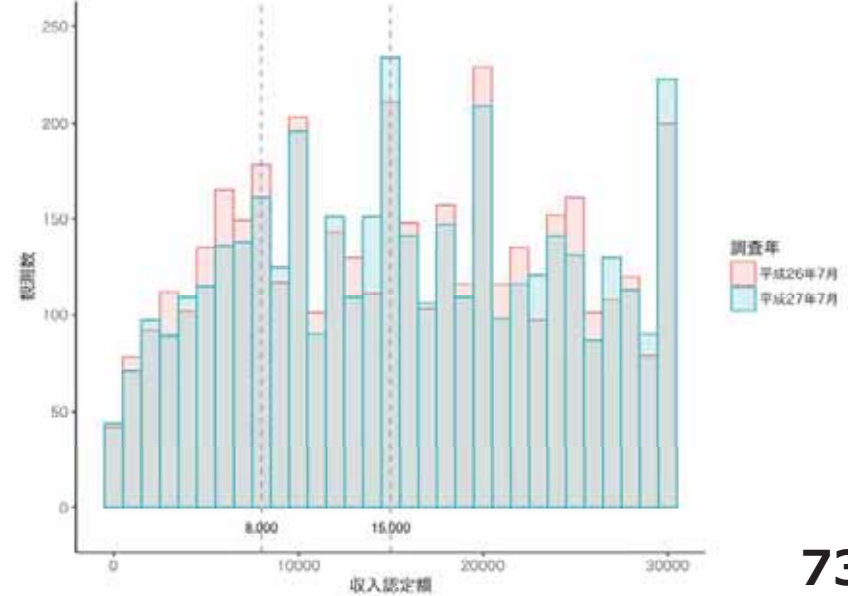
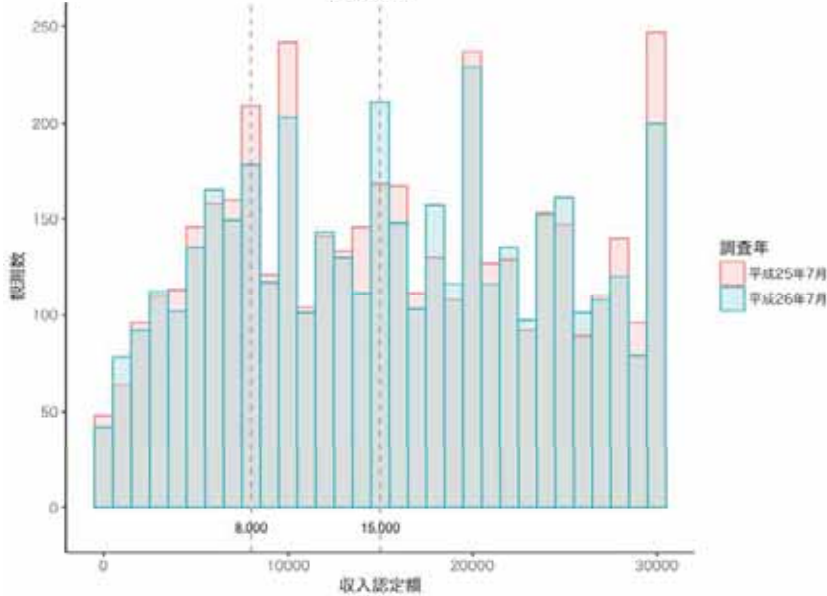
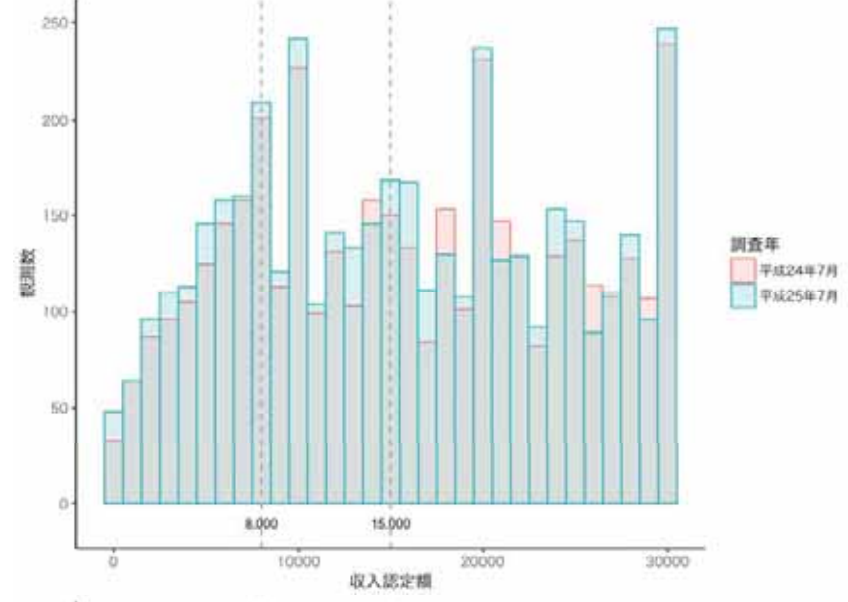
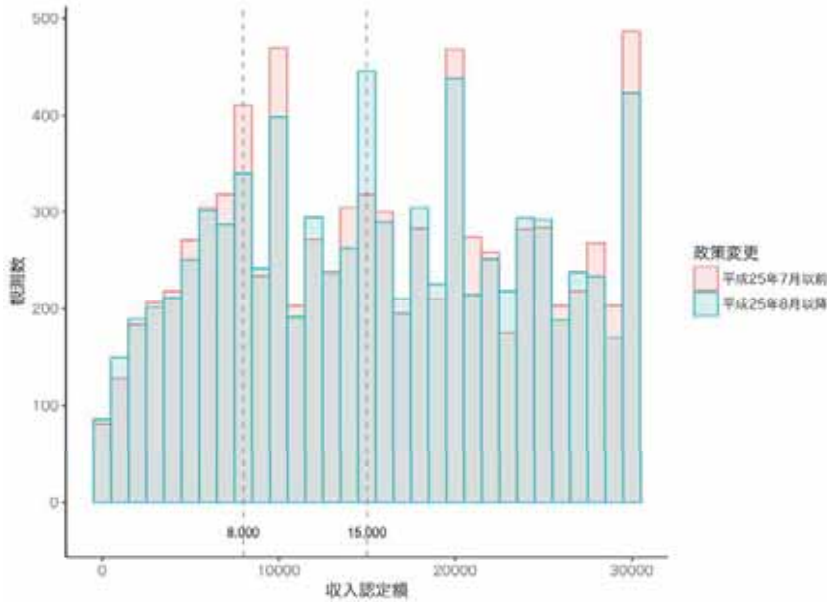
