

2009 年度 修 士 論 文

世帯収入階層による地域内居住分化に関する研究
Study on Neighborhood Segregation by Household Income

上 杉 昌 也
Masaya, Uesugi

東京大学大学院新領域創成科学研究科
社会文化環境学専攻

目次

第1章 序論	2
1-1 背景	2
1-1-1 所得格差の拡大	2
1-1-2 都市内格差	2
1-2 研究の目的と意義	5
1-3 用語の定義	6
1-4 先行研究	8
1-5 方法	11
1-6 対象地域	12
1-7 本論の構成	13
第2章 所得分布の不均衡と分析空間単位の検討	16
2-1 本章の背景と目的	16
2-2 高所得層と低所得層の地理的集中	17
2-3 集計単位によるジニ係数の変化	19
2-3-1 ジニ係数	19
2-3-2 地域間格差とその集計単位	20
2-4 本章のまとめ	22
第3章 小地域における世帯収入分布の推定	24
3-1 本章の背景と目的	24
3-2 所得に関するデータ	25
3-2-1 既存の所得データ	25
3-2-2 住宅需要実態調査	26
3-3 先行研究	27
3-4 モデルの枠組み	29
3-4-1 分布関数の形状	29
3-4-2 所得関数の近似	30
3-4-3 対数正規分布における平均と標準偏差の推定	31
3-4-4 小地域への適用	31
3-5 対数正規分布への近似	32
3-6 変数	33
3-6-1 対数平均の推定	33

3-6-2 対数標準偏差の推定	34
3-7 推定結果	36
3-7-1 市区町村レベルでの分布の推定	36
3-7-2 町丁目レベルへの適用	37
3-8 妥当性の確認	39
3-9 本章のまとめ	40
第4章 世帯収入の空間的分布とその変化	42
4-1 本章の背景と目的	42
4-2 世帯収入の空間的分布—東京都大田区	43
4-3 1998-2003 における変化	46
4-3-1 1998 年の所得の空間的分布	46
4-3-2 地域階層の変動からみた相対的な変化	47
4-3-3 セグリゲーションの指標からみた変化	50
4-4 本章のまとめ	51
第5章 居住地移動と居住地選択からみたセグリゲーション	54
5-1 本章の背景と目的	54
5-2 所得要因からみた居住地移動	57
5-2-1 先行研究	57
5-2-2 世帯要因	59
5-2-3 地域要因	61
5-3 地域の所得水準と居住地選択	66
5-4 所得階層移動	69
5-5 セグリゲーションについての考察	72
5-6-1 住宅分布の変動要因	72
5-6-2 年齢階級別人口の動態	76
5-6-3 都市内移動の影響	78
5-7 本章のまとめ	79
第6章 結論	82
6-1 本研究のまとめ	82
6-2 今後の課題と発展可能性	83
謝辞	84
参考文献	86
参考資料	90

図一覧

第1章

- 図1-1 高所得層世帯と低所得層世帯の構成比（2003年）
- 図1-2 町丁目レベルでの推定世帯所得分布
- 図1-3 町丁目レベルでの推定低所得世帯分布
- 図1-4 町丁目レベルでの推定高所得世帯分布
- 図1-5 対象地域
- 図1-6 本論の構成

第2章

- 図2-1 ジニ係数と平均世帯収入（全国～大田区）
- 図2-2 大田区の地区区分
- 図2-3 ジニ係数と平均世帯収入（大田区内）

第3章

- 図3-1 市販されている製品の例
- 図3-2 所得の対数正規分布
- 図3-3 住宅土地統計調査を用いた推計結果との相関

第4章

- 図4-1 推定された世帯年収の空間的分布（2003年）
- 図4-2 所得分布の推定で用いた地域指標
- 図4-3 推定された世帯年収の空間的分布（1998年）
- 図4-4 地域階層の変化

第5章

- 図5-1 町丁目別5年間の現住所
- 図5-2 所得によるセグリゲーションの形成過程
- 図5-3 電話帳データのサンプル数と実世帯数（2000年大田区町丁目）
- 図5-5 残留率の推移
- 図5-6 持家割合の増加（2000年～2005年）
- 図5-7 首都圏のマンション供給戸数の推移
- 図5-8 東京都の事業所数及び従業者数の推移
- 図5-9 東京都における新規分譲マンションの価格と年収倍率の推移
- 図5-10 首都圏の分譲マンション購入者の世帯年収の分布（2003年）
- 図5-11 年齢階層別人口社会増減（2000～2005年）
- 図5-12 区内移動の町丁目別転入者数（2000～2005年）

表一覧

第2章

表2-1 低所得世帯と高所得世帯の集中（市区町村集計）

表2-2 低所得世帯と高所得世帯の集中（町丁目集計）

第3章

表3-1 住宅需要実態調査における世帯年収階級

表3-2 近似した対数正規分布における平均と標準偏差

表3-3 変数の作成

表3-4 基本統計量

表3-5 平均の推定結果

表3-6 標準偏差の推定結果

表3-7 基本統計量

表3-8 町丁目レベルでの世帯収入分布の推定結果

表3-9 田園調布3丁目における世帯収入分布の推定結果

第4章

表4-1 平均世帯収入ランクの変化（五分位）

表4-2 平均世帯収入ランクの変化（十分位）

表4-3 空間的相違指数の変化

第5章

表5-1 基本統計量

表5-2 転居の世帯要因の推定結果

表5-3 変数一覧

表5-4 移動率の地域要因の推定結果

表5-5 操作変数法を用いた推定結果（モデル2）

表5-6 操作変数法を用いた推定結果（モデル3）

表5-7 実移動数の起終点表

表5-8 移動選択確率

表5-9 所得階層間の遷移確率（2004～2005）

表5-10 マルコフ連鎖を仮定したときの5年間遷移確率

表5-11 下丸子地区における大型マンション

第1章

序論

第1章 序論

1-1 背景

1-1-1 所得格差の拡大

1980年代から、様々な統計が日本の所得格差の拡大を示すようになった（内閣府 2005）。その背景には 1990 年代の経済危機やバブル崩壊、その後の失業率の上昇や長引く不況がある。そして 2000 年代に入ると、所得などの経済的な格差から教育や医療、雇用面での格差、さらには格差の固定化などに社会的な関心が集まるようになった。しかし、大竹(2003)は用いるデータや期間によって影響の大きさは異なるとした上で、日本の格差拡大は人口高齢化や世帯規模の縮小による見かけ上のものであると指摘した。こうした見解に対しては橋本(2009)のように貧困高齢者の増大を危惧する声もあるが、最近になって格差拡大は人口動態要因だけでなく、若年層を中心とした非正規雇用者の増加による要因も大きいことが認められるようになった（内閣府 2009）。さらに、競争によるコストの削減を導いたグローバル化や IT 化などもこれらの要因とされている（町村 2009）。また、こうした格差の一つの表れ方として地域格差も様々な場面で論じられるようになってきた。

1-1-2 都市内格差

地域格差の議論はおもに地域間格差と地域内格差に分けられる。地域内格差は都市と地方、もしくは中心都市と周辺都市との関係に焦点が当てられることが多い。ところが一つの都市内においても貧困層と富裕層が同居している。都市居住者にとっては遠く離れた地域との格差よりも、こうした日常に存在する格差のほうがリアルで実感のあるものではないだろうか。豊田(1999)は住宅統計調査を用いて低所得層世帯と高所得世帯の構成比について分析¹⁾、東京 23 区間での空間的な分極化を指摘している。試しにそれにならって最新のデータ（2003 年）からそれを検討してみると、同様の傾向が続いていることが分かる（図 1-1）。しかしこのデータだけでは、大田区のように高所得層と低所得層の割合がほぼ均等で標準的な地域でも、その中で各階層が偏りなく混住しているとはいえない。

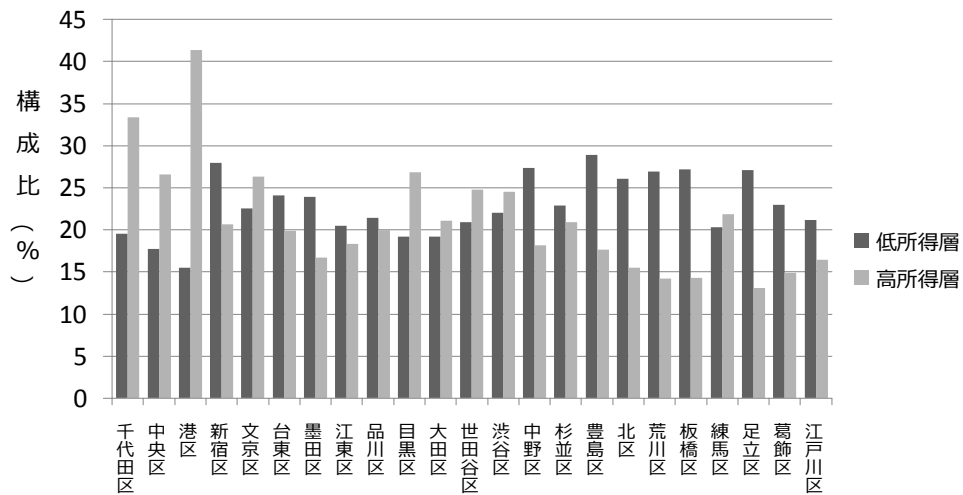
既存の統計データからこうしたミクロな実態を観察するのは難しい。そこで、社会地図研究（倉沢・浅川編 2004）などの手法は有効である。実際に、第 3 章で述べる手法を用いて町丁目レベルでの世帯所得分布の推定を試みたものが図 1-2 である²⁾。やはり所得による居住地の分化に関しては市区町村より小さなレベルで起きていると思われる。平均水準だけでなく、各階層がどこに集積しているかも気になるところであるが、こちらもかなり小さなレベルで集積しているように思われる（図 1-3、図 1-4）。

しかし、地図化だけではそれが大きいもしくは小さいといえるのか、またそれを生み出

¹⁾ 首都圏 1 都 3 県の世帯収入下位 20%に含まれる世帯を低所得層、上位 20%に含まれる世帯を高所得層と定義し、各区の世帯収入の分布から逆の手続きで各所得層の構成比を求めている（階層別世帯数の算出は比例配分法による）。

²⁾ ただし、世帯数 300 以下の町丁目は対象外としている。

す背景やメカニズムまでは分からない。こうした要因を探っていくことが望まれる。



資料：住宅・土地統計調査

図1-1 高所得層世帯と低所得層世帯の構成比（2003年）

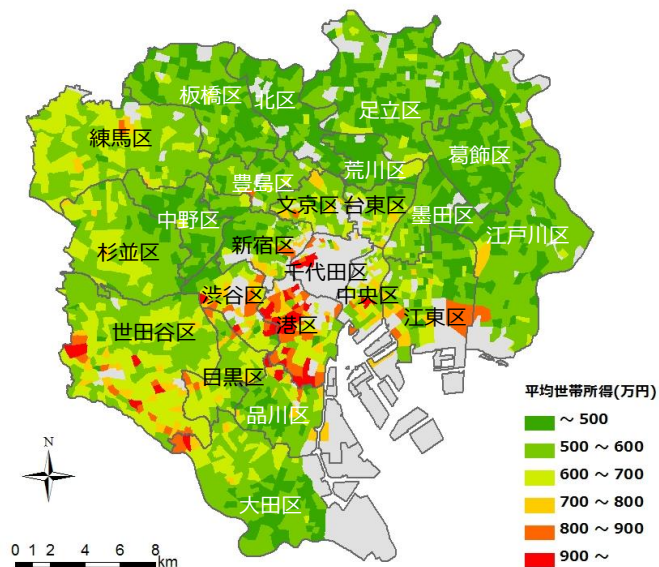


図1-2 町丁目レベルでの推定世帯所得分布

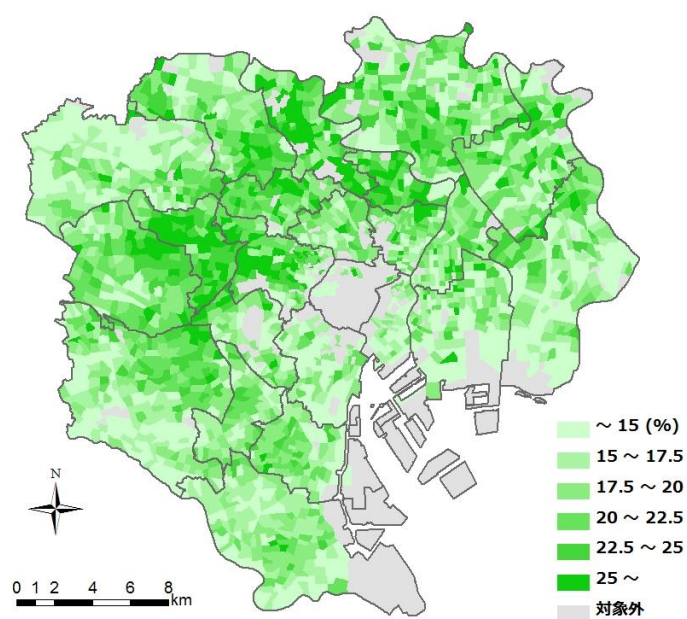


図1-3 町丁目レベルでの推定低所得世帯分布

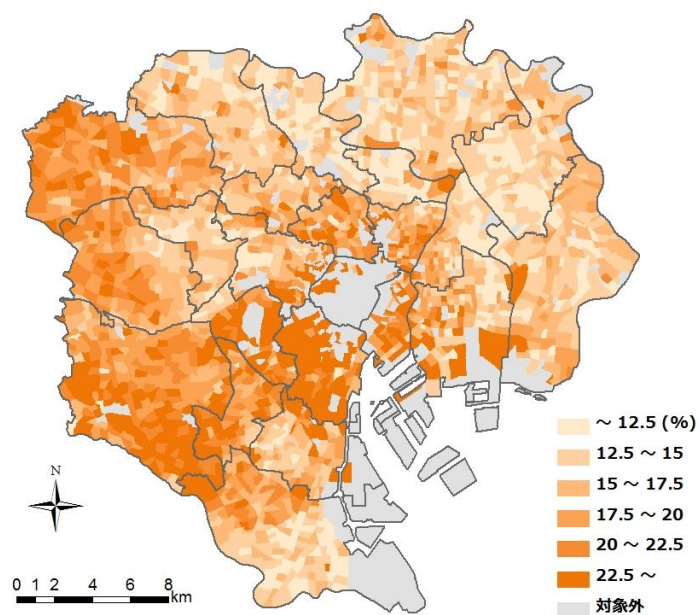


図1-4 町丁目レベルでの推定高所得世帯分布

1-2 研究の目的と意義

初めに述べたように日本では経済格差が広がりつつあるといわれる。こうした時代の中で都市内における経済的な居住分化は進んだといえるのだろうか。アメリカの大都市圏では1970年代から2000年代にかけて、所得の不平等化に伴って所得による居住分化が進んだとされる(Watson 2009)。イギリスでも不況下の1980年代以降、Noble and Smith (1996)が対照的な2つの地域を対象に小地域レベルでの分析をしているが、所得階層の両端が増加したことで一層空間的な分化が強まったことや、都市によってその度合いが異なることが明らかになっている。

日本における研究例は後で紹介するように非常に限られている。またデータの制約から、空間分析単位が限られていることも問題であり、市区町村単位で空間的な分化が確認されていたとしてもより日常的にそれが感じられるような細かい単位にはどう反映されているのかは明らかになっていない。

このような事象を解明するには、従来の地域間格差の議論における人口移動のようなメカニズムではなく、都市内でのミクロな居住地移動や居住地選択に着目する必要がある。低所得層を例にとると、都道府県間や市区町村間の転居においてはいくら経済的な差があっても転入を拒まれることはないが、その中から居住地を選ぶ際には高い家賃や地価を通して低所得層を排除する町丁目やコミュニティが存在することもありうる。こうした意味で、地域内の移動には大きな地域間の移動とは別の住宅地選別の過程が存在していると考えられる。

以上のことを踏まえて本研究の目的は、小地域レベルでの所得の空間的分布の実態を把握した上で、所得によるセグリゲーションと居住地移動・居住地選択の関連を明らかにし、所得格差が拡大する1990年代後半から2000年代前半の地域内居住分化について実証的に分析することである。

小地域単位での分析を行うことで、より人々が感じる実態に近い近隣レベルでの所得要因の影響も把握できる。また本研究では観察対象として東京都大田区を選んだが、用いる方法は汎用性の高いものであるため、データさえ集まれば他の地域に適用することで地域間比較や時系列比較することも可能であろう。

1-3 用語の定義

●居住分化

segregation（セグリゲーション；隔離，凝離）と呼ばれ，その概念については山下(1984)が詳しく述べている．職業や民族，社会階層などによって都市内部で居住者のすみわけがなされることで，その構造や空間パターンは都市地理学や都市社会学の分野で高い関心が払われてきた．欧米と比べて日本では居住分化はそれほどはっきりしていないと考えられているが，例えば1970年の広島・福岡を対象に因子生態分析をした森川(1976)や1980年の東京を対象にした園部(1985)は，都市居住者が社会経済的地位と家族的地位という次元でそれぞれ扇状と同心円状に分布していることを示した．それ以降，都市部を中心に居住分化に関する研究が蓄積され，産業や住宅，職業などの階層によるすみわけの実態が明らかになりつつある．しかし，所得に基づく居住分化の研究は少なく，次節で紹介する程度である．

本論文では以後，セグリゲーションと表記する．

●小地域

所得によるセグリゲーションの研究において，既存の研究の多くが市区町村を地区単位として分析をしているのに対し，本研究では小地域を町丁目（例えば〇〇町〇〇番地）と定義し，分析を行う．国勢調査では，1990年に基本単位区ベースの統計が整備され小地域集計が利用できるようになった．国勢調査に限らず，中谷・埴淵(2009)も町丁字レベルの地区類型データを用いながら，「近隣」スケールの居住地特性を実態的に把握する上で有用であるとしている．さらに，町丁目は町内会や自治会に関連する単位となることや歴史的な経緯を含むものであることを考えれば決して無意味なものではなく，同様の大きさのメッシュで分析するよりも有効であるといえる．また，どの空間単位においてセグリゲーションを議論すべきかについては第2章で詳しく検討することにする．

●所得

家計の経済力や経済的な地位を測る指標として，所得（収入），消費，資産などが挙げられる．本研究では，家計行動の源泉であるという意味を踏まえてセグリゲーションの指標として所得を用いる．ただし，厳密には所得と収入は異なるものであり，本研究では「1年間の世帯収入」としているが，以後では世帯の経済力を示すために単に所得と表記することもある．

●居住地移動

居住地移動は日常的な移動ではなく居住地を移動することで，ノックス・ピンチ(2005)によると住宅機会および世帯の住宅に対するニーズや期待の結果として捉えられている一方で，その移動が都市の居住地構造を変えさらなる移動を引きつけたり妨げたりしている．居住地移動は都市間移動と都市内移動に大別されるが，とくに都市内移動はセグ

リゲーションと関連するものである（ノックス・ピンチ 2005, Dennis 1980）。

また、階層研究の分野では地域移動とも呼ばれ、居住地を移動することが個人の地位達成にどう関連するのかということが問題になる（塚原・小林 1979）。しかし、これらの議論では移動は比較的長距離を想定している。本研究ではセグリゲーションとの関係から世帯の都市内移動に焦点を当てており、都市内移動を区内から区内への転居と定義している。

●階層移動

所得や職業などによって規定される社会階層において、属する階層が変化することである。本研究では指標として所得（世帯収入）を選んだため、所得階層が問題になる。所得階層の議論で最も問題になるのはその固定化である。流動性が高い社会であれば、不利な階層に陥ったとしても短期間で解消できることが期待されるが、流動性が低い社会では一度格差が起きてしまうとそれを克服するのは難しくなる。このような静態的な所得格差だけでなく動態的な格差をとらえるための有効な資料として、同一個人を長期に追跡調査して得られるパネルデータの利用も進んでいる（樋口ら 2003）。

セグリゲーションという現象は居住地移動だけでは説明できない。もし、階層間の流動性が高ければ、たとえ特定の階層が空間的に集中したとしてもその階層は不安定で変わりやすくなるからである。こうした意味を踏まえて第5章では所得による階層の移動性についても触れる。

1-4 先行研究

最初に、所得によるセグリゲーションがこれまでどう観察されているのかどうか確認しておく。1980年代以降の日本の都市を対象とした研究で、所得分布の地域的構造に関する研究も含めると以下のようなものがある。

豊田(1999)は、階層の「分極化」をキーワードに都市内部での社会構造と空間構造という2つの視点からバブル期前後の東京都市圏を対象に分析を行った。その中で、住宅統計調査の世帯収入項目の統計結果を用いた所得階層の分析の結果として、階層の垂直的分極化は断言できないものの、高所得層の都心への集中と低所得層の都心周辺部の集積という市区町村レベルで空間的分極化が起きていることを指摘している。

吉田・遠藤(1999)は1975年から1990年の東京大都市圏を対象に、通勤時間圏別の職業構成や所得分布の変化について分析している。彼らは市区町村別の就業者一人当たりの所得がその地域の職業構成によって説明できることを示し、縮小傾向にあった市区町村間所得格差が、管理的職業従事者が多い通勤時間40分圏の所得の上昇によってバブル期の90年には再び拡大したことを明らかにした。さらにバブル期以降の市区町村間の世帯一人当たり所得の変動係数が示す均質化の理由について、職業間の所得格差や職業構成の市区町村間の差異が縮小したためと考察している。

西澤(2004)は南関東の市区町村へと対象地域を広げ、1990年の世帯年収階級の分布をホワイトカラーの分布と重ねて比較している。それによると、都心部に高所得地帯がみられ、それを取り囲むように比較的低水準の地帯が現れている。より重要な点は、ホワイトカラー地帯の階層的空間分布の傾向が見られることで、中心に高所得層、周辺に低所得層という同心円状の階層分化傾向を示している。また、高額納税者比率から把握できるより上層の階層については都心部などでセクター状の分布も確認されている。

佐藤ら(2007)は、市区町村単位の地域格差論を旧来の地域格差論と社会格差論の中間に位置づけている。彼らは全国を10の地域圏に分け、1980年から2005年までの市区町村別の課税所得額データを使って地域圏内格差と地域圏格差についてタイル尺度を用いて分析した。さらに、推計した年齢別社会増減人口から人口変動と地域内所得格差の関連についても検討を行った。その結果、首都圏内においては2000年以降の急激な格差拡大を示し、人口増加量の多い市区町村で平均所得が増加していること、地域によって流入する所得階層が異なることが居住分化を招いていることを明らかにした。また、これらの影響として格差意識の過剰拡大やコミュニティの分断なども懸念している。

川口(2007)は、市区町村別の住民税課税対象所得データを用いて東京圏の平均世帯所得の分布を検討している。東京区部の山の手と郊外の40kmから50km圏に高所得者地区が目立つことを示したほか、時系列的にも地域的パターンは安定していることも指摘している。また、所得階層が広がりつつあるという認識に反して、ジニ係数で測定すると市区町村間格差はそれほど高くなかったことから、市区町村レベルでは所得格差が平準化されていることを示唆している。

これらの研究の他に町村(2009)は、グローバル化や脱工業化を背景とした格差拡大が空間的形態にどう影響を及ぼしたのかを、1998年から2005年の東京都市区を対象に分析している。一人当たり課税所得でみると都心の限られた地域で大きな変動がみられる。東京都でジニ係数が相対的に高い理由として、地価や株価の変動の影響を受けやすいグローバル都市であることを指摘している。また、全体として収入水準は相対的に上昇したものの、富裕層が港区や渋谷区、目黒区など限られた一角に集中しているのに対して、経済的な衰退が目立つ足立区、葛飾区、荒川区など区部東部では、絶対的な収入水準が低いだけでなく、全国平均と比較しても相対的な低下傾向が続いていることを明らかにした。

