者数	
\bar{h}_t	雇用者平均週労働時間	N_t	男女計産業計雇用者数
\bar{h}_{tf}	女性雇用者平均週労働時間	N_{tf}	女性産業計雇用者数
\bar{h}_{tfi}	i 産業女性雇用者平均週労働時間	N_{tfi}	i 産業女性雇用者数
h_{fij}	j クラス i 産業女性雇用者週労働時間	N_{tfij}	j クラス i 産業女性雇用者数
\bar{h}_{tm}	男性雇用者平均週労働時間	N_{tm}	男性産業計雇用者数
\bar{h}_{tmi}	i 産業男性雇用者平均週労働時間	N_{tmi}	i 産業男性雇用者数
h_{mij}	j クラス i 産業男性雇用者週労働時間	N_{tmij}	j クラス i 産業男性雇用者数

t は年を示す。 h_{fij} , h_{mij} は階級値のため時間が変化しても一定の値である。
 j は週労働時間の階級を示す。「グラフの積み重ね順」の表を参照。

定義より,

$$\bar{h}_t = \bar{h}_{tf} \frac{N_{tf}}{N_t} + \bar{h}_{tm} \frac{N_{tm}}{N_t} = \bar{h}_{tf} w_{tf} + \bar{h}_{tm} w_{tm},$$

$$\bar{h}_{tf} = \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tfi} \frac{N_{tfi}}{N_{tf}} = \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tfi} w_{tfi}, \quad \bar{h}_{tm} = \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tmi} \frac{N_{tmi}}{N_{tm}} = \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tmi} w_{tmi}.$$

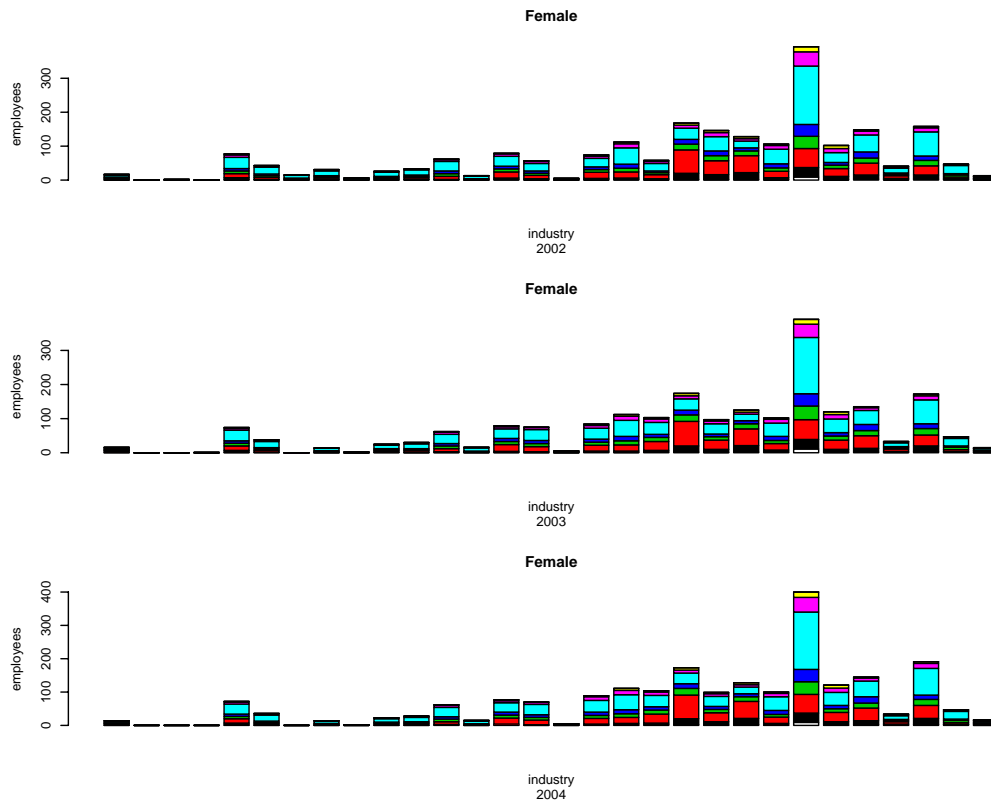


図 4-2 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (女性)

$$\bar{h}_{tfi} = \sum_{j=1}^{n_j} h_{fij} \frac{N_{tfij}}{N_{tfi}} = \sum_{j=1}^{n_j} h_{fij} w_{tfij}, \quad \bar{h}_{tmi} = \sum_{j=1}^{n_j} h_{mij} \frac{N_{tmij}}{N_{tmi}} = \sum_{j=1}^{n_j} h_{mij} w_{tmij},$$

となる。

平均労働時間の変化は定義から

$$d\bar{h}_t = \bar{h}_t - \bar{h}_{t-1}$$

と書ける。このとき $d\bar{h}_t$ の変動を女性 $d\bar{h}_{tf}$ と男性 $d\bar{h}_{mf}$ の労働時間の動きと、男女の構成比の動き dw_{tf} , dw_{tm} に分解することができる。ここで $w_{tf} = \frac{N_{tf}}{N_t}$, $w_{tm} = 1 - w_{tf} = \frac{N_{tm}}{N_t}$ である。

すなわち,

$$d\bar{h}_t = \frac{1}{2} (w_{tf} + w_{(t-1)f}) d\bar{h}_{tf} + \frac{1}{2} (\bar{h}_{tf} + \bar{h}_{(t-1)f}) dw_{tf} \\ + \frac{1}{2} (w_{tm} + w_{(t-1)m}) d\bar{h}_{tm} + \frac{1}{2} (\bar{h}_{tm} + \bar{h}_{(t-1)m}) dw_{tm}$$

などと分解できる。この場合は、全雇用者平均の週労働時間が男女のウェイトの変化とそれぞれの週労働時間の変化に分解したことになる。

労働時間の変化の寄与分

$$d\bar{h}_t = \frac{1}{2} (w_{tf} + w_{(t-1)f}) d\bar{h}_{tf} + \frac{1}{2} (w_{tm} + w_{(t-1)m}) d\bar{h}_{tm}$$

と男女構成の変化の寄与分

$$dw_t = \frac{1}{2} (\bar{h}_{tf} + \bar{h}_{(t-1)f}) dw_{tf} + \frac{1}{2} (\bar{h}_{tm} + \bar{h}_{(t-1)m}) dw_{tm}$$

と考えることもできる。

さらに、性別の平均週労働時間は、産業の雇用者分布が変化した効果と産業別の労働時間が変化した効果に分解できる。すなわち

$$\begin{aligned} d\bar{h}_{tf} &= \bar{h}_{tf} - \bar{h}_{(t-1)f} \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (w_{tfi} + w_{(t-1)fi}) (\bar{h}_{tfi} - \bar{h}_{(t-1)fi}) \\ &\quad + \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (\bar{h}_{tfi} + \bar{h}_{(t-1)fi}) (w_{tfi} - w_{(t-1)fi}) \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} w_{tfi}^* d\bar{h}_{tfi} + \sum_{i=1}^{n_i} h_{tfi}^* dw_{tfi} \\ d\bar{h}_{tm} &= \bar{h}_{tm} - \bar{h}_{(t-1)m} \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (w_{tmi} + w_{(t-1)mi}) (\bar{h}_{tmi} - \bar{h}_{(t-1)mi}) \\ &\quad + \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (\bar{h}_{tmi} + \bar{h}_{(t-1)mi}) (w_{tmi} - w_{(t-1)mi}) \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} w_{tmi}^* d\bar{h}_{tmi} + \sum_{i=1}^{n_i} h_{tmi}^* dw_{tmi} \end{aligned}$$

最後に $d\bar{h}_{tfi}$ と $d\bar{h}_{tmi}$ が週労働時間別の雇用構成比に分解できて、

$$\begin{aligned} d\bar{h}_{tfi} &= \sum_j^{n_j} h_{fij} (w_{tfig} - w_{(t-1)fig}) = \sum_j^{n_j} h_{fij} dw_{tfig} \\ d\bar{h}_{tmi} &= \sum_j^{n_j} h_{mij} (w_{tmij} - w_{(t-1)mij}) = \sum_j^{n_j} h_{mij} dw_{tmij} \end{aligned}$$

となる。階級値である h_{fij} と h_{mij} には時間 t の添え字がないため変化はなく、二時点間の平均をとってももとの値と同じである。もし、階級値の h_{fij} と h_{mij} が直接観察できるならば、これも時間の関数となるか、あるいは一定値を利用することができる。しかし「労働力調査」では報告されていない。したがって、利用できるのは、産業別・性別の平均週労働時間の変化 $d\bar{h}_{tfi}$ と $d\bar{h}_{tmi}$ の要因分解である。すなわち、

$$d\bar{h}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} (w_{tgi}^* w_{tgi}^*) d\bar{h}_{tgi} + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} (w_{tgi}^* h_{tgi}^*) dw_{tgi} + \sum_{g=f}^m h_{tgi}^* dw_{tgi} \quad (1)$$

つぎに、まったく同様の手続きを産業で分解したのち性で分解する。

$$\begin{aligned} d\bar{h}_t &= \bar{h}_t - \bar{h}_{(t-1)} \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (w_{ti} + w_{(t-1)i}) (\bar{h}_{ti} - \bar{h}_{(t-1)i}) + \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (\bar{h}_{ti} + \bar{h}_{(t-1)i}) (w_{ti} - w_{(t-1)i}) \\ &= \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (w_{ti} + w_{(t-1)i}) d\bar{h}_{ti} + \sum_{i=1}^{n_i} \frac{1}{2} (\bar{h}_{ti} + \bar{h}_{(t-1)i}) d\left(\frac{N_{ti}}{N_t}\right) \\ d\bar{h}_{ti} &= \frac{1}{2} \sum_{g=f}^m (w_{tgi} + w_{(t-1)gi}) d\bar{h}_{tgi} + \frac{1}{2} \sum_{g=f}^m (\bar{h}_{tgi} + \bar{h}_{(t-1)gi}) d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}}\right) \end{aligned}$$

をもちいて，

$$\begin{aligned}
d\bar{h}_t &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{n_i} \sum_{g=f}^m \left(\frac{N_{ti}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)i}}{N_{(t-1)}} \right) \left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}} + \frac{N_{(t-1)gi}}{N_{(t-1)i}} \right) d\bar{h}_{tgi} \\
&+ \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{n_i} \sum_{g=f}^m \left(\frac{N_{ti}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)i}}{N_{(t-1)}} \right) (\bar{h}_{tgi} + \bar{h}_{(t-1)gi}) d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}} \right) \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n_i} (\bar{h}_{ti} + \bar{h}_{(t-1)i}) d\left(\frac{N_{ti}}{N_t} \right) \tag{2}
\end{aligned}$$

となる．構成比率の分母の値が異なるのでウェイトを明示的に書いている．

式 (1) と式 (2) はまったく同じものであるから，足して 2 で割ると分解の順序に関係のない要因分解ができる．注意してウェイトを明示的に書くと，

$$\begin{aligned}
d\bar{h}_t &= \frac{1}{8} \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} \left\{ \left(\frac{N_{tg}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)g}}{N_{(t-1)}} \right) \left(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}} + \frac{N_{(t-1)gi}}{N_{(t-1)g}} \right) \right. \\
&\quad \left. + \left(\frac{N_{ti}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)i}}{N_{(t-1)}} \right) \left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}} + \frac{N_{(t-1)gi}}{N_{(t-1)i}} \right) \right\} d\bar{h}_{tgi} \\
&+ \frac{1}{8} \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} \left(\frac{N_{tg}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)g}}{N_{(t-1)}} \right) (\bar{h}_{tgi} + \bar{h}_{(t-1)gi}) d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}} \right) \\
&+ \frac{1}{8} \sum_{i=1}^{n_i} \sum_{g=f}^m \left(\frac{N_{ti}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)i}}{N_{(t-1)}} \right) (\bar{h}_{tgi} + \bar{h}_{(t-1)gi}) d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}} \right) \\
&+ \frac{1}{4} (\bar{h}_{tg} + \bar{h}_{(t-1)g}) d\left(\frac{N_{tg}}{N_t} \right) + \frac{1}{4} (\bar{h}_{ti} + \bar{h}_{(t-1)i}) d\left(\frac{N_{ti}}{N_t} \right) \tag{3}
\end{aligned}$$

式 (3) と同じ分解を一度に行うと次のようになる．

$$\bar{h}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tgi} \frac{N_{tgi}}{N_t} = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tgi} w_{tgi}$$

より，

$$d\bar{h}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} w_{tgi}^* d\bar{h}_{tgi} + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_i} \bar{h}_{tgi}^* dw_{tgi} \tag{4}$$

式 (4) のように分解すると，一次の効果が見られず，すべて二次の効果に帰着してしまう．一度集計することにより周辺の影響，男女構成の変化の寄与 $dw_{tg} = d\left(\frac{N_{tg}}{N_t}\right)$ と産業の雇用構成の寄与 $dw_{ti} = d\left(\frac{N_{ti}}{N_t}\right)$ を抽出することができる．その後に，各産業・性別に平均労働時間が短縮した効果 $d\bar{h}_{tgi}$ と産業内の男女構成の変化の寄与 $dw_{t.i} = d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}}\right)$ と男女別の産業構成の変化の寄与 $dw_{tg.} = d\left(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}}\right)$ を求めている．

3.2 要因分解の結果

以上の公式を使ってデータを使って表にまとめると

各項目の実数値「労働力調査」雇用者の週労働時間

年	$d\bar{h}_{tgi}$ 時間効果	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}})$ 性構成	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}})$ 産業構成	dw_{tg} 性比率	dw_{ti} 産業比率	dh_t 時間変化	h_t 週時間
2000	0.501	-0.008	-0.004	-0.011	-0.006	0.471	43.071
2001	-0.622	-0.010	-0.011	-0.026	-0.027	-0.696	42.375
2002	-0.023	0.000	-0.019	-0.012	-0.031	-0.085	42.291
2003	-0.279	0.020	0.088	-0.001	0.068	-0.104	42.186
2004	0.133	-0.012	-0.019	-0.023	-0.030	0.049	42.235
合計	-0.290	-0.010	0.036	-0.073	-0.027	-0.365	

となる。

dh_t の合計の数値は 2004 年の値 h_{2004} から 1999 年の値 h_{1999} を引いたものに一致する。 dh_t の欄は各列の合計であるが、これは各年の $h_t - h_{(t-1)}$ の値に一致する。1999 年から 2004 年までの 5 年間で平均週労働時間は、0.365 時間マイナスになった。そのうち、各産業・性別の平均労働時間の減少が 0.29 であった。産業別の男女構成比の寄与は、0.010 時間で大きくない。性別の産業構成の変化は労働時間を上昇させる方向に働き 0.036 時間であった。産業平均でみたときの男女構成の変化は、0.073 時間の短縮に寄与している。男女合計してみたときの産業構成の変化は、0.027 時間の短縮に寄与している。

この結果は、2000 年以降の平均週時間短縮のうち約 80% が性・産業を固定しても短縮される部分であり、残り 20% は性別構成の変化 (女性比率の上昇) による短縮であることを示している。

各項目の寄与度

年	$d\bar{h}_{tgi}$ 時間効果	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}})$ 性構成	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}})$ 産業構成	dw_{tg} 性比率	dw_{ti} 産業比率	合計 時間変化	dh_t 週時間
2000	1.063	-0.018	-0.009	-0.023	-0.014	1.000	0.471
2001	0.895	0.014	0.015	0.037	0.038	1.000	-0.696
2002	0.270	-0.003	0.221	0.144	0.369	1.000	-0.085
2003	2.676	-0.190	-0.848	0.013	-0.650	1.000	-0.104
2004	2.726	-0.242	-0.390	-0.473	-0.621	1.000	0.049
合計	0.795	0.028	-0.098	0.201	0.074	1.000	-0.365

寄与度の数字は上の各セルの実数値の値を合計 dh で割ったものである。したがって $dh < 0$ のときにプラスの値が出ているものは、労働時間を下げる効果があったものである。したがって、最下行の合計の数値をみると、個別の労働時間の短縮効果が、全体の労働時間短縮の 79.5% (すなわち約 80%) に寄与していることを示している。全体として男女構成の変化が 20.1% の労働時間削減効果である。

男女別の産業構成比の変化は 9.8% の労働時間増加効果でこれをほぼ相殺するように、産業内の男女構成比の効果が 2.8%、および性別を無視したときの産業構成の変化が 7.7% の労働時間短縮に寄与している。

4 長期的な労働時間分布の変化

「労働力調査」では比較的長期に週労働時間を調査している。ただし、週間労働時間の区分は粗いものになっている。週 35 時間から週 48 時間と重要な労働時間の階級が荒いため詳細な動きはわからない。しかし、30 年にわたる長期の労働時間の分布の変化を追跡することができる。

グラフの積み重ねの順、下から休業者を取っている

6	ピンク	「60 時間以上」
5	空	「49～59 時間」
4	青	「35～48 時間」
3	緑	「15～34 時間」
2	赤	「1～14 時間」
1	黒	「休業者」

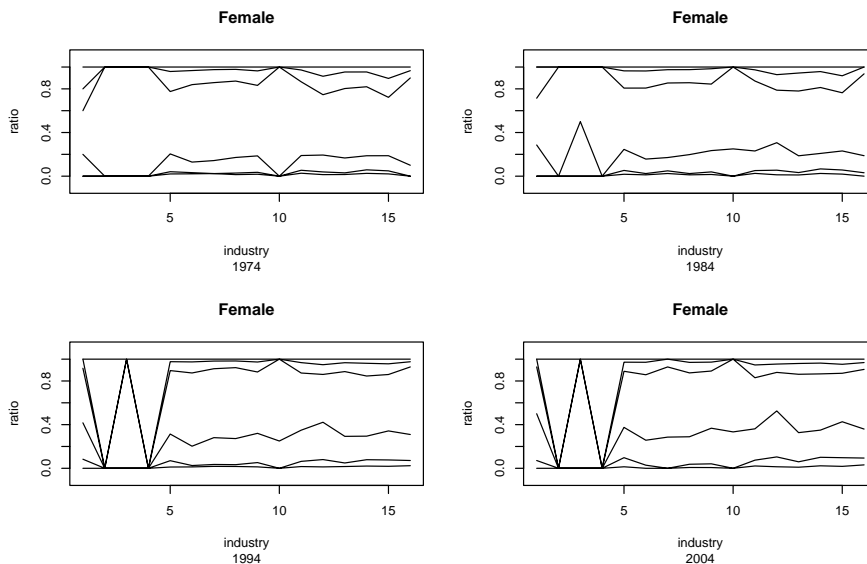


図 5-1 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (女性)

1974 年の 10：電気・ガス・水道における女性の労働者構成比は、もともとが 4 万人で、週 35～48 時間に 3 万人就業しており、その他は丸め誤差でゼロとなっている。そのため大きな構成比の変化が発生したように図では描かれている。すなわち 1984 年は 5 万人で、週 35～48 時間に 3 万人、15～34 時間に 1 万人就業し、その他は丸め誤差でゼロである。女性の就業者が少ない 2:林業, 3:水産業, 4:鉱業でも同様の影響が見られる。