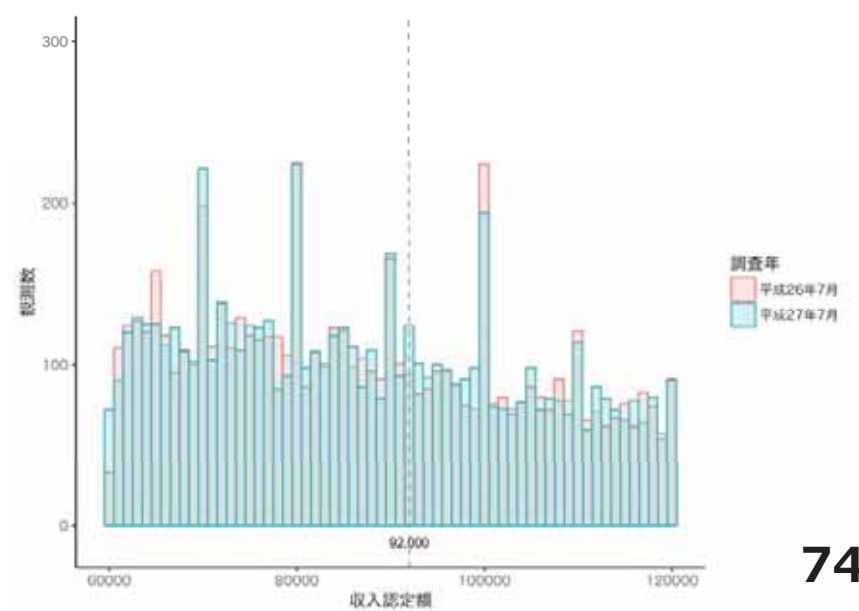
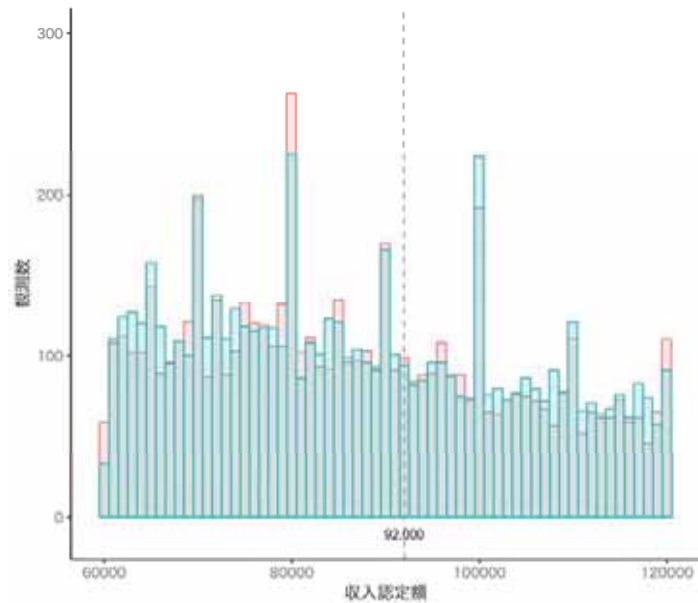
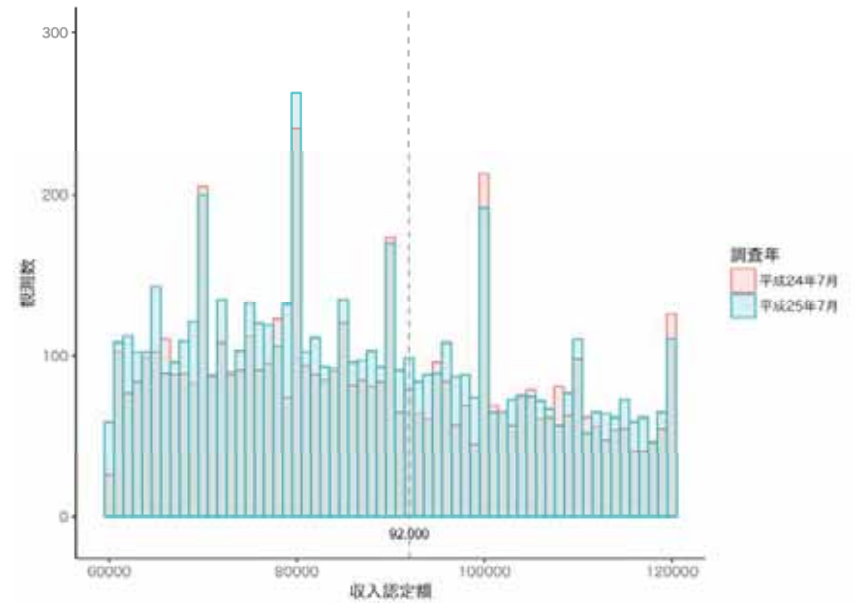
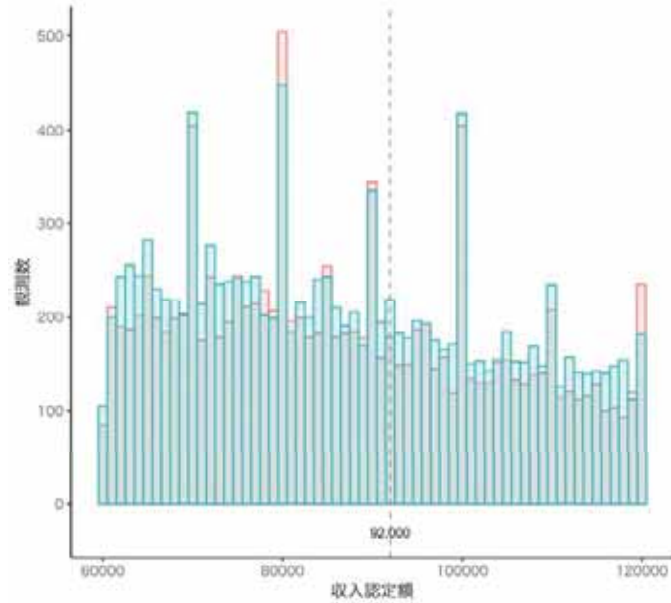


