HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	日本の多職場を対象とした給与所得者における世帯収入と高血圧発症のリスクに関する疫学研究
Author(s)	柳谷，真悟
Description	配架番号：2641
Degree Grantor	北海道大学
Degree Name	博士(医学)
Dissertation Number	甲第14622号
Issue Date	2021-06-30
DOI	https://doi.org/10.14943/doctoral.k14622
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/82955
Type	doctoral thesis
File Information	Shingo_Yanagiya.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

学　位　論　文

日本の多職場を対象とした
給与所得者における世帯収入と
高血圧発症のリスクに関する疫学研究
(Household income and the risk of
incident hypertension in employees
at multiple workplaces in Japan)

2021 年 6 月

北　海　道　大　学

柳　谷　真　悟

学　位　論　文

日本の多職場を対象とした
給与所得者における世帯収入と
高血圧発症のリスクに関する疫学研究
(Household income and the risk of
incident hypertension in employees
at multiple workplaces in Japan)

2021 年 6 月

北　海　道　大　学

柳　谷　真　悟

目　次

発表論文目録および学会発表目録	1 頁
要旨	2 頁
略語表	5 頁
緒言	6 頁
方法	9 頁
結果	15 頁
考察	22 頁
結論	25 頁
謝辞	27 頁
利益相反	28 頁
引用文献	29 頁

発表論文目録および学会発表目録

本研究の一部は下記の論文に発表した。

1. Yanagiya S, Nakamura K, Ukawa S, Tsutsumi A, Atsumi T, Tamakoshi A. (2020).
   Household income and the risk of incident hypertension in employees at multiple workplaces in Japan: J-HOPE. Hypertens Res. *43*, 1445-1453.

本研究の一部は下記の学会で発表した。

1. Yanagiya S, Ukawa S. Household income and the risk of incident hypertension in employees at multiple workplaces in Japan: J-HOPE.
   APSC-JCS Joint Seminar of The 84th Annual Scientific Meeting of the Japanese Circulation Society. Kyoto, Japan, 27 July-2 August 2020

要旨

【背景と目的】　高血圧は主要な公衆衛生上の課題であり、脳卒中や虚血性心疾患を含む心血管疾患の主要な危険因子である。2017 年の厚生労働省の患者調査の概況によると、高血圧は主な傷病の総患者数の中で第一位であり、高血圧を持つ患者数はおよそ 1,000 万人である。さらに、その患者数は年々増加傾向にある。近年、職業、所得、学歴などの社会経済学的地位によって健康格差が生じていること、そして社会経済学的地位が生活習慣病と関連があることが報告されており、注目を集めている。社会経済学的地位は個人の生活習慣にも影響するため、社会経済学的地位が高血圧のリスク要因に影響する可能性がある。既報の疫学研究のいくつかは、社会経済学的地位の指標として世帯収入を用いているが、これまでのところ、世帯収入と高血圧との関連に一貫した結論は得られていない。結果が一定しなかった理由として、先行研究 5 編のうち 4 編は横断研究のみであり、曝露とアウトカムの時間関係が明らかでないため、因果関係を推測することが困難であること、さらに各国の Gini 係数が異なることが考えられる。本研究の目的は、日本の多職場を対象としたコホート研究を用いて給与所得者における世帯収入と高血圧発症との関連を明らかにすることである。

【対象と方法】　本研究で使用したコホートは、労働者の健康格差の実態とそのメカニズムを解明することを目的に開始された Japanese study of Health, Occupation and Psychosocial factors related Equity (J-HOPE)の一部である。研究に協力が得られた 13 事業所のいずれかに勤務している 18 歳から 69 歳までの計 14,189 名(回答率 97.6 %)が 2012 年の J-HOPE に参加した。ベースラインデータを提供しなかった 1 事業所の勤務者、ベースライン時に収縮期血圧 140 mmHg 以上、拡張期血圧 90 mmHg 以上かつ/または自己申告での高血圧と定義された高血圧を持っている者、日中勤務以外の勤務体系である者、ベースライン調査時に年間世帯収入かつ/または年齢、ベースラインの収縮期血圧、事業所、世帯構成員数、喫煙習慣、職種、アルコール消費習慣、ボディマス指数(Body Mass Index: BMI)のいずれかのデータが欠測している者、輪番制勤務者、2 年間の追跡期間において血圧データを入手できなかった者を除外した、4,314 名(男性: 3,153 名、女性: 1,161 名)の正常血圧参加者を解析対象者とした。年間の世帯収入は健康診査時に配布した自記式質問票を用