4.1 労働時間の変化の要因分解: 長期の場合

前節と同じような方法で要因分解した結果はつぎの表のようになる。

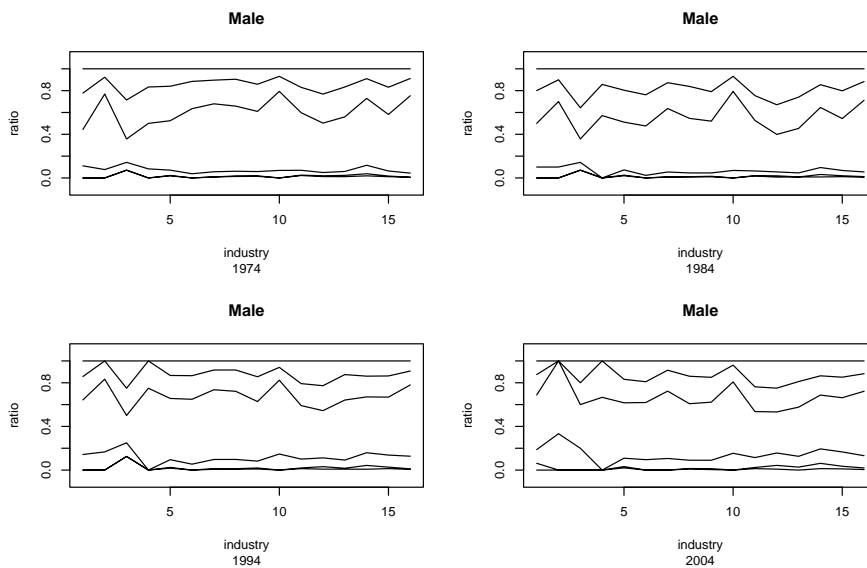


図 5-2 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (男性)

各項目の実数値「労働力調査」雇用者の週労働時間

年	$d\bar{h}_{tgi}$ 時間効果	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}})$ 性構成	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}})$ 産業構成	dw_{tg} 性比率	dw_{ti} 産業比率	dh_t 時間変化	h_t 週時間
1984	0.399	-0.081	0.011	-0.119	-0.027	0.183	47.471
1994	-3.733	-0.144	-0.021	-0.148	-0.025	-4.071	43.400
2004	-0.931	-0.058	0.000	-0.117	-0.059	-1.165	42.235
合計	-4.264	-0.283	-0.011	-0.384	-0.112	-5.053	

この結果から週平均労働時間は1974年から2004年までで約5時間短縮された。そのうち4時間分は1984年から1994年までに実現している。最近10年間では約1時間の短縮が実現されたが、ほとんどである約84%が、性・産業を固定しても短縮されている個別の労働時間の短縮によってなされている。

残りの5.6%が産業を固定したときの性別就業者構成の変化で、7.6%が平均的な就業者構成の女性比率の上昇である。とくに女性比率の上昇による時間短縮効果は1974年から1984年には女性比率が低下して労働時間増加に働いていたが、1984年から1994年、1994年から2004年へと近年になるにしたがって大きな貢献を示している。

産業別就業者構成の変化も年々労働時間短縮の要因としては大きなものに変化しつつあるが、全体としては小さい。

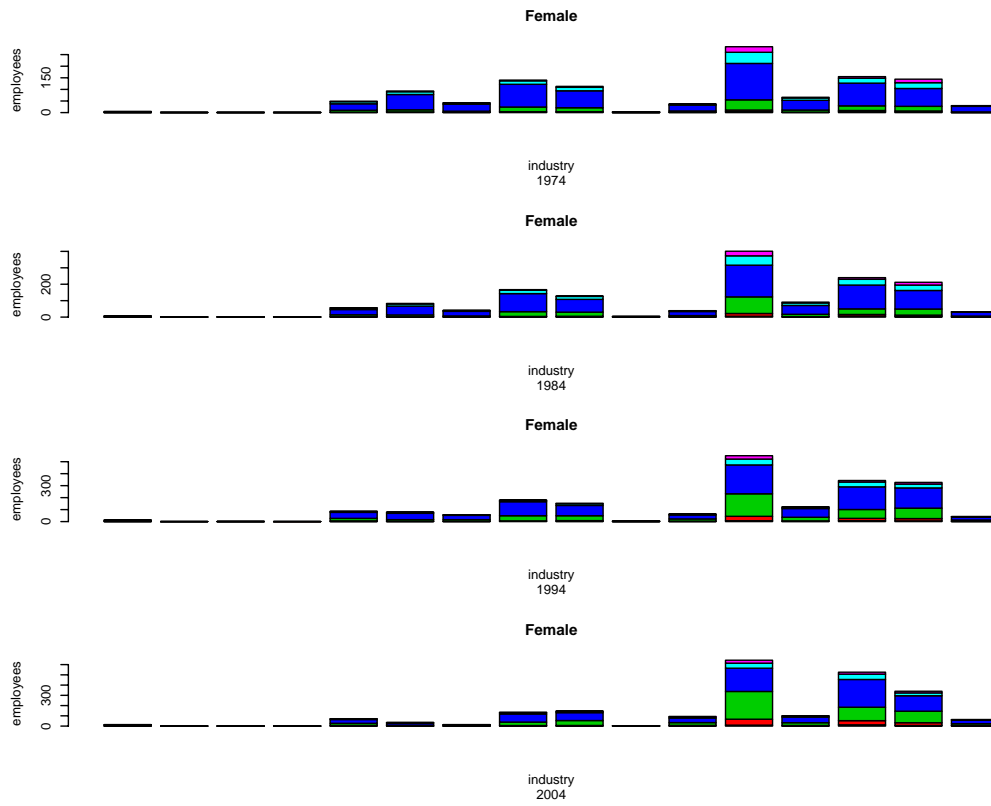


図 6-1 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (女性)

年	各項目の寄与度					合計	dh_t
	$d\bar{h}_{tgi}$ 時間効果	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{ti}})$ 性構成	$d(\frac{N_{tgi}}{N_{tg}})$ 産業構成	dw_{tg} 性比率	dw_{ti} 産業比率		
1984	2.180	-0.442	0.057	-0.648	-0.148	1.000	0.183
1994	0.917	0.035	0.005	0.036	0.006	1.000	-4.071
2004	0.799	0.050	0.000	0.100	0.051	1.000	-1.165
合計	0.844	0.056	0.002	0.076	0.022	1.000	-5.053

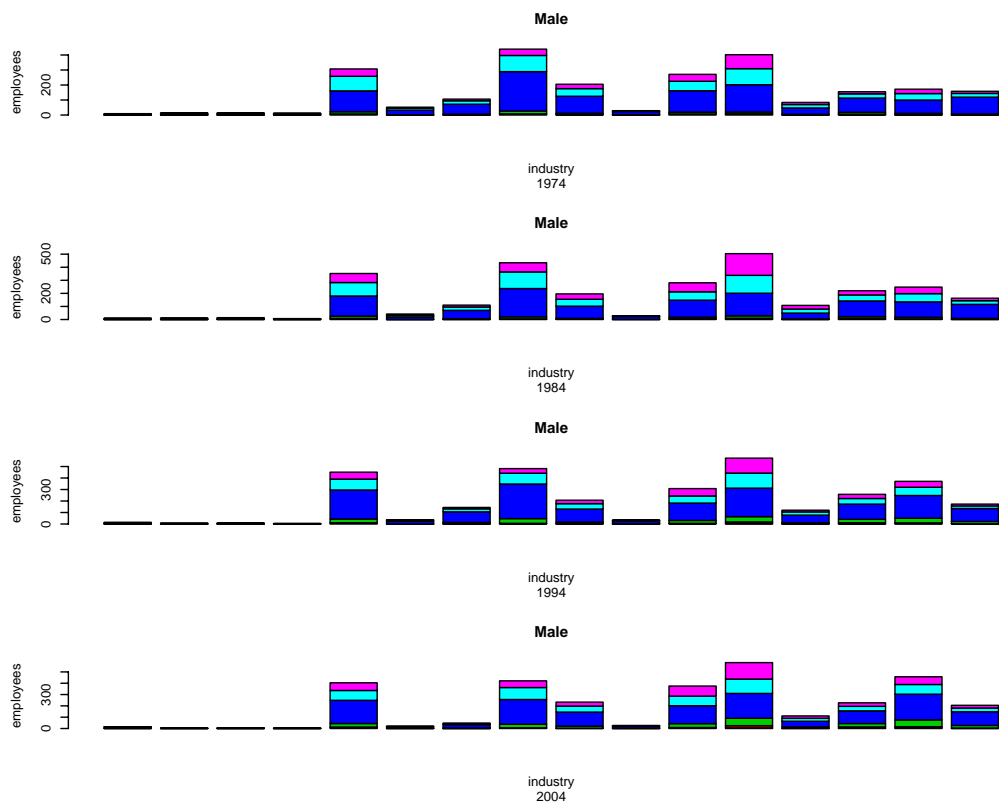


図 6-2 産業別の週労働時間区分別雇用者数 (男性)

5 年齢別労働時間分布

年齢別労働時間分布は、平均週労働時間の区分が産業よりも詳細である。すなわち週 35 時間から週 42 時間、週 43 時間から週 48 時間に区分されている。そのため年齢別労働時間分布を観察した場合の方がより詳細に労働時間分布がどう変化しているかがわかるはずである。年齢別週労働時間の分布は就業者数が与えられている。産業区分は農林業、非農林業である。ここでは非農林業の就業者の分布を利用した。

年齢区分	
1	15-19 歳
2	20-24 歳
3	25-29 歳
4	30-34 歳
5	35-39 歳
6	40-44 歳
7	45-49 歳
8	50-54 歳
9	55-59 歳
10	60-64 歳
11	65-歳

グラフの積み重ねの順、下から休業者を取っている

7	黄	「60 時間以上」
6	ピンク	「49～59 時間」
5	空	「43～48 時間」
4	青	「35～42 時間」
3	緑	「15～34 時間」
2	赤	「1～14 時間」
1	黒	「休業者」

図 7-1 は男性の年齢別にみた平均週労働時間の雇用者比率である。産業別と同様に下の方から短時間労働者となる。よく知られているように若年層と高齢層における短時間労働者比率が高く、中年層では長時間労働者比率が高くなっている。しかもその構成比は、この図を見る限り 1999 年 (1999 年のみ年度データ) 以来、大きな変化はない。

図 7-2 は女性の年齢別にみた平均週労働時間の雇用者比率である。女性の場合、20 代と 50 代の労働時間が他の世代とくらべ長い労働時間で働く人が多くなっている。この比率も男性と同様に 1999 年以降大きな変化は見られない。

図 8-1, 8-2 は男性の年齢別週平均労働時間区分別の雇用者数の分布である。図 7 では各年齢層の労働時間分布は比較的安定していることが確かめられたが、この図をみると 1999 年以降の 6 年間でも年齢別の雇用者数分布には変化が見られる。3: 25-29 歳が減少して、4: 30-34 歳が増加するなど団塊の世代ジュニアの中年化が進んでいる。同様に、8: 50-54 歳世代が減って、9: 55-59 歳、10: 60-64 歳が増加している。これらの効果は、若年層が減少するので短時間雇用者が減少し、長時間労働者が増える効果と、50 代前半の長時間労働者層が減って、50 代後半以上の短時間労働者が増加する相殺効果があると考えられる。

団塊の世代が親と子で労働時間の両極端の局面に差しかかったことが、年齢別にみた場合の労働時間の二極化の内容といえよう。

女性の場合、全期間を通じて 8: 50-54 歳層の雇用者数が大きな値となっている。30 代以上の中年層の雇用者数の増加が著しい。このことから短時間雇用者数が増加する影響があるものと考えられる。男性・女性ともに年齢別にみた労働時間区分別の雇用者比率には変化はないが、高齢化による年齢構成の変化が労働時間分布に与える影響は異なっている。

棒グラフの積み重ね順は、1:黒、2:赤、3:緑、4:青、5:空、6:ピンク、7:黄、8:灰である。9以上はこの順で繰り返される。つまり9:黒、10:赤、11:緑、12:青、13:空、14:ピンク、15:黄、16:灰となる。

5.1 年齢別労働時間分布の要因分解

産業と年齢のクロス表は得られないので、年齢についても産業と全く同じ分解式を使うことになる。繰り返しなので避けるが、最後の評価式はつぎのようになる。kは年齢階級を示す。

$$\begin{aligned}
 d\bar{h}_t = & \frac{1}{8} \sum_{g=f}^m \sum_{k=1}^{n_k} \left\{ \left(\frac{N_{tg}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)g}}{N_{(t-1)}} \right) \left(\frac{N_{tgc}}{N_{tg}} + \frac{N_{(t-1)gc}}{N_{(t-1)g}} \right) \right. \\
 & \left. + \left(\frac{N_{tk}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)k}}{N_{(t-1)}} \right) \left(\frac{N_{tgc}}{N_{tk}} + \frac{N_{(t-1)gc}}{N_{(t-1)k}} \right) \right\} d\bar{h}_{tgc} \\
 & + \frac{1}{8} \sum_{g=f}^m \sum_{k=1}^{n_k} \left(\frac{N_{tg}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)g}}{N_{(t-1)}} \right) (\bar{h}_{tgc} + \bar{h}_{(t-1)gc}) d \left(\frac{N_{tgc}}{N_{tg}} \right) \\
 & + \frac{1}{8} \sum_{k=1}^{n_k} \sum_{g=f}^m \left(\frac{N_{tk}}{N_t} + \frac{N_{(t-1)k}}{N_{(t-1)}} \right) (\bar{h}_{tgc} + \bar{h}_{(t-1)gc}) d \left(\frac{N_{tgc}}{N_{tk}} \right) \\
 & + \frac{1}{4} (\bar{h}_{tg} + \bar{h}_{(t-1)g}) d \left(\frac{N_{tg}}{N_t} \right) + \frac{1}{4} (\bar{h}_{tk} + \bar{h}_{(t-1)k}) d \left(\frac{N_{tk}}{N_t} \right) \quad (5)
 \end{aligned}$$

各項目の実数値「労働力調査」就業者の週労働時間

年	$d\bar{h}_{tgc}$ 時間効果	$d\left(\frac{N_{tgc}}{N_{tk}}\right)$ 性構成	$d\left(\frac{N_{tgc}}{N_{tg}}\right)$ 年齢構成	dw_{tg} 性比率	dw_{tk} 年齢比率	dh_t 時間変化	h_t 週時間
2000	0.4309	-0.0077	0.0052	-0.0067	0.0062	0.4279	42.98
2001	-0.5998	-0.0188	-0.0001	-0.0110	0.0076	-0.6221	42.35
2002	-0.0504	-0.0034	-0.0015	0.0017	0.0035	-0.0502	42.30
2003	-0.1527	-0.0149	-0.0005	-0.0122	0.0022	-0.1781	42.12
2004	0.0639	-0.0180	-0.0035	-0.0143	0.0003	0.0284	42.15
合計	-0.3082	-0.0628	-0.0005	-0.0425	0.0198	-0.3941	-0.39

全体の傾向は産業別のもので似ている。ここでも各年齢層で性別の個別労働時間の短縮効果がかかりの部分(78.2%)を占めている。5年間で週労働時間が0.394時間減少した。そのうち年齢と性それぞれ個別の労働時間の短縮によるものが、0.31である。年齢層を固定して男女比の違いによるものは、0.0628時間の短縮になった。男女を固定して年齢層の違いによる寄与は全体に比べるとかなり小さい。男女構成の全般的な違いによるものは、0.0425時間の短縮に寄与し、全般的な年齢構成の変化によるものは0.0198時間労働延長になっている。

各項目の寄与度

年	$d\bar{h}_{tgk}$ 時間効果	$d(\frac{N_{tgk}}{N_{tk}})$ 性構成	$d(\frac{N_{tgk}}{N_{tg}})$ 年齢構成	dw_{tg} 性比率	dw_{tk} 年齢比率	合計 時間変化	dh_t 週時間
2000	1.007	-0.018	0.012	-0.016	0.015	1.000	0.428
2001	0.964	0.030	0.000	0.018	-0.012	1.000	-0.622
2002	1.005	0.068	0.030	-0.033	-0.070	1.000	-0.050
2003	0.857	0.084	0.003	0.068	-0.012	1.000	-0.178
2004	2.245	-0.633	-0.122	-0.501	0.010	1.000	0.028
合計	0.782	0.159	0.001	0.108	-0.050	1.000	-0.394

寄与度でみてもこの状況は変わらない。個別労働時間の影響は各年かなりばらつきがあるが、最後には全体の減少の78%に寄与している。年齢を固定した性別の変化は15.9%の貢献である。全般的な性別の変化の影響は10.8%である。このように年齢別にみると、労働時間短縮の影響は男女構成の変化による影響がとても大きく現れている。

6 年齢別労働者数の分布: 他の統計による特徴

6.1 「賃金構造基本調査」による企業規模別労働者数の分布

「賃金構造基本調査」でも労働時間は重要な調査項目の1つである。ただし一般労働者については産業区分も詳細であるが、パートタイム労働者については産業区分も粗く、年によって変化が大きい。しかも1日の労働時間と月間就業日数が記載されているのみであるので、その労働時間は丸め誤差によって大きく変動する。ここでは企業規模別、年齢別の一般労働者の分布をグラフに描いてみた。近年の特徴的な傾向は、若年男性層および中高齢男性層(50代以降)での大企業への一般労働者数が減っていること、小規模企業では中高齢男性層を雇用していることがわかる。

M字型の年齢別労働力参加率といわれているが、パートタイムを除いた一般労働者ではそうした現象は見られない。この図によるとわかるように、女性の一般労働者は中高年になるにしたがって男性に比べ非常に減ってしまうことから明らかである。

6.2 「就業構造基本調査」による年齢別就業者数の分布

年齢別就業形態別の就業者分布は「就業構造基本調査」によるのが一番詳細である。図は年齢別・仕事の主従別就業者数のグラフである。人口ピラミッドはほぼ左右対称であるが、有業者になるとやはり右が少なくなることがわかる。しかしそれでも一般労働者の人口ピラミッドほど大きな減少ではなく、M字型の労働力参加率を反映した形になっている。

有業者のうち仕事が主な者についてグラフを描くと、先ほどの一般労働者の比率と同じ傾向があらわれる。仕事が従であれば働きつづけられるにもかかわらず、仕事が主であることを止める傾向は顕著である。

近年ますます増加傾向をつづけるパートタイム労働によって平均の労働時間が減少している可能性もある。また、産業によってはパートタイムを多く活用しているものとそうではないものとも分かれるように考えられる。年齢別に見たのがつぎの図である。正社員と分類される人口ピラミッドは明らかに先ほどの「賃金構造基本調査」の一般労働者の年齢別分布と同じである。

男女とも 20 代前半の非正社員雇用の比率も高くなっている。高齢層，若年層，および女性の比率が高まると，労働時間が減少する可能性がある。

「就業構造基本調査」には週労働時間を調査している年間 200 日未満の常用雇用と年間就業日数が 200 日以上の就業者が報告されている。これらの効果を総合的に分析するには，さきに行った要因分解を「就業構造基本調査」で入手できる分類でも行う必要がある。