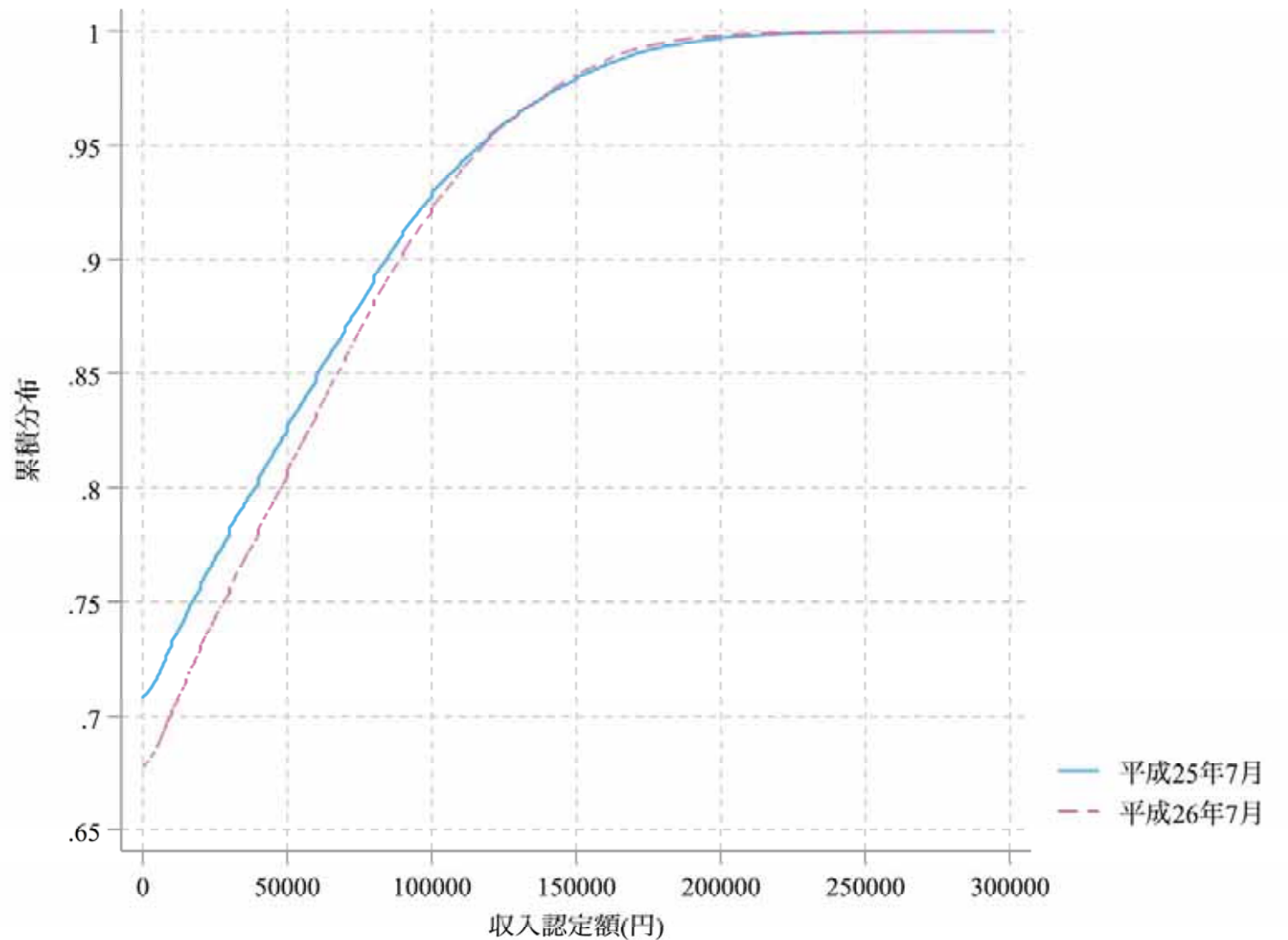
制度変更前後の比較①



制度変更前後の比較②



制度変更前後における収入分布



制度変更前後における収入変化

| | | 平成26年7月 | | | | | |
|-------------------------|----------------|---------|--------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | | 0 (円) | 1~7999 | 8000~ 14999 | 15000~ 24999 | 25000~ 34999 | 35000~ 44999 |
| 平成 25 年 7 月 | 0 (円) | 0.492 | 0.006 | 0.006 | 0.009 | 0.007 | 0.007 |
| | 1~ 7999 | 0.134 | 0.249 | 0.059 | 0.033 | 0.009 | 0.008 |
| | 8000~ 14999 | 0.196 | 0.045 | 0.195 | 0.087 | 0.029 | 0.025 |
| | 15000~24999 | 0.170 | 0.016 | 0.063 | 0.228 | 0.068 | 0.041 |
| | 25000~34999 | 0.142 | 0.013 | 0.025 | 0.064 | 0.217 | 0.070 |