以上の先行研究から、いずれも東京圏においては所得格差の拡大とともに空間的に所得水準の高い地域とそうでない地域が分離しつつあることが確認されている。とくに職住近接が強く求められないホワイトカラー地帯では顕著である。また、時期によってその絶対的な所得水準に変動はあっても、相対的な地位は安定的であることも分かる。ただし、それは市区町村レベルの分析であって、どの地区単位レベルでもそれがいえるかということについては言及されていない。

次に移る前に、都市の階層構造と空間構造の関係について橋本(2007)を参考にしておく。それによると、階級は基本的に生産関係によって定義される概念とした上で、階級的諸位置を占める諸個人は同時に再生産関係上の位置も占めており、生産関係を存続させるためには階級的位置を担う諸個人が再生産されることが必要であるが、そのメカニズムの中心を担うのは家族であり、そしてこれを背後から支えるのが多くの家族が集積する地域社会であるとしている。さらに、階級構造の変動によって諸階級の相互関係や量的構成が変化すれば諸階級の地理的分布も変化するが、それは諸個人の地理的移動と、同じ地理的位置にとどまったままでの階級間移動の結果であると論じている。

つまり所得を基準とするならば、特定の所得階層が地理的に集中するセグリゲーションも居住地移動とそこでの所得階層移動の結果としてとらえることができる。ただし、階層移動のみでセグリゲーションが形成されることは考えにくく、居住地移動の過程で居住地をどこに選ぶのかが大きなポイントとなる。そこで続いて、居住地選択とセグリゲーションの関係について先行研究を概観する。

Ham and Feijten (2008)は、セグリゲーション研究において居住地移動やその決定における近隣特性の役割についてはほとんど注目されていないと指摘している。彼らは、物理的近隣環境と人的近隣環境のうち後者に焦点を当て、低所得層や少数派民族、賃貸住宅が集中する地域の居住者はそこから離れたい願望を持っているという仮説を検証するため、マルチレベルロジスティックモデルを用いた分析を行った。その結果、人々はエスニシティを始め似通った社会的地位の人々が多く住む地域に住みたがることを明らかにし、各々が自由に選好に従える限りセグリゲーションは形成されると述べている。

また Watson(2009)は Tiebout 仮説を引用しながら、世帯がよりよい学区や近隣環境を手に入れるための支払意思額(willingness to pay)と世帯の所得が相関するために、セグリゲーション

ン³⁾が形成されると述べている。しかし現実には、近隣の質に対する支払意志額は所得と完全に対応するわけではなく、所得の不均衡が増すにつれて所得グループによって近隣特性に対する評価が異なり同じアメニティに支払える額は異なってくる。さらに直接的でなくとも、高所得者近隣地域では景観や公共財に投資できるため、ますますその価値を高めることで低所得者を寄せ付けなくすることもできると論じている。

アメリカの都市では住宅政策の一つとして所得階層が混在するコミュニティの開発があるが、Ioannides (2004)は近隣内での所得分布や近隣居住者の所得の相互依存関係のパターンを分析している。それによると、小地域（隣近所10軒程度）における所得による選別は不完全ながらも存在していることが確認された。より空間範囲の広い統計区を分析単位としてもその傾向は変わらなかったが、都市圏を分析単位とするとそれほどの効果は見られなかった。また、資産価値による選別は、所得や教育による選別よりも大きかったが、年齢による選別までは断言していない。

住宅との関連では日本でも同様のことがいえるかもしれない。由井(1991)によると、都市地域内の住宅供給については住宅の価格や質が開発地域内で似たようなものになりがちであるため、世帯構成や世帯のライフサイクル、世帯の所得などの居住特性が似通った世帯が同様の居住地選択行動をすることによって画一的住宅の集合体に画一的居住者集団が形成される。また、アメリカなどでみられるような住宅連鎖モデルや住宅移動の際の居住者の格下げ現象は日本ではあまり当てはまらないので、転出入があっても居住者特性にはあまり変化をもたらさないことも指摘している。

以上を踏まえると、居住地選択の際には経済的な面においても同質な地区を選びやすいこと、そこでは近隣という空間単位が重要であること、日本では住居供給とも関連があることなどがいえる。しかし、その程度や影響の大きさは地域や時代によって異なると考えられるため、海外の事例がそのまま当てはまるかどうかは検討の余地があると思われる。

³⁾ 所得による選別(income sorting)とも呼ばれる。

1-5 方法

本研究では小地域単位での世帯収入によるセグリゲーションについて、居住地移動のうち特に都市内移動に焦点を当てて分析を行う。まず、所得要因が居住地移動に与える影響について確認する。次に居住地選択に関しては、小地域における所得分布から町丁目ごとに地域階層を定義し、電話帳データを用いて地域階層間での移動がどのくらいあるのかについて調べる。ここで地域階層とは各町丁目の平均所得を基準にした相対的な地域分類である。高所得階層が高所得地域へ転居したり高所得地域で階層上昇が起きたりすればセグリゲーションの度合いは高まるといえる。逆も同様である。このため階層移動についても考慮すべきであるが、利用できるデータは限られていることから既存のパネルデータ研究による知見を引用して考察する。最後に、実際に見られた所得分布の変化と比較することでセグリゲーションと居住地移動・居住地選択との関連やその時代的要因についてまとめる。

また、これらの分析を行うためには小地域レベルでの所得の空間的分布が明らかになっていることが前提となるため、統計的手法を用いてこれを推定する。推定には住宅需要実態調査個票データと国勢調査小地域集計を用いた。ただし所得分布の推定においては、一般性の高い枠組みを用いたため、特定の地区開発などの地域における個別的要因は考慮していない。

分析の対象となる期間は2000年から2005年までの5年間とする。なぜなら本研究では居住地移動を扱うが、賃貸住宅の場合平均居住期間は5年以下と短く、これ以上長いスパンでの分析はふさわしくないと考えるからである。住宅需要実態調査や国勢調査など、使用するデータの調査が5年ごとであることも理由の1つである。ただし、所得分布推定で用いた住宅需要実態調査データの調査年が1998年と2003年となっているが、データの制約上同じ期間とみなす。

また、対象地域には東京都大田区を選んだ。詳細は次節で説明する。

なお、統計分析についてはエクセルおよびデータ解析環境Rを、地図化についてはArcGISを用いた。

1-6 対象地域

本研究では東京都大田区を対象に実証的な分析を行う。大田区について最も興味深い点は、1つの行政区域内に田園調布に代表される高級住宅街と、町工場が並ぶ東京最大の工場の集積地が共存していることにある。さらに、近年では工場の移転や廃業跡地でのマンション開発などが目立ち混住の度合いを高めている。

大田区は東京23区の西部に位置し、世田谷区、目黒区、品川区のほか、多摩川をはさんで神奈川県川崎市に隣接する（図1-5）。羽田空港を含む多くの埋め立て地を抱え、北西部の台地には住宅地が広がるが、南東部にかけて低地になり、工業集積地を形成する工場や住宅が混在している。さらに、ほぼ中心部に位置する蒲田駅周辺は商業・業務機能が集積する中心市街地となっている。

面積は56.46km²で、国勢調査によれば2000年の人口は650,331人（297,340世帯）、2005年の人口は665,674人（316,010世帯）であり、住民基本台帳からみた人口動態でも毎年人口増加傾向にある。

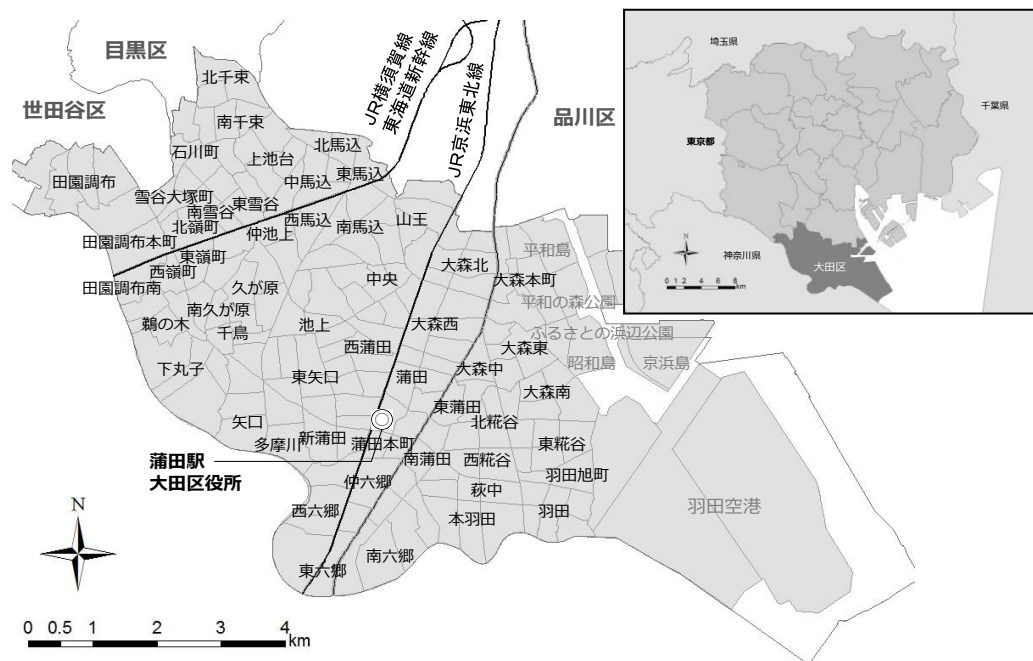


図1-5 対象地域

1-7 本論の構成

本論文の構成は以下の通りである（図1-6）。

ここまで第1章では序論として、背景や先行研究を踏まえながら本研究の目的や方法などについて述べた。

以後、第2章ではセグリゲーションを分析する上で適切な空間スケールについて検討する。ここで小地域レベルにおける分析する意義についても述べる。

本研究を行う上でベースとなる町丁目レベルに対応する所得データは既存には存在しないため、第3章ではその分布について統計的手法を用いて推定する。ここで推定されたものに基づいて、第4章では所得の空間的分布やその時間的変化について考察する。

第5章では、所得指標が居住地移動に与える要因を分析しながら、都市内移動と居住地選択について分析する。さらに階層移動も考慮しながら、第4章で明らかになった所得の空間的分布の変化についてセグリゲーションという観点から考察する。

最後に第6章で本研究をまとめ、今後の課題などについて述べる。

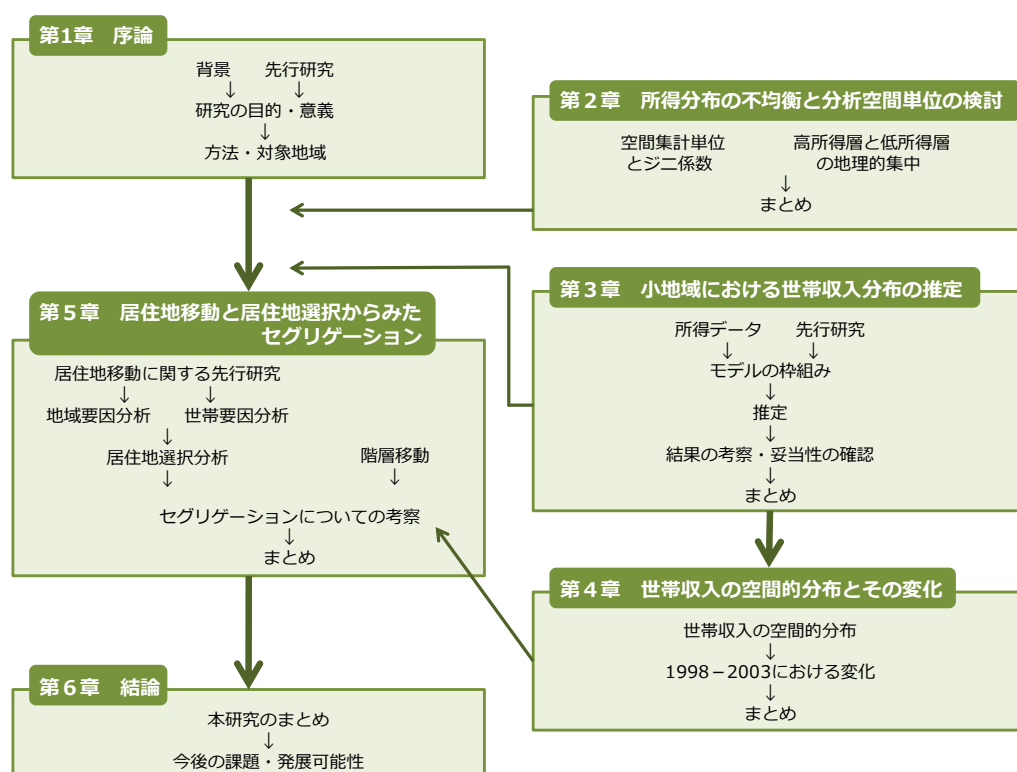


図1-6 本論の構成

第2章

所得分布の不均衡と分析空間単位の検討

第2章 所得分布の不均衡と分析空間単位の検討

2-1 本章の背景と目的

都市内部での空間的セグリゲーションを論じるためにはどの範囲の空間単位が適切であろうか。小さな空間単位をとった時と比べて大きな空間単位をとった場合、地域数も少なくなり地域内での指標も平準化されるため、地域間でのばらつきは小さくなるものと思われる。とくに所得を指標とする場合、データの制約から市区町村よりも細かなレベルでの分析は難しく、ほとんどその検討はなされていない。しかし、500mメッシュを用いた社会地図分析（倉沢・浅川編 2004）では、例えばホワイトカラーの分布が行政区内で（もしくは行政区界を超えて）空間的な偏りを生んでいることが明らかになっていることを見れば、所得によるセグリゲーションもこうしたレベルで起きていると予想される。

現実の都市を観察しても、たとえ同じ都市内であっても道路や線路を一本隔てると全く街並みが変わってしまうということもしばしばありうる。大田区でいえば、町名に高級住宅街のイメージの強い「田園調布」と付いている町であっても実際に高級住宅が並ぶのはその中の一部であり、田園調布と田園調布南、田園調布本町では町名だけでなく丁目が変われば様子も一変する。少なくとも町丁目よりも大きなレベルを空間単位として設定してしまえば、この違いは見えなくなってしまう⁴⁾。

もちろん、指標によってはさらに大きな空間単位で分析するほうがふさわしい場合もあるだろう。これらの問題は、空間単位の設定の仕方によって現象の見え方が異なるという可変地区単位問題（空間集計単位問題）と呼ばれる。しかし、本研究では都市内でのセグリゲーションや地区間の所得分布の不均衡に着目しており、小地域レベルでの分析は最大の特徴の一つであるといえる。これらのことを踏まえ、本章の目的は小地域（町丁目）レベルで分析することの意義と、そのレベルでしか明らかにならないことは何なのかを示すことである。

以下2-2では高所得層と低所得層の地理的集中について、2-3では比較範囲を変えることで格差の度合いが異なることについて考察を行う。

⁴⁾ 同じく高級住宅街のイメージのある世田谷区成城も同様のことがいえる（橋本 2007）。

2-2 高所得層と低所得層の地理的集中

この節では高所得層と低所得層の地理的集中について、市区町村単位で集計したものと町丁目単位で集計したものについて比較したい。方法は以下の通りである。まず、各世帯の所得分布の下位 20%を低所得世帯、上位 20%を高所得世帯と定義する。また、各集計単位別にその平均所得の五分位点から、第一分位点までを地域Ⅰ、第四分位点以上を地域Ⅴのように名付ける。ただし、地域の平均所得については次の章で推定したものを用いている。高所得層と低所得層でセグリゲーションが起きていれば、当然地域Ⅰでは低所得世帯割合が高くなり、地域Ⅴでは高所得世帯割合が高くなる。逆にセグリゲーションが全く起きておらず、低所得世帯も高所得世帯も均等に分布しているならば、全ての地域区分でその割合は 20%となる。

表 2-1 低所得世帯と高所得世帯の集中（市区町村集計）

	低所得世帯率(%)	高所得世帯率(%)
地域Ⅰ	23	15
地域Ⅱ	21	17
地域Ⅲ	20	20
地域Ⅳ	18	22
地域Ⅴ	17	28

表 2-2 低所得世帯と高所得世帯の集中（町丁目集計）

	低所得世帯率(%)	高所得世帯率(%)
地域Ⅰ	25	14
地域Ⅱ	21	17
地域Ⅲ	19	19
地域Ⅳ	18	22
地域Ⅴ	15	30

ここで東京 23 区を対象に市区町村単位で集計した結果（表 2-1）と町丁目単位で集計した結果（表 2-2）を示した。市区町村単位で集計した場合、低所得世帯は目立つほどの集中はしていないことが分かる。それに比べて高所得世帯のほうが集中する傾向がみられる。一方、町丁目単位での結果を見てみると、市区町村単位での結果とほぼ変わらない。ただし、分布の両端で若干の集中度を高めている。この場合も、高所得世帯の集中度のほうが低所得世帯のそれよりも大きい。とはいえ上位 20%の高所得地域でも高所得層全体の 3 割、下位 20%の低所得地域でも低所得層全体の 3 割弱と、全体としては極端な集中は見られない。たとえほぼすべての世帯が高所得層であるという町丁目やその逆の町丁目があ

ったとしても、それは一部であると思われる。

町丁目単位での集計のほうが集中の度合いが高まるという予想があまり当てはまらなかったのはおそらく第3章で示すように所得分布の推定に対数正規分布を仮定したためと考えられる。この場合、どのような形状になっても分布の両端で高所得世帯と低所得世帯が想定されてしまうためである。

Berthoud (2007)もイギリスの9,000余りの郵便区レベルで、高所得（低所得）世帯の高所得（低所得）地域への集中について分析している。ここで、郵便区に含まれる平均世帯数は2,500であることから、本研究で用いる町丁目とほぼ対応するものと考えてよいだろう。それによると地域Ⅰにあたる区分では低所得世帯と高所得世帯の割合はそれぞれ31%と5%で、地域Ⅴにあたる区分ではそれぞれ11%と40%となっている。ただし、本研究では東京23区内の町丁目のみを対象としているため、そのばらつきは過小になっている可能性がある点で注意が必要だが、それでも日本の都市ではイギリスほど所得階層による集中が進んでいるとはいえないだろう。

同様に日本の都市とイギリスの都市について、社会階層の空間的な分化という点から比較したFielding (2004)も、日本でもセグリゲーションは見られるがイギリスほど分化は進んでいないし空間的パターンも異なるとしていることから、妥当な結果だと思われる⁵⁾。

⁵⁾ 社会階層によるセグリゲーションは区よりも小さなレベルで表れるとしており、日本においてはその空間単位の重要性も指摘している。

2-3 集計単位によるジニ係数の変化

2-3-1 ジニ係数

地域格差を測定する指標として、ジニ係数、(平方)変動係数、平均対数偏差、アトキンソン係数などが挙げられる。ここでは格差議論で最もよく使われるジニ係数を用いる。国が発表する多くの調査でもこの指標が用いられており、総務省統計局は「ローレンツ曲線⁶⁾と対角線(均等分布線)で囲まれた弓形の面積と、均等分布線内全体の面積に占める割合」と説明している。ジニ係数は格差が小さいほど0に近く、格差が大きいほど1に近い値をとる。本研究では次章で述べるように所得分布として対数正規分布を仮定しているが、ジニ係数 G はその標準偏差 σ を用いて(2-1)式のように一意に表現することができる⁷⁾。

$$G = 2N \left(\frac{\sigma}{\sqrt{2}} \right) - 1 \quad (2-1)$$

ただし、 N は標準正規分布の分布関数である。

ここで注意すべき点として、所得分布を対数正規分布として仮定した場合、ジニ係数は若干高く表される(Hamada 2005)。その理由は、一般にジニ係数は集計データの所得階級区分から計算されるため階級内での格差が考慮されない、対数正規分布は高所得層に対応する裾野の部分が大きくなってしまふなどの理由が考えられる。

その他にジニ係数を用いる際の注意点として、所得の定義や世帯人数など世帯間の属性への依存度が大きいこと、所得の絶対的な水準が考慮されていないことなどがある。そのため、ここでは全て同じ方法で計算したもののみ比較し、合わせて平均所得についても考察の対象に含めることとする。ただし、以下に用いる所得分布は第3章の示す手法で推定したものをを用いている。

⁶⁾ 世帯を収入の低い方から順に並べ、横軸に世帯数の累積比率を、縦軸に収入の累積比率をとり、それを座標として描いた曲線。

⁷⁾ 詳しくは Aichison and Brown(1957)。

2-3-2 地域間格差とその集計単位

ここではジニ係数を用いて世帯間の所得のばらつきについて、その集計範囲を変えながら検討を行う。はじめに、全国、首都圏1都3県、東京都、都区部、大田区といった空間範囲を設定し、それぞれの範囲の中で所得のばらつきを平均水準とともに示したものが図2-1である。

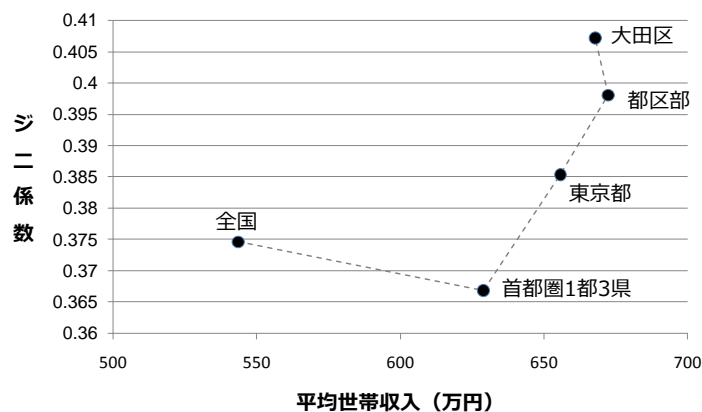


図2-1 ジニ係数と平均世帯収入（全国～大田区）

東京都都区部に限れば、比較範囲を絞っていくにつれて所得水準は上昇する。一方ジニ係数は集計単位を首都圏としたとき低下することから、首都圏は全国の中に位置付けられれば、ある程度経済的に同質な人が集まる空間単位であるといえる。しかし、一般的に範囲を小さくすれば、ばらつきは小さくなると考えがちであるが、実際には東京は相対的にジニ係数の高い都市であり、都内でのばらつきの程度のほうが全国間のそれよりも大きいということがわかる。さらに、都区部内で比較するとさらにジニ係数が上昇することは、先行研究でも示されていたように各区の間でも階層分化が進んでいることが確認できる。その中で大田区に至っては、より格差の度合いが高まっていることから、さらに区内での階層の分極化が推察される。市区町村によってはこのレベルにおいて比較的均質な地域もあるが⁸⁾、大田区では仮により同質な世帯が集まる区間単位があるならば市区町村より小さなレベルにあると予想できる。

これを踏まえて今度は区内の様子を見る。大田区を例にとり、地域行政区、中学校区、町丁目といった範囲（図2-2）を設定し⁹⁾、図2-1と同様にそれぞれの範囲の中で所得のばらつきを平均水準とともに示したものが図2-3である。ここではそれぞれの地区レベルにおける全ての地区の状況を表示した。

全体的な傾向として、所得水準の高い地区でジニ係数も高いことが分かる。また、大田

⁸⁾ 例えば区部東部に位置する足立区や葛飾区、江戸川区でのジニ係数は0.35程度と低い数値となっている。

⁹⁾ 区内に存在する地域庁舎が受け持つ地区を地域行政区としている（大森、調布、荏谷・羽田、蒲田の4地区である）。また、中学校区数は28、町丁目数は215（ただし所得分布の推定の対象となる世帯数300以上の町丁目は187）である。

区でのジニ係数が0.407であることを思い出すと、どのレベルでもそれを下回る地区が多いことが確認できる。とくに地域行政区や中学校区では顕著である。よってこの程度のレベルにおいて所得階層による集住がなされていると考えられる。もちろん、前の分析と同様に所得分布を対数正規分布で近似したことによる限界はあるだろうが、以上の結果からこれらを構成する町丁目を分析の空間単位として用いることは研究の目的と照らしてもふさわしいと考えられる。