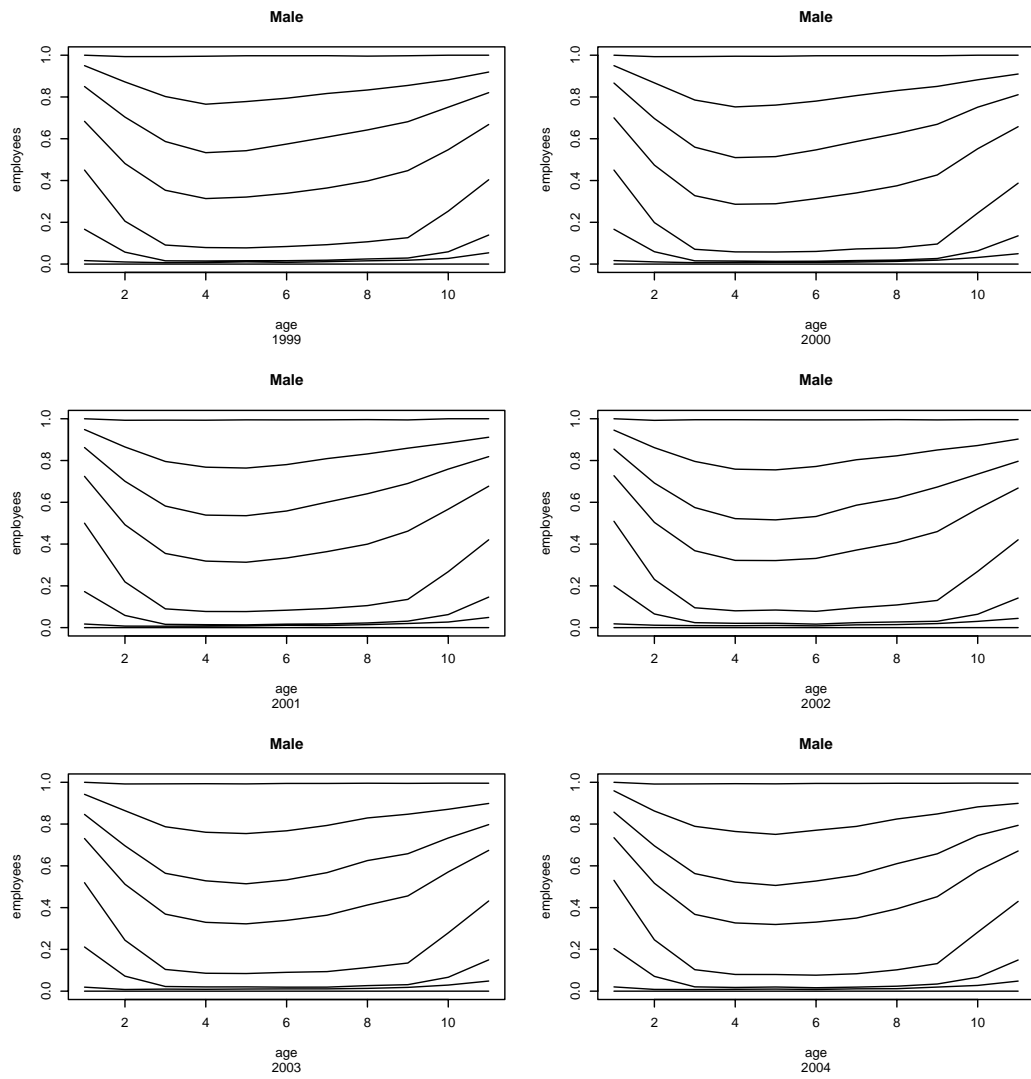


図 7-1 年齢別の週労働時間区分別就業者数比率 (男性)

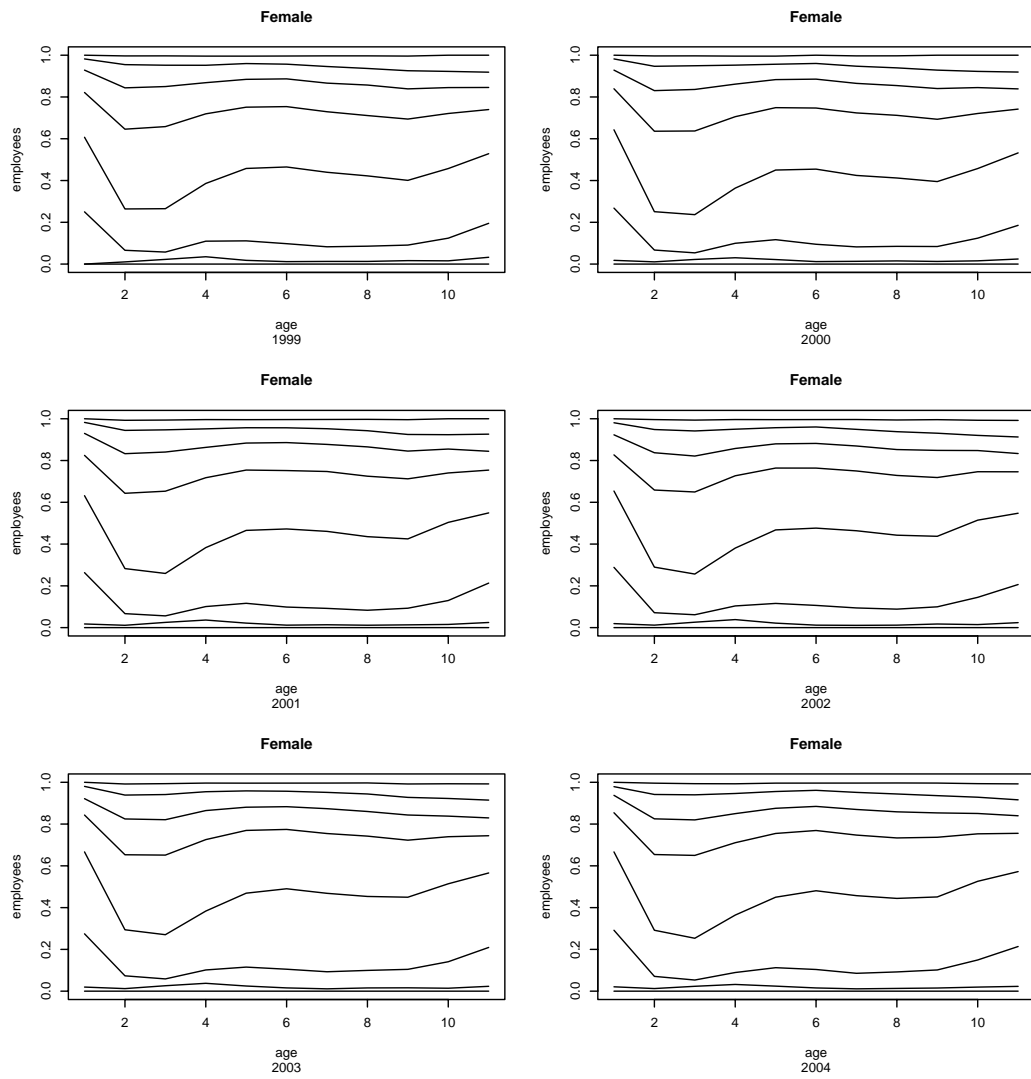


図 7-2 年齢別の週労働時間区分別就業者数比率 (女性)

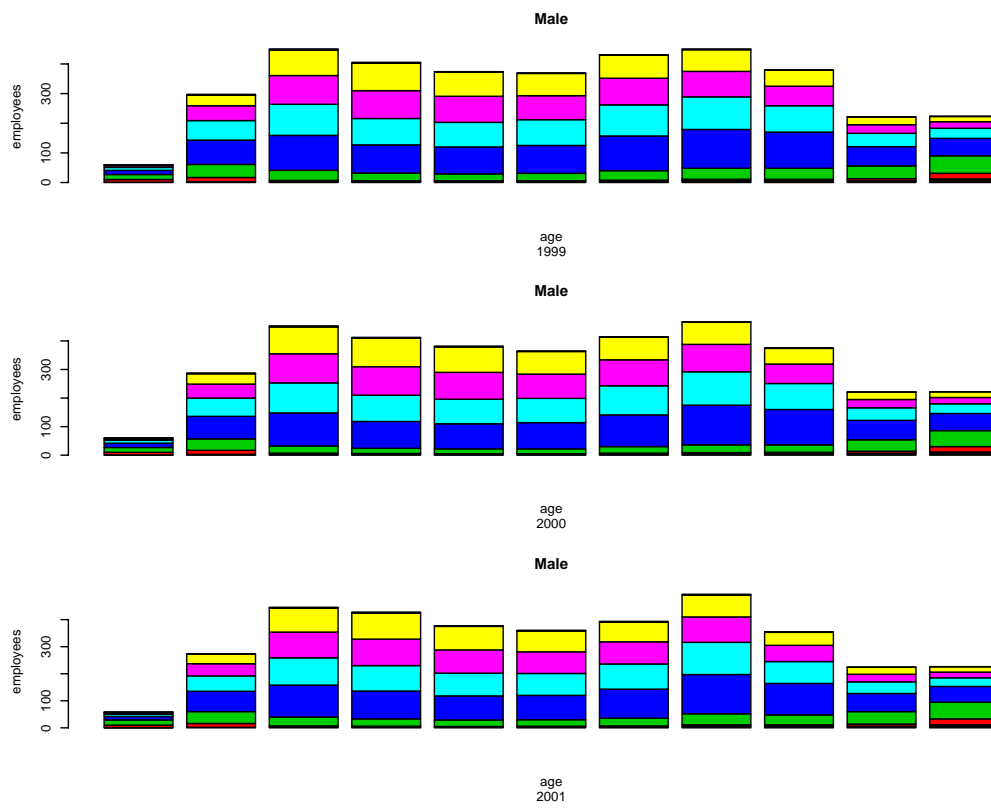


図 8-1 年齢別の週労働時間区分別就業者数 (男性)

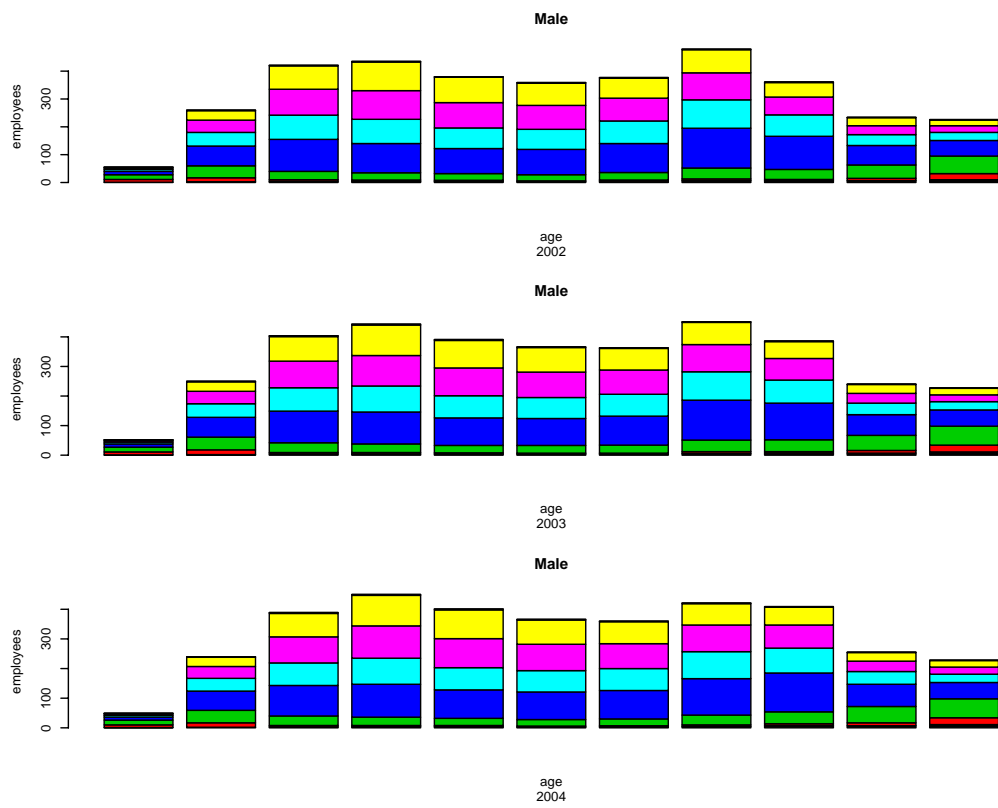


図 8-2 年齢別の週労働時間区別就業者数 (男性)

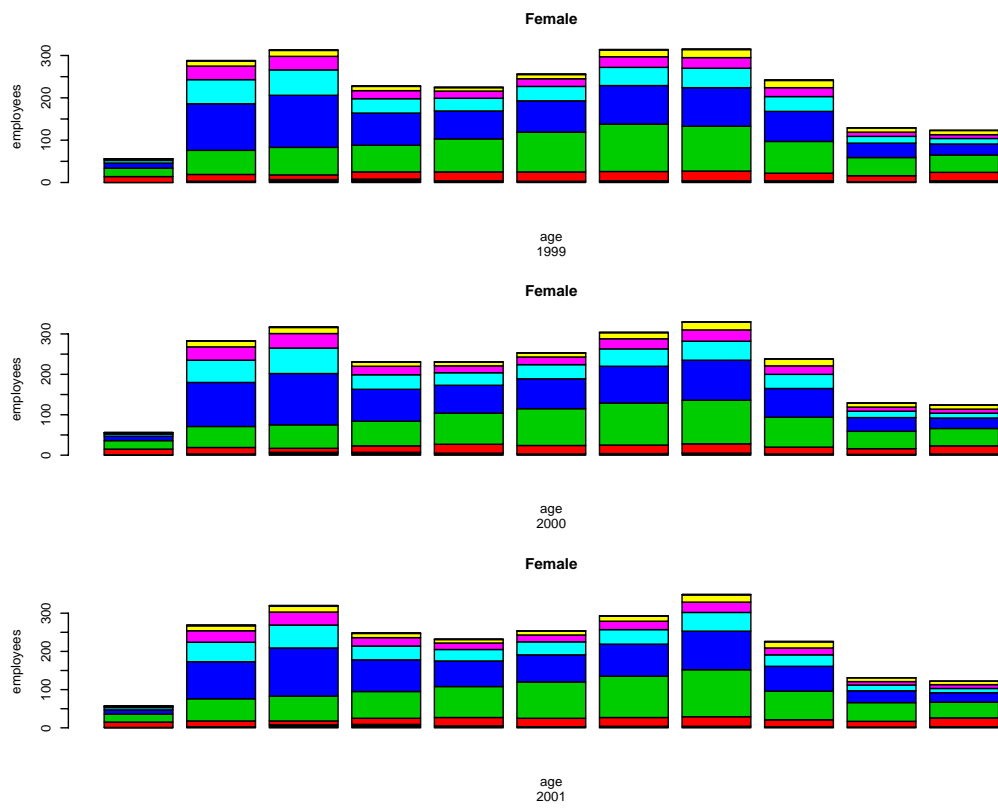


図 9-1 年齢別の週労働時間区分別就業者数 (女性)

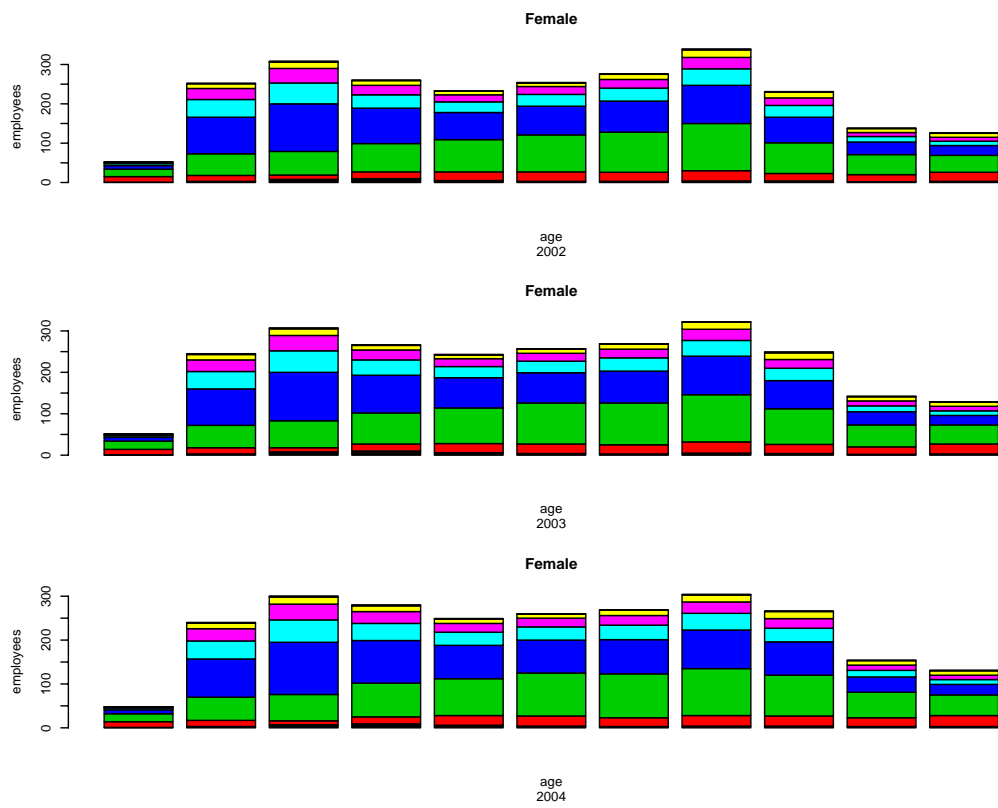
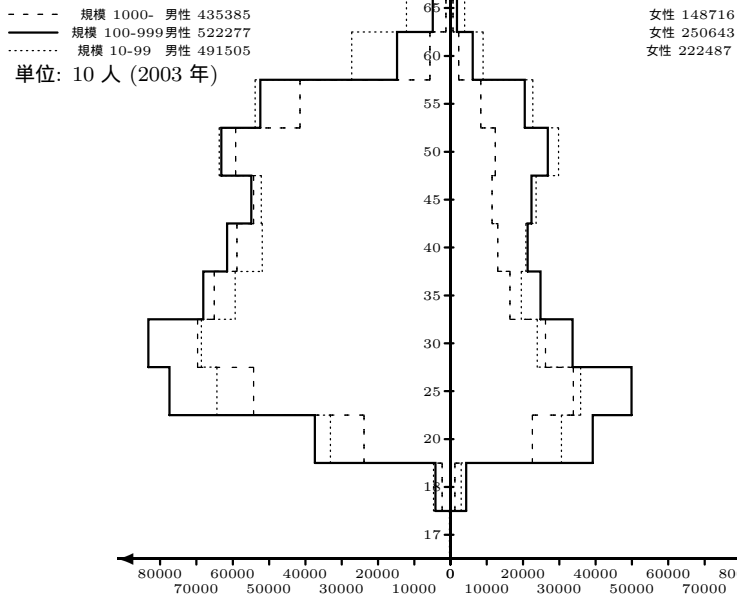
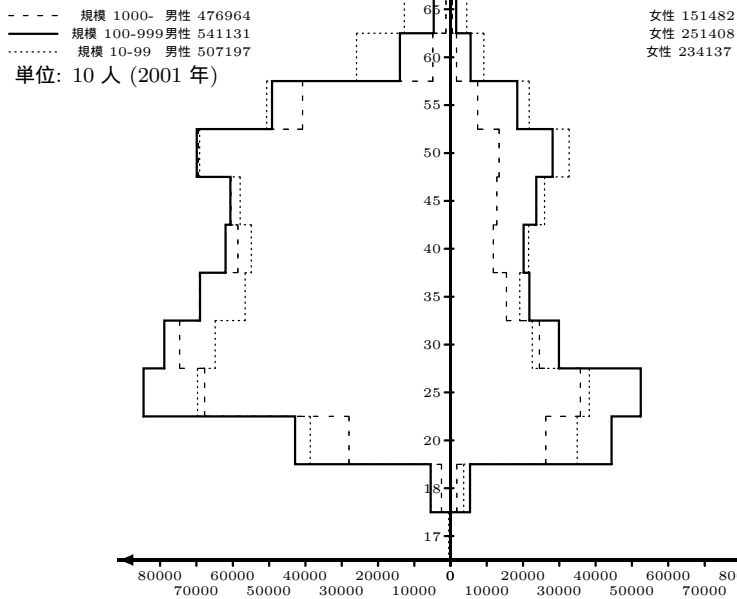