制度変更前後における収入分布

- 平成25年8月以降の最低生活費の減少により、それまで働いていない人にとっては働く誘因が生まれた
- また、政策変化前年に8000円前後で働いていた人にとっても、限界税率の低下により15000円まで働く誘引が生まれた
- 前頁の結果はこれと整合的ではあるが、同時に景気の改善、生活保護レベルの低下、消費税の導入など他の要因も同時に動いており、これらは就業を促進するものであったので、全体としてどの効果が大きかったのかは特定できない
- また、この効果は累積分布(75頁)を見る限り、10万円程度でほぼなくなっているため、効果自体はあったとしても限定的である

基礎控除の分析：まとめ

経済理論に基づくシミュレーションでは、基礎控除の控除率が変化するような点に、労働者が集積する

一方で、限界税率が非常に高いため15万円前後には労働者はいないというシミュレーション結果となった

実際の収入の分布を見ると、シミュレーションによって得られたような顕著な集積は見られなかった

- 10,000円単位に人が集まっているため、どのような働き方をしているのか調べる必要がある
- そもそも、労働時間を選ぶことができるような働きかたをしているのかも調べる必要がある
- 15万円前後に受給者が見られるなどシミュレーションとは異なる分布
→廃止に向けてだんだんと所得を上げていく、などのダイナミックな側面を考慮する必要性を示唆
- 全額控除が8,000円から15,000円変更されたとき、15,000円の収入をとる人が増える傾向は若干見られるが、効果自体は限定的だと考えられる

驚くべき事は90%の限界税率にも関わらず、30%以上の生活保護受給者が働いているという事実

- 高齢者が多いことを考えると、実際に働くことができる者の中で働いている者の割合は高い
- これは生活保護レベルの低さ故に働かざるを得ないのか、あるいは働くことで長期的には保護脱却へ結びつくのか、あるいは全く異なった理由からなのか、さらなる分析を行う必要がある

収入のダイナミクスの分析

被保護者の収入は、どのように変化していくのか？

- 保護開始や就労開始から、その後収入はどのように変動していくのか
- 一度収入が下がるようなショックを受けた時に、被保護者はショックに対してどのように対応しているか

「被保護者調査」における個人のIDを利用して、調査年をまたいで個人の就労状況や収入を追跡する

- 収入認定額を4分位に分け、遷移確率を推定する
- その際に、非就労や調査からの脱却を一つの状態として考慮することが重要

(たとえば、第26回社会保障審議会生活保護基準部会における分析では、2年連続して収入がある人にサンプルを区切った分析をしており、就労・非就労の遷移がわからないような状況となってしまう)

第26回社会保障審議会 生活保護基準部会資料

平成25年8月施行の基礎控除の見直し影響の評価①－3 就労収入の推移

○ 平成25年7月及び平成26年7月の両月において1円以上の就労収入があった者について、平成25年7月における就労収入月額階級毎に平成26年7月の就労収入の分布をみると、いずれの収入階級も平成25年7月における就労収入月額階級がピークである山型となっている。

平成25年7月及び平成26年7月の両月における就労収入月額階級別 就労者数

| | | 平成26年7月 | | | | | | | | | | | 計 |
|-------------------------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|
| | | 2万円未満 | 2～4万円 | 4～6万円 | 6～8万円 | 8～10万円 | 10～12万円 | 12～14万円 | 14～16万円 | 16～18万円 | 18～20万円 | 20万円以上 | |
| 平成 25 年 7 月 | 2万円未満 | 31,266 | 3,859 | 1,221 | 803 | 439 | 245 | 128 | 96 | 44 | 29 | 24 | 38,154 |
| | 2～4万円 | 3,640 | 13,671 | 3,767 | 1,499 | 682 | 378 | 203 | 133 | 74 | 44 | 30 | 24,121 |
| | 4～6万円 | 1,080 | 3,503 | 11,180 | 4,301 | 1,429 | 599 | 327 | 170 | 97 | 52 | 65 | 22,803 |
| | 6～8万円 | 539 | 1,178 | 3,566 | 11,245 | 4,385 | 1,177 | 498 | 251 | 112 | 69 | 60 | 23,080 |
| | 8～10万円 | 302 | 558 | 1,101 | 3,309 | 8,395 | 2,828 | 861 | 397 | 153 | 85 | 80 | 18,069 |
| | 10～12万円 | 140 | 267 | 416 | 796 | 2,229 | 4,580 | 1,702 | 622 | 208 | 97 | 84 | 11,141 |
| | 12～14万円 | 85 | 124 | 216 | 352 | 587 | 1,371 | 2,798 | 1,129 | 402 | 138 | 130 | 7,332 |
| | 14～16万円 | 47 | 70 | 92 | 140 | 229 | 397 | 806 | 1,692 | 712 | 223 | 207 | 4,615 |
| | 16～18万円 | 25 | 31 | 49 | 69 | 91 | 114 | 235 | 435 | 915 | 386 | 260 | 2,610 |
| | 18～20万円 | 14 | 13 | 16 | 30 | 44 | 59 | 89 | 139 | 256 | 450 | 354 | 1,464 |
| | 20万円以上 | 18 | 23 | 30 | 31 | 30 | 49 | 100 | 118 | 178 | 222 | 1,249 | 2,048 |
| | 計 | 37,156 | 23,297 | 21,654 | 22,575 | 18,540 | 11,797 | 7,747 | 5,182 | 3,151 | 1,795 | 2,543 | 155,437 |