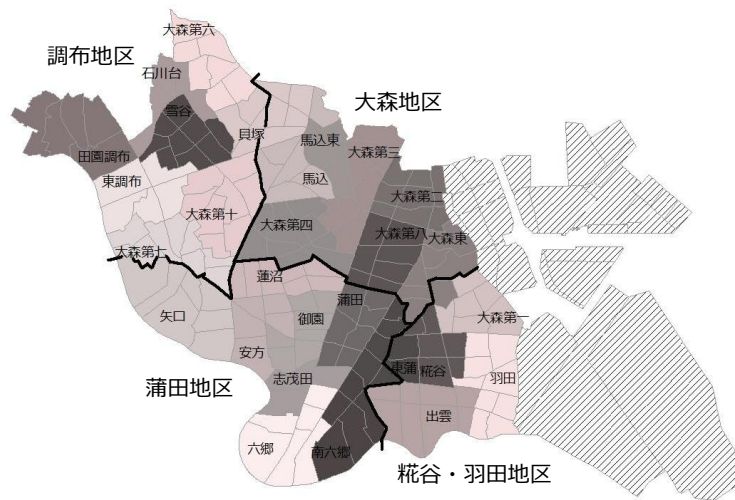


図2-2 大田区の地区区分

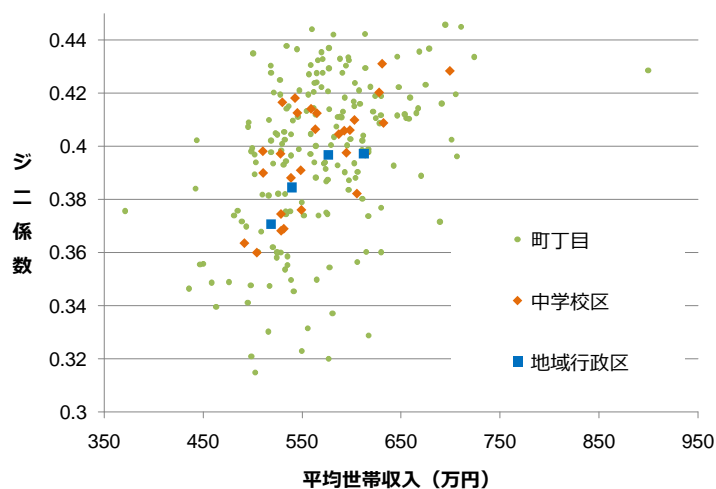


図2-3 ジニ係数と平均世帯収入（大田区内）

2-4 本章のまとめ

本章では、小地域（町丁目）レベルで分析することの意義を示すことを目的として、まず高所得層と低所得層の地理的集中について、次に格差をとらえることができる空間単位についての分析を行った。

前半の分析では、市区町村よりも町丁目単位で集計したほうが若干集中の度合いが高まることが分かった。とくに高所得層ではその傾向が強い。とはいえ、上位 20%の高所得地域でも高所得層全体の3割、下位 20%の低所得地域でも低所得層全体の3割弱とそれほど集中が進んでいるとはいえない。

後半のジニ係数を用いた分析では、比較する対象範囲を変えることで世帯間の所得のばらつきの度合いが変化することを示した。やはり市区町村レベルでは近隣レベルでの格差は内包されてしまっているといえる。ただし、地域によっては市区町村単位でもセグリゲーションが形成されていることも明らかになった。

町丁目単位で分析することは、区などの行政界にとらわれない特定層の集中が把握できること、また人々が感じる実態に近い格差を把握できるという意義もある。

ただし、ミクロレベルでの計測はあくまで所得分布に対数正規分布を仮定した推定であることや後半の分析ではジニ係数という指標からの検討にとどまっていることなどの問題はあがあるが、本章では地図化でしかとらえきれなかったミクロレベルでのセグリゲーションの様子が定量的に把握することができたと考える。

第3章

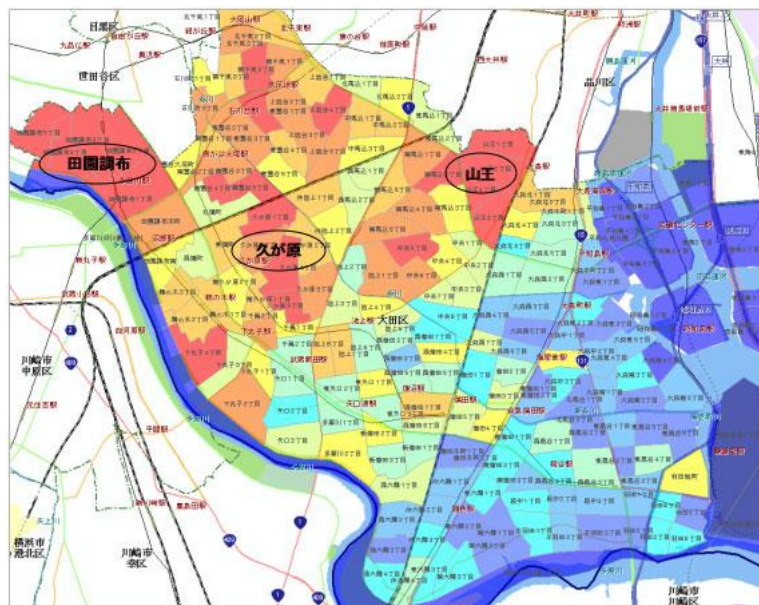
小地域における世帯収入分布の推定

第3章 小地域における世帯収入分布の推定

3-1 本章の背景と目的

本章では前章で示された小地域レベルで分析する意義を踏まえ、町丁目での所得分布を推計する。第1章で述べたとおり、所得の実態について把握できる統計資料は少なく、小地域（町丁目）単位で集計したものは皆無である。そのため、いくつかの市場調査会社などでは既存の統計から推計したものを作成・販売している（図3-1）。しかしいずれも非常に高価であり、その詳しい推計方法も公表していない。そのため本研究を行うにあたっては、地域所得に与える社会経済要因を明らかにする上でも独自に推計する必要がある。推計に用いるデータについても、目的に合わせて選ぶことが重要であろう。本研究では第5章で世帯の居住地移動に関連した分析を行うため、所得指標として個人所得よりも世帯収入が妥当と考えられる。よって本章では小地域レベルでの世帯収入の空間的分布を推計することを目的とする。ここでは適用事例として大田区を選んだが、データさえ手に入れば大田区に限らずどの地域でも応用できる手法をとる。

まず、日本で公表されている所得データについて概観し、適切な資料を選ぶ。続いて先行研究をレビューし、小地域における所得分布の推計方法を探る。これをもとに推計モデルを構築し、実際に東京都大田区に適用することで小地域レベルでの所得分布が推定できることを示す。そして最後に他の統計資料を用いてこの結果が妥当であるかを確認してみたい。



大田区の町丁目を高年収帯シェア10段階で色分けした例

※〔赤〕高年収世帯が多い〔青〕高年収世帯が少ない

出典：アトラクターズ・ラボ社ホームページ(<http://www.a-lab.co.jp/product/nenshu.html>) より転載

図3-1 市販されている製品の例

3-2 所得に関するデータ

3-2-1 既存の所得データ

所得分布を分析する上でいくつかの注意すべき点がある。例えばデータの性格や、測定単位、所得の定義などである（溝口 2003）。データの性格に関して、通常の標本調査では中所得層に標本が偏りがちであることなどが指摘されている。測定単位については主に個人の所得なのか世帯全体としての所得なのかどうか問題になる。世帯所得の場合、同じ所得水準であっても世帯人数によって大きくその意味や効用は変わるため、等価所得という概念もある¹⁰⁾。そして所得の定義の大きなポイントとしては、課税前の所得なのか課税後の所得なのかということである。所得の定義についてまとめた梅溪(2000)によると、所得は当初所得、可処分所得、再分配所得に分類される。当初所得は雇用者所得の他、事業所得や私的給付等も含めた合計額であるのに対し、可処分所得は当初所得に社会保障による現金給付を加え、税金や社会保険料を差し引いた額である。再分配所得はこれにさらに社会保障による現物給付を加えたものである。

日本で公的な機関が調査・発表しているもので、個人・世帯の所得に関して調査項目を含むものとして次のようなものが挙げられる。

- ・全国消費実態調査（総務省）
- ・家計調査（総務省）
- ・国民生活基礎調査（厚生労働省）
- ・所得再分配調査（厚生労働省）
- ・市町村税課税状況等の調（総務省）
- ・賃金構造基本統計調査（厚生労働省）
- ・住宅土地統計調査（総務省）
- ・住宅需要実態調査（国土交通省）

ここではそれぞれについて詳しくは述べないが、目的に応じて調査項目・調査機関・調査範囲・調査単位・階級数・サンプル数・その他の調査項目を吟味する必要があるだろう。

¹⁰⁾ 世帯員一人当たりの所得として、世帯所得を世帯員数のべき乗根で割ったものとして求められる。

3-2-2 住宅需要実態調査

本研究では以上の所得データを概観した上で、住宅需要実態調査データを利用することとした。住宅需要実態調査は、1960年から5年に一度国土交通省住宅局が国民の住宅に関する満足度、最近の改善状況、今後の改善計画や住まい方の意向など、住宅需要の実態を把握するために行っている調査である。同年の住宅・土地統計調査の対象となる国勢調査の一般調査区に常住する普通世帯から、無作為に抽出した全国の約10万世帯を対象にしており、1998年の調査では84,603世帯、2003年調査では87,000世帯から有効な回答を得ている。調査項目の一つに回答者の世帯全員の1年間の税込み収入¹¹⁾(世帯収入)の項があり、2003年の調査では表3-1のように13区分の階級で答えるようになっている¹²⁾。

表3-1 住宅需要実態調査における世帯年収階級

世帯年収(万円)	
～200	800～900
200～300	900～1000
300～400	1000～1200
400～500	1200～1500
500～600	1500～2000
600～700	2000～
700～800	

住宅需要実態調査データを選んだ理由として以下の点が挙げられる。第1に、住宅関連の変数とリンクできる所得データが利用できる点である。この後いくつかの変数を用いて所得を推定していくが、住宅に関連する変数の影響は特に大きいと推察される。第2に、世帯人数などに関わらず全ての世帯からサンプリングされている点である。第3に、最小の空間単位が市区町村である点である。研究の目的からすればなるべく小さな単位で集計されていることと、それに耐えうるサンプル数がそろっていることが必要となる。

他の調査と比較してみると、家計調査や国民生活基礎調査、所得再分配調査は全国、全国消費実態調査は都道府県レベルの集計である。また、市町村税課税状況等の調は市区町村別の集計があるが対象が納税者のみ、同様に賃金構造基本統計調査も対象が労働者のみとサンプルが偏っている。こうした点を踏まえると、住宅・土地統計調査や住宅需要実態調査が有効であるが、今回は個票データの入手ができた2003年の住宅需要実態調査データを用いることにした。

¹¹⁾ 年収にはボーナス、超過勤務手当などの臨時収入、内職や副業による収入、地代、家賃、利子、配当金等の財産収入および年金恩給、生活保護費、仕送りなども含める。また、自営の場合は営業利益とする。

¹²⁾ 1998年調査では8階級となっている。公表も同じである。

3-3 先行研究

単に所得の分布といったときそれは2つの側面を持つだろう。1つは階層的な分布、もう1つは空間的（地理的）な分布である。後者は第1章の先行研究で示したような例が挙げられるが、前者は経済学を中心とした分野で貧困の研究やジニ係数などの測定の際に問題になってきた。谷沢(2004)はこれまでの所得分布の研究テーマを①分布水準の正確な計測②分布変動の正確な認識③分布水準の形成メカニズムの検討④分布変動の発生メカニズムの検討⑤階層間移動の発生メカニズム⑥分布変動が社会経済に与えた影響の検討に分けているが、いずれもあまり空間的な視点を想定していない。

本研究で問題にするのは階層構造と空間構造の両面であるが、小地域での世帯所得の空間的な分布を推計した研究はほとんどなされていない。しかしそれについて関心が薄いのではなくデータの不足によるものと思われる。Green(1998)は小地域レベルでの所得分布を推定するアプローチとして2点述べている。1つ目のアプローチはマイクロデータから得られる代理変数を用いる方法である。例えば、失業率や公共住宅の割合、自動車保有割合などが有力な指標として用いられる。一方で2つ目のアプローチはより実体的な値を推定するもので、所得の非集計データを他のマイクロデータと整合させることによる方法である。この一例として、Bramley and Smart (1996)が挙げられる。

彼らは、世帯所得や世帯構成の情報を含む家計支出調査の非集計データと、世帯構成や経済活動や所得に関する要素を含む国勢調査などのマイクロデータを用いて小地域レベルでの世帯所得の分布を推計した。

このモデルでは、世帯を適切にグループ化できれば世帯所得の分布は対数正規分布で近似できるという仮定に基づいて、世帯をいくつかの基準によって分類している。つまり、1つ目は世帯構成タイプ（9分類）、2つ目は世帯内有業者数（3分類）、3つ目は所属する行政区域（366分類）を基準にしたグループである。それぞれのグループの所得分布はそれぞれの小地域において対数正規分布に従うものとして、地区 j において所得レベル γ を下回る世帯の割合は、小地域内世帯数に対する当該グループの割合を表す v_{ikj} を用いて次の(3-1)式のように表される。

$$F_j(\gamma) = \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I v_{ikj} \cdot F_{ikj}(\gamma) \quad (3-1)$$

ただし、 j は小地区、 k は世帯タイプ、 i は世帯内の有業者を示すカテゴリーであり、 F は対数正規分布の分布関数である。小地域での分布の形状は全国レベルでのその「スケールモデル」として扱われる。ただし、所得の平均水準は地域によって変わるのに対し、分散の度合いはグループ間ではそれほど変化しない（勤労・非勤労世帯間では差があるかもしれないが）と仮定し、回帰分析によって全体レベルの平均値や分散からのずれを求めている。さらにグループ間での整合性のほかに、構成効果や地域効果についても想定している。

続く研究で Bramley and Lancaster (1998)は、住宅の所有関係（持家、民間賃貸住宅、公共住宅）を考慮に加えたモデルに改善し、小地域への適用、モデルの妥当性の検討などを行っている。

いずれの研究でも最初に、イギリスでは小地域レベルでの所得を把握することは、例えば住宅の入手可能性のような政策、都市計画やマーケティング等に非常に有用であることを訴えながら、詳細で信頼できるデータの不足を指摘している。日本でも市町村よりも小さい集計単位での統計はなく、同じ問題を抱えているといえる。また同時に、地域間で広がる経済格差についても触れており、その実態を正しく把握するためにも小地域レベルにおける所得分布の推計は重要であるとしている。

また、所得分布を推定する2つ目のアプローチのもう一つの例として、マイクロシミュレーションを用いる方法がある。花岡(2009)は京都市を対象に空間的マイクロシミュレーションを使って町丁目レベルでの就業者の所得分布を推定した。まず、パーソントリップ調査の個票データを焼きなまし法を用いて国勢調査の小地域集計と整合させ、町丁目レベルにまで細分化した合成マイクロデータを作成している。このデータの個人属性と、賃金構造基本統計調査から得られる性別年齢別職業別の調査結果を当てはめることで就業者年間所得を推定している。さらに役職や生産労働者の補正係数を求め、全体の統計結果と一致するように比率調整を行い、精度を高めている。

いずれにしても、小地域での集計データとそれに整合できるマイクロデータが不可欠であるといえる。

3-4 モデルの枠組み

本研究では市区町村レベルでの世帯収入分布を推計するモデル式を構築し、それを町丁目に適用することで推計するという方法をとる。ここでは、1998年の東京都大田区を対象に小地域の所得分布の推計した上杉・浅見(2010)を参照し、以下では要点を示しながらモデルの枠組みについて説明する。

3-4-1 分布関数の形状

所得の階層的分布を考える際には分布関数を想定するのが便利である。所得分布の形状としていくつかの関数が挙げられるが、最も一般的なのは対数正規分布である(図3-2)。つまり、あるグループ内の個人もしくは世帯の所得の対数をとったものは正規分布する。所得分布が対数正規分布に従うことは経験則からだけでなく、理論的にも研究されている(浜田 2007)。正規分布よりも山が左側に寄っていて平均値が中央値よりも大きいこと、右側の裾野が長いことが特徴である。しかし、その高所得層にあたる部分については当てはまりが悪く、代わりにパレート分布を用いることが多い。具体的には、日本の所得分布を分析した Souma (2000)によると 2000 万円がその基準点であるとされる。

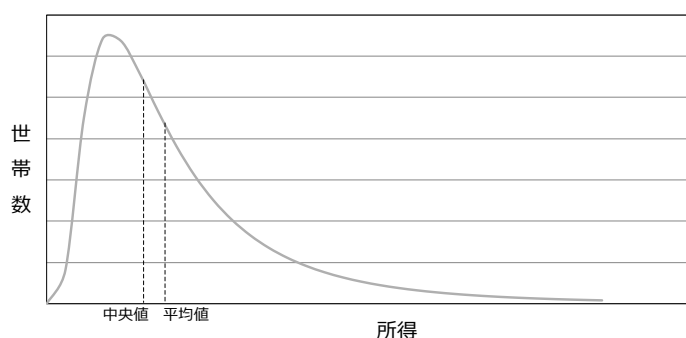


図3-2 所得の対数正規分布

本研究では以下の理由から対数正規分布を採用する。第一に、連続的な1つの関数で表現できる点である。確かに分布形状の右側の裾野が大きくなってしまいうという難点があるが、分布の中央値などを外的に与えてやることである程度抑えることができるだろう。第二に、分布の両端が表現できる点である。山口(2009)は統計における所得分布について高所得者と低所得者が明示されないという問題を指摘し¹³⁾、分布関数を用いることでこれを補う効果があるとしている。さらに、所得階級区分内での分布も表現できるという利点もある。第三に、対数正規分布は平均と標準偏差の2つのパラメータのみで表現することができる

¹³⁾ 統計データでは、所得は階級区分で表されることがほとんどであるため、例えば最大の階級が「2000万円以上」ならば2000万円所得者と1億円所得者では区別できず、同じものとして扱われてしまう。

ため、分析する上で簡単に扱うことができる点である。

世帯収入の分布が対数正規分布に従うとすると、市区町村 i における世帯収入 y の確率密度関数 $f_i(y)$ はその対数の平均 μ_i と標準偏差 σ_i を用いて次の(3-2)式によって表現される。

$$f_i(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i y} \exp \left\{ -\frac{(\log y - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2} \right\} \quad (3-2)$$

3-4-2 所得関数の近似

実際の市区町村別の世帯収入データは階級区分ごとの世帯数として得られる。(3-2)式の近似関数からは、階級区分ごとに含まれる世帯の割合は(3-3)式のように表現される。

$$p_{ij}(\mu_i, \sigma_i) = \int_{x_j}^{x_{j+1}} f_i(y; \mu_i, \sigma_i) dy \quad (3-3)$$

ここで、 p_{ij} は市区町村 i における全世帯のうち、 j 番目の階級区間 (x_j, x_{j+1}) に含まれる世帯の割合である。 f_i は μ_i と σ_i の2つのパラメータのみで表現されている。

次に、佐藤・上田(1995)を参考に目的関数 $F(\mu_i, \sigma_i)$ を次の(3-4)式のように設定し、これが最小となる μ_i と σ_i を求めることで、最も当てはまりが良い近似関数を特定する。これは χ^2 値を求める式に対応している。つまり最適解を持つ目的関数の値が当てはまりの良さを示し、この値が小さいほど当てはまりが良いということになる。

$$F(\mu_i, \sigma_i) = \sum_{j=1}^J \left(\frac{a_{ij} - A_i p_{ij}(\mu_i, \sigma_i)}{A_i p_{ij}(\mu_i, \sigma_i)} \right)^2 \quad (3-4)$$

ただし、 A_i は市区町村 i の全世帯数、 a_{ij} は市区町村 i での階級区分 j に含まれる世帯数、 J は所得データの階級区分数である。また、前に述べたように対数正規分布では高所得層が過大に推計されがちであるので、分布の裾野の広がりを抑えるために、所得の平均値を外的に与えておく。所得の平均額 \bar{y}_i は階級データから、各階級区分の中央値¹⁴⁾と該当する世帯数を掛けたものの総和を全世帯数で割ることによって得られる。一方、対数正規分布からは、その平均値は次の(3-5)式の右辺で与えられる。

$$\bar{y}_i = \exp \left(\mu_i + \frac{\sigma_i^2}{2} \right) \quad (3-5)$$

よって、これを制約条件として(3-4)式の最小化問題を解くことで、平均と標準偏差を求める。

¹⁴⁾ ただし、「200万円以下」は150万円、「2000万円以上」は2500万円とした。

3-4-3 対数正規分布における平均と標準偏差の推定

市区町村レベルではこのように既存のデータから近似関数を計測することができる。続いて、これに対応する非集計個票データから得られる変数を用いてこの対数正規分布における平均 μ_i と標準偏差 σ_i をそれぞれ推定する(3-6)式および(3-7)式のようなモデルを構築する。

$$\mu_i = M_i(X_{i1}, X_{i2}, \dots) \quad (3-6)$$

$$\sigma_i = S_i(X_{i1}, X_{i2}, \dots) \quad (3-7)$$

ただし、 X_i は住宅需要実態調査の個票データから市区町村別に集計した変数で、後で小地域における推定に適用させるため、同時に国勢調査などの小地域統計にも対応していることが求められる。対数平均を推定するにあたっては、地域の所得水準を表すと思われる持家割合や失業率などの変数が考えられる。また標準偏差を推定するにあたっては、地域内の所得のばらつきを生むと思われる、単身世帯割合や高齢者割合などの変数が考えられる。ただし、個票データの変数で、かつ小地域統計に含まれるものは非常に限られているので、モデルの説明力が十分でない場合、適宜その他のデータを補助データとして用いる。具体的なモデルの特定方法として重回帰モデルなどが考えられる。また、サンプル数が少ないことからクロス・バリデーション¹⁵⁾を行うことでモデルの妥当性を確認する。

3-4-4 小地域への適用

市区町村レベルでの推計モデルを、国勢調査などの小地域（町丁目）集計を用いて小地域に適用する。ただし、市区町村レベルと町丁目レベルでは変数の基本統計量が大きく異なることがあり、それが推定に大きな影響を与えられられる場合には、変数の調整を行う。

次節では東京都大田区を対象とし、実際にこの手法に基づいて小地域における所得分布が推定されることを示す。

¹⁵⁾モデルの汎化性を調べるための方法の1つで leave-one-out 法と呼ばれる方法を用いた。サンプルから1つのセットを除いてモデルの構築を行い、除いた1個のセットを用いてモデルの評価を行うことを繰り返す。

3-5 対数正規分布への近似

前節で説明したように、データから得られる実際の所得分布と近似関数による推定分布の χ^2 統計量が最小になるような平均および標準偏差を求める。用いるデータは2003年住宅需要実態調査の個票である。このデータから市区町村別の世帯収入分布を得ることができる。本研究ではデータのサンプル数などを考慮し、東京23区分のみを分析の対象として用いる。まず、階級区分データより階級の中央値を用いて区ごとに平均世帯収入を求める。これを制約条件として(3-4)式の最小化問題を解いた¹⁶⁾。その結果を表3-2に示した。