図 9-2 年齢別の週労働時間区分別就業者数 (女性)

Source: MHLW *Basic Survey of Wage Structure*



Source: MHLW *Basic Survey of Wage Structure*



Source: MHLW *Basic Survey of Wage Structure*

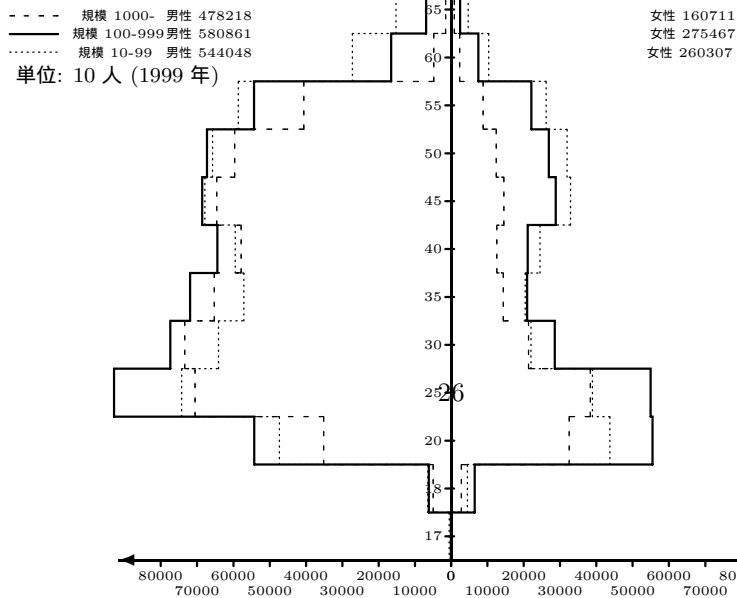


図 10 性・年齢別・企業規模別の一般労働者

Source: MIAC *Employment Status Survey*

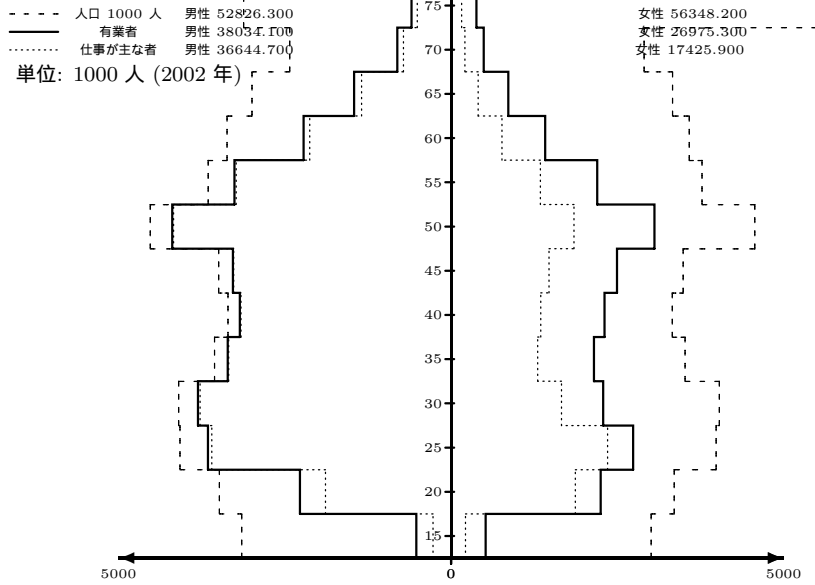


図 11 性・年齢別・仕事の主従別就業者数

Source: MIAC *Employment Status Survey*

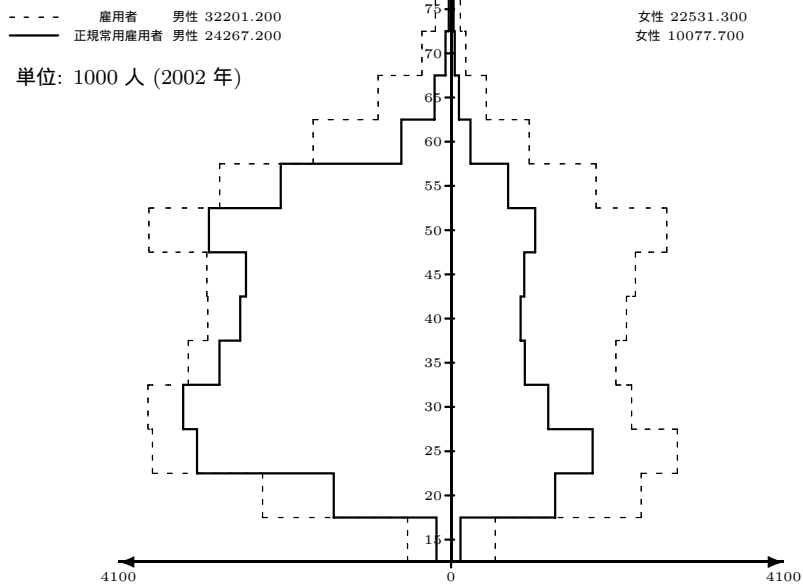


図 12 性・年齢別・雇用形態別雇用者数

7 年間就業日数または労働時間分布の要因分解

「就業構造基本調査」を使った分析でここ 20 年間の年間就労日数および週労働時間の変化の要因分解を行う。「労働力調査」と同じようにして要因分解を行うが、今回はその要因が増加したためさらに評価すべき項が増加する。まず雇用者数は性、産業、就業の規則性、年間就労日数の 4 つの項目にクロスして集めることができる。年間就労日数は、階級値で「50 日未満」「50 から 99 日」「100 から 149 日」「150 から 199 日」となっている。

就業の規則性が、年間就業日数が 200 日未満の就業者と 200 日以上の上の就業者については、規則的な場合に週労働時間別に雇用者数、就業者数が得られる。週労働時間の区分は、「就業構造基本調査」の調査年によってことなる。もっとも粗い分類で、1982 年には「15 時間未満」「15～21 時間」「22～34 時間」「35～42 時間」「43～48 時間」「49～59 時間」「60 時間以上」と分かれている。2002 年では「15 時間未満」「15～19 時間」「20～21 時間」「22～29 時間」「30～34 時間」「35～42 時間」「43～45 時間」「46～48 時間」「49～59 時間」「60 時間以上」とより詳細に分類されている。さらに、1982 年では年間就労日数が 200 日以上は一括して掲載されていたが、1987 年以降では年間就労日数が「200 日から 249 日」と「250 日以上」の二つの区分があり、それぞれについて週労働時間別に就業者数、雇用者数が掲載されている。

これらの情報を最大限に活用するためには、分類のための添え字を「労働力調査」よりも多く使わざるを得ない。すなわち、性別 g 、産業別 i 、就業の規則性 j 、年間就労日数 k の組み合わせか、あるいは、性別 g 、産業別 i 、就業の規則性 j 、週労働時間 k の組み合わせとなる。

性別 g	
1	女性 ($g = female$)
2	男性 ($g = male$)
就業の規則性 j , 1982 年	
1	年間 200 日未満で不規則
2	年間 200 日未満で季節的
3	年間 200 日未満で規則的
4	年間 200 日以上
年間就労日数 k , 1982 年	
1	「50 日未満」
2	「50 から 99 日」
3	「100 から 149 日」
4	「150 から 199 日」
就業の規則性 j , 1987 年	
1	年間 200 日未満で不規則
2	年間 200 日未満で季節的
3	年間 200 日未満で規則的
4	年間 200 日以上 249 日未満
5	年間 250 日以上
週労働時間 k , 1982 年, 1987 年	
1	「15 時間未満」
2	「15～21 時間」
3	「22～34 時間」
4	「35～42 時間」
5	「43～48 時間」
6	「49～59 時間」
7	「60 時間以上」

産業区分 i , 1982 年の「就業構造基本調査」による。

1	農林業	20	卸売
2	漁業・水産業	21	飲食小売
3	鉱業	22	飲食店
4	建設業	23	その他の小売
5	食品・たばこ	24	金融保険
6	繊維工業	25	不動産
7	木材・木製品	26	鉄道
8	パルプ・紙	27	運送倉庫
9	出版印刷	28	通信
10	化学	29	電気ガス水道
11	窯業土石	30	対個人サービス
12	鉄鋼	31	対事業所サービス
13	非鉄金属	32	修理業
14	金属製品	33	医療業
15	機械	34	教育
16	電機	35	他に分類されない専門サービス
17	輸送用機械	36	その他サービス
18	精密機械	37	公務
19	その他製造業	38	分類不能

産業区分 i , 1987 年の「就業構造基本調査」による。

1	農林水産業	6	運輸通信
2	鉱業	7	卸小売
3	建設業	8	金融保険不動産
4	製造業	9	サービス
5	電気ガス水道	10	公務ほか

8 「就業構造基本調査」による年間就業日数の分布

図は年間就労日数別の雇用者構成比である。明らかに 200 日以上の就労日数がほとんどであることがわかる。25：不動産は比較的 200 日未満の労働者が多いことがわかる。1982 年と比較すると、200 日未満の雇用者比率は増加している。1982 年には 200 日以上働く人が女性では 74.4%であったが、2002 年には 68.9%に低下している。250 日以上働く人は女性では 1987 年に 46.0%であったものが、2002 年には 31.6%に低下している。

男性の場合、1982 年には 89.2%であったのが、2002 年には 84.8%に低下している。男性で 250 日以上働く人も 1987 年には 58.3%であったのが、2002 年には 46.2%に低下した。

産業別の雇用者数の変化は女性の場合、農業など第 1 次産業の比率が低下して、第 3 次産業の比率が上昇していることがわかる。男性の場合も同様の傾向が見られるが、女性ほどはっきりした動きにはなっていない。

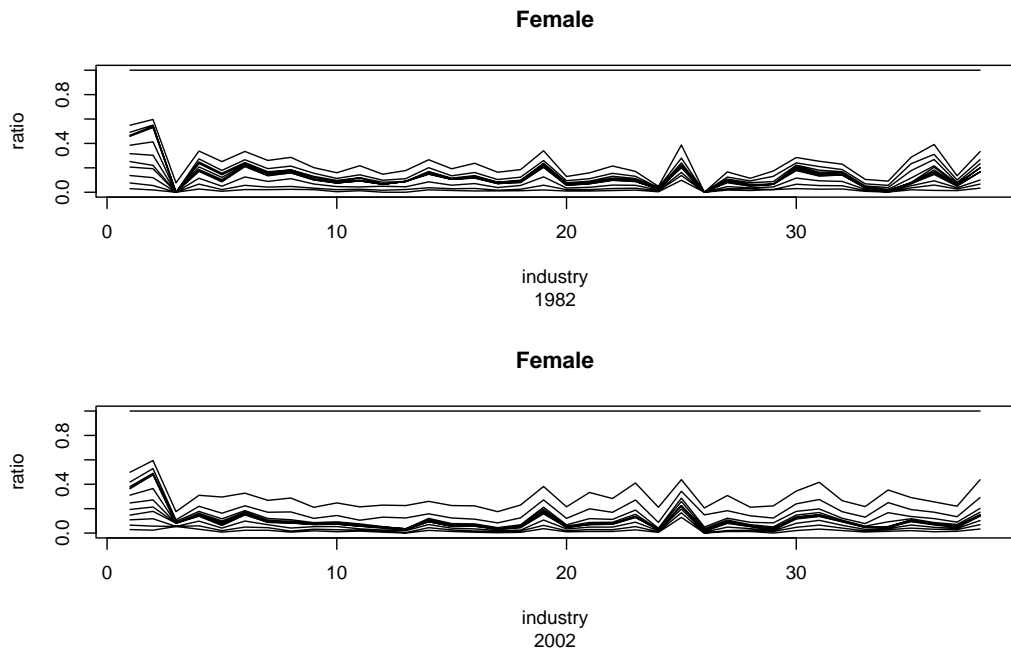


図 13-1 産業別の年間就労日数別雇用者構成比 (女性)

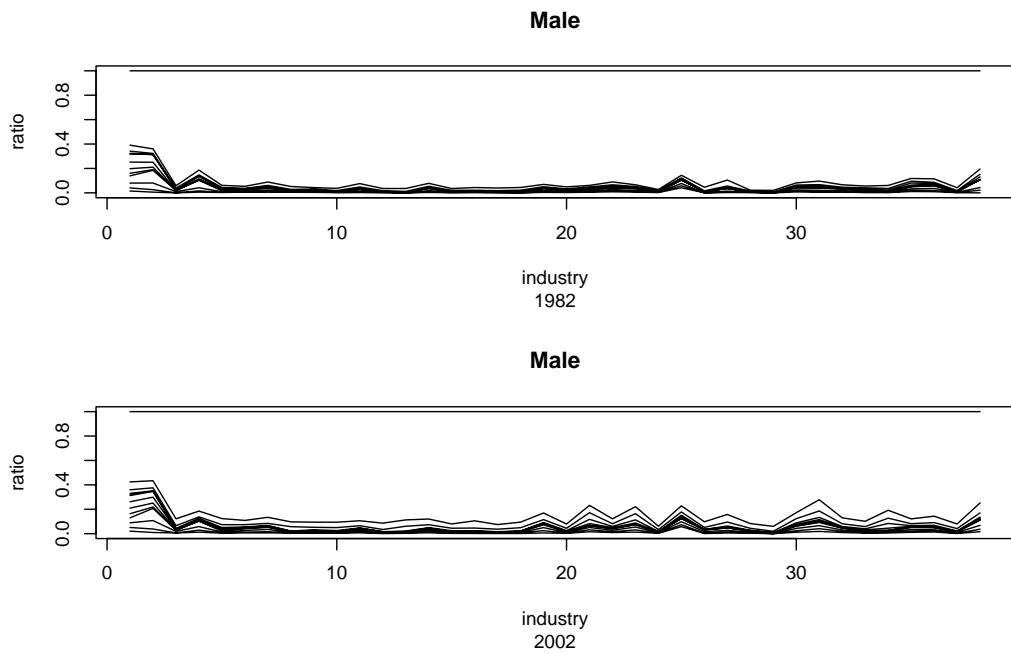


図 13-2 産業別の年間就労日数別雇用者構成比 (男性)

就業の規則性 j , 1982 年		
		年間 200 日未満で不規則
1	黒	「50 日未満」
2	赤	「50 から 99 日」
3	緑	「100 から 149 日」
4	青	「150 から 199 日」
		年間 200 日未満で季節的
5	空	「50 日未満」
6	ピンク	「50 から 99 日」
7	黄	「100 から 149 日」
8	灰	「150 から 199 日」
		年間 200 日未満で規則的
9	黒	「50 日未満」
10	赤	「50 から 99 日」
11	緑	「100 から 149 日」
12	青	「150 から 199 日」
13	空	年間 200 日以上
就業の規則性 j , 1987 年		
		年間 200 日未満で不規則
1	黒	「50 日未満」
2	赤	「50 から 99 日」
3	緑	「100 から 149 日」
4	青	「150 から 199 日」
		年間 200 日未満で季節的
5	空	「50 日未満」
6	ピンク	「50 から 99 日」
7	黄	「100 から 149 日」
8	灰	「150 から 199 日」
		年間 200 日未満で規則的
9	黒	「50 日未満」
10	赤	「50 から 99 日」
11	緑	「100 から 149 日」
12	青	「150 から 199 日」
13	空	年間 200 日以上 249 日未満
14	ピンク	年間 250 日以上

9 「就業構造基本調査」による週労働時間別の就業者分布

週間労働時間の分布は女性の場合、明らかに各産業で労働時間の短い人の比率が上昇している。その変化の幅は確かにサービス業で大きいが、製造業関連でも短時間の比率は上昇している。

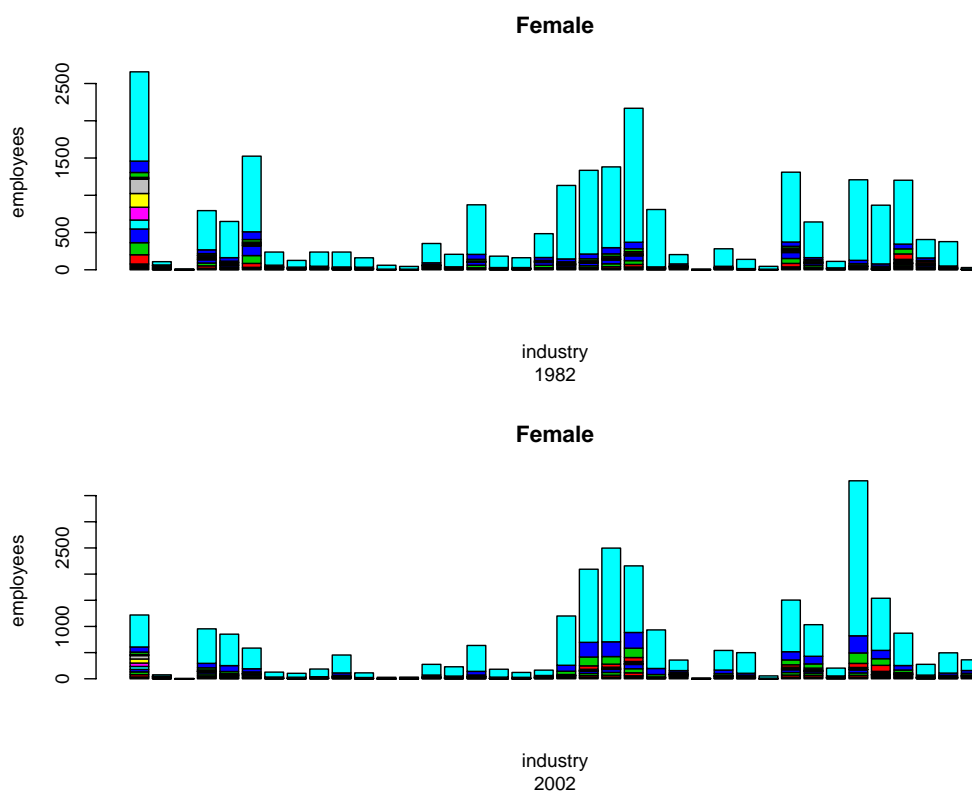


図 14-1 産業別の年間就労日数別雇用者数 (女性)