(注) 平成25年7月及び平成26年7月の両月において、1円以上の就労収入があった者における分布である。

(資料) 被保護者調査(月次調査、年次調査は特別集計)

(参考) 平成26年度の就労を理由に保護脱却した人数
31,093人(保護廃止全体人数に占める割合18.1%)

6

第26回社会保障審議会 生活保護基準部会資料

遷移確率を分析するのであれば、非就業や保護廃止をそれぞれ一つの状態として加えるべき

- 2年間連続して収入が観測されている人にサンプルを制限している時点で、相当数の被保護者が抜け落ちてしまっている
- 例えば、翌年に収入がなくなった人をサンプルから落とすことで、収入が下がる人を過小評価してしまう
- 反対に、翌年に保護脱却したした人をサンプルから落とすことで、収入が上がる人も過小評価してしまう
- また過小評価の度合いは、初期時点の収入区分によっても異なる
- そのため、審議会の分析方法では収入の変動が小さいようにみえてしまう

基礎控除見直しの影響を分析するのであれば、影響を受ける人や、どのような影響を受けるのか、仮説などが必要

- 例えば、67頁のような経済理論などが有用
- 詳細が不明なため定かではないが、世帯類型などによっても初期時点の所得分布や保護費が異なるため、世帯類型をプールした分析をしているとしたら、遷移行列から得られている結果を適切に解釈することができない

収入認定額の区分基準

被保護者の収入状況を、以下の6区分に分類する

{0}：非就労

(0, Q1)：収入認定額1～29,999円

[Q1, Q2)：収入認定額30,000～62,099円

[Q2, Q3)：収入認定額62,100～99,107円

[Q3, ∞)：収入認定額99,108円～

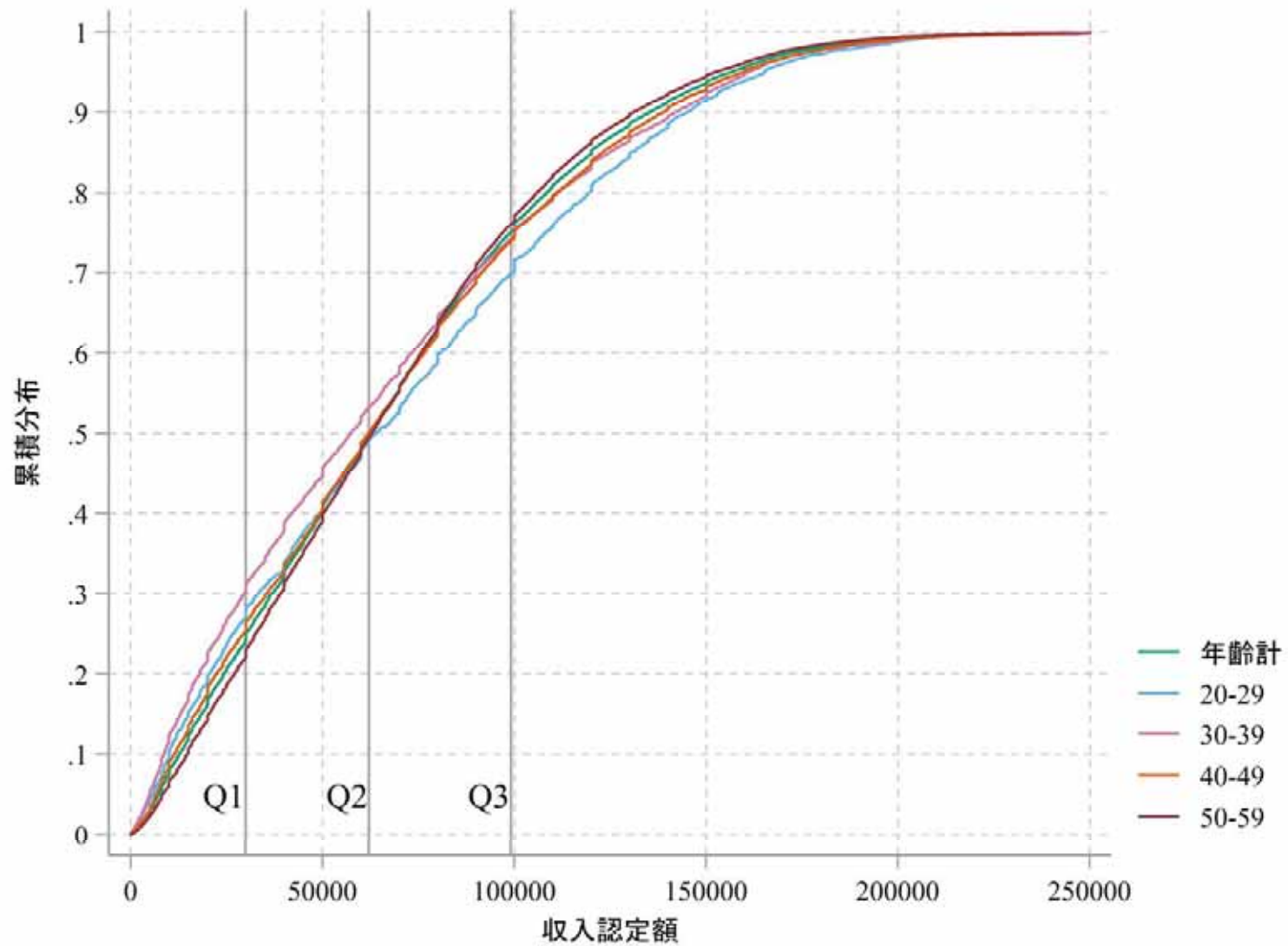
欠損値：次の調査年に観察されない場合

(次の調査年における欠損には、保護脱却、失踪、死亡、傷病・障害世帯等への世帯類型の変更などが考えられる)