表3-2 近似した対数正規分布における平均と標準偏差

市区町村	平均	標準偏差	χ^2 値	市区町村	平均	標準偏差	χ^2 値
千代田区	6.51	0.759	10.80	渋谷区	6.32	0.790	11.63
中央区	6.52	0.722	3.88	中野区	6.25	0.769	14.84
港区	6.23	0.776	10.06	杉並区	6.33	0.734	10.62
新宿区	6.09	0.808	19.14	豊島区	6.17	0.753	11.05
文京区	6.33	0.823	32.65	北区	6.03	0.691	7.53
台東区	6.13	0.686	5.36	荒川区	6.00	0.692	9.76
墨田区	6.01	0.678	4.71	板橋区	6.23	0.702	24.96
江東区	6.16	0.608	9.79	練馬区	6.41	0.680	22.77
品川区	6.26	0.689	8.81	足立区	6.16	0.669	10.19
目黒区	6.29	0.743	16.86	葛飾区	6.23	0.639	8.94
大田区	6.22	0.756	21.51	江戸川区	6.20	0.572	11.88
世田谷区	6.30	0.739	32.58				

これをみると、ほとんどの区で対数正規分布の当てはまりが良いことが分かる。サンプル数の少なさなどの問題も残るが、これをもとに次に進む。

¹⁶⁾ 制約条件付き最小化の計算にはエクセルのソルバー機能を用いた。

3-6 変数

3-6-1 対数平均の推定

地域の所得水準に影響を与える変数を用いて対数正規分布における平均値を推定する。本研究ではモデルの小地域への適用の際に、住宅需要実態調査の個票データと国勢調査の小地域集計をリンクさせるため、両方に対応する項目を説明変数として選ぶ必要がある。そこで考えられる変数として、住居、世帯類型、住宅の平均床面積などを用意した。

具体的には、まず住居変数¹⁷⁾として、持家割合、公共住宅割合、給与住宅割合、その他住宅割合である。持家割合の高い地域では平均所得水準が高く、逆に公共住宅割合が高い地域ではその水準は低くなると思われる。また、その他住宅とは間借り、下宿、寮などが含まれることから平均水準を上昇させると期待される。

次に世帯類型は、単身世帯割合を変数とした。単身世帯に比べて夫婦世帯や夫婦と子世帯の多い地域のほうが所得水準は高いと予想される。

その他に、世帯人数や住宅の床面積の対数値を変数に取り入れた。ただし、これらだけでは説明力の強いモデルができなかったため、国勢調査からのみ得られる第3次産業就業者割合および失業率の雇用に関する変数も追加した。

これらを説明変数とし、近似された所得分布の平均を目的変数と重回帰分析を行う。変数の選択はステップワイズ法によるものである。またこの分析では、平均の予測式を求めただけでなく、各要因が与える影響の大きさについても次の節で考察する。

¹⁷⁾ 住宅の所有関係の構成は総和で1になるため、全ての要素を用いると多重共線性の問題が生じる。そのため持家割合と強い相関をもつ民間賃貸住宅割合を変数から除いた。

3-6-2 対数標準偏差の推定

地域の所得のばらつきに影響を与える変数を用いて対数正規分布における標準偏差を推定する。平均の推定の際と同様の理由から、住宅需要実態調査の個票データと国勢地域の小地域集計の両方に対応する項目を説明変数として選ぶ必要がある。そこで、平均の推定の際に用いた変数に加えて地域内人口に占める高齢者割合を考慮することにした。近年議論されているように所得格差が人口の高齢化によるものであれば、高齢者割合が高まるほど、地域内の世帯間所得のばらつきは大きくなるだろう。また、世帯規模の縮小が与える影響を見るには単身世帯割合などの効果を確かめればいだろう。これらの変数を用いて、近似された所得分布の標準偏差を目的変数とするステップワイズ法による重回帰分析を行う。結果および考察は次節で行う。

なお、平均と標準偏差の推定に用いた具体的な変数の作成については表3-3で説明し、それらの基本統計量は表3-4の通りである。また、サンプル数が少ないため、両方の推定でクロス・バリデーションも合わせて行い、選択された変数が妥当であることも確認している。

表3-3 変数の作成

指標	変数	質問項目	定義
住宅	持家割合	住宅の 所有関係	全世帯の内、「持家」と答えた世帯の割合
	公共賃貸住宅割合		全世帯の内、「都道府県・市区町村営賃貸住宅」もしくは「公団・公社などの賃貸住宅」と答えた世帯の割合
	給与住宅割合		全世帯の内、「給与住宅」と答えた世帯の割合
	その他住宅割合		全世帯の内、「その他」と答えた世帯の割合
	世帯当たり床面積	床面積	全世帯の床面積の合計/世帯数
世帯類型	単身世帯割合	世帯人数	全世帯の内、「1人」と答えた世帯の割合
雇用	第3次産業就業者割合 失業率	(国勢調査より)	
高齢化	65歳以上人口割合	世帯員の 年齢	全世帯に含まれる人口の内、65歳以上の世帯員の割合
	75歳以上人口割合		全世帯に含まれる人口の内、75歳以上の世帯員の割合

ただし全世帯とはサンプルの中で回答のあった世帯であり、それぞれ市区町村別に集計した。
また、とくに明示がない限り住宅需要実態調査データからである。

表3-4 基本統計量

変数	平均	標準誤差	中央値	標準偏差	最小	最大	標本数
平均	6.233864	0.028943	6.228295	0.138804	6.002077	6.516491	23
標準偏差	0.716477	0.012927	0.722154	0.061996	0.572287	0.823483	23
民間賃貸住宅	20.01716	1.670323	21.05263	8.010589	3.529412	31.25	23
公共住宅割合	9.806649	2.040192	5.769231	9.784418	0	38.75	23
給与住宅割合	4.377152	0.71714	4.761905	3.439282	0	12.19512	23
その他住宅割合	4.080292	0.50306	3.75	2.412589	0	9.615385	23
世帯当たり床面積	81.49434	1.61191	81.88679	7.730447	64.16541	96.86957	23
単身世帯割合	18.13361	1.514168	17.89474	7.261693	4.6875	31.25	23
第3次産業就業者割合	79.68578	1.078984	79.59226	5.174624	71.78936	87.56472	23
失業率	5.589365	0.28595	5.303958	1.371368	2.90998	8.207172	23
65歳以上人口割合	18.77296	0.354063	18.56167	1.698026	15.39168	22.83426	23
75歳以上人口割合	8.275484	0.206539	8.278675	0.990524	5.610725	9.969368	23

3-7 推定結果

3-7-1 市区町村レベルでの分布の推定

前節までに行った平均と標準偏差の推定結果をそれぞれ表3-5と表3-6に示した。

表3-5 平均の推定結果

変数	係数	標準誤差	t 値
定数項	5.577278	0.31297	17.82 ***
持家割合	0.002836	0.001589	1.785 *
給与住宅割合	0.01224	0.004059	3.016 ***
単身世帯割合	-0.00818	0.002032	-4.026 ***
第3次産業就業者割合	0.010935	0.00333	3.284 ***
失業率	-0.05281	0.011914	-4.432 ***
サンプル数			23
\bar{R}^2			0.8424

ただし, ***は 1%, **は 5%, *は 10%で有意を表す。

表3-6 標準偏差の推定結果

変数	係数	標準誤差	t 値
定数項	0.270831	0.145607	1.86 *
持家割合	-0.00321	0.000942	-3.412 ***
公共住宅割合	-0.00177	0.000815	-2.177 **
第3次産業就業者割合	0.005581	0.001427	3.912 ***
75歳人口割合	0.026184	0.00765	3.423 ***
サンプル数			23
\bar{R}^2			0.7332

ただし, ***は 1%, **は 5%, *は 10%で有意を表す。

まず平均のほうから見てみよう。まず、住居関連変数を見ると、予想通り持家割合と給与住宅割合がプラスの影響を持っている。家族類型変数に関しては単身世帯割合が高いことが有意に所得水準を下げる効果を持っているといえる。都市部では若年単身者が多いため、こうした傾向を示すのだろう。また、雇用に関連する変数では第3次産業就業者割合がプラスに、失業率がマイナスに働いている。第3次就業者にホワイトカラーが多いことを考慮すれば、ブルーカラーの多い第2次産業就業者割合に比べてその所得水準が高いことが予想される。

今度は標準偏差を見てみると、住居関連変数では持家割合と公共住宅割合がマイナスに有意である。つまり、持家や団地の多い地域では所得のばらつきが小さいということである。それぞれ持家の割合が多い地域では比較的水準の高い所に分布がかたまり、公共住宅

の多い地域では比較的水準の低い所に分布がかたまりやすいからだろう¹⁸⁾。次に雇用に関する変数をみてみると、第3次産業就業者割合がプラスに働いている。ホワイトカラーの中でも所得のばらつきは大きいものと思われる。また、格差の拡大が高齢化によるものであるといわれていたように、75歳人口割合の高さは標準偏差を大きくする効果を持っていることが確認された。しかし、もう一つの大きな要因といわれている世帯規模の縮小の影響についてはこの分析からはいえなかった。

3-7-2 町丁目レベルへの適用

得られたモデルに町丁目レベルの同じ変数を代入することによって、小地域での所得分布を得る。表3-7は前の分析で用いた変数の大田区における小地域統計の基本統計量である。市区町村レベルの統計量とあまりに大きなずれがある場合、推定に影響を及ぼす恐れがあるので、そういった可能性がある変数については、最大値と最小値が市区町村レベルでのその±10%に入るように調整した。

表3-7 基本統計量

変数	平均	標準誤差	中央値	標準偏差	最小	最大	標本数
持家割合	48.19116	0.796165	47.9883	10.88739	0.729927	75.80128	187
公共住宅割合	4.311496	0.769716	0	10.52571	0	99.02676	187
給与住宅割合	4.862391	0.235788	3.87931	3.22435	0.121655	26.34961	187
その他住宅割合	5.445056	0.306073	3.978907	4.185492	0	24.11348	187
単身世帯割合	43.18963	0.656697	43.73957	8.980195	18.25397	64.037	187
第3次産業就業者割合	73.92447	0.338553	74.67467	4.629638	53.80228	85.22727	187
失業率	4.606308	0.073005	4.624277	0.998325	1.858736	11.323	187
65歳以上人口割合	18.55885	0.244291	18.71136	3.340635	10.20408	34.83724	187
75歳以上人口割合	8.122601	0.1348	8.363636	1.843364	3.160984	12.90073	187

¹⁸⁾ 山口(2005)は、所得制限のある公共住宅に低所得者層がたまりやすく、特定の地区に集積させやすい傾向があることを指摘している。

推定をするうえで、世帯数が少ない町丁目では推定結果が不安定になるため、世帯数 300 以上の 187 の町丁目のみを対象に推定を行った。その結果を表 3 - 8 に示した。

平均は若干低く推定されている。ばらつきの程度も市区町村間よりは大きい。最小値をとる町丁目は東糀谷 6 丁目、ここでは公共住宅割合が 99% と飛びぬけて大きいことが特徴である。一方、最大値をとる町丁目は田園調布 3 丁目、ここは有名な高級住宅地として知られている。

また、所得分布に対数正規分布という連続関数を仮定した利点として、町丁目内での世帯の分布も推定できる。例えば、田園調布 3 丁目における世帯収入分布は表 3 - 9 のように推定され、高所得層に偏った分布が平均水準を押し上げていると理解される。

表 3 - 8 町丁目レベルでの世帯収入分布の推定結果

平均	569.762
標準誤差	4.690195
中央値	564.7387
標準偏差	64.13745
分散	4113.613
範囲	528.7685
最小	370.8823
最大	899.6508
サンプル数	187

表 3 - 9 田園調布 3 丁目における世帯収入分布の推定結果

世帯年収（万円）	世帯数		
～200	43	800～900	35
200～300	60	900～1000	29
300～400	65	1000～1200	46
400～500	62	1200～1500	46
500～600	55	1500～2000	43
600～700	48	2000～	47
700～800	41	計	624

3-8 妥当性の確認

前節までで、小地域における世帯収入分布を推定することができたが、どの程度それが妥当なものなのか「答え合わせ」をすることは難しい。そこで、別の所得データを用いて同様の推定を行い、得られた結果と比較することで確認してみたい。

用いる所得データは、3-2-2で説明した理由から住宅・土地統計調査を選んだ。ただし、個票データではなく集計データを用いるので、他の属性変数と直接的なリンクはできない。こうした問題を抱える点に注意が必要であるが、比較対象データとしては有用であろう。

詳しい推定方法・結果については参考資料に掲載した。これと前章までで得られた推定結果を比較する。187の町丁目について2つの推定結果の相関を示したものが図3-3である。ここでは平均世帯収入について比較した。

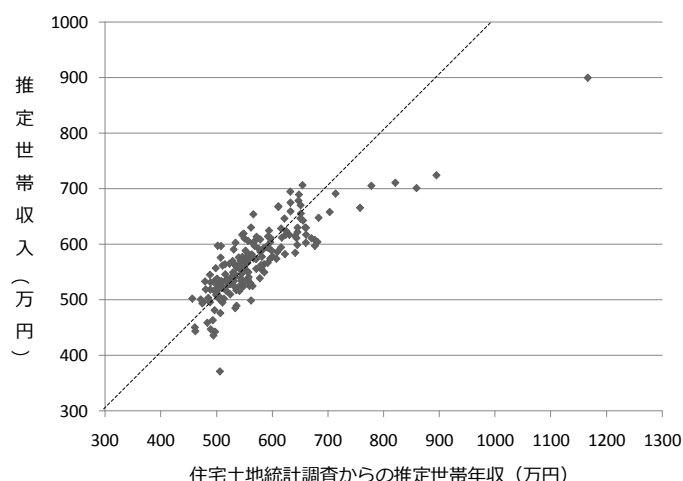


図3-3 住宅土地統計調査を用いた推計結果との相関

高所得地区については若干のずれがみられるものの、相関係数は0.84で強い相関であるといえる。よって以下の章ではこの所得分布を用いて研究を進めていくこととする。

3-9 本章のまとめ

本章では小地域レベルでの世帯収入の分布を推計することを目的とし、推定モデルを提示した後、東京都大田区を事例に実証的に町丁目における世帯収入分布が推計できることを示した。

まず、利用するに適した所得データを選ぶため、既存の所得データについて概観し、住宅需要実態調査データを用いる理由とその概要について説明した。続いて先行研究をレビューし、市区町村レベルにおいて対数正規分布に近似された所得分布の平均と標準偏差のパラメータを推定するモデルを構築し、それを町丁目レベルに当てはめるという小地域推計の枠組みについて述べた。さらに、東京都大田区を事例に実際に推計モデルを構築し、その結果について考察した。そこでは推定モデルを導くだけではなく、持家割合や雇用に関する変数が地域の所得水準を表す重要な指標になっていることが明らかになった。最後に、別の所得データとして住宅・土地統計調査から得られる推定結果と比較することによってその信頼性を確認した。

本研究ではこの結果に基づいて、第4章では空間的分布の変化を、第5章以降では世帯の居住地移動およびセグリゲーションとの関係について扱うこととする。

第4章

世帯収入の空間的分布とその変化

第4章 世帯収入の空間的分布とその変化

4-1 本章の背景と目的

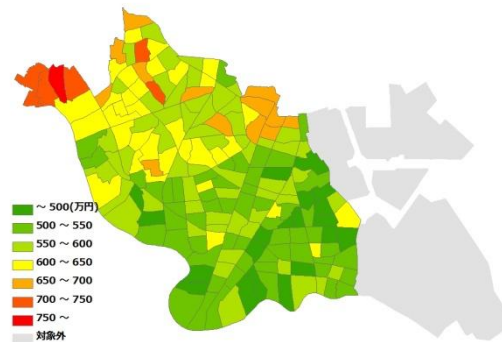
格差拡大が話題になり、同時に多くの研究が市区町村レベルでの空間的な分化を実証するようになってきた1990年代後半以降、小地域レベルでみた所得の空間的分布はどう変化したのだろうか。セグリゲーションという視点からいえば、海外の都市は別にして日本ではその動態はほとんど調査されていない。

本章の目的は、小地域レベルにおいて所得による空間的セグリゲーションが進んだのか、もしくはそれほど進んでいないのかを検証することである。そのためにまず、第3章で得られた推定結果をもとに、世帯収入分布について空間的な側面から考察する。事例として引き続き東京都大田区を選んだ。さらに、格差拡大が進んだとされる1998年から2003年に焦点を当て、セグリゲーションの度合いを測る指標である空間的相違指数を用いてその変化について考察していく。

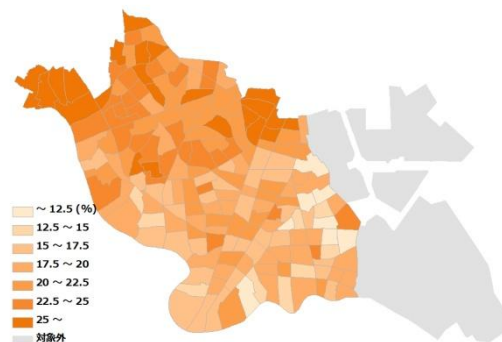
第5章での居住地移動とセグリゲーションの関連を分析する上でも、これらの結果から現実に所得の空間的分布がどう変化したかという事実を把握しておくことは重要であると考えられる。

4-2 世帯収入の空間的分布—東京都大田区

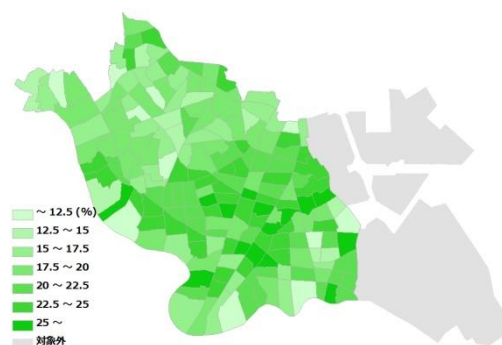
第3章で推定された東京都大田区の事例について、その世帯収入分布を空間的な側面から分析する。2003年の平均世帯収入、高所得世帯割合、低所得世帯割合を地図化したものが図4-1である。



a. 平均世帯収入の分布



b. 高所得世帯割合の分布



c. 低所得世帯割合の分布

図4-1 推定された世帯年収の空間的分布（2003年）

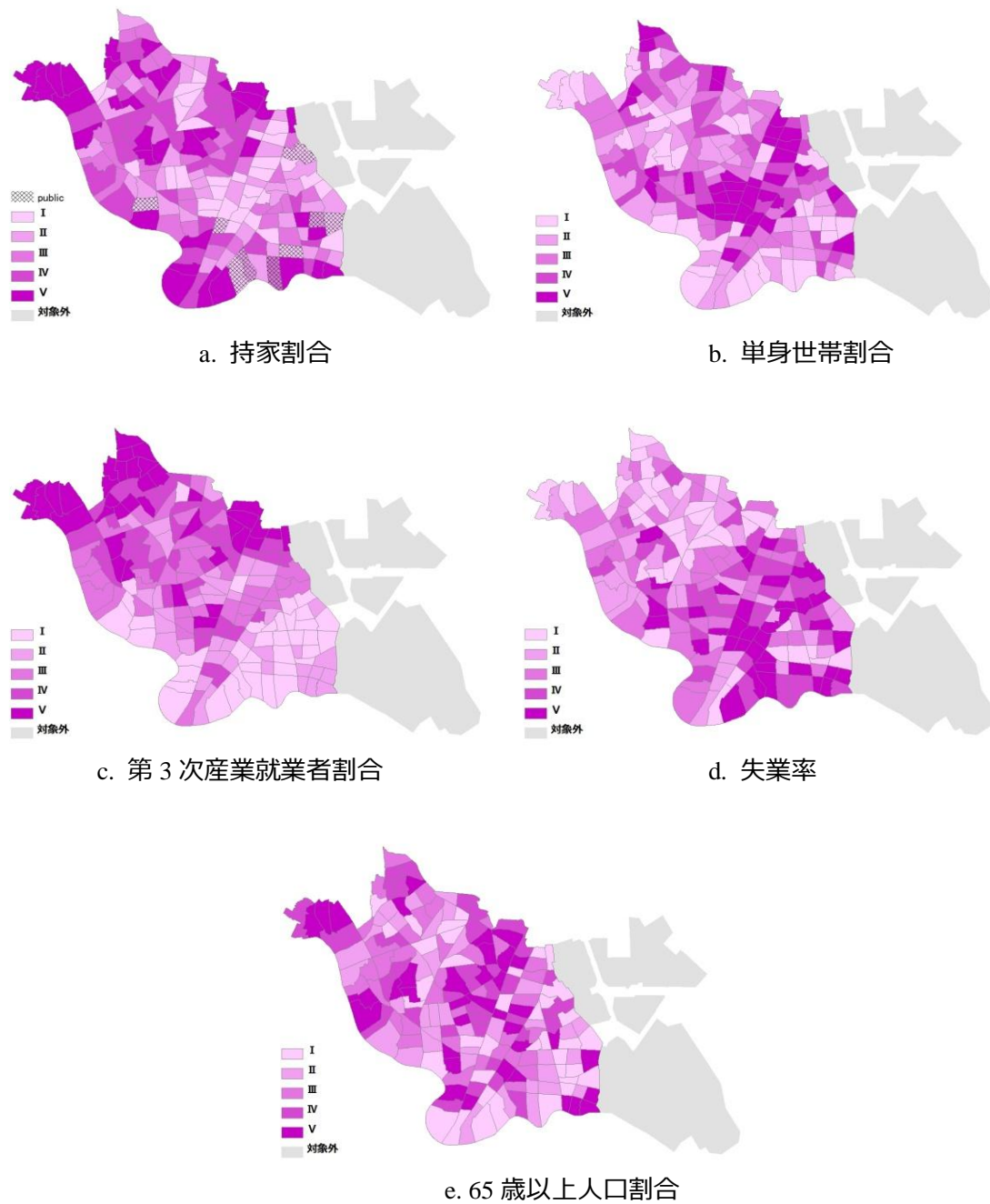
ただし、低所得世帯割合と高所得世帯割合の定義は大田区に含まれる全世帯の世帯収入分布の五分位点を基準に、下位 20%の世帯を低所得世帯、上位 20%の世帯を高所得世帯としている。

平均世帯収入をみると、北西側と南東側でその傾向が大きく異なることが確認できる。平均所得が高い北西部では田園調布や山王のように複数の町丁目が集積を形成しているところもあるが、久が原、南雪谷、南千束の一部では比較的低所得な町丁目と混在しているところも見られる。一方、南東部は一部に中間的な地区があるものの全体的に低水準である。この傾向は高所得世帯割合や低所得世帯割合を見るとよりはっきりするかもしれない。

高所得世帯の割合を見るとほぼ北半分が割合の高い地域となっており、低所得世帯の割合の高い地域は周辺部に少しあるのみである。それに対して、低所得者の集中する地域は中心部に偏っている。また、南東の端に集まる地域は高所得割合も低所得割合も大きく分極化しているといえる。

それでは、こうした地域はどういう特徴があるのだろうか。第3章の推定の際に用いた変数で関連があったものを地図化した図4-2と合わせて考察していく。

一般に所得水準の高い持家割合は周辺部で高く、一般に所得水準の低い単身世帯が中心部に集中していることが、この地域の空間的な所得分布の骨格になっていると推察される。しかし、世帯収入を指標としているので、単身世帯率の高さと低所得世帯率に相関があるのは当然であるが、南部で単身世帯が多いのに平均水準が低い地域もみられ、問題のある地域だといえる。おそらくその理由として、失業率の高さが挙げられる。失業率の分布とは対照的に、北西部ではホワイトカラーの多い第3次産業就業者割合の高い地域と対なっている。失業率の分布が比較的分散しているのに対し、第3次産業就業者の分布の集住傾向は強いように思われる。また高齢者の分布をみると、中心部で混在化が進んでいることが分かる。



ただし凡例は、各指標において五分位点を基準に低いほうからⅠ～Ⅴとしている。

図4-2 所得分布の推定で用いた地域指標

4-3 1998-2003 における変化

4-3-1 1998 年の所得の空間的分布

前節では 2003 年における所得の空間的分布を見てきた。ここでは変化の分析の起点となる 1998 年の所得の空間分布を推定した上杉・浅見(2010)を参照し、その推定結果を地図化したものを図 4-3 に示した。それぞれ平均世帯収入、高所得世帯割合、低所得世帯割合となっている。ただし、推定方法は第 3 章に示したものと同一である。