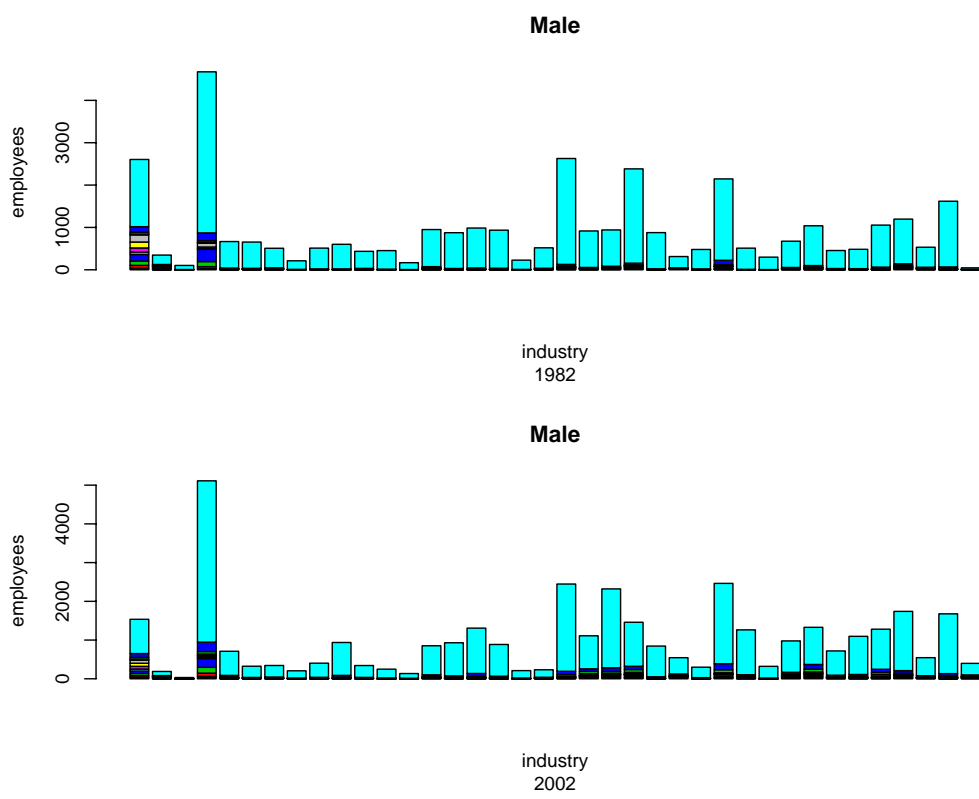


図 14-2 産業別の年間就労日数別雇用者数 (男性)

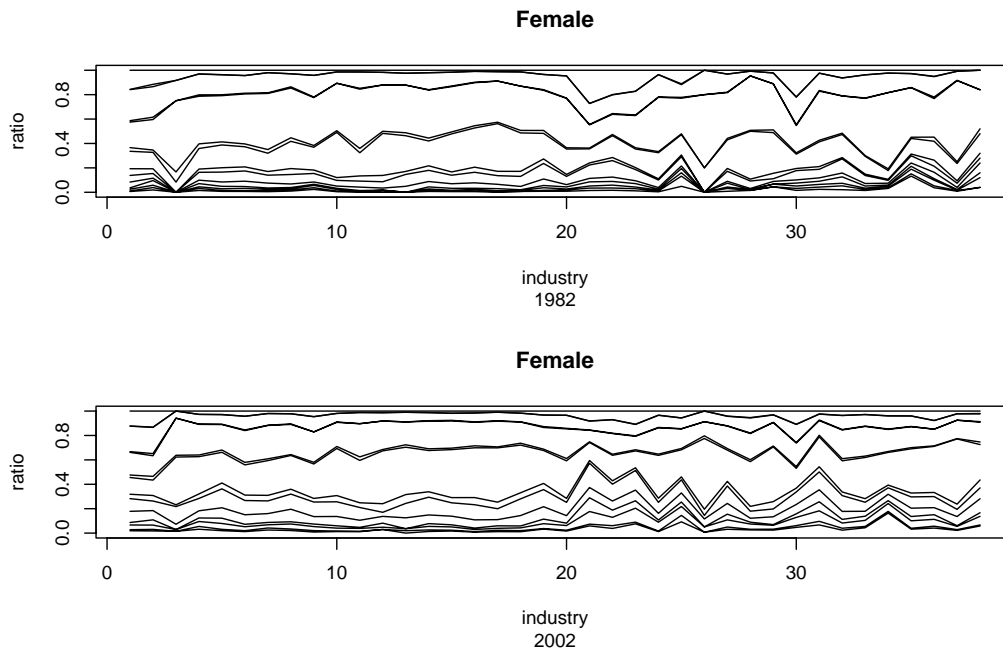


図 15-1 産業別の週労働時間別雇用者構成比 (女性), 1982 年と 2002 年の比較

週労働時間 k , 1987 年		
年間 200 日未満で規則的		
1	黒	「15 時間未満」
2	赤	「15 ~ 21 時間」
3	緑	「22 ~ 34 時間」
4	青	「35 ~ 42 時間」
5	空	「43 ~ 48 時間」
6	ピンク	「49 ~ 59 時間」
7	黄	「60 時間以上」
年間 200 ~ 249 日		
1	灰	「15 時間未満」
2	黒	「15 ~ 21 時間」
3	赤	「22 ~ 34 時間」
4	緑	「35 ~ 42 時間」
5	青	「43 ~ 48 時間」
6	空	「49 ~ 59 時間」
7	ピンク	「60 時間以上」
年間 250 日以上		
1	黄	「15 時間未満」
2	灰	「15 ~ 21 時間」
3	黒	「22 ~ 34 時間」
4	赤	「35 ~ 42 時間」
5	緑	「43 ~ 48 時間」
6	青	「49 ~ 59 時間」
7	空	「60 時間以上」

男性の場合も同様の傾向が観察されるが、女性よりも産業間のばらつきは少ない。

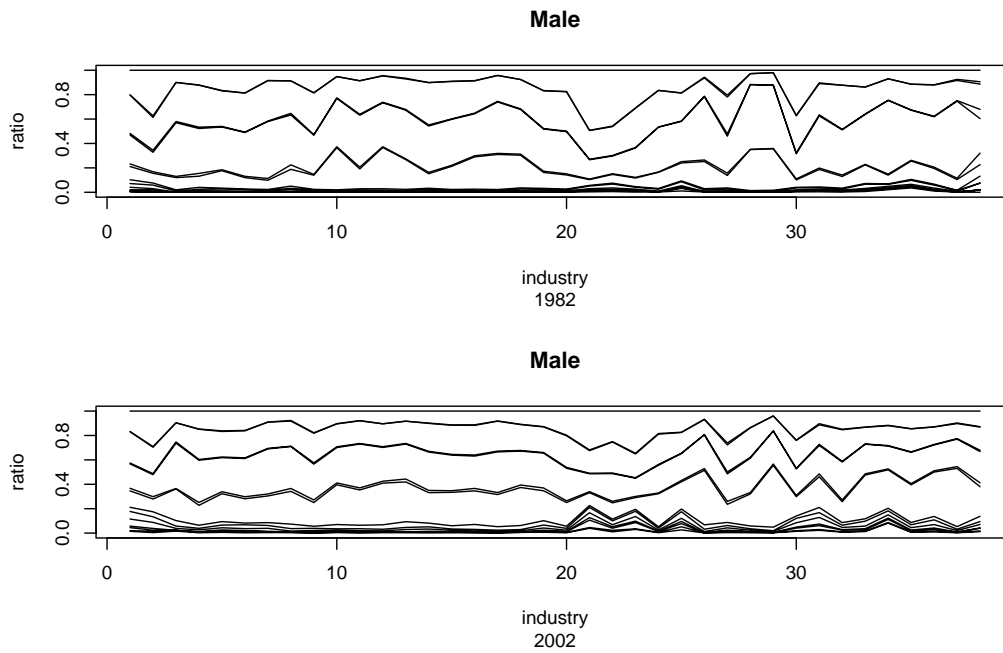


図 15-2 産業別の週労働時間別雇用者構成比 (男性), 1982 年と 2002 年の比較

週労働時間 k , 1987 年		
年間 200 日未満で規則的		
1	黒	「15 時間未満」
2	赤	「15 ~ 21 時間」
3	緑	「22 ~ 34 時間」
4	青	「35 ~ 42 時間」
5	空	「43 ~ 48 時間」
6	ピンク	「49 ~ 59 時間」
7	黄	「60 時間以上」
年間 250 日以上		
1	灰	「15 時間未満」
2	黒	「15 ~ 21 時間」
3	赤	「22 ~ 34 時間」
4	緑	「35 ~ 42 時間」
5	青	「43 ~ 48 時間」
6	空	「49 ~ 59 時間」
7	ピンク	「60 時間以上」