いて評価した。解析時の年収の構成を 500 万円未満、500～799 万円、800～999 万円、1,000 万円以上の 4 群とした。健康診査時の臨床検査では安静時血圧、身長、体重、HbA1c、LDL コレステロール値を測定した。全ての測定を標準プロトコールに従って、各事業所で毎年の健康診査の際に行った。質問紙により年齢、性別、病歴、高血圧の状態、事業所、職種、自身を含む世帯構成員数、喫煙習慣とアルコール消費習慣の情報を得た。2014 年までの 2 年間、定期健康診査時に高血圧発症の有無を確認した。

解析は男性と女性に分けて行った。世帯収入と高血圧発症との関連には、世帯収入 500 万円未満の集団を基準とした Cox 比例ハザードモデルを用いてハザード比と 95 %信頼区間を計算した。潜在的な交絡因子として、ベースライン時の年齢、収縮期血圧、事業所、世帯構成員数、喫煙習慣、職種、アルコール消費習慣、BMI をモデルに投入した。

【結果】 参加者の平均年齢(±標準偏差)と BMI はそれぞれ、男性で 40.8±9.2 歳と 23.0±2.9 kg/m^2、女性で 38.3±9.8 歳と 20.9±3.0 kg/m^2 であった。男性、女性ともに、世帯収入の 500 万円未満の群よりも 1,000 万円以上の群の方が平均年齢は高かった。世帯収入の高い男性は軽度飲酒と重度飲酒を合わせた連日飲酒者と BMI 25 kg/m^2 以上の割合が高かった。男性では世帯収入のより高い群で管理職の割合が増加したが、女性では世帯収入 1,000 万円以上の所得階層において専門職の割合が最も高かった。

男性では年齢、収縮期血圧、事業所、世帯構成員数や喫煙習慣で調整後も、高血圧発症のハザード比は世帯収入 500 万円未満の群と比較して世帯収入 500～799 万円の群で 1.52 (95%信頼区間, 1.08-2.18)、800～999 万円の群で 1.49 (95%信頼区間, 0.98-2.27)、1,000 万円以上の群で 1.92 (95%信頼区間, 1.23-3.01)であった。アルコール消費習慣または BMI で追加調整した後では、これらのハザード比はわずかに減衰し、アルコール消費習慣と BMI の両方を追加調整した後では、ハザード比は有意ではあるもののさらに減衰した。女性では、いずれの群においても世帯収入と高血圧発症との間に有意な関連を認めなかったが、世帯収入が高くなるにつれて高血圧発症のハザード比は低くなる傾向にあった。

【考察】 日本の多職場を対象としたコホート研究を用いて給与所得者における世帯収入と高血圧発症の関連を検討した結果、関連に性差を認めた。男性では潜在的な交絡変数で調整した後でさえ、世帯収入は高血圧発症のリスクと有意な正の関連を示した。一方、女性では世帯収入と高血圧発症との間

に有意ではないものの逆に負の関連の傾向があった。

世帯収入と高血圧の関係を説明するメカニズムとして、肥満とアルコール摂取が考えられる。本研究において男性は世帯収入の高いほど肥満とアルコール摂取者の割合が高かった。長時間労働は高血圧発症のリスクを増加させる。本研究の男性において、労働時間週 40 時間を超えて勤務した割合は世帯収入が高いほど高かった。

一方、本研究にはいくつか限界がある。一般化可能性、女性の参加者数や高血圧発症例が少なかったこと、世帯収入に等価所得を用いることができなかったこと、各事業所の血圧測定を厳格に標準化することができなかったこと、追跡期間が 2 年間であったこと、食事(特に食塩摂取量)、睡眠時間のデータがなかったことが挙げられる。世帯収入と高血圧発症との関連において、より頑健な結果を得るため、今後は無職者や生活保護受給者、夜勤や交代制といった日勤以外の勤務形態をする者、自営業者を含めた対象集団での検討が必要である。