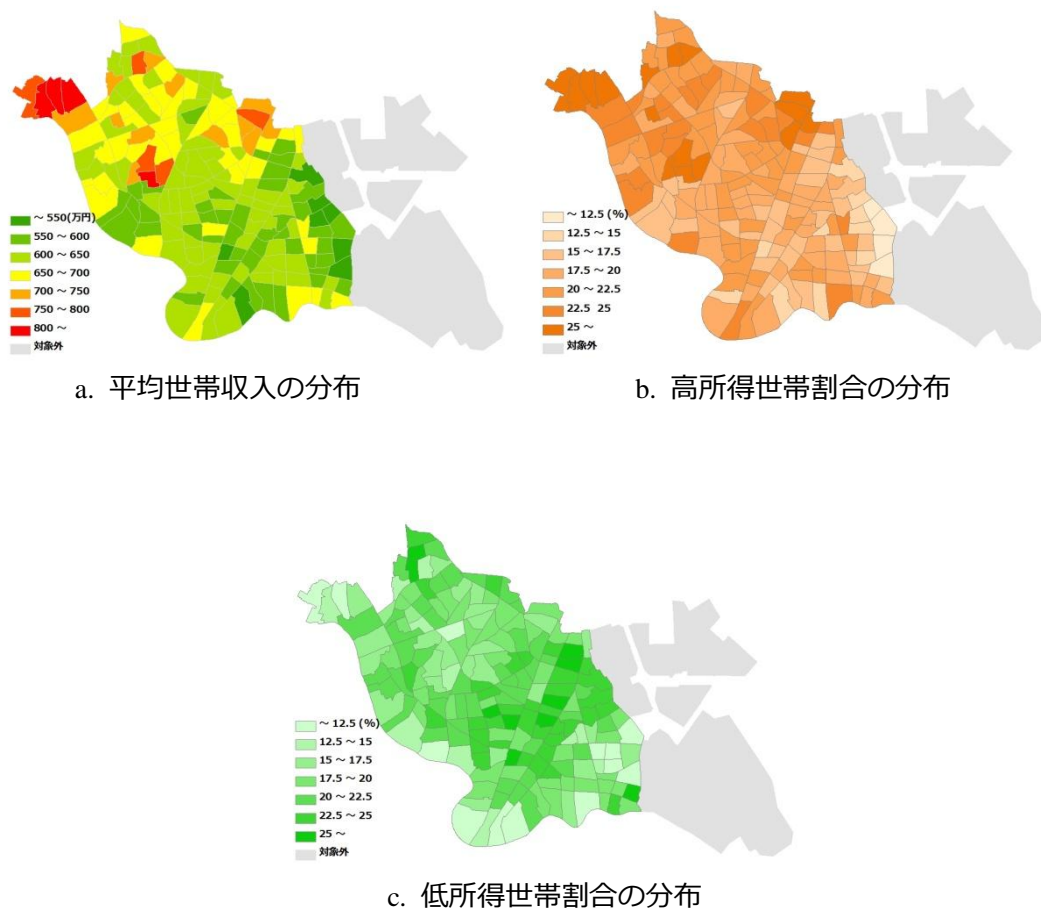


図 4-3 推定された世帯年収の空間的分布 (1998 年)

1998 年と 2003 年の推定分布を比較すると、田園調布や久が原、山王といった代表的な住宅地は高所得層を多く抱え、所得の面でも高水準を保っていることが分かる。一方、公共賃貸住宅が集まる地域でも低所得での固定化がみられる。全体的にも西高東低の傾向は大きく変化していないといえる。

4-3-2 地域階層の変動からみた相対的な変化

続いて町丁目ごとの平均世帯収入の変動について分析をする。1990 年後半以降、所得の絶対水準は全体的に低下した。よって、ここでは相対的な変動に注目する。

方法は、まずすべての町丁目について 1998 年の平均世帯収入を基準に高い順にランクを付ける。同様に 2003 年についても処理を行う。ランクの上位から 20%ごとに 5 つの地域階層に分けた上で、5 年間にどの地域階層からどの地域階層へと変化したのかを調べる。

各階層からの移動率を示したものが表 4-1 である。5 年後に同じ階層にあった地域は最も上の階層と最も下の階層でも 6 割程度である。中間地域ほど順位の変動が大きいことが分かる。つまり、どの階層にあっても 5 年間の時間があれば相対的な位置は大幅に変化するということである。これは市区町村レベルでの経済的地位が比較的安定しているという先行研究と比べると、町丁目レベルでは違った結果である。特に最も下の階層から最も上の階層まで上昇することはないようであるが、2 番目に高い階層に変化している町丁目も存在している。逆に大きく下降した町丁目も皆無ではない。これはおそらく通常の社会人口動態では説明できないものであろう。町丁目は小さな単位空間であるので、ひとたび大きな開発が行われそれまでの住民とは異なる階層の住民が大量に流入した場合こういった現象が起こる可能性がある。

さらに詳しくみるために、今度は十分位点をとって同様の階層移動の変化を示したものが表 4-2 である。特に注目したいのが上位層と下位層である。表 4-1 では変化先のばらつきとしては類似しているように見えたが、より詳しく見ると上位層のほうかはるかに安定していることが分かる。つまり高所得地域という地位がそれほど揺らぐものでないのに対し、低所得地域にはそのまま低所得地域として固定化しているところと何らかの理由で急激な変化を経験する地域に分かれる。

最後にこれらの空間的位置関係を明らかにするため、地域階層が上昇した（つまり 1998 年に属していた地域階層から 2003 年には上位の階層に移動した）地域と、地域階層が下降した（つまり 1998 年に属していた地域階層から 2003 年には下位の階層に移動した）地域を図 4-4 に示した。

階層が下降した地域は南部の多摩川沿いに多くみられる。南東の低所得地域にも階層が低下した一帯がみられるが、残りの多くは地理的にも低所得地域と高所得地域の間に位置し、所得階層的にも中間的な地帯に多い。以上のような地域が空間的にも連続してみられるのに対し、階層を上昇させた地域は区内の中で非常に分散しており、近隣との類似性に大きな影響を与えるものと思われる。こうした要因やセグリゲーションへの影響については第 5 章で考察する。

表4-1 平均世帯収入ランクの変化（五分位）

全町丁目		2003 年				
187		I	II	III	IV	V
1998 年	I	22	8	6	2	0
	II	10	12	7	7	1
	III	3	8	11	9	6
	IV	3	6	11	10	7
	V	0	3	2	9	24

ただし、地域階層の低い順から I, II, III, …と表記している。

表4-2 平均世帯収入ランクの変化（十分位）

全町丁目		2003 年									
187		I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
1998 年	I	11	2	2	2	1	0	0	1	0	0
	II	4	5	1	3	3	2	0	1	0	0
	III	1	4	5	1	3	2	0	2	1	0
	IV	1	4	2	4	2	0	3	2	1	0
	V	0	1	3	1	4	3	1	1	3	1
	VI	1	1	1	3	1	3	3	4	1	0
	VII	1	1	0	2	2	5	4	0	2	1
	VIII	0	1	2	2	1	2	7	0	2	2
	IX	0	0	3	0	1	1	1	5	3	5
	X	0	0	0	0	0	0	0	3	6	10

ただし、地域階層の低い順から I, II, III, …と表記している。

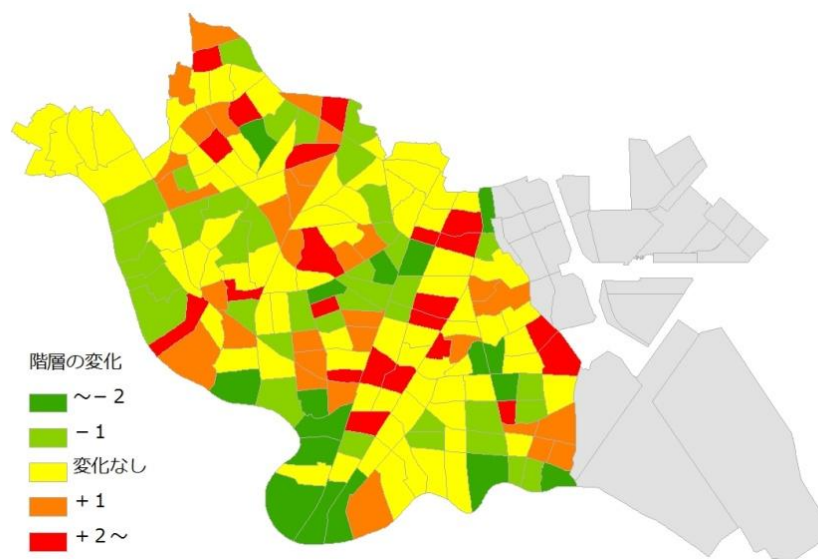


図4-4 地域階層の変化

4-3-3 セグリゲーションの指標からみた変化

都市の中で居住者が何らかの基準によって完全に分離して居住するということは通常ない。よって、住み分けを研究の対象とする場合、どの程度セグリゲーションが起きているかということが問題になる。セグリゲーションの度合いを測る指標として、相違指数(index of dissimilarity)、すみわけ指数(index of segregation)、立地係数(location quotient)、ローレンツ曲線(Lorenz curve)が挙げられる(山下 1984)。

ここでは最もよく用いられる空間的相違指数¹⁹⁾からみたセグリゲーションの変化について検討する。この相違指数は2つの集団が都市内でどれくらい居住分化しているか測るもので、2つの集団を高所得世帯と低所得世帯としたとき、その空間的相違指数 DI は(4-1)式で表される。仮に完全に分離していれば1を、均一に分布していれば0をとる。またこの値は、2つの集団が均等に分布するために必要な移動量も示している。

$$DI = \sum_{i=1}^n \frac{|H_i - L_i|}{2} \quad (4-1)$$

ただし、 n は区内の町丁目数、 H_i は区内の高所得世帯のうち町丁目 i に属する高所得世帯の割合、 L_i は区内の低所得世帯のうち町丁目 i に属する低所得世帯の割合である。大田区内の187町丁目を対象に1998年および2003年の DI を計算したものが表4-3である。

表4-3 空間的相違指数の変化

	平均世帯収入	変動係数	第I分位点	第IV分位点	DI
1998	638.0	0.101	590.5	677.8	0.118
2003	569.8	0.113	520.8	613.8	0.142

サンプル数：187町丁目

この5年間で全体的な傾向として所得の平均水準が低下したことは平均世帯収入や五分位点の様子からみても明らかである。また、変動係数や DI は若干上昇しているもののほぼ変わっていないといってよいだろう。市区町村レベルでは空間的分化が進んだといわれているが、町丁目レベルでみるとセグリゲーションが進行したと明確に言うことはできないと思われる。

¹⁹⁾ 非類似指数とも呼ばれる。

4-4 本章のまとめ

1990年代後半以降、小地域レベルにおいて所得の空間的分布はどう変化したのかについて、第3章で推定された東京都大田区の所得分布の変化から考察した。対象とした期間は1998年から2003年と、全国的には格差拡大が顕著になり地域間の格差も指摘された時期である。

まず、第3章で得られた推定結果をもとに、世帯収入分布の変化について空間的な側面から考察した。その結果、高所得地域は時系列的にも安定的であるのに対し、低所得地域は固定化の進む地域と急激な階層上昇がみられる地域に分かれた。特に、後者は空間的な連続性が弱く区内に分散している。また、地理的にも北西部の高所得地帯と東南部の低所得地帯の間に位置する中間所得階層の地域では階層の相対的位置が変わりやすい。

さらに、セグリゲーションの度合いを測る空間的相違指数などの定量的な指標を用いてその変化を分析したが、若干の分化傾向は把握できたがそれほど明確にセグリゲーションが進んでいるとはいえないだろう。

なぜこうした変化が起きたのかという要因を考えながら、第5章では居住地移動とセグリゲーションの関連について、大田区を対象とした実証的な分析を行っていく。

第5章

居住地移動と居住地選択からみたセグリゲーション

第5章 居住地移動と居住地選択からみたセグリゲーション

5-1 本章の背景と目的

本章では特に居住地移動と居住地選択に着目して都市内セグリゲーションについて考察する。その際、東京都大田区を事例に第4章で明らかになった2000年以降の小地域における所得の空間的分布の変化の要因について実証的に分析する。

居住地移動に関しては国勢調査において10年に一度、「5年前の住所」を尋ねる項目がある²⁰⁾。最新のデータは2000年のもので、1995年からの5年間の居住地移動が把握できる。図5-1は対象事例である東京都大田区についてこれらを地図化したものである。ここで注意点として、この統計では1995年から2000年を対象にした人口単位での集計であることが挙げられる。本研究では2000年から2005年を対象に世帯単位の分析を行っているが、大田区のミクロな人口移動の実態について大まかな傾向は把握できると考えられる。

世帯収入の高い層が集まる北西部では大田区以外からの転入者の割合が多い。特に都内からの移住者の傾向は顕著である。他県からの移住者の割合が多い地区はそれに比べて少し地理的にばらつきがあり、中心部から低所得地域の一部にまで広がっている。一方で、移動していない、もしくは区内で完結する移動を経験している人口が多い地区は南東部に偏っている。よって、低所得層の多い南東部では低所得者が滞留しているか、移動しているとしても内部での移動にとどまっていることが推測される。

本章でははじめに、こういった要因がこうした地域間での差異を生み出しているのか明らかにする。そこでは世帯固有の要因だけでなく、近隣から受ける地域要因についても考察したい。本研究では特に所得関連指標に興味があることから、世帯年収や地域内の所得水準といった要因にも注目する。方法は、本来ならば世帯要因と地域要因を同時に分析できるマルチレベルモデル²¹⁾を採用することが適しているが、世帯要因を分析するための住宅需要実態調査個票データが町丁目単位で集計されていないため不可能である。よって以下5-2では先行研究を概観した上で、回帰モデルを用いて世帯要因と地域要因を別々に分析した。

続いて5-3では、居住地選択について地域の所得水準の面から5つの階層に分け、どの階層の地域からどの階層に地域に移住するのか検討した。ここでは、電話帳データを用いて区内移動に焦点を当てている。セグリゲーションについて議論するためには、次のように分析する方法が考えられる（図5-2）。

まず、対象範囲内の全世帯の所得レベルから五分位点を求め、低い順に「世帯階層」Ⅰ～Ⅴと名付ける。同様に町丁目についても、各町丁目の平均所得を基準に五分位点を求め、

²⁰⁾ 選択肢は、大きく分けて「現住所」、「自市区町村内」、「都内他市区町村」、「他県」の4つである。

²¹⁾ データの階層構造も考慮できれば、移動率を説明する際に世帯の変数と地域の変数の関係も調べることができるため、世帯の変数だけでは説明しきれない地域レベルの要因があるのかも調べることができる。

低い順に「地域階層」Ⅰ～Ⅴと名付ける。それぞれの地域には各階層の世帯が居住しているがその構成比は異なると想定される²²⁾。高所得階層が高所得地域へ転居したり高所得地域で階層上昇が起きたりすればセグリゲーションの度合いは高まるといえる。逆も同様である。居住地移動に依らない所得階層の移動に関しては、適したデータがないことから大田区について議論できる資料はない。そこで、5－4では所得を指標とした一般的な階層移動について既存研究からのデータを引用することで考察したい。

5－5ではこれまでに示した現象の背景について、住宅分布の変動や年齢別人口の社会増減から探るとともに、第4章で示された所得の空間的分布の変化との関連について論じる。また、セグリゲーションの形成過程における都市内移動の役割についても考察する。

最後に5－6で本章をまとめる。

ただし、第4章では1998年から2003年までの5年間の所得分布の変化を考察したが、本章の5－3以降の分析ではデータの制約上の理由から代替的に2000年から2005年までの5年間を対象とすることでこの時代のセグリゲーションについて分析を進めていく。

²²⁾ 地域Ⅰでは世帯階層Ⅰの割合が高くなり、地域Ⅴでは世帯階層Ⅴの割合が高くなる。

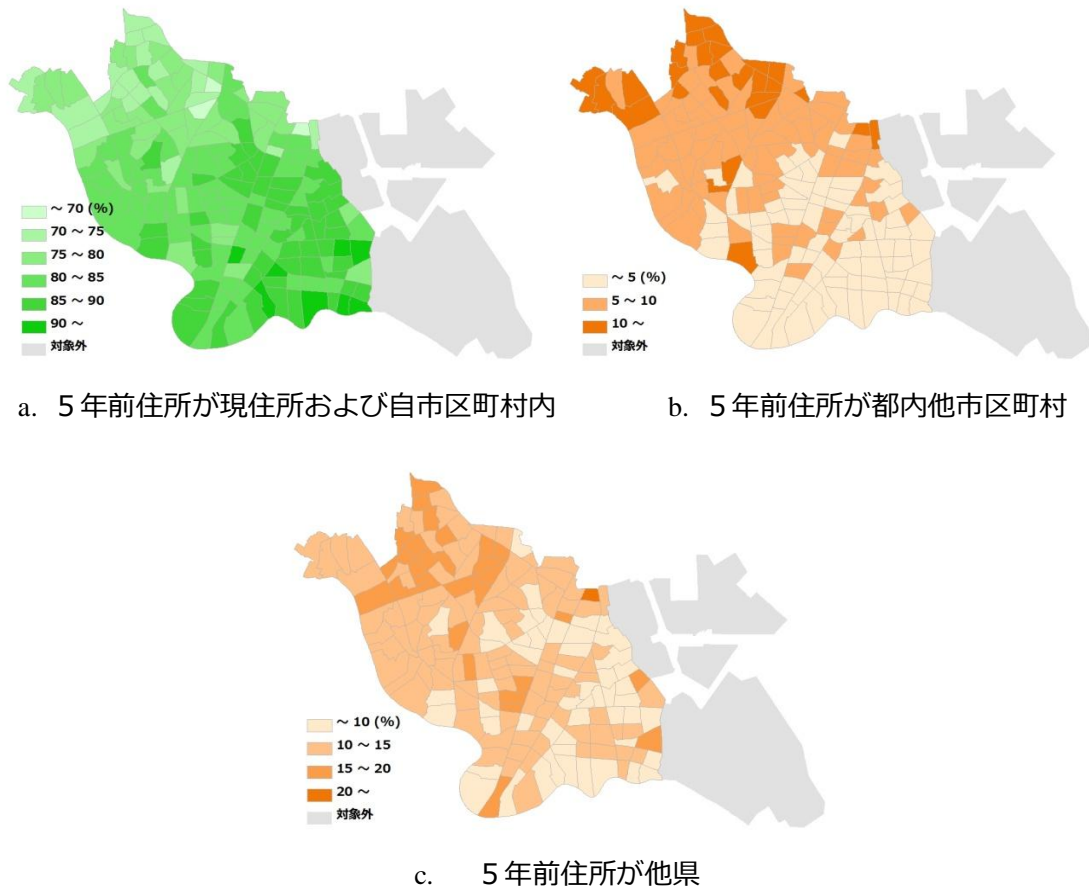


図5-1 町丁目別5年間の現住所

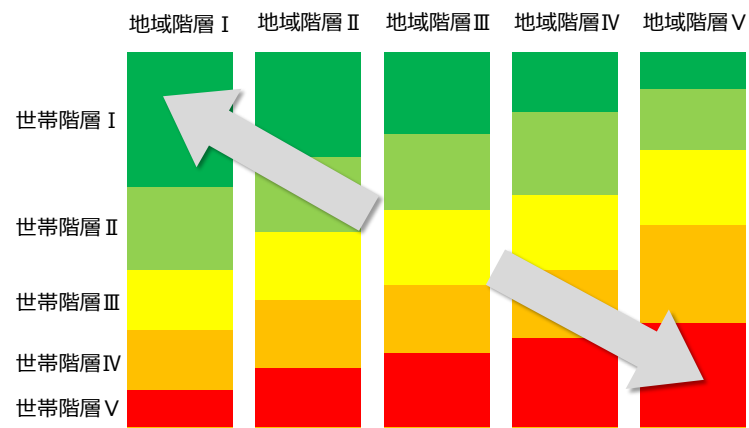


図5-2 所得によるセグリゲーションの形成過程

5-2 所得要因からみた居住地移動

5-2-1 先行研究

本節では所得要因を世帯要因と地域要因に分け、それらが居住地移動に与える影響について分析する。その前に、世帯要因を扱った既存研究がいくつかあるので、特に所得関連指標に注目してこれらを概観しておきたい。

吉田ら(2002)は、住み替え行動における高齢化の影響を指摘した上で、持家独立居住高齢者を対象として、子と同居の住み替え、同居以外の住み替え、配偶者の死亡の3つのモデルについて分析している。住宅需要実態調査の個票データを用いた同居以外の住み替えの分析では、職の有無や所得（低所得/普通/高所得）、住宅タイプ、居住年数などをパラメータとしたハザードモデルの結果を示している。それによると、所得に関しては住居という資産を保有する持家居住者に対しての影響は小さいとしている。

五十嵐ら(2005)は、住み替えを考慮した世帯の現在分布を推定するため、転居世帯発生モデルとして以下のような二項ロジットモデルを設定した。つまり、住宅需要実態調査の個票データから、世帯主ダミー、賃貸ダミー、世帯所得を変数²³⁾に世帯の転居の有無を予想した。その結果、世帯主年齢が35歳以下だと転居は発生しにくい一方で、賃貸物件入居者や所得が高いほど転居が発生しやすいことが確認された。

小林・行武(2008)も、住宅需要実態調査の個票データを用いてバブル崩壊以後の東京圏における住み替え行動に影響を与える要因について分析を行っている。それによると、直近のデータでは所得変化が住み替え行動に与える影響は小さくなってきていると指摘しつつも、所得の増加は持家への住み替え確率を上昇させるとしている。一方、借家世帯に関してもそれほど効果は大きくないとしながら、所得の上昇が23区外の持家への住み替え確率を上昇させるとしている。このように、世帯の所得など経済的要因よりも世帯人員や世帯主年齢といったライフサイクル要因による影響が大きいことが、外部環境の変化によるその時間的な変動も大きいことが示されている。

鎌田(2003)は「パラサイト・シングル」仮説を検証するため親子同居に焦点を当て、本人年収や世帯年収などを含めた社会経済的要因、人口学的要因、親子のニーズ、価値観を変数にロジスティック分析を行っている。その結果、親との同居は特に男性に関して本人年収が低く、世帯年収が高いものに有意であることなどから経済的な依存性が大きいことが明らかになった。

野沢(2004)は定住・移住意識という面から、居住地域内に親密な親類関係が維持されている場合には定住志向が強く、居住地域外に大きな親族・友人関係を持っているほど定住にこだわらないというネットワークの重要性を指摘している。

ここまで所得に関する世帯要因について扱った既往研究を紹介してきたが、世帯年収は

²³⁾ 世帯主ダミーでは世帯主年齢が35歳以上を1、それ以外を0、賃貸ダミーでは賃貸物件入居者を1、持家入居者を0としている。

転居の有無を決定する一つの要因となっている。転居の有無だけでなく居住地の選択に関しても、高所得者は居住空間の需要増加よりは時間費用の影響のほうが大きく、郊外よりも都心居住傾向が強いというような影響もみられる(小松・中川 2007)。しかし、全国的な傾向と東京都区部のような特異な地域では状況も異なると思われる。さらに、年齢や世帯年収についても詳しい変数を用いた分析も必要となるだろう。

一方、地域や近隣の所得と世帯の転居発生に関連する研究例は、海外においては1 - 4で紹介した Ham and Feijten (2008) などがあるが、日本ではほぼ見られない。