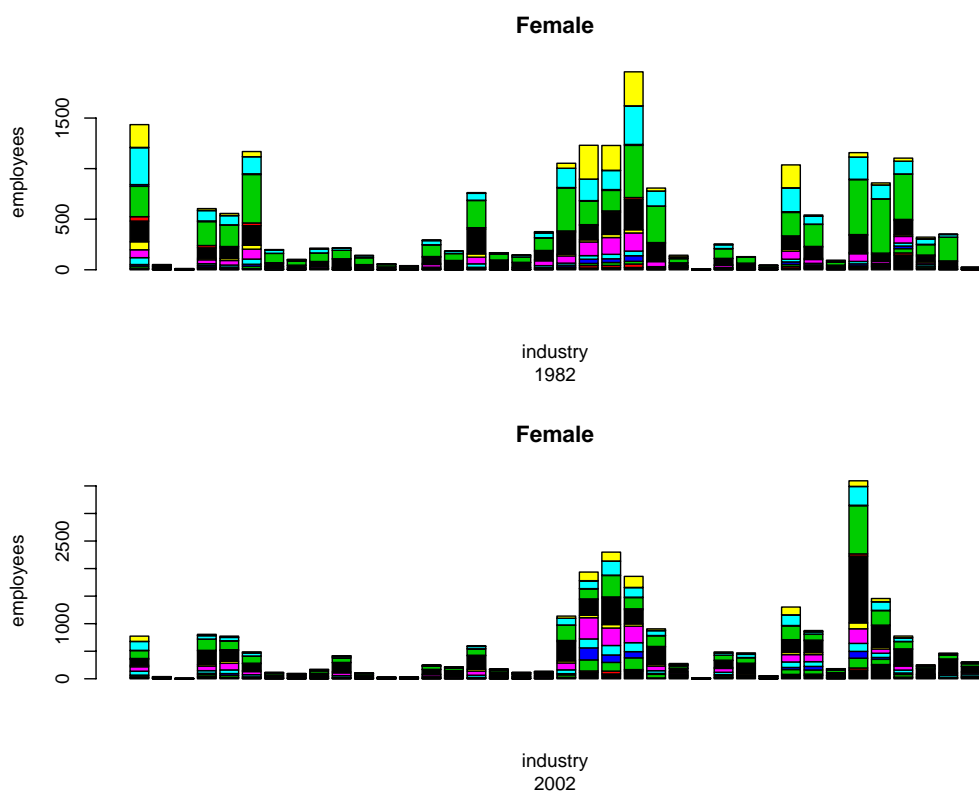


図 16-1 産業別の週労働時間別雇用者数 (女性), 1982 年と 2002 年の比較

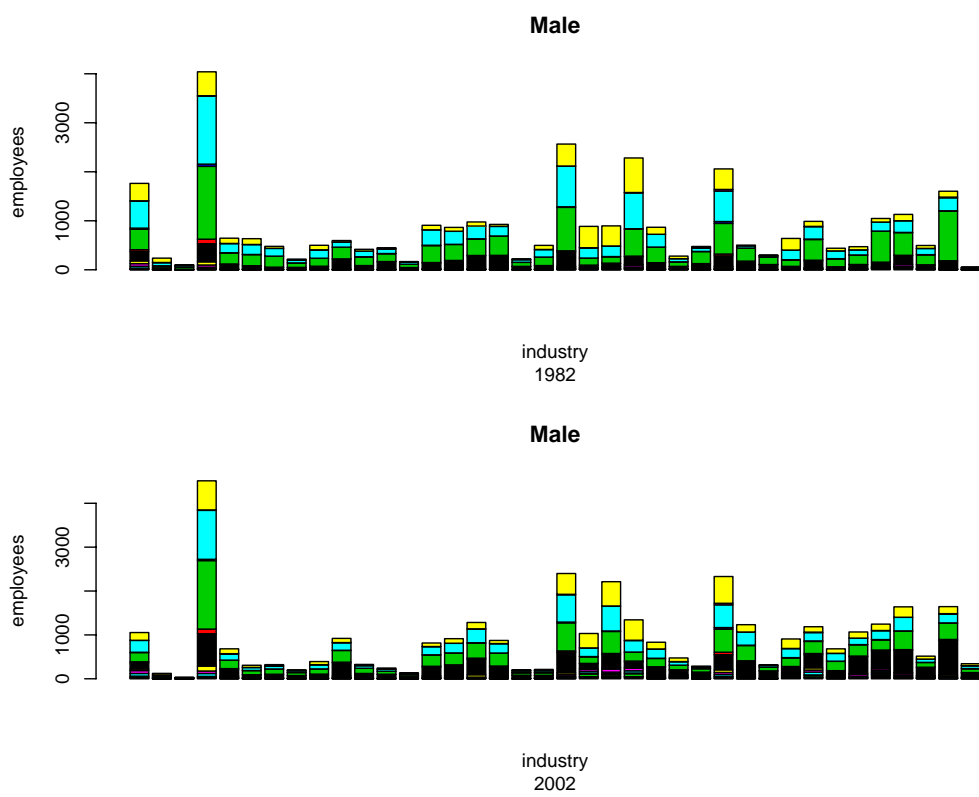


図 16-2 産業別の週労働時間別雇用者数 (男性), 1982 年と 2002 年の比較

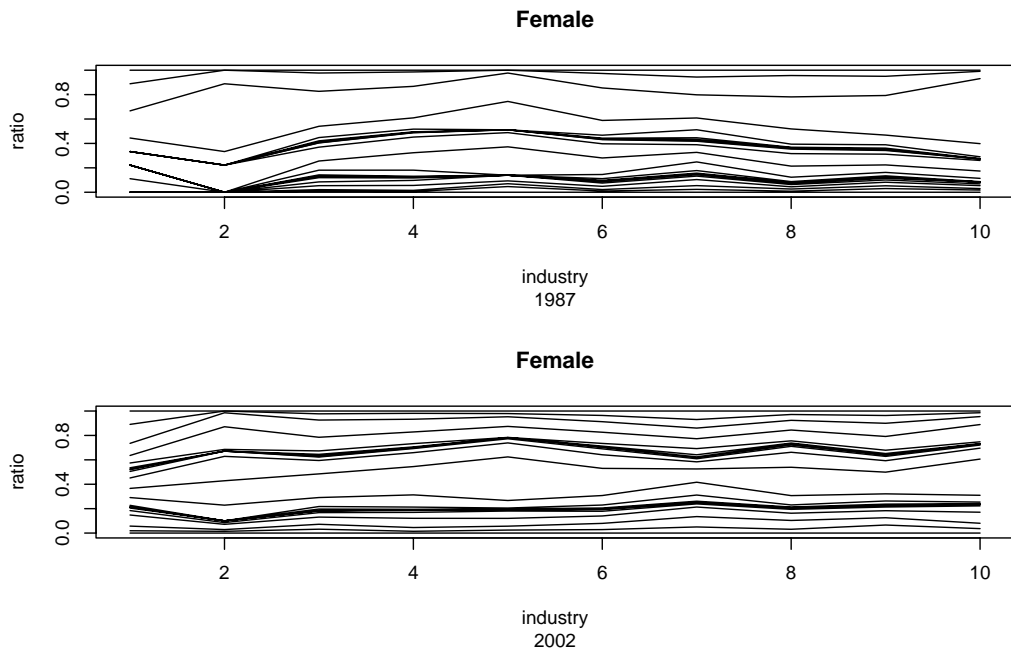


図 17-1 産業別の週労働時間別雇用者構成比 (女性), 1987 年と 2002 年の比較

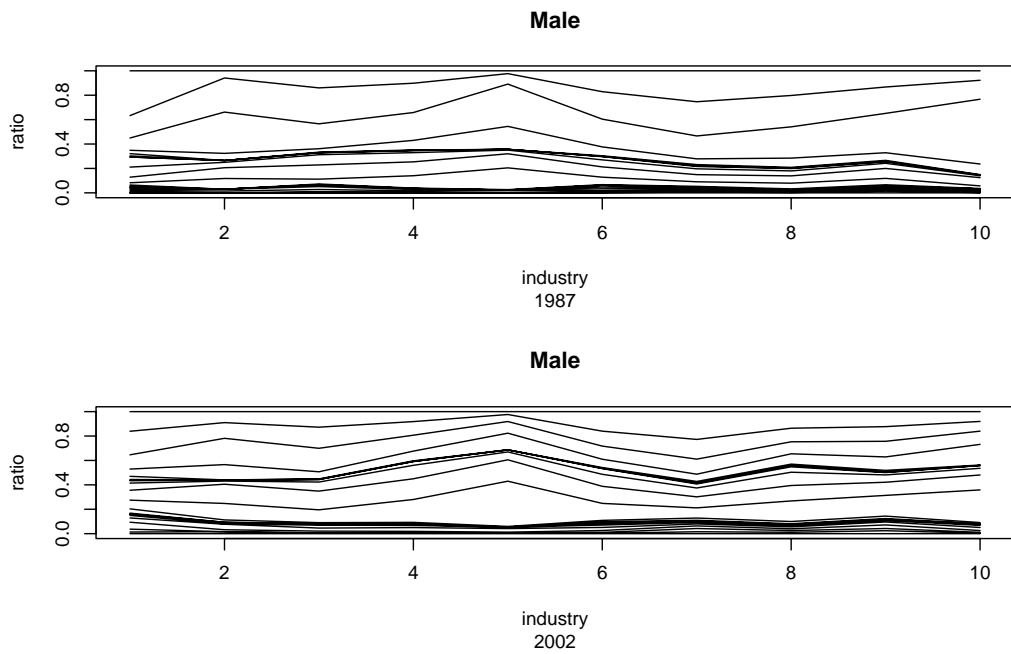


図 17-2 産業別の週労働時間別雇用者構成比 (男性), 1987 年と 2002 年の比較

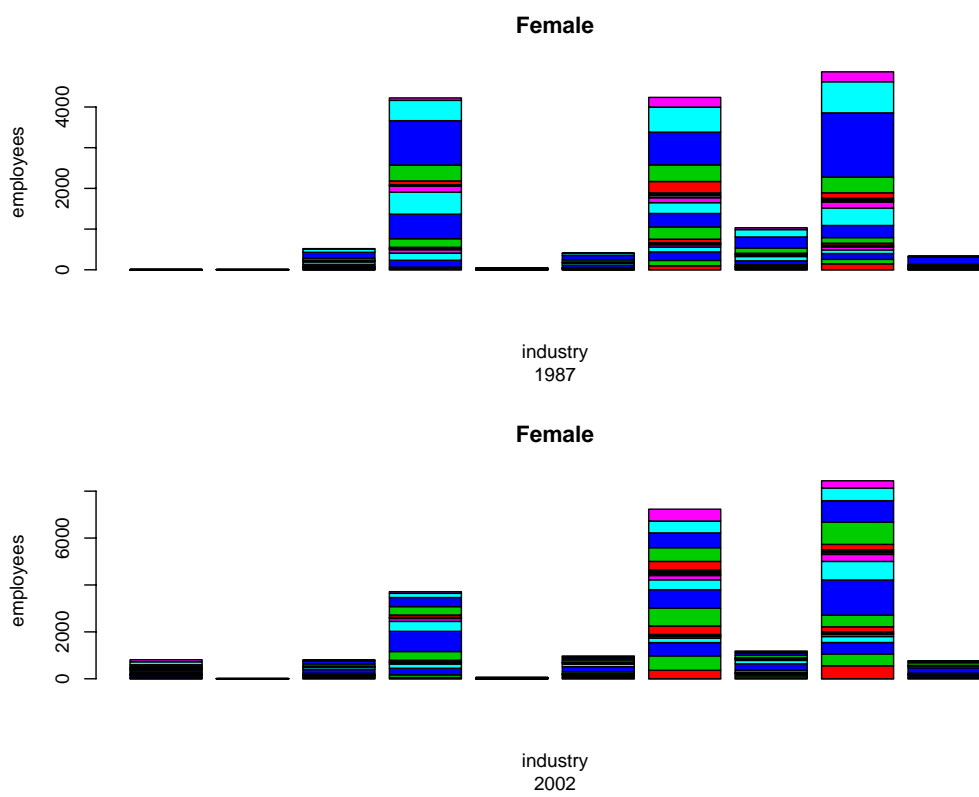


図 18-1 産業別の週労働時間別雇用者数 (女性), 1987 年と 2002 年の比較

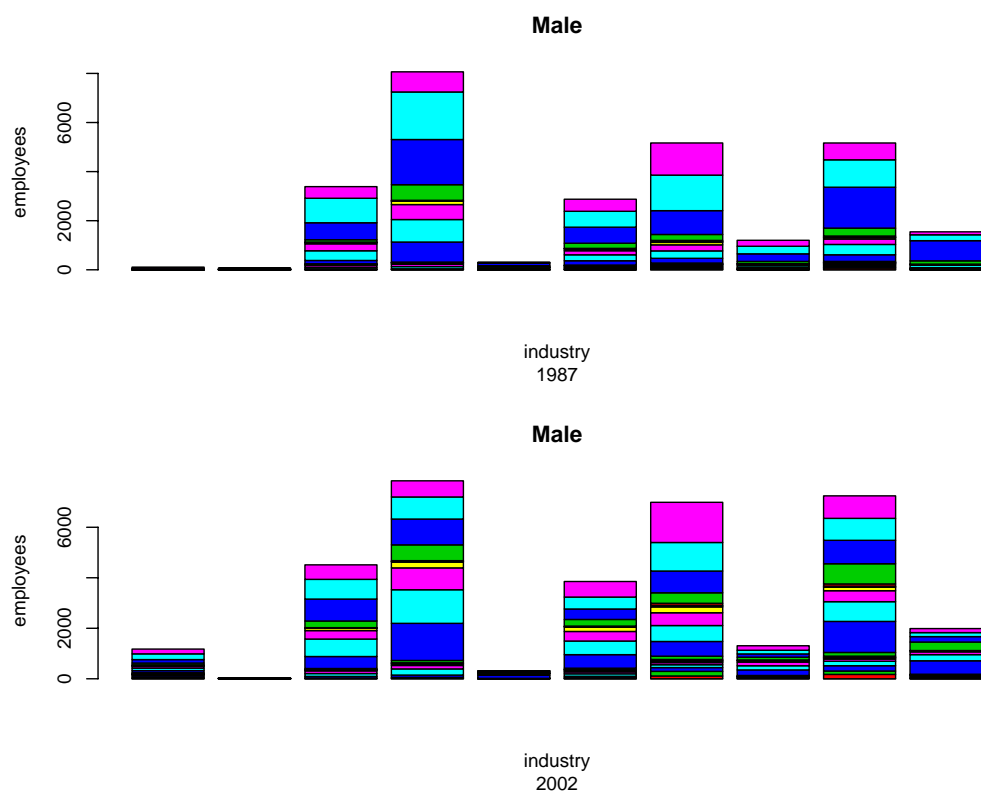


図 18-2 産業別の週労働時間別雇用者数 (男性), 1987 年と 2002 年の比較

10 就労日数・労働時間の変化の要因分解

10.1 4 階の場合の要因分解の手法

平均年間就労日数を \bar{d}_t とすると、この計算にはつぎのような式が使われる。

$$\bar{d}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{day}} d_{j,k} \left(\frac{n_{tgiijk}}{n_t} \right)$$

同様に、平均週労働時間を \bar{h}_t とすると、

$$\bar{h}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{day}} h_{j,k} \left(\frac{n_{tgiijk}}{n_t} \right)$$

$d_{j,k}$, $h_{j,k}$ はいずれも階級値であるので、年が違っていても同じ値である。ただし、就業の規則性 j が異なると調査している日数が異なったり、労働時間を調査していないということがあるので j の添え字は省略しないでおく。

平均就労日数や平均労働時間を問題にする場合、各階級内での就業者・雇業者の分布の変化が就労日数や労働時間を変えている要因と見ることができる。すなわち、 $\frac{n_{tgiijk}}{n_t}$ の要因分解を行えばよいということになる。

いま t 年次を省略すると $\frac{n_{gijk}}{n}$ を分解する方法は、つぎの $4! = 24$ とおりである。

$$\begin{aligned} & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gi}}{n_g} \frac{n_{gij}}{n_{gi}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gi}}{n_g} \frac{n_{gik}}{n_{gi}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gj}}{n_g} \frac{n_{gij}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gj}}{n_g} \frac{n_{gik}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gk}}{n_g} \frac{n_{gij}}{n_{gk}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, & \frac{n_g}{n} \frac{n_{gk}}{n_g} \frac{n_{gik}}{n_{gk}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_i}{n} \frac{n_{gi}}{n_i} \frac{n_{gij}}{n_{gi}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, & \frac{n_i}{n} \frac{n_{gi}}{n_i} \frac{n_{gik}}{n_{gi}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_i}{n} \frac{n_{ij}}{n_i} \frac{n_{ijk}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}}, & \frac{n_i}{n} \frac{n_{ij}}{n_i} \frac{n_{gij}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, \\ & \frac{n_i}{n} \frac{n_{ik}}{n_i} \frac{n_{ijk}}{n_{ik}} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}}, & \frac{n_i}{n} \frac{n_{ik}}{n_i} \frac{n_{gik}}{n_{ik}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_j}{n} \frac{n_{gj}}{n_j} \frac{n_{gij}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, & \frac{n_j}{n} \frac{n_{gj}}{n_j} \frac{n_{gik}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_j}{n} \frac{n_{ij}}{n_j} \frac{n_{ijk}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}}, & \frac{n_j}{n} \frac{n_{ij}}{n_j} \frac{n_{gij}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}}, \\ & \frac{n_j}{n} \frac{n_{jk}}{n_j} \frac{n_{ijk}}{n_{jk}} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}}, & \frac{n_j}{n} \frac{n_{jk}}{n_j} \frac{n_{gik}}{n_{jk}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_k}{n} \frac{n_{gj}}{n_k} \frac{n_{gik}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, & \frac{n_k}{n} \frac{n_{gj}}{n_k} \frac{n_{gjk}}{n_{gj}} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}}, \\ & \frac{n_k}{n} \frac{n_{ij}}{n_k} \frac{n_{gjk}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}}, & \frac{n_k}{n} \frac{n_{ij}}{n_k} \frac{n_{gik}}{n_{ij}} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}}, \\ & \frac{n_k}{n} \frac{n_{jk}}{n_k} \frac{n_{gjk}}{n_{jk}} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}}, & \frac{n_k}{n} \frac{n_{jk}}{n_k} \frac{n_{ijk}}{n_{jk}} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}} \end{aligned} \tag{6}$$

これらを各項別に微分(差分)したものを合計する操作をする。すなわち、24 項はそれぞれに 4 つの項の掛け算で表現されているので、 $24 \times 4 = 96$ 項の評価となり、それぞれが g, i, j, k の 4 つの添え字をもつ (4 階の) 変数 (テンソル) である。次元は g が 2 次元, i が 38 次元または 10 次元, j が 4 次元, k が 7 次元または 4 次元である。

要因分解はこれら一つ一つを間違いなく足しあげる作業になる。一つ一つ微分を計算すると、同じ項が現れるのでその数を右に記すと

$$\begin{aligned}
& d\left(\frac{n_g}{n}\right) \frac{n_{gijk}}{n_g} \times 6, & d\left(\frac{n_{gij}}{n_{gi}}\right) \frac{n_{gi}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_i}{n}\right) \frac{n_{gijk}}{n_i} \times 6, & d\left(\frac{n_{gik}}{n_{gi}}\right) \frac{n_{gi}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_j}{n}\right) \frac{n_{gijk}}{n_j} \times 6, & d\left(\frac{n_{gij}}{n_{gj}}\right) \frac{n_{gj}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_k}{n}\right) \frac{n_{gijk}}{n_k} \times 6, & d\left(\frac{n_{gjk}}{n_{gj}}\right) \frac{n_{gj}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{gi}}{n_g}\right) \frac{n_g}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gi}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gik}}{n_{gk}}\right) \frac{n_{gk}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{gj}}{n_g}\right) \frac{n_g}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gj}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gjk}}{n_{gk}}\right) \frac{n_{gk}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{gk}}{n_g}\right) \frac{n_i}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gij}}{n_{ij}}\right) \frac{n_{ij}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gij}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{gi}}{n_i}\right) \frac{n_i}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gi}} \times 2, & d\left(\frac{n_{ijk}}{n_{ij}}\right) \frac{n_{ij}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{ij}}{n_i}\right) \frac{n_i}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{ij}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gik}}{n_{ik}}\right) \frac{n_{ik}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gik}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{jk}}{n_i}\right) \frac{n_i}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{jk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{ijk}}{n_{ik}}\right) \frac{n_{ik}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{gj}}{n_j}\right) \frac{n_j}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gj}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gjk}}{n_{jk}}\right) \frac{n_{jk}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gjk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{ij}}{n_j}\right) \frac{n_j}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{ij}} \times 2, & d\left(\frac{n_{ijk}}{n_{jk}}\right) \frac{n_{jk}}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{ijk}} \times 2 \\
& d\left(\frac{n_{jk}}{n_j}\right) \frac{n_j}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{jk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gijk}}{n_{gij}}\right) \frac{n_{gij}}{n} \times 6 \\
& d\left(\frac{n_{gk}}{n_k}\right) \frac{n_k}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{gk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gijk}}{n_{gik}}\right) \frac{n_{gik}}{n} \times 6 \\
& d\left(\frac{n_{jk}}{n_k}\right) \frac{n_k}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{jk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gijk}}{n_{gjk}}\right) \frac{n_{gjk}}{n} \times 6 \\
& d\left(\frac{n_{jk}}{n_k}\right) \frac{n_k}{n} \frac{n_{gijk}}{n_{jk}} \times 2, & d\left(\frac{n_{gijk}}{n_{ijk}}\right) \frac{n_{ijk}}{n} \times 6
\end{aligned} \tag{7}$$

これらの項に $d_{j,k}$ または $h_{j,k}$ をかけて合計すればよい．ただしこのとき同じものを 24 回たしているので，合計を 24 で割ることになる．すなわち

$$\Delta \bar{d}_t = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{day}} d_{j,k} d\left(\frac{n_{tgijk}}{n_t}\right)$$

の最後の項 $d\left(\frac{n_{tgijk}}{n_t}\right)$ が (7) 式の和割る 24 というところである．ところが，(7) 式の計算では $d()$ の項にかけられるウェイトの時点 t が不明確である．この式では線形なので， $dx_t = x_t - x_{t-1}$ で近似した場合には， $(w_t + w_{t-1})/2$ とすると正確に等式が成立する．したがって評価すべき項は，上の 32 項を t 年と $t-1$ 年，計 64 項ということになる．

10.2 要因分解の結果

表の記号で， $sgig$ は $d(n_{gi}/n_g)$ の項の合計を示す．主効果 A_g は $d(n_g/n)$ の項の合計である．二次効果 $sgig$ は， g を条件にしたときの i の効果を示している．三次効果 $sgij_{gj}$ は， g と j を条件にしたときの i の効果を示している．四次効果 A_k は $d(n_{gijk}/n_{gij})$ の項の合計を示す．これは性，産業，就業の規則性を一定にしたときの就労日数の分布の変化が与えた影響を示す．

合計の一番最後の行の数字 -5.636 は，1982 年から 2002 年までの間に平均で年間就労日数が 5.636 日減少したことを示す．なかでは主効果が一番大きく，そのうちでは就業の規則性の効果が大きいことがわかる．partial 効果を見ても A_j がの値が大きいので就業の規則性の効果が大きく貢献していることがわかる．

年間就労日数への各項目の寄与度

主効果	性 A_g	産業 A_i	就業の規則性 A_j	就労日数 A_k	合計
	-0.09378465	0.48092632	-1.10662045	-0.99813344	-1.718
二次効果	sg^i_g 0.193532	sg^j_g -0.3311217	sg^k_g -0.3101198		-0.448
	sg^i_i 0.007007943	sg^j_i -0.556787124	sg^k_i -0.451946109		-1.002
	sg^j_j 0.006537796	sg^j_j -0.030887827	sg^k_j -0.102319703		-0.127
	sg^k_k -0.008646584	sg^k_k 0.041020323	sg^k_k -0.138482042		-0.106
三次効果	$sg^i_j g^i$ -0.558407	$sg^i k^i g^i$ -0.45758342	$sg^i j^j g^j$ -0.03491953	$sg^j k^j g^j$ -0.10809016	-1.159
	$sg^i k^g k$ 0.047984932	$sg^j k^g k$ -0.129795645	$sg^i j^i j$ 0.003045228	$sg^j k^i j$ -0.076101376	-0.155
	$sg^i k^i k$ 0.02006504	$sg^j k^i k$ -0.1801027	$sg^j k^j k$ 1.16458×10^{-15}	$sg^j k^j k$ -0.00327038	-0.163
四次効果	A_k -0.2309488	A_j -0.5335326	A_i 9.4369×10^{-16}	A_g 0.005637927	-0.759
合計 (1982-2002)					-5.636

この20年間で平均の労働時間は週あたり4.234時間減少したことを示している。ただし、労働時間の計算には階級の中心値を用いているので値は正確ではない。最後の階級は60時間以上になっているが、この値には70時間を用いている。最も効果の大きいものは、週労働時間の効果である。これはpartialな4次の効果の評価でも同じである。つまり、性、産業、就業の規則性を一定にしても週労働時間の分布が時間の短いほうに動いたことが労働時間の変化の最も大きな原因だということである。

週労働時間への各項目の寄与度

主効果	性 A_g	産業 A_i	就業の規則性 A_j	週労働時間 A_k	合計
	-0.07582722	-0.06782219	-0.33478406	-1.0589406	-1.537
二次効果	sg_i_g	sg_j_g	sg_k_g		
	-0.01081761	-0.09533167	-0.32770446		-0.434
	sg_i_i	sg_j_i	sg_k_i		
	-0.01258283	-0.11491345	-0.33047666		-0.458
	sg_j_j	sg_i_j	sg_k_j		
	-0.00906155	-0.03185119	-0.24138551		-0.282
	sg_k_k	sg_i_k	sg_j_k		
	-6.12×10^{-17}	-2.17×10^{-5}	9.48×10^{-17}		-0.000
三次効果	$sg_i_j_g$	$sg_i_k_g$	$sg_i_j_j$	$sg_j_k_g$	
	-0.10329998	-0.31809243	-0.02400396	-0.23207828	-0.677
	$sg_i_k_g$	$sg_j_k_g$	$sg_i_j_i$	$sg_j_k_i$	
	-0.000663647	$8.45452E - 18$	-0.001897799	-0.2137249	-0.216
	$sg_i_k_i$	$sg_j_k_i$	$sg_j_k_j$	$sg_j_k_k$	
	-4.58486×10^{-5}	-0.000481162	-1.75677×10^{-16}	-0.001140665	-0.002
四次効果	A_k	A_j	A_i	A_g	
	-0.6330417	0.002052079	$-6.99094E - 16$	0.004095359	-0.627
合計 (1982-2002)					-4.234

週労働時間への各項目の寄与度

主効果	性 A_g	産業 A_i	就業の規則性 A_j	週労働時間 A_k	合計
	-0.10589476	0.02489816	-0.65325778	-1.00941127	-1.744
二次効果	sg^i_g 0.0119087	sg^j_g -0.18843624	sg^k_g -0.30117217		-0.478
	sg^i_i -0.0310881	sg^j_i -0.216575	sg^k_i -0.3449363		-0.593
	sg^j_j -0.005934212	sg^i_j 0.0101023	sg^k_j -0.118717831		-0.115
	sg^k_k -6.79×10^{-18}	sg^i_k -1.38×10^{-4}	sg^j_k -2.11×10^{-16}		-0.000
三次効果	$sg^i j^j_g$ -0.18683089	$sg^i k^i_g$ -0.31324405	$sg^i j^j_g$ 0.01269642	$sg^j k^j_g$ -0.1126334	-0.600
	$sg^i k^k_g$ -0.002230214	$sg^j k^k_g$ -1.17383×10^{-16}	$sg^i j^i_j$ -0.002055554	$sg^j k^i_j$ -0.1313806	-0.136
	$sg^i k^i_k$ 1.37×10^{-4}	$sg^j k^i_k$ 1.53×10^{-4}	$sg^j k^j_k$ 3.64×10^{-17}	$sg^i j^k_k$ -4.42×10^{-4}	-0.000
四次効果	A_k -0.3821853	A_j 0.01244876	A_i 5.0307×10^{-17}	A_g 0.003371496	-0.366
合計 (1987-2002)					-4.031