【結論】　ベースライン時の年齢、収縮期血圧、事業所、世帯数や喫煙習慣で調整した後の男性参加者において、世帯収入が 2 年間の高血圧発症と正の相関を示した。本邦では高血圧を持つ患者数が増加傾向にあり、高血圧発症を予防することがより一層重要になることが考えられる。男性では高所得世帯が高血圧発症のリスクの一つとなりうることを認識することが、高血圧の早期発見、早期治療につながることが期待される。

略　語　表

本文中及び図中で使用した略語は以下の通りである。

BMI	Body Mass Index
J-HOPE	Japanese study of Health, Occupation and Psychosocial factors related Equity

1. 緒言

高血圧は主要な公衆衛生上の課題であり(Zhao et al., 2018)、脳卒中や虚血性心疾患を含む心血管疾患の主要な危険因子である(Wajngarten et al., 2019; Singh et al., 2013)。2017 年の厚生労働省の患者調査の概況によると、高血圧は主な傷病の総患者数の中で第一位であり、高血圧を持つ患者はおよそ 1,000 万人である (図 1) (厚生労働省, 2017)。さらに、その患者数は年々増加傾向にある(厚生労働省, 2002, 2005, 2008, 2011, 2014, 2017) (図 2)。

高血圧は過剰な食塩(Sacks et al., 2001; Yang et al., 2017; Hashimoto et al., 2016)やアルコールの摂取(Criqui et al., 1989)、肥満(Hubert et al., 1983; Yang et al., 2017)、不活発であること(Dickinson et al., 2006; Yang et al., 2017)と関連があるということはよく知られている。

一方、近年、職業、所得、学歴などの社会経済学的地位によって健康格差が生じていること(Mellor et al., 2003)、そして社会経済学的地位が生活習慣病と関連があることが報告されており(Ejlskov et al., 2019)、注目を集めている。社会経済学的地位は個人の生活習慣にも影響するため、社会経済学的地位が高血圧のリスク要因に影響するかもしれない(Leng et al., 2015)。従って、高血圧を予防するための効果的な戦略を考慮する際に高血圧の発生率が社会経済学的階級の間で変わるのかどうかを明らかにするということは重要である。

既報の疫学研究のいくつかは、社会経済学的地位の指標として世帯収入を用いている(Agarwal et al., 2019)が、これまでのところ、世帯収入と高血圧との関連に一貫した結論は得られていない。カナダのサスカチュワン州に住む 20 歳以上の 27,090 名(平均年齢 52.6 歳、女性の割合 55.9%)を 2000～2008 年の計 5 回にわたって無作為番号ダイヤル調査で抽出した横断研究(Lemstra et al., 2015)、および The WOBASZ II study を用いたポーランドに住む 19 歳以上の住民 6,170 名(男性 2,752 名、女性 3,418 名)を 2013 年と 2014 年にランダムに抽出した横断研究(Nadrowski et al., 2018)では、世帯月収と高血圧有病との間に負の関連があったことが報告された。また、The Panel Study of Income Dynamics を用いたアメリカ合衆国在住の年 500 時間以上勤務する 25～65 歳の雇用集団 17,295 名(男性 8,481 名、女性 8,814 名) (平均年齢 40.3 歳、女性の割合 51.0%)を 1999～2005 年の計 4 回にわたって抽出した横断研究と縦断研究(Leigh et al., 2012)でも、賃金と高血圧有病/発症との間に負の関連