地域所得と居住地移動を扱った研究は谷岡(2000)や伊藤(2001)などにあるが、これらは分析の単位が都道府県レベルでかつ人口移動を雇用に関連した労働力の移動としてとらえている。Berthoud (2008)が述べるように、遠く離れた地域間の格差はそれぞれの地域の経済や雇用によって説明されるが、地域内のような狭い範囲内での地域格差はその居住者の住宅地選別によって説明されるので、分析の対象としているレベルが違うということになる。例えばいくら経済的な差があっても、特定の都道府県や市区町村に転居できないということはないが、その中で居住地を選ぶ際には「入ることができない」町丁目やコミュニティが存在することも世帯の所得水準によってはありうるだろう。そういった点では、日本でも所得による住宅地選別は存在していると考えられる。

以上の知見を踏まえて、次では所得要因が居住地移動に与える影響について分析していく。

5-2-2 世帯要因

以下では、特に所得変数に焦点を当てて個々の世帯要因から世帯の転居率に影響を与える要因について分析した上杉・浅見(2010)を引用しながら本項を進める。

まず、世帯が転居するかないかを二項ロジットモデルを用いて分析しているが、用いた変数をまとめると表5-1の通りである。データは1998年の住宅需要実態調査によるものであり、同年の大田区を対象に過去5年間の転居の有無を推定した。

このモデルから表5-2のような結果が得られ、家族類型や世帯員属性よりも住宅や世帯主年齢、世帯年収の効果が大きいことが分かった。総合的に見ると既往研究と整合している結果であるといえる。世帯収入の影響に注目すると、平均水準よりも少し下の層および年収1000から1500万円という高い階層の2つの段階で転居が起こりやすいことが明らかになった。ある程度の所得を得るようになり経済的に転居できる余裕が出てきた層と、さらに良好な住居水準を求める高所得層の存在が推察される。

表5-1 変数一覧

指標	変数		
転居	転居の有無	世帯員	世帯人数
			6歳未満子供有ダミー
住宅	(持家ダミー)		18歳未満子供有ダミー
	民間賃貸住宅ダミー		65歳以上高齢者有ダミー
	公共住宅ダミー	世帯年収	200万円以下ダミー
	給与住宅ダミー		200～300万円ダミー
	その他住宅ダミー		300～400万円ダミー
家族類型	単身世帯ダミー		400～500万円ダミー
	夫婦世帯ダミー		500～700万円ダミー
	(夫婦と子世帯ダミー)		700～1000万円ダミー
	片親世帯ダミー		1000～1500万円ダミー
	その他世帯ダミー		1500万円以上ダミー
世帯主	世帯主年齢		
	世帯主年齢の2乗		
	女性ダミー		

表5-2 転居の世帯要因の推定結果

変数	係数	標準誤差	z 値
定数項	-6.85202	3.153956	-2.173 **
民間賃貸住宅ダミー	1.687849	0.687012	2.457 **
給与住宅ダミー	1.288085	0.802321	1.605
その他住宅ダミー	4.170859	1.027132	4.061 ***
世帯主年齢	0.274322	0.145624	1.884 *
世帯主年齢の2乗	-0.0037	0.001708	-2.169 **
年収 200~300 万円ダミー	1.820486	1.164097	1.564
年収 300~400 万円ダミー	1.495021	0.796014	1.878 *
年収 1000~1500 万円ダミー	1.913638	0.803213	2.382 **
尤度比	0.308951		
適中率	0.798165		

サンプル数は109。ただし，***は1%，**は5%，*は10%で有意を表す。

5-2-3 地域要因

続いて地域要因から世帯の転居率に影響を与える要因を探る。用意した変数は以下の通りである。住居関連指標²⁴⁾として民間賃貸住宅割合、公共住宅割合、給与住宅割合、その他住宅割合という変数を用意したが、移動率は持家の多い地域に比べて民間や公共の賃貸住宅の多い地域のほうが高いと予想される。世帯に関する指標としては単身世帯割合、三世帯同居世帯割合であり、単身世帯が多いほど、また三世帯同居世帯が少ないほど移動率が高くなると考えられる。さらに高齢化の指標として65歳以上人口割合を、都市化の指標として人口密度の対数と地価の対数を用いた。高齢者が少なく、都市部であるほど世帯の入れ替わりは激しいと予想される。

所得関連指標としては絶対的な基準である平均世帯収入とジニ係数、相対的な基準である高所得世帯割合、低所得世帯割合を用いた。ここでの目的は地域の所得関連指標が世帯の移動に与える要因を調べることであるから、以下ではこれを変数に含めないモデルと含めたモデルの両方について考察する。

移動率を国勢調査（2000年）の「5年前住所が現住所」以外の人口の割合と定義し、これを目的変数として重回帰分析する。ただし、これは世帯単位の集計ではなく人口単位の集計であるが、データの制約上これを用いる。

なお、住居、世帯²⁵⁾、人口密度に関する指標は国勢調査（2000年）から求めた。地価については1999年の路線価の町丁目内データの単純平均値²⁶⁾とした。平均世帯収入、ジニ係数、高所得世帯割合、低所得世帯割合は第3章で推定したものである。これらの基本統計量は表5-3の通りであり、先に述べたように「近隣」における要因を考えるため分析は町丁目単位で行う。

まず、モデル1として住居、世帯、高齢化、都市化変数のみを用いて重回帰分析を行った結果が表5-4である。公共住宅割合、単身世帯割合、三世帯同居世帯割合、65歳以上人口割合、地価の対数が予想された符号で有意となっている。これは公共住宅で流動性が低いという例の裏付けにもなっている。定住性という点では、地価が安くて頼れる親類がいることが大きく影響すると考えられる。

次にモデル1の変数に所得関連指標（町丁目の平均世帯収入、高所得世帯割合および低所得世帯割合²⁷⁾）を追加したものがモデル2である。モデル1と比べて決定係数が上がりモデル全体としては改善した。一部、有意ではなくなった変数もあるが他の変数の効果はほとんど同じである。所得に限って見てみると、その絶対的な地域水準よりも高所得世帯割合が世帯の移動性を有意に高めることが分かる。

そして、モデル1の変数に所得関連指標（町丁目の平均世帯収入およびジニ係数）を追

²⁴⁾ 持家割合を基準にする。

²⁵⁾ ただし、三世帯同居世帯割合については2000年集計のものがなかったため2005年集計のものをを用いた。

²⁶⁾ 「町地価」として住まいサーフィン(<https://www.sumai-surfing.com/place/chika/index.php>)で公表されている。

²⁷⁾ 大田区全体の上位20%を高所得世帯、下位20%を低所得世帯としている。

加したものがモデル3である。モデル1と比べて決定係数が上がりモデル全体としては改善した。モデル2と同様に、一部有意ではなくなった変数もあるが他の変数の効果はほとんど同じである。所得に限って見てみると、その絶対的な地域水準とジニ係数の両方が有意であることが分かる。つまり、高所得地域で所得格差が大きな地域ほど移動率が高いということであり、モデル2において高所得世帯割合が高い地域で移動率が高くなることと整合している。

表5-3 基本統計量

	平均	標準誤差	中央値	標準偏差	分散	最小	最大	標本数
移動率	36.7582	0.47556	36.2795	6.50330	42.29296	15.7180	54.5597	187
持家割合	43.8174	0.71334	42.8668	9.75490	95.1581	0.72463	74.2448	187
民間賃貸住宅割合	41.8312	0.77893	42.0405	10.6518	113.4607	0.48309	63.8084	187
公営賃貸住宅割合	4.47091	0.78135	0	10.6848	114.1668	0	98.1884	187
給与住宅割合	7.93537	0.42706	5.97987	5.84	34.1056	0.60386	36.2093	187
その他住宅割合	3.47519	0.17059	2.97280	2.33286	5.442262	0	16.7493	187
単身世帯割合	41.0794	0.59589	41.3612	8.14877	66.40251	18.4466	57.7777	187
三世帯同居割合	3.13451	0.06909	3.07820	0.94479	0.892641	1.12028	7.23514	187
65歳以上人口割合	16.3777	0.21302	16.6162	2.91302	8.485707	6.57894	25.3404	187
人口密度	17615.6	418.293	18057.1	5720.08	3271934	2442.9	34170	187
地価(1998)	358.283	5.53240	347	75.6544	5723.602	254	927	187
平均世帯収入	638.010	4.69184	632.375	64.1600	4116.508	520.247	1054.62	187
ジニ係数	0.37929	0.00255	0.38370	0.03487	0.001216	0.25057	0.4421	187
高所得世帯割合	20.0790	0.30191	20.0517	4.12866	17.04584	7.77990	42.7165	187
低所得世帯割合	19.5620	0.29434	19.9215	4.02513	16.20173	7.63788	28.9549	187

表5-4 移動率の地域要因の推定結果

変数	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	-20.5029	-1.687*	-2.39329	-0.198	-13.5378	-1.177
公営賃貸住宅割合	-0.07844	-2.464**				
単身世帯割合	0.10854	2.488**	0.25913	5.935***	0.224139	4.233***
三世帯同居割合	-0.94065	-2.437**	-0.6732	-1.83*	-0.68406	-1.859*
65歳以上人口割合	-1.18275	-10.414***	-1.47488	-12.132***	-1.59331	-10.317***
地価 1998 の対数	12.86667	6.416***	7.54083	3.461***	7.178188	3.248***
高所得世帯割合			0.5249	5.39***		
平均世帯所得					0.027231	3.904***
ジニ係数					25.96585	1.756*
サンプル数	187		187		187	
\bar{R}^2	0.5849		0.6303		0.6296	

ただし, ***は 1%, **は 5%, *は 10%で有意を表す。

しかし、それについては高所得世帯が多いから流動的な地域になるのか、流動的な地域だから高所得世帯が増えるのかは分からない。また、ジニ係数の影響に対する解釈も同様である。そこで内生性の検定²⁸⁾をしてみると、高所得世帯割合とジニ係数には内生性がある可能性が残った。この問題を解決するために操作変数法を用いて二段階最小二乗法による推定を行う。

最初に、高所得世帯割合の問題から考える。町丁目 i の移動率 $move_rate_i$ は高所得世帯割合 $rich_rate_i$ を用いて(5-1)式のように表すことができる(第2段階目)。また、高所得世帯割合と相関を持ち(5-1)式の誤差項とは相関を持たない操作変数 z は(5-2)式で用いられる(第1段階目)。ここでは操作変数を第3次産業就業者割合と失業率とした。第3章での分析からこの2変数は高所得世帯割合と強い相関を持っていると考えられる。

$$move_rate_i = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k x_{ki} + \beta rich_rate_i + u_i \quad (5-1)$$

$$rich_rate_i = \gamma_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_k x_{ki} + \sum_{l=1}^m \pi_l z_{li} + v_i \quad (5-2)$$

ただし、 α_0 と γ_0 は定数項、 α_k と γ_k 、 β 、 π_l はパラメータ、 u_i と v_i は誤差項である。 x_{ki} にはモデル1で用いた変数を採用した。推定結果は表5-5の通りである。

操作変数が内生性の疑われる変数と相関を持つこと(妥当性)と、操作変数が(5-1)式の誤差項と相関を持たないこと(外生性)が必要となる。前者を確かめるために(5-2)式の推定結果を見ると、いずれの操作変数の係数も有意で0ではない。後者を確かめるためには、過剰識別検定が用いられる。ここで操作変数が外生であるという帰無仮説が棄却できなかったことから外生性が確認された。

以上のことから操作変数が妥当なものとして、結果を見ていく。第1段階目の分析からは、高所得世帯が多い地域では第3次産業就業者割合が高く失業率が低いことが読み取れる。このほかの変数の効果についても第3章で得られた知見と整合する。ただし、地価については第3章の分析では変数に含めなかったが、容易に想像できる通り地価が高いところでは高所得層が多いことも分かる。第2段階目ではこの推定結果をもとに移動率を推定している。高所得世帯割合は操作変数でコントロールした後においても有意となった。つまり、高所得世帯が多いほど転居率が高く、定住率が低いといえる。

続いて、ジニ係数についても同様に操作変数法を用いて移動率の推定を行う。操作変数として地価の対数と第3次産業就業者割合を用いた。その結果が表5-6である。

第1段階目で推定されたジニ係数の係数をみると若干影響の度合いは下がっているが、10%水準で有意のままである。つまり、所得格差のある地域のほうが移動が起こりやすいと

²⁸⁾ 第1段階目の誤差項を第2段階目の式に組み入れて最小二乗法を行い、誤差項の係数が0であるという帰無仮説をt検定によって検証するものである。帰無仮説が棄却されれば内生性が疑われることになる。

ということがいえる。モデル2の結果と合わせれば、特に高所得者割合の影響のほうが大きいことも分かる。

表5-5 操作変数法を用いた推定結果（モデル2）

変数	第2段階推定			第1段階推定		
	係数	t 値		係数	t 値	
定数項	4.62372	0.35		-35.6813	-6.457	***
民間賃貸住宅割合	0.07791	1.572		-0.10636	-5.69	***
公営賃貸住宅割合	0.09137	1.694	*	-0.16633	-10.36	***
単身世帯割合	0.28209	4.119	***	-0.22949	-10.244	***
三世代同居割合	-0.67073	-1.773	*			
65 歳以上人口割合	-1.60722	-10.621	***	0.42835	9.584	***
人口密度の対数				1.34715	3.908	***
地価 1998 の対数	5.02128	1.837	*	5.28533	6.001	***
高所得世帯割合	0.78941	4.053	***	目的変数		
失業率	(操作変数)			-0.37254	-2.962	***
第3次産業就業者割合				0.29499	10.564	***

ただし, ***は 1%, **は 5%, *は 10%で有意を表す。

表5-6 操作変数法を用いた推定結果（モデル3）

変数	第2段階推定			第1段階推定		
	係数	t 値		係数	t 値	
定数項	-15.1677	-1.32		-0.2926	-17.373	***
民間賃貸住宅割合				0.000299	3.322	***
公営賃貸住宅割合				-0.00033	-4.814	***
単身世帯割合	0.232163	4.517	***	-0.00024	-2.147	**
三世代同居割合	-0.66621	-1.804	.			
65 歳以上人口割合	-1.42737	-12.082	***	0.006686	31.907	***
人口密度の対数	7.020766	3.149	***			
平均世帯収入	0.027723	4.001	***			
ジニ係数	23.68945	1.66	*	目的変数		
地価 1998 の対数	(操作変数)			0.03421	20.278	***
第3次産業就業者割合				0.00321	27.968	***

ただし, ***は 1%, **は 5%, *は 10%で有意を表す。

5-3 地域の所得水準と居住地選択

ここでは都市内移動に焦点を当て、移動先の決定と地域の所得水準との関連についてみていく。社会都市地理学では発地と着地の社会経済的地位に類似性があるといわれるが(ノックス・ピンチ 2005)、実際にそれを確認した例はあまり見られない。都市内移動を分析するための集計データは公表されておらず、先にも述べたように所得のデータが手に入りにくいこと、さらに分析単位も小さいことが求められることなどがそれを困難にしている理由である。これまでの都市内移動の分析では住民票や電話帳データなどの個人もしくは世帯レベルの資料が用いられてきた。谷(1995)は、市内での居住地移動を把握するために電話帳データとアンケート調査を併用している。この研究では、市内での中心部から周辺への流出と中心部での残留、さらに中心部からの流出を補う市外からの流入というミクロな人の流れが明らかにされた。

今回の分析でも電話帳データを用いる。これは2000年および2005年のハローページに掲載された大田区に居住する個人に関するデータであり、氏名のほか郵便番号、住所、電話番号が含まれる。サンプル数は2000年で119,240件、2005年は97,259件である。総世帯数と対応させると、各年でそれぞれ40.1%および30.8%のサンプリングとなり、全体の約3割から4割となっている。さらに、図5-3のように各町丁目別にみてもほぼ均等にサンプリングされていると考えられることから以下ではこのデータを用いて分析を行う。もちろん掲載者のみの情報しか得られないため、例えば若年単身者などに関する情報は含まれにくいことなどが注意すべき点である。

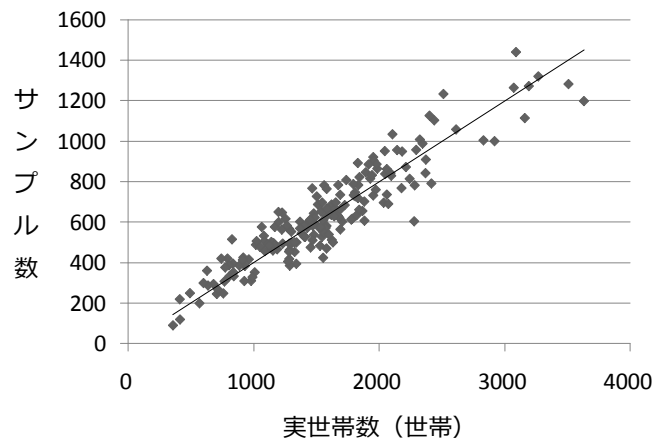


図5-3 電話帳データのサンプル数と実世帯数(2000年大田区町丁目)

分析の方法を以下に示す。まず町丁目を分析単位として、それぞれの2000年の平均所得を基準に5つの地域階層に分類し、高い順に高所得地域、中高所得地域、中所得地域、中低所得地域、低所得地域とする(図5-4)。次に電話帳データから、2000年から2005年の間に区内から区内での転居を経験した世帯を特定し、発地の地域階層と着地の地域階層

を記録する。区内移動をした全ての世帯に対しこれを行い、起終点表（OD 表）という形で集計する。これをもとに、区内転居者は経済的に同質な地域に移動しやすいという仮説を検証する。具体的には、①低所得地域からの転居者は低所得地域に移動②高所得地域からの転居者は高所得地域に移動という2点について有意差検定を行う。

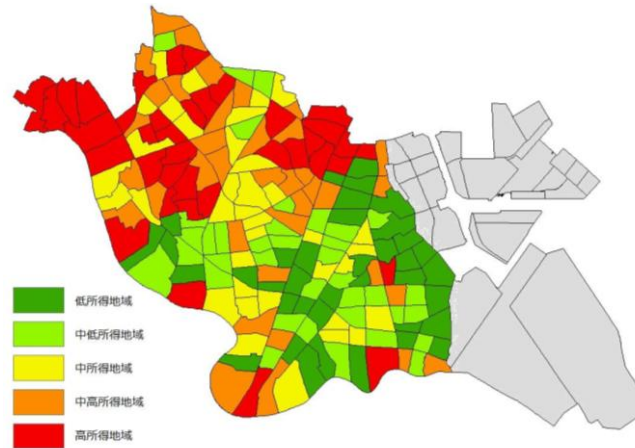


図5-4 平均所得による地域分類

表5-7は電話帳データから得られる実移動数の起終点表である。全サンプル数約12万のうち、各階層地域からそれぞれ2,500前後の移動が起きていることが分かる。これを移動選択確率として、それぞれの値を各階層地域からの総移動者数で割ったものが表5-8である。 χ^2 検定を用いた独立性の検定の結果、 χ^2 値は2,847となり、独立であるという仮説を棄却した。よって、発地と着地の経済的地位については有意に関連しているといえる。

次に、区内転居者は経済的に同質な地域に移動しやすいという仮説を検証するため、以下の帰無仮説について比率の検定を行った。つまり、①「低所得地域からの移動者のうち低所得地域もしくは中低所得地域に移動する割合とそれ以外の地域に移動する割合に差はない」、「中低所得地域からの移動者のうち低所得地域もしくは中低所得地域に移動する割合とそれ以外の地域に移動する割合に差はない」、②「高所得地域からの移動者のうち高所得地域もしくは中高所得地域に移動する割合とそれ以外の地域に移動する割合に差はない」、「中高所得地域からの移動者のうち高所得地域もしくは中高所得地域に移動する割合とそれ以外の地域に移動する割合に差はない」という仮説である。検定の結果、全て有意水準1%で棄却($p < 0.01$)されたことから、いずれも有意差が有ることになった。このことから、区内移動における居住地選択はランダムではなく地域の所得水準に規定される部分も大きいことが分かった。地域の所得水準と住宅の購入価格や家賃が相関しているとすれば、以前の居住地の水準と大きく変えることはできないだろう。しかし、その傾向は非常に強いものであるとはいえない。確かに近い階層地域ほど移動先割合は高いが、どの地域にも少なくとも1割の居住者が移動している。以上のことから、多くの地域で多数派の所得階層以外の階層世帯でも入り込む余地があることや、5年間で相対的に所得階層が変化した世帯が一定数存在することが示唆される。

表5-7 実移動数の起終点表

		着地(2005 年)					計
		低	中低	中	中高	高	
発地 (2000 年)	低	1082	425	317	388	284	2496
	中低	490	865	359	361	278	2353
	中	393	472	875	451	394	2585
	中高	348	379	341	988	418	2474
	高	283	312	341	435	929	2300

表5-8 移動選択確率

(%)		着地(2005 年)				
		低	中低	中	中高	高
発地 (2000 年)	低	43.3	17	12.7	15.5	11.4
	中低	20.8	36.8	15.3	15.3	11.8
	中	15.2	18.3	33.8	17.4	15.2
	中高	14.1	15.3	13.8	39.9	16.9
	高	12.3	13.6	14.8	18.9	40.4

5-4 所得階層移動

セグリゲーションの形成を考える上で、もう一つの側面が所得の階層移動である。移動によって高所得層や低所得層が空間的に集中しても、階層移動の流動性が高ければ結果的にはセグリゲーションは進行しない。

所得の階層移動の実態を調べるには、同一の個人や世帯を長期間追跡調査したパネルデータが必要となる。さらに本研究では経済的な地位という階層に関心があることから、所得に関する調査項目を含んでいなければならない。こうしたことから、利用できるデータとして、家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査(JPSC)」と慶應義塾大学による「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」がある。いずれも層化2段無作為抽出法による標本調査であるが、大きな違いがいくつかある。

前者は1993年から毎年行われており、対象は調査開始時点で24歳から34歳の女性である(初年度のサンプル数は約1,500)。男性については調査対象となった女性以外は対象に含まれない。一方、後者は2004年から毎年行われており、対象は調査開始時点で20歳から69歳の男女である(初年度のサンプル数は約4,000)。樋口ら(2003)は、JPSCデータを用いて相対五分位間の移動割合から所得階層の固定化について分析した。その結果として世帯所得に関しては、1990年前半に比べ2000年代に入ってからの方が階層の固定化がみられる。とくに第Ⅰ分位と第Ⅴ分位でこの傾向が強いことを明らかにした²⁹⁾。また、同じ年齢層内でも固定化が進んでいる。さらに妻の就業についても言及しており、「高所得の夫と高所得の妻」対「高所得の夫と高所得の妻」といった形で格差の拡大が進んでいると考察している。

浜田(2007)も同じデータを用いてより長いスパンでの所得格差やその固定化を分析しており、同様に1990年代後半よりも2000年代前半を通じた所得の格差のほうが大きく、長期間を通じた所得格差が拡大していることが確認できる。

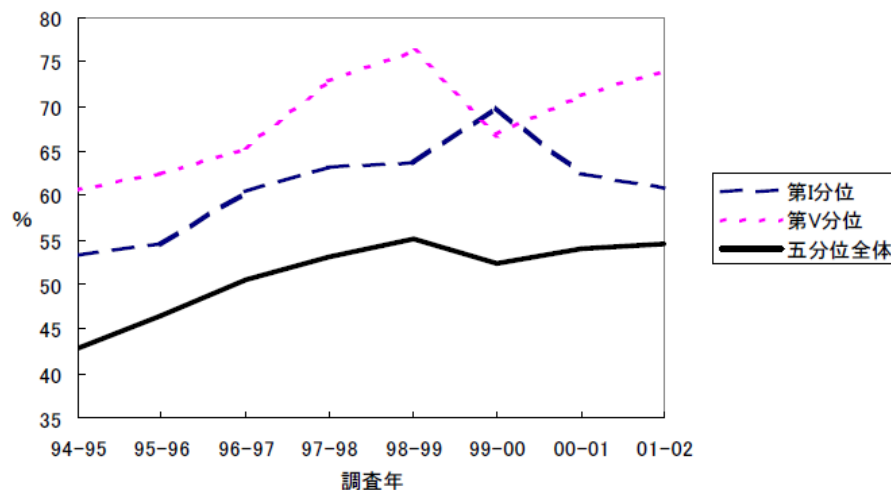
石井・山田(2007)は、KHPSデータを用いて2時点間の所得階層間移動を表す遷移確率表を作成し、貧困層の動態分析を行っている。そこから読み取れる階層での定着率によって、貧困という現象は全ての人にランダムに起こる現象ではなく、ある特定の所得層にとって起こりやすことを明らかにした³⁰⁾。特にひとり親世帯や世帯主が低学歴である世帯では継続的になりやすい。さらに、貧困層から突入・脱出する際の大きな要因が雇用者所得や社会保障給付であることも指摘した。