週労働時間への各項目の寄与度

主効果	性	産業	就業の規則性	週労働時間	合計
	A_g	A_i	A_j	A_k	
	-0.07582722	-0.06782219	-0.33478406	-1.0589406	-1.537
二次効果	sg^i_g	sg^j_g	sg^k_g		
	-0.01081761	-0.09533167	-0.32770446		-0.434
	sg^i_i	sg^j_i	sg^k_i		
	-0.01258283	-0.11491345	-0.33047666		-0.458
	sg^j_j	sg^i_j	sg^k_j		
	-0.00906155	-0.03185119	-0.24138551		-0.282
	sg^k_k	sg^i_k	sg^j_k		
	$-6.12E-17$	$-2.17 \cdot 10^{-5}$	0.00		-0.000
三次効果	$sg^i_j g^i$	$sg^i k^i g^i$	$sg^i j^i g^j$	$sg^j k^i g^j$	
	-0.10329998	-0.31809243	-0.02400396	-0.23207828	-0.677
	$sg^i k^i g^k$	$sg^j k^i g^k$	$sg^i j^i j^i$	$sg^j k^i j^i$	
	-0.000663647	0.0	-0.001897799	-0.2137249	-0.216
	$sg^i k^i k^i$	$sg^j k^i k^i$	$sg^j k^j k^i$	$sg^j k^j k^j$	
	$-4.58486E-05$	-0.000481162	-0.00	-0.001140665	-0.002
四次効果	A_k	A_j	A_i	A_g	
	-0.6330417	0.002052079	-0.00	0.004095359	-0.627
合計 (1982-2002)					-4.234

11 労働時間分布のシミュレーションにむけて

「労働力調査」による推計がサンプルサイズの点で有利である。しかし「労働力調査」には週労働時間が階級別に記載されているだけで、階級内の平均値が何時間かは得られていない。また週 60 時間以上の末端も上限がどの程度か平均値がわからない。そのかわりそれらを集計した平均週労働時間のデータは従業上の地位、産業別あるいは年齢別に得られる。これらが 6 年間のデータとして利用できるのも、階級値として何時間の労働時間を利用すればよいのかつぎのようにして推定できる。

各労働時間区分内では、週平均労働時間 (階級・代表値) は正規分布するとする。推定したいパラメータは表の $\alpha_i, i = 1, \dots, m$ である。これらのパラメータ α_i が正規分布をすると仮定する。

年齢別データ			産業別データ		
階級	区分	階級値・代表値 (未知)	階級	区分	階級値・代表値 (未知)
6	「60 時間以上」	α_6	5	「60 時間以上」	α_7
5	「49 ~ 59 時間」	α_5	4	「49 ~ 59 時間」	α_6
4	「43 ~ 48 時間」	α_4	3	「40 ~ 48 時間」	α_5
3	「35 ~ 42 時間」	α_3	2	「35 ~ 39 時間」	α_4
			2	「21 ~ 34 時間」	α_3
2	「15 ~ 34 時間」	α_2	2	「15 ~ 20 時間」	α_2
1	「1 ~ 14 時間」	α_1	1	「1 ~ 14 時間」	α_1
0	「休業者」	0	0	「休業者」	0
	平均週間労働時間	\bar{h} 観察可能		平均週間労働時間	\bar{h} 観察可能

11.1 モデル 1: 通常の最小二乗法による

通常の最小二乗法で誤差 u_j が正規分布をすれば、パラメータ α_i も正規分布をすることが知られている。まず、単純につぎのような回帰分析を行うと

$$\bar{h}_j = \sum_{i=1}^m \alpha_i x_{ij} + u_j$$

ここで、 $j = (\text{year}, \text{industry})$ は産業と観測年次の添え字である。 x_{ij} は産業・観測年 j の第 i 階級の雇用者の構成比率である。休業者は労働時間をゼロと考えているため、 $\sum_{i=1}^m x_{ij} = 1$ である。独立に変わるのは、 x_1, x_2, \dots, x_m の各 j について m 個となる。したがって回帰に利用できるのも m 個である。 u_j については 2 レベル (観測年と産業) の誤差構造が考えられる。しかしここでは推定されたパラメータの有効性は問題にしていないのでとりあえず独立として扱っている。

$$u_j \sim N(0, \sigma^2)$$

を仮定する。

切片のない回帰分析で制約なしで α_i を求めるとつぎのようになる。なお切片のない回帰分析のため正規方程式が成立しないので、決定係数 R^2 は役に立たない。

通常の回帰分析による推定：女性

	Estimate	Std. Error
α_1	26.575	7.070
α_2	48.729	1.824
α_3	46.998	0.963
α_4	42.357	3.284
α_5	77.444	8.214
α_6	28.936	4.492
σ_u^2	4.758	0.51

通常の回帰分析による推定：男性

	Estimate	Std. Error
α_1	14.359	3.935
α_2	24.877	1.031
α_3	44.016	0.551
α_4	39.059	2.008
α_5	51.221	4.617
α_6	41.372	2.735
σ_u^2	1.819	0.195

明らかに階級値であるから， α_1 は 1～14 時間の間に， α_2 は 15～34 時間の間に等々とならなければならない．しかし単純な回帰分析では望ましい結果が得られない．

11.2 モデル 2: Bayesian の normal prior, normal likelihood による

α_i の値がとる領域があらかじめわかっているのであるから，これを事前情報として利用したい．そこで α_i の分布を正規分布であると事前に仮定する Bayesian の推定量を求めてみた． α_i の事前分布は， $N(\alpha_i^{apri}, \text{Prec } \tau_i)$ とする．最近の Bayesian 推定については，Carlin[2000], Gelman[2004]などを参照．

Precision (分散の逆数) の τ_i は区間の幅にあわせて設定している．また，誤差 u_i の分散の推定には inverse Gamma(逆ガンマ) 分布 (ガンマ分布の逆数) を使っている．逆 Gamma 分布の shape パラメータは $\alpha = 0.001$ と $\beta = 0.001$ を使っている．

$$p(x|\alpha, \beta) = \frac{e^{-1/(\beta x)}}{\Gamma(\alpha)\beta^\alpha x^{\alpha+1}}$$

これは尤度に正規分布をつかった場合の分散 σ_u^2 の共役事前 (conjugate prior) であるためである．

Prior の設定

	Prior mean	Prior Precision
α_1^{prior}	8	$\tau_1 = 0.4$
α_2^{prior}	25	$\tau_2 = 0.01$
α_3^{prior}	39	$\tau_3 = 0.01$
α_4^{prior}	46	$\tau_4 = 0.01$
α_5^{prior}	54	$\tau_5 = 0.4$
α_6^{prior}	80	$\tau_6 = 0.5$

事前分布 $\pi(\alpha)$ は正規分布，尤度 $lhd(\alpha, \tau; \mathbf{y}^{obs})$ は正規分布と逆 Gamma 分布の積である．それぞれ独立な事前分布を仮定する．

モデルは

$$y_j = X_j \alpha + u_j, \quad u_j \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (1)$$

であり， α については

$$\alpha_i \sim N(\alpha_i^{prior}, \tau_i) \quad (2)$$

を事前， τ については， τ_u, τ_i ともに

$$\tau \sim \text{IG}(0.001, 0.001) \quad (3)$$

を事前とする．

θ をパラメーターベクトルとすると，事後分布は

$$\pi(\theta | \mathbf{y}^{obs}) \propto \pi(\theta) lhd(\theta; \mathbf{y}^{obs})$$

となる．

$$\int_{-\infty}^{\infty} \pi(\theta | \mathbf{y}^{obs}) d\theta = 1$$

であるが，MCMC の場合，右辺を規格化する必要はない．そこが MCMC の利点の一つである．MCMC 推定については，Carlin[2000]，Gelman[2004] にも詳しいが，ここで利用した bugs については Gilks and Spiegelhalter eds. [1996] が普及に貢献したものである．

これで各階級の事前平均値は階級の中点の値を代入し，その周辺に分散 $1/\tau$ で分布するという事前分布からスタートして最適値を探すことにした．

MCMC による推定結果 1，10,000 回シミュレーション後：女性

パラメーター	事後平均	標準偏差	標準誤差
α_1	14.368	3.9989	0.039989
α_2	24.867	1.0455	0.010455
α_3	44.023	0.5570	0.005570
α_4	39.048	2.0414	0.020414
α_5	51.204	4.6570	0.046570
α_6	41.375	2.7601	0.027601
σ_u^2	1.841	0.2002	0.002002

これによっても α_4 と α_6 の推定がおかしな値になってしまうことがわかった。しばしば MCMC は収束しにくいという現象があるといわれているが、全くそのようなことはなく計算されている (図参照, 女性の場合)。かなり近づいたがまだ階級を超えた値が推定されるので、上限と下限を考慮した切断のある分布を仮定するほかなかった。

MCMC による推定結果 1, 10,000 回シミュレーション後：男性

node	mean	std. dev.	MC error
α_1	26.591	7.1844	0.071844
α_2	48.712	1.8527	0.018527
α_3	47.011	0.9760	0.009760
α_4	42.341	3.3375	0.033375
α_5	77.419	8.2770	0.082770
α_6	28.933	4.5202	0.045202
σ_u^2	4.815	0.5237	0.005237

男性の場合は全体的に大きな値になっており第 5 階級目だけが小さな値となっている。この場合は先の場合よりもはずれがひどく推定値を階級値として利用することはまったくできない。

11.3 モデル 3: Bayesian の切断のある normal prior, normal likelihood による

Prior の設定

	Prior mean	Prior Precision	分布形
α_1^{prior}	7.5	$\tau_1 = 0.1$	$N(\alpha_1, \tau_1)I_{A_1}$
α_2^{prior}	22.5	$\tau_2 = 0.1$	$N(\alpha_2, \tau_2)I_{A_2}$
α_3^{prior}	32.5	$\tau_3 = 0.1$	$N(\alpha_3, \tau_3)I_{A_3}$
α_4^{prior}	37.5	$\tau_4 = 0.1$	$N(\alpha_4, \tau_4)I_{A_4}$
α_5^{prior}	44.5	$\tau_5 = 0.1$	$N(\alpha_5, \tau_5)I_{A_5}$
α_6^{prior}	54.5	$\tau_6 = 0.1$	$N(\alpha_6, \tau_6)I_{A_6}$
α_7^{prior}	70.0	$\tau_7 = 0.1$	$N(\alpha_7, \tau_7)I_{A_7}$
τ_u	Gamma(0.001,0.001)		

これは労働時間区分の詳細なデータについて当てはめたものである。 I_{A_i} は、 α_i がその下限 $lower_i$ と上限 $upper_i$ の区間 $A_i = (lower_i, upper_i)$ に含まれるとき 1, 含まれないとき 0 になる定義関数である。これにより正規分布は上限と下限で切断されることになる。 τ_u は $1/\sigma_u^2$ であるためガンマ分布を仮定している。

MCMC を使って推定をすると、事後分布の積分が 1 になるように規格化関数(分配関数)を求めなければならない手続きが省略できる。したがって非常に簡単に結果が得られる。ただし切断のある正規分布を Prior に設定するために、推定は WinBUGS を利用した。

MCMC による推定結果 2, 20,000 回シミュレーション後：女性の場合

node	mean	std. dev.	MC error	2.5%	median	97.5%
α_1	7.465	2.973	0.02091	1.729	7.463	13.25
α_2	22.51	2.978	0.02059	16.63	22.51	28.29
α_3	32.5	1.381	0.01035	30.16	32.49	34.84
α_4	37.5	1.392	0.01034	35.15	37.5	39.85
α_5	44.7	2.445	0.01858	40.41	44.63	49.34
α_6	54.7	2.43	0.0187	50.41	54.63	59.35
α_7	70.05	3.149	0.02001	63.9	70.05	76.27
τ	1.039	3.292	0.02283	0.0	0.006269	9.922

MCMC による推定結果 2, 20,000 回シミュレーション後：男性の場合

node	mean	std. dev.	MC error	2.5%	median	97.5%
α_1	7.533	2.987	0.01534	1.705	7.546	13.33
α_2	22.49	2.989	0.01535	16.7	22.47	28.28
α_3	32.5	1.385	0.007347	30.15	32.5	34.85
α_4	37.49	1.387	0.007489	35.15	37.49	39.85
α_5	44.71	2.434	0.01159	40.43	44.65	49.36
α_6	54.73	2.426	0.01191	50.45	54.65	59.33
α_7	70.0	3.144	0.01501	63.83	70.0	76.17
τ_u	1.095	11.58	0.0525	0.0	0.0	4.788

男性・女性ともに σ_u あるいは τ_u の値が非常に大きくなったりゼロに近づいているが、これは history のグラフを見ればわかるようにまれに非常に特異な値が発生することが原因である。通常の場合には、グラフでは直線に見えるような領域で振動していることになる。 α_i の分散についてはいずれの場合も標準偏差が 1.6 から 3.1 の間に収まっており、それほど大きな分散ではないことがわかる。それは α_i の分布を見てもわかる。これは正規分布の切断をつかったためが原因であると思われるが、平均とメディアンが近い値になっている。しかも切断が起こる点からちょうど中央の点に非常に近いものである。

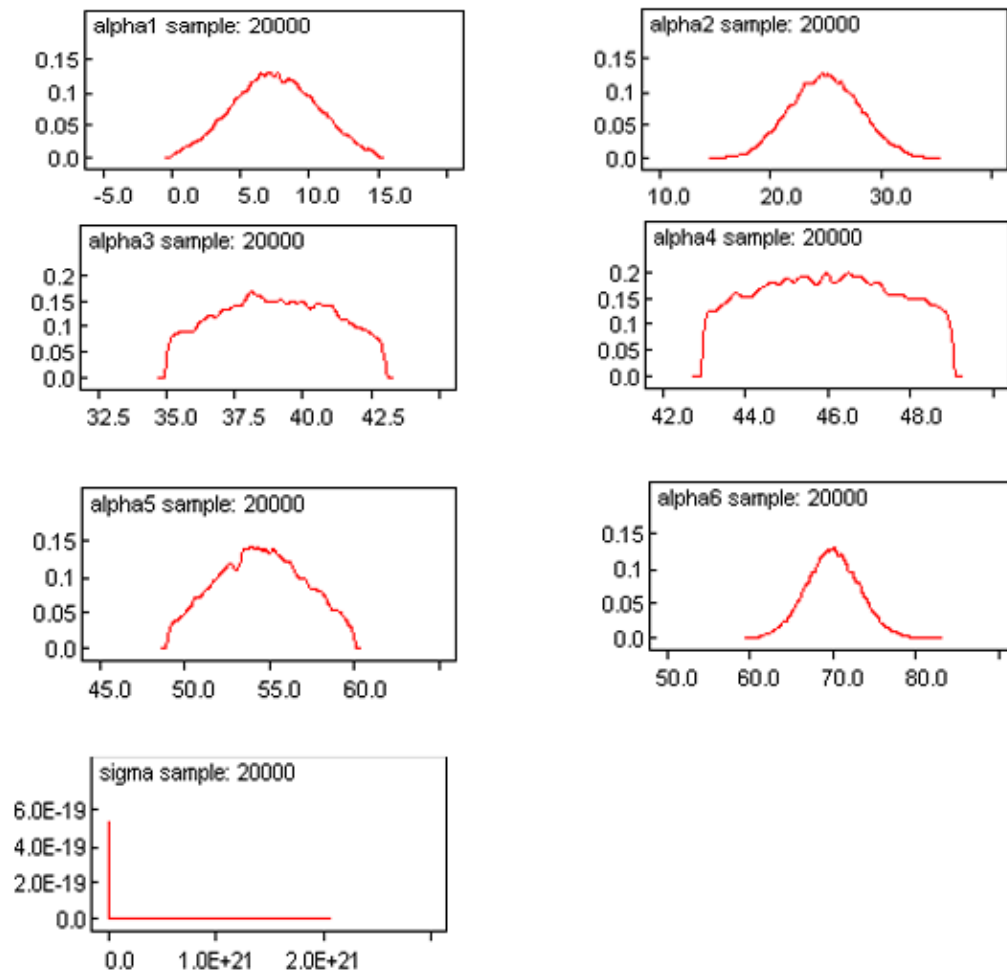


図 α_i の分布 (女性)

τ_u ないし σ_u の収束性が若干問題になるかもしれないが、異常に大きな値を示すのは比較的稀であると思われる。実際のシミュレーションに利用するものではないことからここではあまりその推定に重点を置いていない。しかし、今後改良の余地はある。

また、 α_i の分布形についても、正規分布は conjugate prior でもあり便利だが、別のタイプの分布を想定することも必要かもしれない。いずれにしても、階級値を推定するだけ

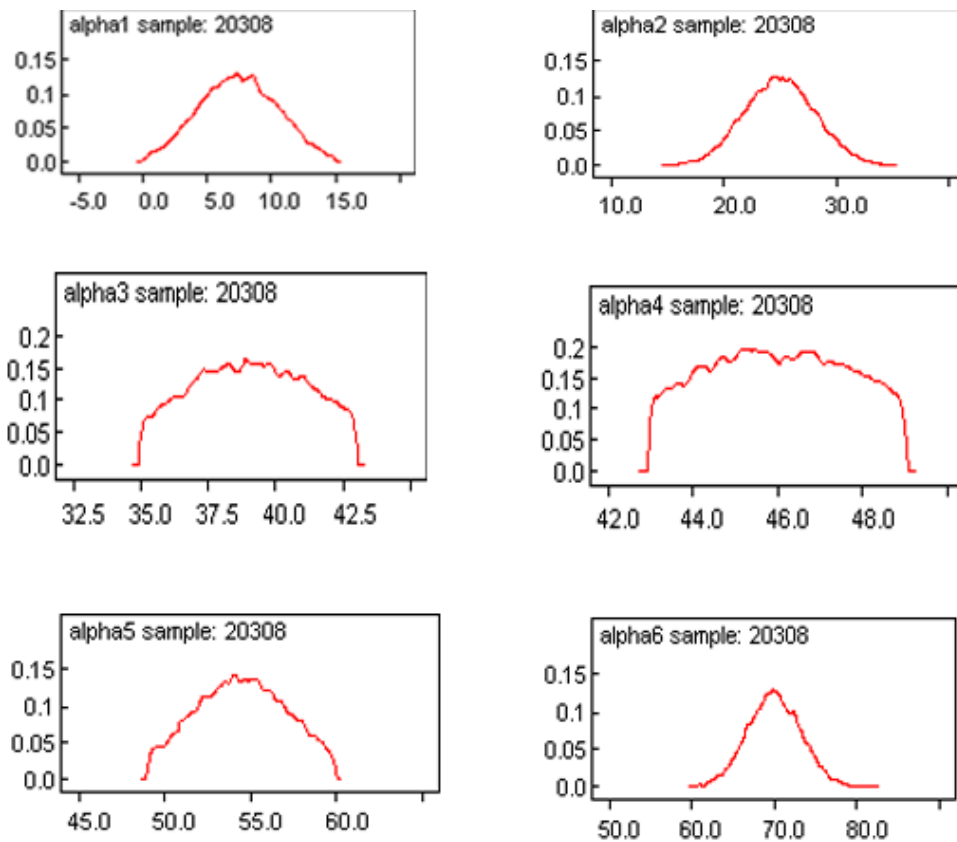


図 α_i の分布 (男性)