それぞれの分位点については、就業者全体の収入分布の分位点から得た数値を使用している

(年齢ごとに、収入の分布は大きくは異なる)

年齢別の収入分布



収入認定額の遷移確率

| | | 収入認定額：t + 1 年 | | | | | 欠損値 |
|-----------|----------|---------------|---------|----------|----------|---------|-------|
| | | 非就業 | (0, Q1) | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 収入認定額：t 年 | 非就業 | 0.534 | 0.025 | 0.025 | 0.020 | 0.021 | 0.374 |
| | (0, Q1) | 0.173 | 0.362 | 0.087 | 0.032 | 0.025 | 0.321 |
| | [Q1, Q2) | 0.136 | 0.073 | 0.355 | 0.109 | 0.039 | 0.288 |
| | [Q2, Q3) | 0.111 | 0.025 | 0.099 | 0.374 | 0.115 | 0.277 |
| | [Q3, ∞) | 0.103 | 0.012 | 0.028 | 0.085 | 0.376 | 0.395 |
| | 欠損値 | 0.746 | 0.062 | 0.068 | 0.063 | 0.061 | |

※縦軸の各区分にいた人の遷移確率であるため、各行の和が1となる

| 収入認定額：t年 | 非就業 | (0, Q1) | 収入認定額：t+1年 | | | 欠損値 |
|----------|-------|---------|------------|----------|---------|-------|
| | | | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.416 | 0.023 | 0.017 | 0.013 | 0.020 | 0.511 |
| (0, Q1) | 0.195 | 0.232 | 0.035 | 0.038 | 0.027 | 0.473 |
| [Q1, Q2) | 0.179 | 0.067 | 0.125 | 0.067 | 0.045 | 0.517 |
| [Q2, Q3) | 0.186 | 0.024 | 0.075 | 0.150 | 0.096 | 0.470 |
| [Q3, ∞) | 0.098 | 0.008 | 0.015 | 0.050 | 0.208 | 0.620 |
| 欠損値 | 0.799 | 0.051 | 0.044 | 0.043 | 0.063 | |

20-29歳

| 収入認定額：t年 | 非就業 | (0, Q1) | 収入認定額：t+1年 | | | 欠損値 |
|----------|-------|---------|------------|----------|---------|-------|
| | | | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.479 | 0.024 | 0.018 | 0.014 | 0.017 | 0.448 |
| (0, Q1) | 0.189 | 0.277 | 0.061 | 0.029 | 0.032 | 0.411 |
| [Q1, Q2) | 0.171 | 0.079 | 0.199 | 0.068 | 0.044 | 0.439 |
| [Q2, Q3) | 0.141 | 0.034 | 0.071 | 0.266 | 0.109 | 0.379 |
| [Q3, ∞) | 0.138 | 0.017 | 0.023 | 0.053 | 0.242 | 0.527 |
| 欠損値 | 0.784 | 0.064 | 0.051 | 0.045 | 0.055 | |

30-39歳

| 収入認定額：t年 | 非就業 | (0, Q1) | 収入認定額：t+1年 | | | 欠損値 |
|----------|-------|---------|------------|----------|---------|-------|
| | | | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.524 | 0.025 | 0.022 | 0.018 | 0.023 | 0.389 |
| (0, Q1) | 0.166 | 0.342 | 0.080 | 0.036 | 0.030 | 0.346 |
| [Q1, Q2) | 0.141 | 0.078 | 0.306 | 0.106 | 0.044 | 0.324 |
| [Q2, Q3) | 0.115 | 0.028 | 0.093 | 0.316 | 0.117 | 0.330 |
| [Q3, ∞) | 0.109 | 0.011 | 0.032 | 0.073 | 0.351 | 0.423 |
| 欠損値 | 0.747 | 0.063 | 0.058 | 0.063 | 0.070 | |

40-49歳

| 収入認定額：t年 | 非就業 | (0, Q1) | 収入認定額：t+1年 | | | 欠損値 |
|----------|-------|---------|------------|----------|---------|-------|
| | | | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.570 | 0.026 | 0.030 | 0.024 | 0.022 | 0.329 |
| (0, Q1) | 0.172 | 0.403 | 0.102 | 0.030 | 0.020 | 0.274 |
| [Q1, Q2) | 0.126 | 0.070 | 0.413 | 0.118 | 0.036 | 0.237 |
| [Q2, Q3) | 0.102 | 0.023 | 0.106 | 0.426 | 0.116 | 0.228 |
| [Q3, ∞) | 0.094 | 0.013 | 0.028 | 0.102 | 0.429 | 0.334 |
| 欠損値 | 0.713 | 0.065 | 0.076 | 0.074 | 0.072 | |

50-59歳

※縦軸の各区分にいた人の遷移確率であるため、各行の和が1となる

収入認定額の遷移確率：まとめ

同じ収入水準（遷移確率の対角線）に、とどまる人の割合が高い

次の年に、欠損値となる割合は非就業か収入の多い人で高い

- 非就業の人が、他の世帯類型に移動していることや、収入が多かった人がより脱却している可能性を示唆しているが、より精緻な分析が必要

どの収入状況でも、非就業へと移行する人が10%～20%程度いる

年齢別にみると…

- 若い人が次の年に欠損値となる割合が高く、収入水準が変わる人の割合が高い
- また、若い人ほど初めの年に非就業である割合が高い
- 非就業にとどまる割合は、年齢とともに上昇している
- 収入水準が低～中位の人、若いほど低い収入水準に落ちる割合が高い