家計経済研究所(2002)によれば、1994年調査で所得階層を五分位に分けた時もっとも低い階層にいた世帯ともっとも高い階層にいた世帯の約半数が8年後の2002年調査時においても同一階層にいたことが示されている。JPSCデータによるものであるため、サンプルが1994年に25歳から35歳女性を含む世帯と偏りがあることは否めないが、長期でみても固定化

²⁹⁾ 1994年と2001年において前年から最低所得層にとどまっている割合は62.8%から68.9%へ、前年から最高所得層にとどまっている割合は72.4%から78.9%へといずれも上昇した。

³⁰⁾ 中位所得150%の高所得層でも階層内の定着性がみられる。

の傾向が続いていることが示唆される結果であるといえる。また、毎年の階層内残留率についても分析されている（図5-5）。近年、全体としてはほぼ横ばいとなっているが、年によって5%程度の変動があることが分かる。さらに年ごと見ても両端の所得階層での固定化は強いこと、特に高所得層での傾向が強いことが確認できる。



出典：家計経済研究所(2002) pp. 85 より転載

図5-5 残留率の推移

ここでは、KHPSのデータを用いて所得階層ごとに5年後にどの階層に属しているかを表す所得階層の遷移確率表を作成し、どれくらいの流動性があるかを考察する。以上のような問題を抱えているが、それをカバーするデータがないので2004年から2005年の所得階層間の移動確率を表した表5-9を遷移確率行列と考える。来季の所得状態が今期の所得状態のみに依存すると仮定するマルコフ連鎖を想定し、5年間での遷移確率を推定したものが表5-10である。KHPSのデータであるので、対象は20から69歳までの男女である。なお、所得階層は五分位点を基準にし、低いほうからI～Vとなっている。

これをみると、5年間では一度階層を移動して戻ってきた世帯も合わせればそれほど厳しい固定化は起こっていないと考えられる。ただしこれは一人あたりの所得である等価所得で表されているため、世帯所得の動態とは少し異なる。つまり世帯収入が変わらなくても、結婚や離婚、出産、子の離家などの世帯員が増減するイベントが起こった場合に変動しやすくなる。また、調査対象者の家族でない限り70歳以上の高齢者が含まれていないことにも注意すべきであろう。所得階層の低い多数の高齢者はそれほど所得の変動が予想されないことから低所得のままとどまりやすい。こうした層を加えればさらに固定化の傾向は強まるだろう。さらに先行研究によって、年によって階層内残留率が異なること、世帯によってその遷移確率は毎年独立ではないことなどが明らかになっている。以上のことを踏まえれば、5年間では固定化の傾向はあるが流動性も残されており、特に中間層ではどちら側の階層に行ける確率も高い。しかし、全体として階層を低下させる傾向のほうが強

くみられるので、1年間単位で見ると高所得層での固定化する確率が高くても複数年後には低所得層で滞留する確率のほうが高くなることも特徴的である。

表5－9 所得階層間の遷移確率（2004～2005）

(2004)	所得五分位(2005)				
	I	II	III	IV	V
I	66.5%	24.4%	5.2%	2.0%	2.0%
II	26.7%	47.2%	19.1%	6.0%	1.0%
III	10.4%	23.3%	42.3%	17.9%	6.0%
IV	4.6%	6.6%	23.1%	47.8%	18.0%
V	2.1%	2.6%	4.9%	20.7%	69.7%

資料：「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」，サンプル数 2,693

表5－10 マルコフ連鎖を仮定したときの5年間遷移確率

現時点	5年後				
	I	II	III	IV	V
I	39%	28%	16%	10%	7.0%
II	33%	27%	18%	13%	9.0%
III	25%	24%	20%	17%	14%
IV	18%	19%	20%	22%	22%
V	12%	13%	16%	24%	35%

5-5 セグリゲーションについての考察

5-6-1 住宅分布の変動要因

第3章でもみたとおり、地域の住宅構成はその地域の所得水準に大きな影響を与える。つまり、持家の割合が多い地域では概して所得水準は高く、民間賃貸や公営賃貸住宅が多い地域では低くなる。国勢調査より、2000年から2005年にかけて大田区の持家割合の増加率をみると図5-6のようになっている。一部でその割合を減らした地区がみられるが、ほとんどの町丁目で変化なしが増加を経験している。10%以上も増加した町丁目は22、そのうち15%以上増加した町丁目は5つある。特に15%以上増加した地区は全て大規模マンションが供給された地区である。例えば、下丸子は当時マンション激戦区ともいわれ、人口は2000年の14,495人から2005年には21,347人と大幅に増加した。多くのマンションが建設されたこの時期には分譲だけでなく、賃貸として入居者を集めたものも多い。賃貸マンションとして供給された場合、民間賃貸住宅が増えるため、相対的に持家の割合が低下する。しかし、これらの立地に関しては明確な規則性がない。図5-6を見ても分かるように、高所得地域でも低所得地域にもこのような現象がみられる。

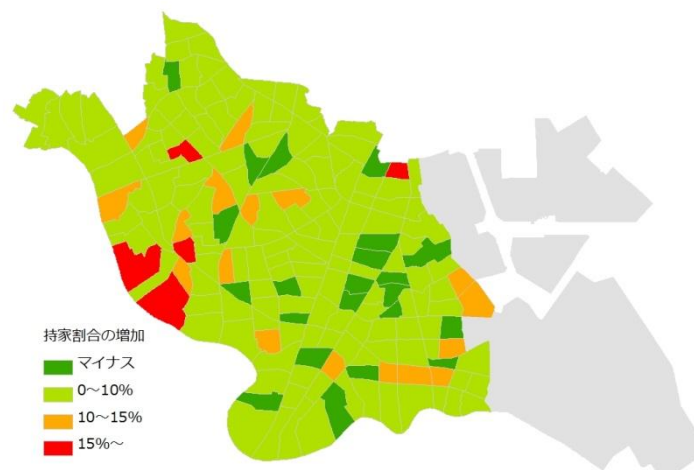
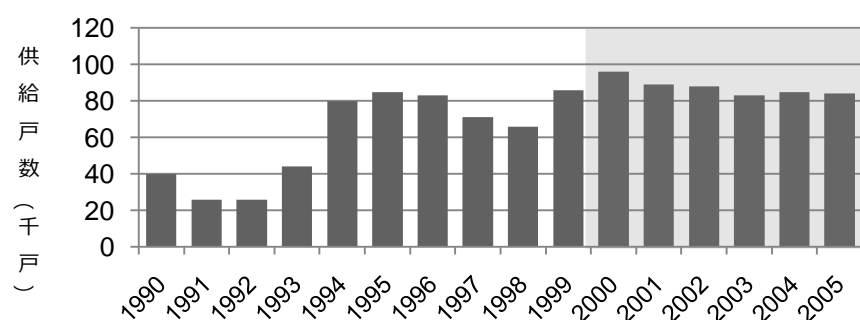


図5-6 持家割合の増加（2000年～2005年）

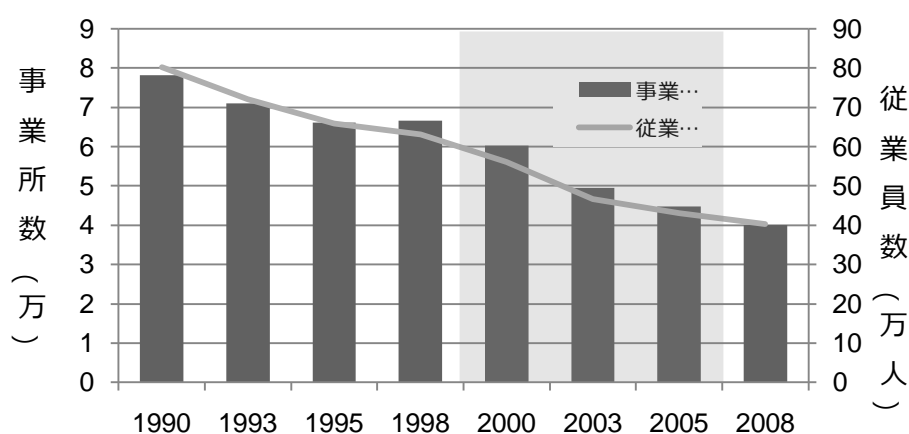
ただし、以上のようなマンションの大量供給は大田区に限ったことではない。図5-7は首都圏の分譲マンションの供給戸数の推移を表したものであるが、これをみると首都圏全体の傾向でもあるといえる。次に都心部でこうしたマンションの大量供給が可能になった要因について需要側と供給側の両面から探っていく。まず、供給側の要因としてマンション用地の獲得が容易になったことが挙げられる。その背景には、不況下での企業の土地売却や脱工業化による工場の移転・撤退がある。工業の衰退という点からみると、図5-8に示したように東京都における事業所および従業者数は1990年以降、どちらも大きく低下しており、2000年以降もこの傾向は続いている。特に、どちらも最大規模を抱える大田

区ではその影響は一段と大きい。実際、先に示した大田区下丸子の例でも多くの新規マンションは工場跡地に建設されている。表5-11は2000年から2005年に下丸子地区で建設された戸数100戸以上の大型マンションであるが、いずれも大きな工場が移転や撤退した跡地に造られている。またバブルが崩壊し、1990年代に入ってから地価が暴落していたこともこれを加速化させた。さらに、政府も「世界都市」東京をグローバルな都市間競争に参加させるために、民間投資の再開を奨励し、国公有地の売却や都市計画・建築規制の緩和によって住宅建設を推し進めたことも理由になる。（平山2006）。



資料：不動産経済研究所「全国マンション市場動向」

図5-7 首都圏のマンション供給戸数の推移



資料：工業統計調査

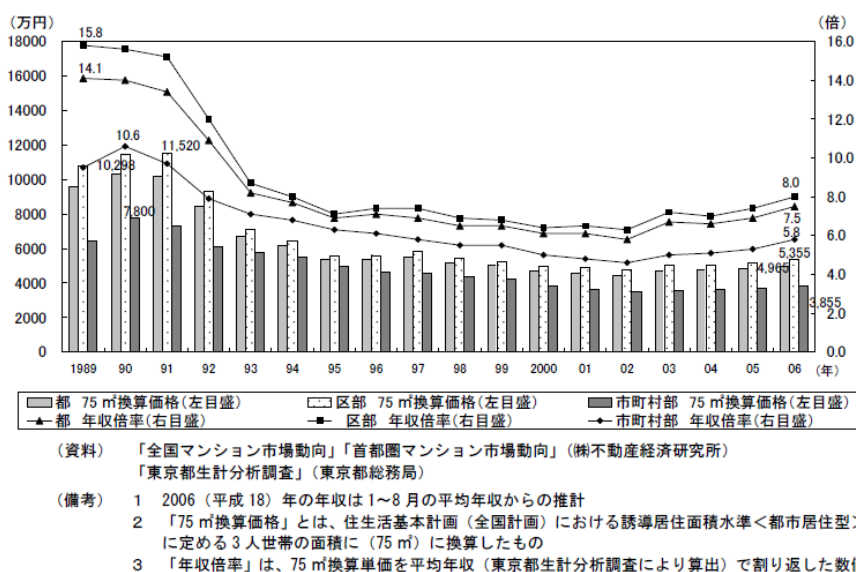
図5-8 東京都の事業所数及び従業者数の推移

表5-11 下丸子地区における大型マンション

住所	マンション名	築年	戸数	建設前用地	新築時価格帯 (万円)
1丁目	サーパスシティ下丸子	2005	105	—	3,220～5,150
2丁目	ブラウトリエ	2002	428	日本酸素 (工場)	—
2丁目	東京サーハウス	2003	758	三菱精機 (工場)	4,990～9,390
2丁目	シェルスガーデン	2003	486	日本精工 (工場)	3,430～7,530
4丁目	ザ・リバープレイス	2004	962	三菱自動車 (工場)	1,680～13,910

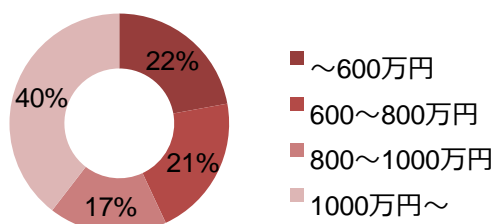
一方で需要側の要因として、年収倍率の低下や住宅ローン金利の低下などが挙げられる。年収倍率は住宅取得者の年収に対して住宅購入価格が何倍かを示したもので、マンションの買いやすさを表したものである。図5-9のように1980年代には高い水準にあった東京都区部での年収倍率はその後低下し続け、2000年に入ると低水準で推移している。

こうしたことに加えて第2次ベビーブームに生まれた世代が住宅購入可能な年齢に達したことが1990年代後半からの都心回帰を誘引した（平山2006）。



出典：2006-2015 東京都住宅マスタープラン参考資料より転載
(<http://www.metro.tokyo.jp/INET/KEIKAKU/2007/03/70h3r400.htm>)

図5-9 東京都における新規分譲マンションの価格と年収倍率の推移



資料：住宅生産団体連合会「住宅ローン減税及び買い換え事例の実態調査報告」

図5-10 首都圏の分譲マンション購入者の世帯年収の分布(2003年)

個別のデータがないため首都圏のデータを用いるが、分譲マンション購入者の世帯年収の分布は図5-10のように幅広い。もちろん地域が限定されればもっと分布は狭まるであろうが、大型マンションの場合は多様な価格帯や間取りが組み合わせられて構成されてお

り、それに応じた世帯が入居してくる。近年では世帯の縮小という傾向を反映したものも多い。平山(2006)はこのような大型マンション内での価格や床面積の差異を垂直分化と呼び、上下階均質型、上階特殊型、上下階差異型の3つに分類している。大田区にもこれらに該当する大型マンションがこの時期に建設されている。さまざまな所得階層が短期間にかつ大量に流入することによって地区内での多様性が高まり、近隣間の地域の類似性を弱めていると考えられる。

これらの点について、次では年齢階層別人口の動態から考察していく。

5-6-2 年齢階級別人口の動態

ここでは、2000年から2005年にかけて年齢別の社会増減人口の様子を見ることによって、地域所得の水準の変動との関連について考えていきたい。社会増減人口の変動を把握するためには、その変化量を推定する必要がある。死亡率を考慮した上で、各年齢層の2005年の人口からその年齢層に対応する2000年の人口を引いて推定したものが図5-11である。具体的には $i \sim i+9$ 歳の人口社会増減は、

$$[n+5 \text{ 年の } i \sim i+9 \text{ 歳の人口}] - [n \text{ 年の } i-10 \sim i-1 \text{ 歳の人口}] \\ \times [1 - (n \sim n+4 \text{ 年の } i-10 \sim i-1 \text{ 歳の人口の死亡率})]$$

で計算される。棒グラフの水平面より上は転入超過を、水平面より下は転出超過を表す。また、図の背景は第4章で推定された地域階層の変化を表している。データは国勢調査の小地域集計を用いて町丁目ごとに推定した。

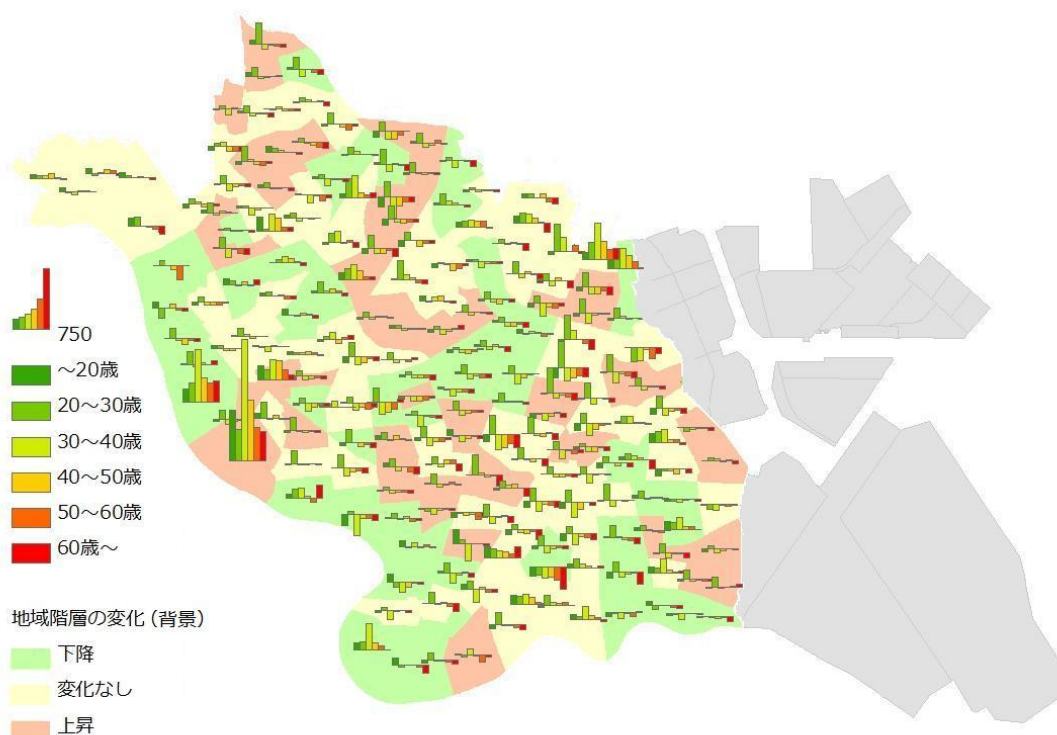


図5-11 年齢階層別人口社会増減（2000～2005年）

図5-6に示した持家割合が急激に増加した地区、つまり大規模なマンション開発が行われた地区が多いところでは人口の面でも大きな増加量がみられる。こうした地区では30歳代を中心に人口を伸ばしており、同時に20歳以下人口も増加していることから流入の中心はファミリー層であることが推測される。この層はまた5-3-2でみたように、世帯の転居は世帯主年齢が30歳から40歳のときに起こりやすいという結果と一致する。住宅の所有関係に関しても、民間賃貸住宅やその他住宅からの転居が多いと推測される。加えて、こうした地区に特徴的なのが全年齢層で人口の転入超過がみられることである。60歳を超える高齢層の増加からは、経済的にゆとりのある老夫婦が永住するために最終的な住まいとして選ぶような場合などが考えられるであろう。

佐藤ら(2007)が市区町村レベルでの空間的階層分化を分析する際に、東京都区部流入人口としてマンション新規入居者を代表させているように、賃貸も含めればマンションの入居は流入人口の大きな部分を説明できると思われる。これに加えて矢部(2003)は、公共住宅の供給や単身世帯の流入の影響についても指摘しており、これらを踏まえると外部からのアンバランスな流入層が流入地の所得によるセグリゲーションにも大きな影響を与えているのではないかと考えられる。

そこで、今度は所得水準からみた地域階層の変化に着目してみたい。図5-11ではそれと社会増減人口の関係を表しているが、大きな人口の社会増減を経験した地区では所得による地域階層も変化しているところが多く、地域の所得水準に大きな変動を与えやすいことが分かる。空間的なパターンとしては、先に述べた持家割合の時と同様にはっきりとした法則性や傾向は見られない。以上のように都市内でまばらな人口動態の変化を起こさせることが、地域内での多様化を進め、経済的な地位という面でも居住分化の傾向を弱めさせているといえる。

5-6-3 都市内移動の影響

ここまで、おもに外部からの流入という点について住宅分布の変化に目を向けてきたが、今度は区内での移動に焦点を当てたい。5-4でみた所得階層と居住地選択のデータを用いて、それぞれの町丁目がどの地域階層からの転入者を受け入れているかを示したものが図5-12である。棒グラフの高さは転入者数、図の背景は2005年の所得水準による地域階層（五分位）を表している。

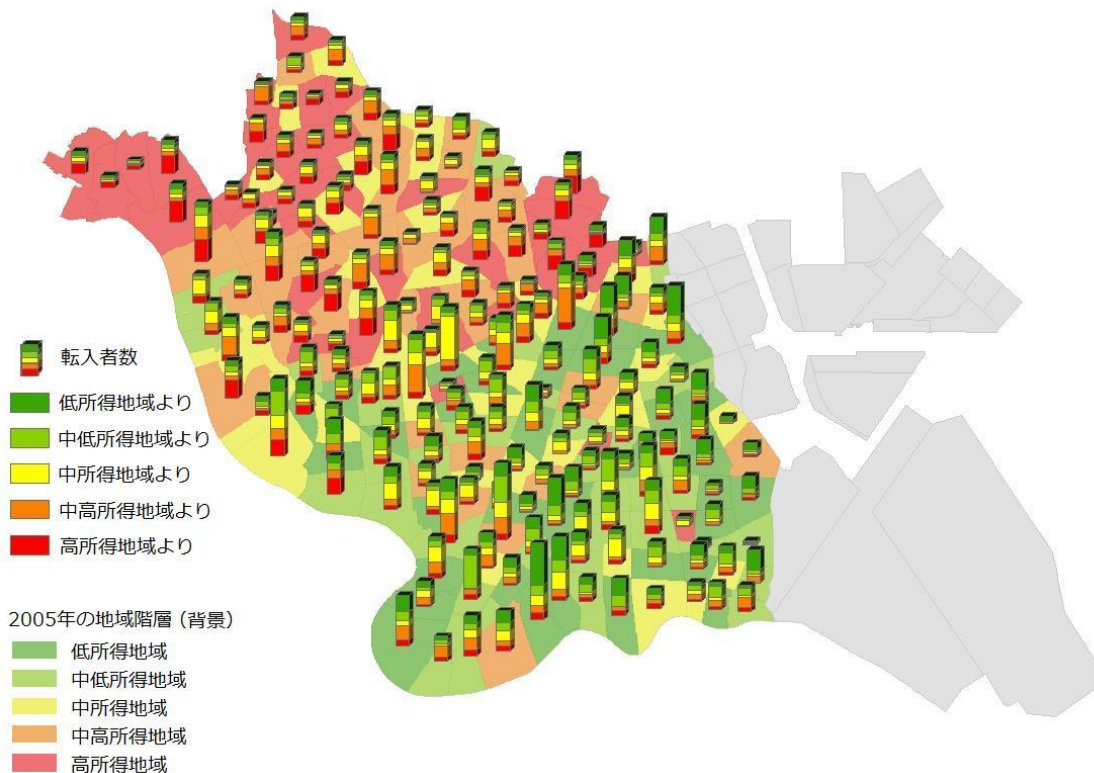


図5-12 区内移動の町丁目別転入者数（2000～2005年）

転入者数からみると、中心のごく一部では転入者は少ないが、全体的な傾向としては中心市街地のすぐ周辺部に集まる傾向がみられる。北部の比較的高所得世帯が集まる地域や羽田空港に近い南東部の端のほうでは区内からの転入者は少ない。5-1で示した1995年から2000年までの人口移動のパターンと比べると、細かいところでは異なった部分もあるが、北西部で区内移動が少なく南東部では多いという傾向は続いている。

続いて地域階層の面からも見てみる。5-4でも確認したとおり、区内移動による流入者の多数派が同様の階層地域からの移動者である。地域の所得水準すなわち世帯の所得水準ではないが、その経済的地位は似通ったものになっていると思われる。空間的にも近い距離にあるので短距離移動が多いことも推測される。南東部でも所得水準の高いところは飛地的に移動量が非常に小さいことや、マンション開発によって比較的高所得層が流入した地区でもある程度の低所得地域からの流入者を受け入れている点は興味深い。