なので、それほど大きなウェイトがかかる問題ではないだろう。

つぎの結果は、労働時間区分の少ない産業別データを用いた推定である。過去とのデータの整合性から長期の労働時間の分散の要因分解に利用している。

第3階級の幅が35時間から48時間と広がっている。しかし初期値の平均を39と以前のまま設定したためか、初期値39からあまり移動していない。当然のことながら、切断は最低が35、最高が49としてある。

男女とも同様の傾向が見られる。

MCMC による推定結果 3 , 20,404 回シミュレーション後 : 女性の場合

node	mean	std. dev.	MC error	2.5%	median	97.5%
α_1	7.521	2.974	0.02084	1.696	7.503	13.28
α_2	25.02	3.145	0.02248	18.78	25.03	31.22
α_3	39.62	2.64	0.01788	35.35	39.38	45.28
α_4	54.5	2.575	0.01746	49.7	54.53	59.3
α_5	69.97	3.149	0.02392	63.83	69.97	76.17
τ_u	1.01	10.23	0.06982	0.0	4.035E-29	4.282

MCMC による推定結果 4 , 20,986 回シミュレーション後 : 男性の場合

node	mean	std. dev.	MC error	2.5%	median	97.5%
α_1	7.519	2.99	0.02216	1.734	7.492	13.35
α_2	25.0	3.156	0.01968	18.83	25.0	31.14
α_3	39.61	2.628	0.01735	35.36	39.44	45.2
α_4	54.48	2.579	0.01806	49.73	54.47	59.31
α_5	69.99	3.141	0.01977	63.84	69.96	76.18
τ_u	1.005	9.926	0.06753	0.0	1.979E-29	5.044

12 分散の要因分解による労働時間分布の分析手法

変動要因の分析は時系列の労働時間の変化に注目したが、ここでは産業別・性別の労働時間の分散(全変動)がどのような要因に分解できるかを確かめる。

「労働力調査」では労働時間の分布は男女 g と産業 i 、それに各労働時間クラス j に分解できる。このことから分散分析も可能であるがここでは変動の因子に興味があるわけではないので単純に分解する。

分解式は、つぎのようになる。簡単のため年を示す t は省略する。 S を全変動とする。

$$\begin{aligned}
 S &= \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h})^2 \\
 S &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{gi})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{gj})^2 \right. \\
 &\quad \left. + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{ij})^2 \right\} \\
 &+ \frac{1}{6} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_g)^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_i)^2 \right. \\
 &+ \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_j)^2 \\
 &+ \left. \sum_{j=1}^{n_{class}} \sum_{g=f}^m N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_j)^2 + \sum_{j=1}^{n_{class}} \sum_{g=f}^m N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_g)^2 \right\} \\
 &+ \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m N_g (\bar{h}_g - \bar{h})^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_i (\bar{h}_i - \bar{h})^2 + \sum_{j=1}^{n_{class}} N_j (\bar{h}_j - \bar{h})^2 \right\} \quad (8)
 \end{aligned}$$

ここで

$$\begin{aligned}
 N_{gi} &= \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij}, & N_{gj} &= \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gij}, & N_{ij} &= \sum_{g=f}^m N_{gij}, \\
 N_g &= \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij}, & N_i &= \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij}, & N_j &= \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gij} \\
 \bar{h}_{gi} &= \frac{1}{N_{gi}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} h_{gij}, & \bar{h}_{gj} &= \frac{1}{N_{gj}} \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gij} h_{gij}, & \bar{h}_{ij} &= \frac{1}{N_{ij}} \sum_{g=f}^m N_{gij} h_{gij},
 \end{aligned}$$

$$\bar{h}_g = \frac{1}{N_g} \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} h_{gij}, \quad \bar{h}_i = \frac{1}{N_i} \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} h_{gij}, \quad \bar{h}_j = \frac{1}{N_j} \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gij} h_{gij}$$

である。

ここで便宜のためつぎのように定義しておく．

$$\begin{aligned}
S_1 &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{gi})^2 \right\}, & S_2 &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{gj})^2 \right\}. \\
S_3 &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{gij} (h_{gij} - \bar{h}_{ij})^2 \right\}, \\
S_4 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_g)^2 \right\}, & S_5 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_i)^2 \right\}, \\
S_6 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_i)^2 \right\}, & S_7 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{class}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_j)^2 \right\}, \\
S_8 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{j=1}^{n_{class}} \sum_{g=f}^m N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_j)^2 \right\}, & S_9 &= \frac{1}{6} \left\{ \sum_{j=1}^{n_{class}} \sum_{g=f}^m N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_g)^2 \right\}, \\
S_{10} &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{g=f}^m N_g (\bar{h}_g - \bar{h})^2 \right\}, & S_{11} &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_i (\bar{h}_i - \bar{h})^2 \right\}, & S_{12} &= \frac{1}{3} \left\{ \sum_{j=1}^{n_{class}} N_j (\bar{h}_j - \bar{h})^2 \right\}.
\end{aligned}$$

13 「労働力調査」による最近の労働時間分布の分散分析

「労働力調査」では労働時間の分布は男女 g と産業 i , それに各労働時間クラス j に分解できる。「労働力調査」の産業別・性別の雇用者の労働時間の分布について分散分析を行った結果がつぎの表である．実際には, h_{gij} は前節で推定した h_j の値を用いるのだが, 今回は 0, 7.5, 25, 42.5, 54.5, 70 をもちいる．そのために S_2, S_3, S_7, S_8 の寄与は 0 となっている． $h_{gij} = \bar{h}_{gj} = h_j, h_{gij} = \bar{h}_{ij} = h_j$ であるためである．

分散 (全変動) の要因分解: 短期の場合
(部分和は合計が 1 になるよう基準化)

水準内		相互作用			
年	S_1	S_4	S_5	S_6	S_9
1999	0.285	0.003	0.018	0.161	0.146
2000	0.281	0.004	0.019	0.160	0.144
2001	0.283	0.003	0.019	0.160	0.145
2002	0.283	0.004	0.018	0.160	0.145
2003	0.280	0.004	0.018	0.158	0.144
2004	0.278	0.004	0.018	0.157	0.144

水準間			合計	分散	平均	
年	S_{10}	S_{11}	S_{12}	1	S/N	\bar{h}
1999	0.041	0.012	0.333	1.0	227.6	43.28
2000	0.045	0.014	0.333	1.0	228.9	43.83
2001	0.043	0.013	0.333	1.0	234.9	43.11
2002	0.043	0.014	0.333	1.0	245.4	43.15
2003	0.046	0.017	0.333	1.0	245.8	43.08
2004	0.046	0.019	0.333	1.0	241.3	43.31

- S_1, S_2, S_3 は水準内変動といわれるもので、 S_1 が週平均労働時間階級間の雇用者数の違いによる変動である。 S_2 と S_3 は階級の労働時間の値が変化しないのでゼロである。
- S_4 から S_9 は相互作用といわれているものである。 S_7 と S_8 は階級の労働時間の値が変化しないのでゼロである。
- S_{10} から S_{12} は水準間変動といわれるもので、 S_{10} は男女構成の水準間変動、 S_{11} は産業構成の水準間変動、 S_{12} は労働時間階級の水準間変動 (一定) である。

それぞれの変動の効果は 6 年間の間ではかなり安定的であるが、 S_{10} 、 S_{11} の寄与が大きくなった反面、 S_1 の寄与が減少している。つまり若干ではあるが水準内変動は小さくなり、水準間変動が大きくなったということがいえる。特に、性、産業間の労働時間の差が拡大したということがいえる。

14 「労働力調査」による長期の労働時間分布の分散分析

最近の労働時間分布の変化は、性の間での労働時間の違い、産業間での労働時間の差の拡大という現象がみられたが、30 年間の間ではどのような変動要因の違いがあるだろうか。同じように分解式をつかって分析するとつぎの表のようになる。

分散 (全変動) の要因分解: 長期の場合
(部分和は合計が 1 になるよう基準化)

水準内		相互作用			
年	S_1	S_4	S_5	S_6	S_9
1974	0.313	0.0025	0.0081	0.164	0.159
1984	0.294	0.0028	0.0179	0.165	0.150
1994	0.298	0.0017	0.0159	0.165	0.151
2004	0.284	0.0020	0.0180	0.162	0.146

水準間			合計	分散	平均	
年	S_{10}	S_{11}	S_{12}	1	S/N	\bar{h}
1974	0.0158	0.0046	0.333	1.0	173.6	45.68
1984	0.0341	0.0038	0.333	1.0	204.9	46.33
1994	0.0317	0.0032	0.333	1.0	205.8	42.73
2004	0.0410	0.0089	0.333	1.0	246.0	42.14

要因 S_{10} は 1994 年にはやや低下するものの 30 年間をとおして上昇傾向にある。つまり男女の労働時間の格差が、労働時間のばらつきを説明する要因として大きくなってきたということである。

同様に要因 S_{11} は産業間の労働時間の格差が、全体の労働時間のばらつきを説明する要因として寄与が増加した。ただしそれは 1974 年から 1994 年までは低下傾向にあったが、1994 年から 2004 年にかけて特に大きな変動要因になったということがいえる。しかし、全体への寄与は S_1 の水準内変動がもっとも大きく、 S_{12} は階級値のばらつきであるので年を通して固定的である。

15 「就業構造基本調査」による労働時間分布の分散分析

「就業構造基本調査」では労働時間の分布は男女 g と産業 i 、就業の規則性 j 、それに各労働時間クラス k に分解できる。「労働力調査」に比べ因子が 1 つ増加したことにより、評価する項が 12 項から 32 項に増大する。

分解式は、つぎのようになる。簡単のため年を示す t は省略する。 S を全変動とする。

$$S = \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h})^2$$

ただし h_{gijk} は階級値なので、変動は h_{jk} のみである。これを 1 次、2 次、3 次、4 次の効果に分解するとつぎのようになる。

$$S = \frac{1}{4} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h}_{ijk})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h}_{gjk})^2 \right. \\ \left. + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h}_{gik})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h}_{gij})^2 \right\}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{1}{12} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{gij} (\bar{h}_{gij} - \bar{h}_{gj})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{gij} (\bar{h}_{gij} - \bar{h}_{ij})^2 \right. \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{gij} (\bar{h}_{gij} - \bar{h}_{gi})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gik} (\bar{h}_{gik} - \bar{h}_{gk})^2 \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gik} (\bar{h}_{gik} - \bar{h}_{jk})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gik} (\bar{h}_{gik} - \bar{h}_{gi})^2 \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gjk} (\bar{h}_{gjk} - \bar{h}_{gk})^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gjk} (\bar{h}_{gjk} - \bar{h}_{jk})^2 \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gjk} (\bar{h}_{gjk} - \bar{h}_{gj})^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{ijk} (\bar{h}_{ijk} - \bar{h}_{ij})^2 \\
& \left. + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{ijk} (\bar{h}_{ijk} - \bar{h}_{ik})^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{ijk} (\bar{h}_{ijk} - \bar{h}_{jk})^2 \right\} \\
& + \frac{1}{12} \left\{ \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_g)^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_{gi} (\bar{h}_{gi} - \bar{h}_i)^2 \right. \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_g)^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{gj} (\bar{h}_{gj} - \bar{h}_j)^2 \\
& + \sum_{g=f}^m \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gk} (\bar{h}_{gk} - \bar{h}_g)^2 + \sum_{g=f}^m \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gk} (\bar{h}_{gk} - \bar{h}_k)^2 \\
& + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_j)^2 \\
& + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{ik} (\bar{h}_{ik} - \bar{h}_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{ik} (\bar{h}_{ik} - \bar{h}_k)^2 \\
& \left. + \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{jk} (\bar{h}_{jk} - \bar{h}_j)^2 + \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{jk} (\bar{h}_{jk} - \bar{h}_k)^2 \right\} \\
& + \frac{1}{4} \left\{ \sum_{g=f}^m N_g (\bar{h}_g - \bar{h})^2 + \sum_{i=1}^{n_{ind}} N_i (\bar{h}_i - \bar{h})^2 + \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_j (\bar{h}_j - \bar{h})^2 + \sum_{k=1}^{n_{class}} N_k (\bar{h}_k - \bar{h})^2 \right\} \quad (9)
\end{aligned}$$

これらの各項の部分積を、たとえば、

$$S_{gijk,ijk} = \frac{1}{4} \sum_{g=f}^m \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gijk} (h_{gijk} - \bar{h}_{ijk})^2$$

$$S_{gjk,gk} = \frac{1}{12} \sum_{g=f}^m \sum_{j=1}^{n_{reg}} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_{gjk} (\bar{h}_{gjk} - \bar{h}_{gk})^2$$

$$S_{ij,i} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{n_{ind}} \sum_{j=1}^{n_{reg}} N_{ij} (\bar{h}_{ij} - \bar{h}_i)^2$$

$$S_k = \frac{1}{4} \sum_{k=1}^{n_{class}} N_k (\bar{h}_k - \bar{h})^2$$

などと表すことにする。

N_{gij} , \bar{h}_{gi} (労働時間の加重平均値) などの添え字と集計化の関係は先の「労働力調査」の分解の場合と同様である。ただし、集計記号 \sum の個数が1つ増えることになる。

h_{gijk} が h_{jk} による階級値であり、実際には j に値は依存しない $h_{jk} = h_k$ であることから、つぎの項からの分散への寄与はゼロとなる。

$$\begin{array}{lll} S_{gijk,gik} = 0 & S_{gijk,gjk} = 0 & S_{gijk,ijk} = 0 \\ S_{gik,ik} = 0 & S_{gjk,jk} = 0 & S_{gik,gk} = 0 \\ S_{ijk,jk} = 0 & S_{gjk,gk} = 0 & S_{ijk,ik} = 0 \\ S_{gk,k} = 0 & S_{ik,k} = 0 & S_{jk,k} = 0 \end{array}$$

このことから都合 20 項の評価を行うことになる。

先にも述べたように、「就業構造基本調査」の 1982 年と 1987 年、2002 年では産業分類の詳細さがことなる。1987 年の産業分類は 10 であり、その他は 1982 年が 38 分類、2002 年は 119 分類 (小計含む) までである。その比較のため 2002 年の産業分類は 10 分類と 38 分類の二通り作成して計算している。

水準内変動

(部分積は合計が 1 になるよう基準化)

	$S_{gijk,gij}$		$S_{gijk,gij}$
1982	0.197	1987	0.183
2002	0.169	2002	0.160

相互作用 (部分積は合計が 1 になるよう基準化)

	$S_{gij,ij}$	$S_{gij,gj}$	$S_{gij,gi}$	$S_{gik,gi}$	$S_{gjk,gj}$	$S_{ijk,ij}$
1982	0.006	0.005	0.008	0.074	0.071	0.070
2002	0.003	0.006	0.014	0.070	0.060	0.063

	$S_{gij,ij}$	$S_{gij,gj}$	$S_{gij,gi}$	$S_{gik,gi}$	$S_{gjk,gj}$	$S_{ijk,ij}$
1987	0.002	0.006	0.012	0.073	0.064	0.067
2002	0.002	0.005	0.018	0.072	0.055	0.059

相互作用 (部分和は合計が 1 になるよう基準化)

	$S_{gj,j}$	$S_{ij,j}$	$S_{jk,j}$	$S_{gi,i}$	$S_{ij,i}$	$S_{ik,i}$	$S_{gi,g}$	$S_{gj,g}$	$S_{gk,g}$
1982	0.004	0.005	0.075	0.006	0.010	0.080	0.005	0.007	0.078
2002	0.007	0.003	0.066	0.009	0.017	0.080	0.002	0.013	0.073
	$S_{gj,j}$	$S_{ij,j}$	$S_{jk,j}$	$S_{gi,i}$	$S_{ij,i}$	$S_{ik,i}$	$S_{gi,g}$	$S_{gj,g}$	$S_{gk,g}$
1987	0.006	0.003	0.069	0.009	0.015	0.082	0.001	0.011	0.075
2002	0.006	0.002	0.061	0.010	0.023	0.081	0.001	0.017	0.073

	水準間変動				合計	分散	平均
	S_g	S_i	S_j	S_k	1	S/N	\bar{h}
1982	0.015	0.010	0.024	0.250	1.000	153.3	48.101
2002	0.032	0.011	0.051	0.250	1.000	213.4	43.865
	S_g	S_i	S_j	S_k	1	S	\bar{h}
1987	0.026	0.004	0.042	0.250	1.000	146.7	47.904
2002	0.032	0.006	0.067	0.250	1.000	213.4	43.866

早見・島田 [1986] では、1980 年代前半の労働時間短縮法制にかんする議論を踏まえて、法的規制によって必ずしも均衡の労働時間が短縮されるとは限らないことを理論的に示している。その英訳版ではパートタイムの労働時間を含めると平均の労働時間が短縮されるかどうかを計算したが、大きな効果はなく、平均の労働時間の長短は個別の労働時間の長短で決まる比率が大きいこと計算している。労働時間の分布や統計間の違いについては、早見 [1993] でそれまでの展望を行っている。統計間での違いは、年平均 1 日当りの労働時間に還元して計算したが「労働力調査」の労働時間の定義と「毎月勤労統計」の労働時間の定義は異なるものの、産業によっては大きな差があることが指摘された。男性の製造業の場合は 1 日あたり 40 分程度になるが、金融・保険・不動産では 1 時間 34 分の差となった (いずれも 1990 年)。しかし、時系列の相関を見ると「労働力調査」と「賃金構造基本調査」や「労働力調査」と「毎月勤労統計調査」でもマイナスの相関が現れることもあった (1972 年から 1989 年の建設業あるいは製造業の女性について)。調査方法から「賃金構造基本調査」による労働時間は時系列で連続性がないので変動が大きく現れることは否定できない。

Reference

- [1] Carlin, B.P., and Louis, T.A. [2000] *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*, 2nd ed., London: Chapman and Hall.
- [2] Gelman, A, Carlin, J., Stern, H.S., and Rubin, D.B. [2004] *Bayesian Data Analysis*, 2nd ed., London: Chapman and Hall.
- [3] Gilks, W.R., and Spiegelhalter, D.J. eds. [1996] *Markov chain Monte Carlo in practice*, London: Chapman and Hall.

- [4] 早見 均・島田晴雄 [1986] 「法定労働時間短縮の経済分析」『日本労働協会雑誌』第 320 号 1986 年 1 月, pp.12-22.
- [5] 早見 均 [1993] 「労働時間効率と生産者行動の分析」Keio Economic Observatory Occasional Paper, No. 28, 1993 年 1 月.
- [6] Hayami, Hitoshi [2000] *Employment Structure under Regulatory Transition*, Keio Economic Observatory, Monograph No. 9.
- [7] Shimada, H. and Hayami, H. [1986] “Working Hours and the Revision of Labor Standard Law —Japanese Case,” paper presented at the 7th World Congress of International Industrial Relations Association, Sept. 1986, Hamburg. Keio Economic Society Discussion Paper No.15, (April 1986).