所得パスの異質性と遷移確率

今年の収入区分だけではなく、それまでの収入のパスを考慮して遷移確率を分析することも重要
(Güvenen et al., 2016)

たとえば、非就業→非就業だった人と、高収入→非就業のようなショックを経験した人では、次の期の収入のダイナミクスが異なる可能性がある

⇒前年の収入区分ごとに遷移確率を推定する

所得パスの異質性と遷移確率

| 収入認定額：t年 | 収入認定額：t+1年 | | | | | 欠損値 |
|----------|------------|---------|----------|----------|---------|-------|
| | 非就業 | (0, Q1) | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.613 | 0.023 | 0.020 | 0.016 | 0.015 | 0.312 |
| (0, Q1) | 0.236 | 0.314 | 0.100 | 0.034 | 0.031 | 0.286 |
| [Q1, Q2) | 0.188 | 0.074 | 0.309 | 0.102 | 0.042 | 0.284 |
| [Q2, Q3) | 0.157 | 0.030 | 0.092 | 0.327 | 0.120 | 0.274 |
| [Q3, ∞) | 0.161 | 0.014 | 0.034 | 0.072 | 0.298 | 0.421 |

前年の収入：0円

| 収入認定額：t年 | 収入認定額：t+1年 | | | | | 欠損値 |
|----------|------------|---------|----------|----------|---------|-------|
| | 非就業 | (0, Q1) | [Q1, Q2) | [Q2, Q3) | [Q3, ∞) | |
| 非就業 | 0.423 | 0.037 | 0.041 | 0.062 | 0.098 | 0.339 |
| (0, Q1) | 0.124 | 0.124 | 0.113 | 0.093 | 0.124 | 0.423 |
| [Q1, Q2) | 0.134 | 0.057 | 0.230 | 0.177 | 0.096 | 0.306 |
| [Q2, Q3) | 0.112 | 0.023 | 0.072 | 0.317 | 0.240 | 0.236 |
| [Q3, ∞) | 0.066 | 0.009 | 0.017 | 0.075 | 0.531 | 0.302 |