5-7 本章のまとめ

本章では、居住地移動・居住地選択に影響を与える所得要因に着目して都市内セグリゲーションについて考察し、東京都大田区を事例に第4章で2000年以降の小地域における所得の空間的分布の動態について実証的に分析した。

まず、転居の発生について世帯要因と地域要因の両面から分析した結果、どちらも所得に関する指標の効果が明らかになった。特に地域要因では高所得世帯が集まる地域ほど転居が起きやすい。

続いて、都市内移動の居住地選択について地域の所得水準面から分析したところ、町丁目単位で経済的に同質な地域間での移動が顕著であった。しかし、世帯間の所得階層の移動と同様に厳しい固定化は見られず、特に中間層では両端の層に比べて流動性がみられた。このように都市内移動ではまだセグリゲーションの形成に貢献するような移動が行われていたが、第4章で見たように小地域でのセグリゲーションはそれほど進んでいるとはいえなかった。その要因を探るため、地域の所得水準に大きな影響を与えていると考えられる住宅の所有形態の分布の変化や人口の社会動態を分析した。その結果、大型の新規マンション大量供給の立地に大きく左右されることが分かった。その背景には、経済状況の悪化に伴い企業や工場が都心の土地を手放したことによって用地取得が容易になった供給者側の要因と、住宅ローン金利の低下や年収倍率の低下という需要者側の要因がある。これをきっかけに様々な階層が都心に流入できるようになった。特に東京都最大の工業地を抱える大田区では脱工業化の影響を大きく受けている。これは自然の流れだけでなく、グローバルな競争に対応した民間投資の再開発や規制緩和などの政策面による要因も指摘できる。

地区町村レベルで分析を行っている先行研究と比較すると、バブル期以降の首都圏内では高所得層が流入する地域とそうでない地域に分かれる所得階層による居住地分化が進んでいる一方、小地域レベルではまばらな変化を引き起こし地域内に多様性がもたらされているといえる。この点については市区町村単位での分析ではとらえきれないものである。

しかし、その裏では先に述べたように都市内移動はセグリゲーションを加速させないまでも維持する役割を果たしており、1990年代後半以降の所得の空間的分布の変化は上で示したような混在化を進める動きと並行して形成されたと考えられる。

第 6 章

結論

第6章 結論

6-1 本研究のまとめ

本研究は小地域レベルでの所得の空間的分布の実態を把握した上で、所得によるセグレーションと居住地移動・居住地選択の関連を明らかにし、所得格差が拡大する1990年代後半から2000年代前半の地域内居住分化について実証的に分析することを目的とした。

第1章では、1980年代以降の東京圏における空間的居住分化に関する先行研究を概観し、市区町村レベルではおもに高所得層の都心区への集中とそれ以外の層の周辺区への集中というかたちでセグレーションが進んでいることが確認された。特に1990年代後半以降の所得水準には大きな変化があったが、長期的にみた各市区町村の相対的な空間的階層関係は比較的安定的であることも先行研究から示された。

市区町村レベルでの分析は、職業などの社会構造と空間構造との関連性をとらえたり、政策に反映できるような自治体間格差を示したりするという点で意義があるものだろう。しかし、第2章で示したように地域によっては近隣レベルでの格差やセグレーションが内包されてしまう可能性も指摘できる。人々が感じる実態に近いといった意味では町丁目といった小地域な範囲での分析が重要であると考えられる。

第3章ではこうした小地域レベルでの分析に対応できる所得の空間的分布の推定を試みた。市区町村レベルにおいて対数正規分布に近似された所得分布の対数平均と標準偏差のパラメータを推定するモデルを構築し、それを町丁目レベルに当てはめるといった小地域推計の枠組みについて述べた後、実際に東京都大田区を事例にその所得分布が推計できることを示した。

第4章ではこの方法を用いて推定した1998年から2003年の所得の空間的分布の変化について考察を行った。いくつかの定量的な指標を用いて比較した結果、明確にセグレーションが進行しているという事実は見られなかった。

第5章では、特に居住地移動に着目して都市内セグレーションについて考察し、引き続いて東京都大田区を事例に2000年以降の小地域におけるセグレーションの動態について実証的に分析した。その結果、セグレーションにつながる都市内移動と小地域内に多様性をもたらず短期間でかつ大量の人口流入が大きな傾向として存在していたことが明らかになった。しかし、前者でも所得階層移動の流動性もあって、特に中間層での固定化はそれほど強いものではなくなっている。また後者は、おもに大型の新規マンション大量供給の立地と都心回帰人口の所得階層ごとの流入先に大きく左右されるものであり、その背景には脱工業化の影響を大きく受けた大田区特有の事情や、首都圏全体の傾向ともいえる都市再開発やそれに関する規制緩和などの政策面による要因も指摘できる。

以上のことから、市区町村レベルでのセグレーションをさらに加速させていたこうした流れが、小地域レベルでは逆にセグレーションを解消し混在化を進める要因として作用していたと結論付けられる。

6-2 今後の課題と発展可能性

今後の課題として、まず用いる指標の問題が挙げられる。今回用いた所得という指標はある意味一時的なものであって、世帯の経済的地位という意味では正しくとらえきれない部分もある。例えば、継続的貧困と一時的貧困には貯蓄や住宅保有などの資産面でも大きな違いがあることが分かっている（石井・山田 2007）。このような潜在的な部分を基準にしてより異質なものを排除し、より同質な人が集住する傾向のほうが強いのかかもしれない。

このような所得階層によるセグリゲーションの影響として、地域内での軋轢やコミュニティの分断などが懸念されている。本研究ではどの程度居住分化が進んでいるかという事実までしか示していないが、実際にどれくらいセグリゲーションが形成されたときこうした問題が起こるのかということについてはさらなる研究が必要だろう。これに関連して、移動に依らない所得階層の移動の効果については、今後ミクロな分析に対応できるパネルデータの整備が望まれる。

また、今回は転居という行動として表れたものしか分析しきれていない。この格差を人々がどのように受け取っているのかという意識や、間接的に人に与える影響といった面での評価も重要であると考えられる。例えば、Stutzer(2004)の研究によると、生活コストを考慮したとしても日々接触する地域住民のアスピレーションレベルに影響を受けることで、自分の住む地域の平均水準によって所得アスピレーションが異なることが分かっている。これは子供にかかる教育費にも影響を及ぼすと考えられることから、教育を通じた階層の固定化につながる恐れもある。さらに、経済的な格差が大きな社会は健康状態に悪影響を及ぼすという所得格差と健康の関連を探る研究も進んでおり（橋本 2006）、そこでは所得の絶対的な水準だけでなく、相対的な水準つまり地域内所得分布の重要性が明らかになってきた。こうした問題を扱う際にも本研究で用いた小地域での所得水準を推定する手法は有効であると考えられる。

最後に、山田(2008)が示唆しているように地価がマンション立地などの土地利用を規定していたこれまでの相互関係が 2000 年代半ば以降転換しつつあることは、所得階層ごとの居住地移動にも大きな影響を及ぼすと考えられることから、今後の都市内居住分化の動向にも注目される。

謝辞

本論文は筆者が本専攻の修士課程において行った研究をまとめたものです。

研究を行うにあたり、多くの方々のお世話になりました。ここに深く感謝いたします。

指導教員である浅見教授には大学院入学以来、終始ご指導いただきました。なかなか研究のテーマが決まらなかったときも、お忙しいなか丁寧に対応していただいたおかげで、なんとか研究テーマを定めてこのように論文を完成させることができました。先生のいろいろな提案やアドバイスがなければここまでできなかったと思います。修士論文だけでなく、この2年間で先生の下で研究できたことで、当初は考えられなかったようなとても貴重な経験ができたことも感謝いたします。

また、副指導教員を引きうけて下さった清水先生にも2回ほど貴重な時間をとって頂き、ご指導賜りました。自分の中でもうまくまとめられていなかったり説明できなかったりした部分について指摘し助言やコメントをしていただいたことは、本研究の意義や方向性をわかりやすくはっきりさせるために非常に参考になりました。

さらに2年間にわたって研究室会議の際に貴重な意見やアドバイスを頂きました石川先生のほか、中間発表前の合同研究室会議では高橋先生、丸山先生、河端先生にも有用なコメントを頂き見落としがちな視点に気付かされました。改めてお礼申し上げます

なお、本研究で用いた住宅需要実態調査のデータは国土交通省住宅局に利用許可を頂きました。記して感謝いたします。

参考文献

参考文献

- [1] 五十嵐豪・徳永幸之・宮本和明・杉木直(2005)「詳細な属性を考慮した都市圏世帯分布予測システムの構築」都市計画論文集, 40, 943-948
- [2] 石井加代子・山田篤裕(2007)「貧困の動態分析—KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」(樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅲ] 経済格差変動の実体・要因・影響』慶應義塾大学出版会, 101-129)
- [3] 伊藤薫(2001)「戦後日本の人口移動に対する所得格差説の説明力と今後の課題」地域と社会, 4, 9-38
- [4] 上杉昌也・浅見泰司(2010)「小地域の所得分布推計および転居の所得要因分析」Discussion Paper No.103, 東京大学空間情報科学研究センター
- [5] 梅溪健児(2000)「所得調査の特徴とジニ係数」日本労働研究雑誌, 480, 21-32
- [6] 大竹文雄(2003)「所得格差の拡大はあったのか」(樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, 3-20)
- [7] 家計経済研究所(2002)「停滞する経済, 変動する生活」消費生活に関するパネル調査第 9 年度
- [8] 鎌田健司(2003)「成人子の親との同居に関する決定要因」経済学研究論集, 19, 109-126
- [9] 川口太郎(2007)「社会経済的人口属性からみた大都市圏空間構造の変遷」明治大学人文科学研究紀要, 60, 53-76
- [10] 倉沢進・浅川達人編(2004)『新編東京圏の社会地図 1975-90』東京大学出版会
- [11] 小林庸平・行武憲史(2008)「東京圏における 1990 年代以降の住み替え行動—「住宅需要実態調査」を用いた Mixed Logit 分析」季刊住宅土地経済, 68, 27-35
- [12] 小松拓磨・中川雅之(2007)「マイクロデータを用いた居住地選択モデルによる郊外居住の実証分析」都市住宅学, 57, 52-60
- [13] 佐藤大輔・上田徹(1995)「エリアごとの所得分布推定法」日本オペレーションズ・リサーチ学会春季研究発表会アブストラクト集, 128-129
- [14] 佐藤遼・片山健介・大西隆(2007)「大都市圏内所得格差の拡大に関する実証的研究」都市計画論文集, 42(3), 859-864
- [15] 園部雅久(1985)「東京の居住分化構造と空間パターン—社会地区分析 1980」人文学報, 177, 1-27
- [16] 谷謙二(1995)「愛知県—宮市における都市内居住地移動」地理学評論, 68A, 801-812
- [17] 谷岡弘二(2001)「地域間所得格差と人口移動に関する研究」地域と社会, 4, 39-59
- [18] 谷沢弘毅(2004)『近代日本の所得分布と家族経済—高格差社会の個人計量経済史学(バイオグラメトリクス)』日本図書センター
- [19] 塚原修一・小林淳一(1979)「社会階層と移動における地域の役割」(富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 232-271)
- [20] 豊田哲也(1999)「社会階層分極化論と都市の空間構造—東京特別区の事例—」(成田孝三編『大都市圏研究(上)』大明堂, 224-247)
- [21] 内閣府(2005)『経済財政白書 平成 17 年版 改革なくして成長なし V』国立印刷局

- [22] 内閣府(2009)『経済財政白書 平成21年版 危機の克服と持続的回復への展望』日経印刷
- [23] 中谷友樹・埴淵知哉(2009)「社会調査のミクロデータとジオデモグラフィックスのデータリネ
ケージ-JGSS 累積データ 2000-2003 に基づく主観的健康感の小地域解析への適用—」日本
版 General Social Surveys 研究論文集[9] JGSS で見た日本人の意識と行動, 1-17
- [24] 西澤晃彦(2004)「職業階層からみた東京圏」(倉沢進・浅川達人編(2004)『新編東京圏の社会
地図 1975-90』東京大学出版会, 163-185)
- [25] 野沢慎司(2004)「定住意思を決めるもの—ネットワークのなかの定住と移住—」(松本康編
著『東京で暮らす—都市社会構造と社会意識』東京都立大学出版会, 131-156)
- [26] ノックス P.・ピンチ S.(2005)『新版 都市社会地理学』(川口太郎・神谷浩夫・高野誠二
訳) 古今書院
- [27] 橋本健二(2007)「『格差社会』における階級・階層研究と地域社会研究—「土地の社会移動
研究」の提案—」(地域社会学会編『地域社会学会年報 第19集 階層格差の地域展開』ハ
ーベスト社, 12-30)
- [28] 橋本健二(2009)『「格差」の戦後史—階級社会日本の履歴書』河出書房新社
- [29] 橋本英樹(2006)「所得分布と健康」(川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編『社会格差と健康—
社会疫学からのアプローチ』東京大学出版会, 37-60)
- [30] 花岡和聖(2009)「空間的マイクロシミュレーションを用いた小地域単位での所
得分布推定」人文地理学会大会研究発表要旨, 88-89
- [31] 浜田浩児(2007)「所得格差の固定性の計測」季刊家計経済研究, 73, 86-94
- [32] 浜田宏(2007)『格差のメカニズム—数理社会学的アプローチ』勁草書房
- [33] 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖(2003)「パネル・データに
見る所得階層の固定性と意識変化」(樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所
得格差と社会階層』日本評論社, 45-84)
- [34] 平山洋介(2006)『東京の果てに』NTT 出版
- [35] 町村敬志(2009)「現代日本における格差の重層的構造」一橋社会科学, 6, 103-123
- [36] 溝口敏行(2003)『日本の統計調査の進化—20世紀における調査の変貌』溪水社
- [37] 森川洋(1976)「広島・福岡両市における因子生態の比較研究」地理学評論, 49(5), 300-313
- [38] 矢部直人(2003)「1990年代後半の東京都心における人口回帰現象—港区における住民アンケ
ート調査の分析を中心に—」人文地理, 55(3), 79-94
- [39] 山口秋義(2009)「税務統計にみる個人所得分布の二極化」(岩井浩・福島利夫・菊地進・藤
江昌嗣編『格差社会の統計分析』北海道大学出版会, 105-127)
- [40] 山口恵子(2005)「大都市における貧困の空間分布—1975~2000年のセグリゲーションの様態」
(岩田正美・西澤晃彦編著『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの』ミネルヴァ書房,
147-167)
- [41] 山下清海(1984)「民族集団のすみわけに関する都市社会地理学的研究の展望」人文地理, 36(4),
312-326
- [42] 山田浩久(2008)「東京大都市圏中心部におけるマンション立地と地価変動との関係」山形大
学歴史・地理・人類学論集, 9, 1-12
- [43] 由井義通(1991)「住宅供給の類型別にみた居住者特性の分化—福岡市を事例として」地理科

- 学, 46(4), 242-256
- [44] 吉田あつし・遠藤秀紀(1999)「東京大都市圏の職業と所得の分布」応用地域学研究, 4, 15-25
- [45] 吉田明弘・宮本和明・北詰恵一(2002)「住宅地区別年齢階層別人口予測のための世帯構成遷移と住み替え行動分析」都市計画別冊都市計画論文集, 37, 379-384
- [46] Aitchison J. and Brown J. A. C. (1957) “The Lognormal Distribution”, Cambridge University Press
- [47] Berthoud R. (2008) “Area variations in household income across Great Britain”, *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, **1**, 37-49
- [48] Bramley G. and Smart G. (1996) “Modelling Local Income Distributions in Britain”, *Regional Studies*, **30**, 239-255
- [49] Bramley G. and Lancaster S.(1998) “Modelling local and small-area income distributions in Scotland”, *Environment and Planning C*, **16**, 681-706
- [50] Dennis, R. and Clout, H. (1980) “A social geography of England and Wales”, Pergamon Press
- [51] Fielding A. J. (2004) “Class and space: social segregation in Japanese cities”, *Transactions of the Institute of British Geographers*, **29**, 64-84
- [52] Green A. E. (1998) “The geography of earnings and incomes in the 1990s: an overview”, *Environment and Planning C*, **16**, 633-647
- [53] Hamada H. (2005) “Parametric Decomposition of the Gini Coefficient: How Change of Subgroup Affect an Overall Inequality”, *Sociological Theory and Methods*, **20**, 241-256.
- [54] Ham M. van and Feijten P. (2008) “Who wants to leave the neighbourhood? The effect of being different from the neighbourhood population on wishes to move”, *Environment and Planning A*, **40**, 1151-1170
- [55] Ioannides Y.M. (2004) “Neighborhood income distributions”, *Journal of Urban Economics*, **56**, 435-457
- [56] Noble M. and Smith G. (1996) “Two nations? Changing patterns of income and wealth in two contrasting areas” (Hills J. (ed.) “New inequalities: the changing distribution of income and wealth in the United Kingdom”, Cambridge University Press, 292-318)
- [57] Souma W. (2000) “Universal structure of the personal income distribution", Quantitative Finance Papers cond-mat/0011373, arXiv.org.
- [58] Stutzer A. (2004) “The role of income aspirations in individual happiness”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, **54**, 89-109
- [59] Watson T. (2009) “Inequality and the measurement of residential segregation by income in American neighborhoods”, *Review of Income and Wealth*, **55**, 820-844

參考資料

参考資料

A. 住宅・土地統計調査を用いた所得分布の推定

2003 年に調査が行われた住宅・土地統計調査の集計データは統計局ホームページより入手できる(<http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/kekka.htm>). この集計データから得られる市区町村別の世帯収入分布を対数正規分布で近似し, その平均と標準偏差を国勢調査小地域集計から得られる変数によって推計するモデルを構築する.

A-1 住宅・土地統計調査

住宅・土地統計調査は, 1948 年から 5 年に一度総務省統計局が, 住宅とそこに居住する世帯の居住状況, 世帯の保有する土地等の実態を把握し, その現状と推移を明らかにするためにやっている調査である. 国勢調査の一般調査区から人口規模等を考慮して層化 2 段抽出法によって抽出した全国の約 350 万世帯を対象にしている. 住宅需要実態調査と同じく, 調査項目の一つに回答者の世帯全員の 1 年間の税込み収入 (世帯収入) の項がある. 公開されている市区町村別の集計データでは, 表 A-1 のように 8 区分の階級で表されている.

表 A-1 公表されている住宅・土地統計調査における世帯年収階級

世帯年収(万円)	
~200	500~700
200~300	700~1000
300~400	1000~1500
400~500	1500~

A-2 対数正規分布の近似

第3章で示した方法によって、東京都の各市区町村における所得分布を対数正規分布で近似した。東京23区について、計測された対数の平均と標準偏差は表A-2の通りである。

表 A-2 近似関数から求めた平均と標準偏差

市区町村	平均	標準偏差	市区町村	平均	標準偏差
千代田区	6.640684	0.76389	渋谷区	6.102852	0.844497
中央区	6.467879	0.742356	中野区	5.954337	0.82107
港区	6.338655	0.749392	杉並区	6.056209	0.793445
新宿区	6.292413	0.826957	豊島区	5.926934	0.823867
文京区	6.220122	0.746689	北区	5.956213	0.749408
台東区	6.361341	0.813051	荒川区	5.933492	0.745286
墨田区	6.247314	0.659231	板橋区	5.927597	0.74021
江東区	6.206974	0.643588	練馬区	6.108009	0.749511
品川区	6.32271	0.656497	足立区	5.919761	0.722984
目黒区	6.271542	0.768832	葛飾区	6.002243	0.702993
大田区	6.267543	0.713057	江戸川区	6.046406	0.699198
世田谷区	6.251278	0.784703			

A-3 平均・標準偏差の推定

A-3-1 変数

集計データを用いたことによって、同じデータから変数を取得することができないため、国勢調査データの市区町村別集計から変数を用意する。具体的な変数は第3章で用いたものと同じである。ただし、基本統計量は表 A-3 の通りであり、対象は東京都市区部である。

A-3 基本統計量

変数	平均	標準誤差	中央値	標準偏差	最小	最大	標本数
持家割合	48.6879	1.00989	48.2127	7.06929	33.9476	73.12586	49
単身世帯割合	40.56	1.37516	39.8717	9.62613	19.0787	57.86425	49
世帯当たり床面積	65.8775	1.10867	65.7	7.76069	51.1	92.8	49
世帯当たり床面積(民間賃貸)	36.6918	0.60259	36	4.21815	29.4	48.8	49
第3次産業就業者割合	77.177	0.81567	77.3577	5.70970	63.8259	87.56471	49
失業率	5.60993	0.15957	5.38838	1.11699	2.90998	8.268407	49
65歳以上人口割合	18.2105	0.23702	18.1435	1.6592	14.2341	22.83426	49
75歳以上人口割合	7.72668	0.15427	7.89137	1.07992	5.28290	9.969367	49

A-3-2 推定結果

推定結果を表 A-4 および A-5 に示した。第 3 章での推定結果と同様、所得に平均水準に関しては雇用に関する変数の影響力が大きいことが分かる。また、標準偏差は雇用関連指標のほかに、単身世帯の割合や高齢化の影響なども大きな効果を持っていることが分かる。

表 A-4 平均の推定結果

変数	係数	標準誤差	t 値	
定数項	5.124356	0.192523	26.617	***
第 3 産業就業者割合	0.003377	0.00123	2.745	***
失業率	-0.03986	0.005972	-6.674	***
民間賃貸住宅の世帯当たり床面積 ²	0.069356	0.008117	8.545	***
サンプル数			50	
\bar{R}^2			0.8058	

ただし、***は 1%，**は 5%，*は 10%で有意を表す。

表 A-5 標準偏差の推定結果

変数	係数	標準誤差	t 値	
定数項	-1.99547	0.423257	-4.715	***
単身世帯割合	0.006975	0.001136	6.139	***
第 3 次産業就業者割合	0.004771	0.001215	3.928	***
失業率	0.018036	0.005336	3.38	***
単身世帯割合×市部ダミー	0.001874	0.00086	2.179	**
75 歳以上人口割合×市部ダミー	-0.00983	0.004814	-2.042	**
住宅の世帯当たり面積	0.480132	0.087468	5.489	***
サンプル数			50	
\bar{R}^2			0.8133	

ただし、***は 1%，**は 5%，*は 10%で有意を表す。

A-4 小地域への適用

A-3 までに作成したモデルを国勢調査小地域統計を用いて町丁目ごとの所得分布を推定する。方法は第3章と倣っている。小地域統計からの変数の基本統計量は表 A-6 の通りであり、平均世帯収入の推定結果を表 A-7 に示した。

表 A-6 基本統計量

変数	平均	標準誤差	中央値	標準偏差	最小	最大	標本数
持家割合	48.1911	0.79616	47.9883	10.8873	0.72992	75.8012	187
単身世帯割合	43.1896	0.65669	43.7395	8.98019	18.2539	64.037	187
世帯当たり床面積	63.1604	0.98691	60.5	13.4958	38.5	161.5	187
世帯当たり床面積(民間賃貸)	35.8037	0.58081	34.4	7.942511	26.3	119.9	187
第3次産業就業者割合	73.9244	0.33855	74.6746	4.62963	53.8022	85.2272	187
失業率	4.60630	0.07300	4.62427	0.99832	1.85873	11.323	187
65歳以上人口割合	18.5588	0.24429	18.7113	3.34063	10.2040	34.8372	187
75歳以上人口割合	8.12260	0.1348	8.36363	1.84336	3.16098	12.9007	187

表 A-7 小地域推定結果

平均	569.5327
標準誤差	6.0296
中央値	551.3627
標準偏差	82.45354
分散	6798.586
範囲	709.5017
最小	456.6034
最大	1166.105
サンプル数	187