前年の収入：99,108円(Q3)以上

※縦軸の各区分にいた人の遷移確率であるため、各行の和が1となる

非就業が続いている人は、次の期も非就業である割合が高い

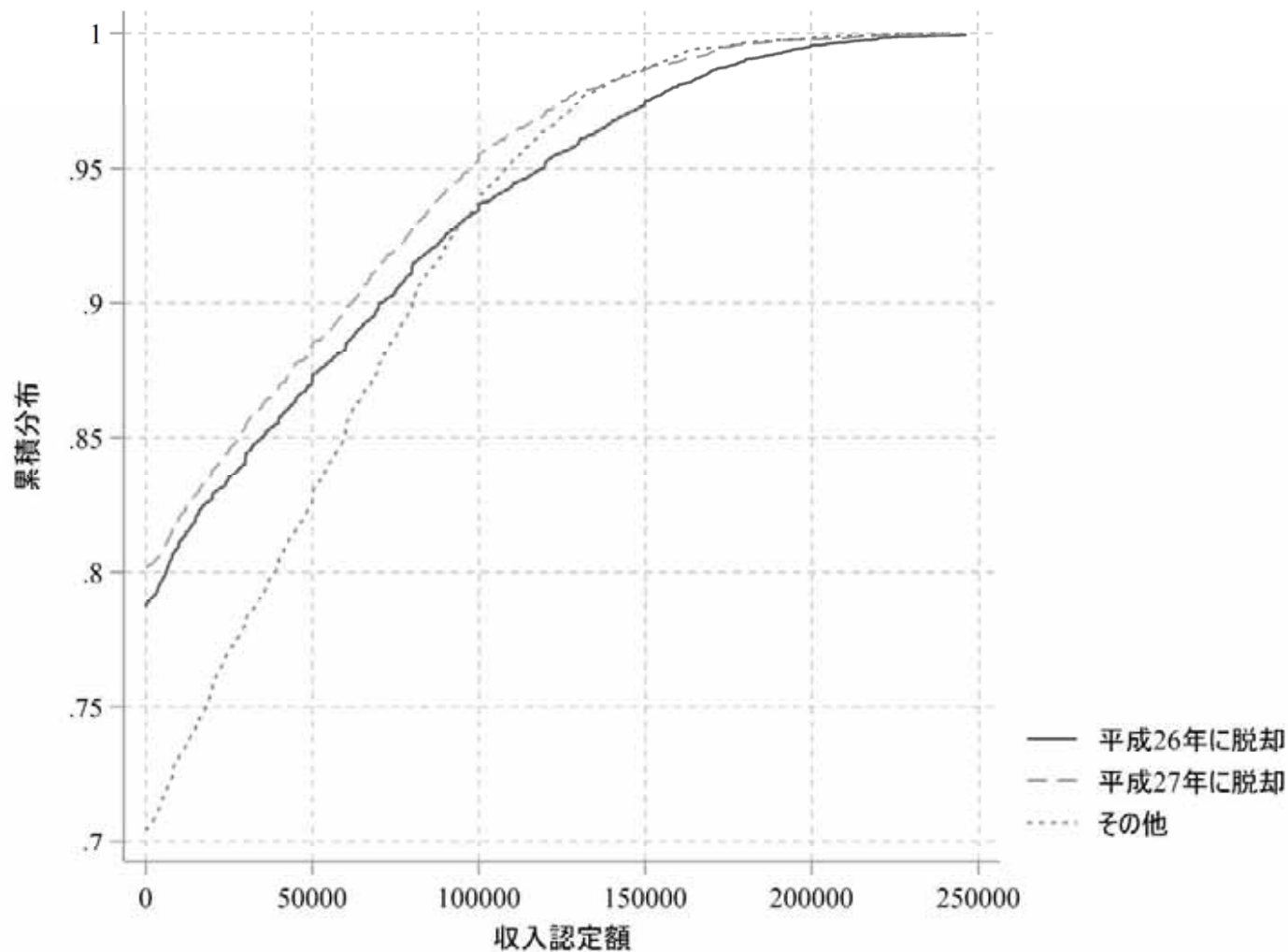
前年の収入水準に戻る人の割合も高い

- 特に、高収入区分から来た人は、次の期に収入が上がる割合が高い
- 一方で、高収入区分から来て非就業にとどまる人の割合も高い

長期のデータと属性情報を用いることで、より精緻な分析が可能！！ 88

新規の被保護者の収入分布

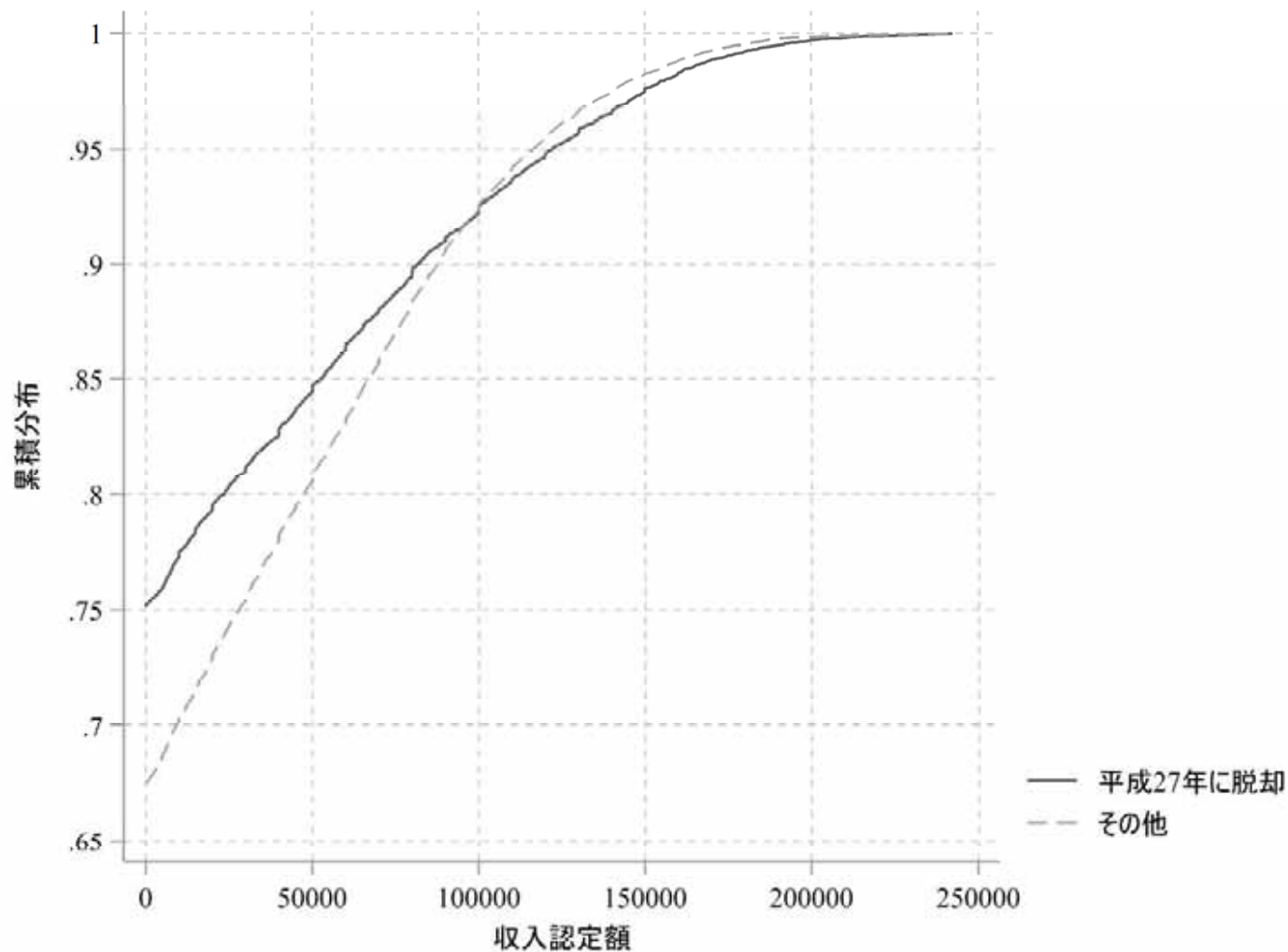
平成25年時点の新規被保護者



平成24年度には「その他・単身世帯」として調査に含まれず、平成25年から調査に含まれるものを新規被保護者とした
そのため、再び保護になった場合や世帯類型が変更した場合も含まれている可能性がある
また、平成26年・平成27年の調査においてデータに含まれないものを脱却したとみなした

新規の被保護者の収入分布

平成26年時点の新規被保護者



平成25年度には「その他・単身世帯」として調査に含まれず、平成26年から調査に含まれるものを新規被保護者とした。そのため、再び保護になった場合や世帯類型が変更した場合も含まれている可能性がある
また、平成27年の調査においてデータに含まれないものを脱却したとみなした