があったことが報告されている。一方、1994 年にコロンビアに住む 18～69 歳の 12,878 名(男性 7,571 名 : 平均年齢 37.8 歳、女性 5,307 名 : 平均年齢 37.7 歳)を対象に行われた横断研究では、女性において世帯収入と高血圧有病に正の関連を認めた一方、男性において世帯収入と高血圧有病に有意な関連を認めなかった (Lucumi et al., 2017)。結果が一定しなかった理由として、上記 4 編のうち 3 編が横断研究のみであり、曝露とアウトカムの時間関係が明らかでないため、因果関係を推測することが困難であること、さらに各国の Gini 係数(厚生労働省, 2017)が異なることが考えられる。ここで Gini 係数とは所得分布など統計の各標本の大きさに関する分布状況について、その格差をみるための指標である。ジニ係数の範囲は 0 から 1 で、係数の値が 0 に近いほど格差が小さい状態であり、1 に近いほど格差が大きい状態であることを意味する(Pabayo et al., 2015)。ジニ係数 0.4 以上が社会騒乱の警戒ライン、0.6 以上が同危険ラインと言われている。厚生労働省によると、本邦の 2017 年の等価可処分所得(世帯の収入から税金・社会保険料等を除いた可処分所得をもとに、世帯の構成員の生活水準を表すように調整した所得)のジニ係数は、0.319 であり(厚生労働省, 2017)、高くはないと考えられた。同年の諸外国の Gini 係数は、カナダが 0.307、ポーランドが 0.275、アメリカ合衆国が 0.390、コロンビアが 0.476 であった(OECD, 2016)。

アジア諸国に目を向けると、社会経済学的格差が高血圧の発症に影響しているか否かを調査した研究は大韓民国の韓国健康栄養調査に参加した 40～64 歳の 4,275 名(男性 1,849 名、女性 2,426 名)を 2007 年と 2008 年に解析した横断研究のみである。結果は、男女とも教育歴と高血圧有病の間には負の関連を認め、世帯月収と高血圧有病との間には関連を認めなかった(Cha et al.,2012)。検索した限りアジアでは世帯収入を曝露として高血圧との関連を検討した縦断研究の論文は無い。日本は他のアジア諸国よりも早く発展を遂げた一方、北アメリカやヨーロッパの国々といった他の先進国と文化的背景が異なる。そこで、本研究の目的は、日本の多職場を対象としたコホート研究を用いて給与所得者における世帯収入と高血圧発症との関連を明らかにすることである。

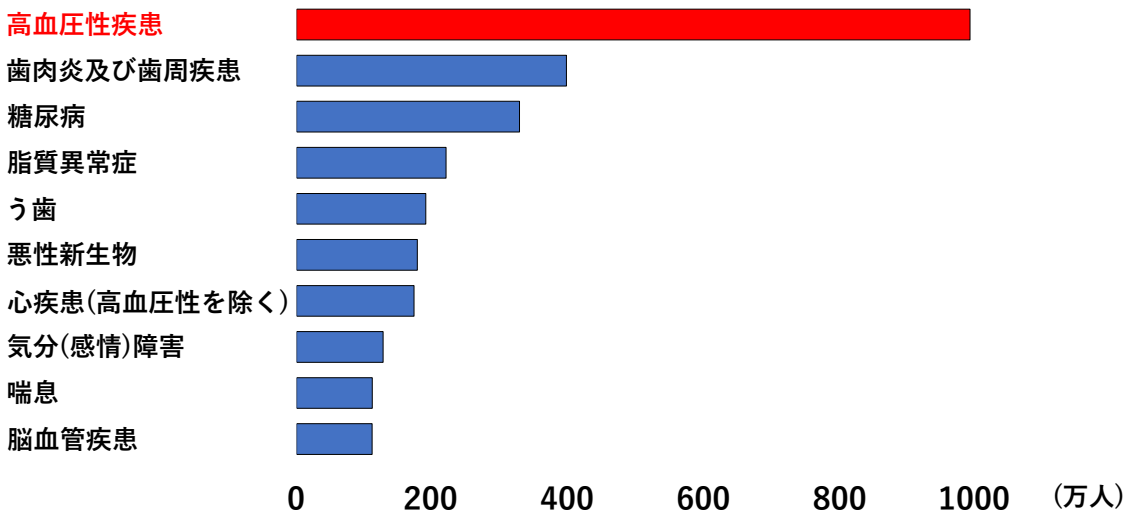

図 1　主な傷病の総患者数 (厚生労働省．患者調査の概況．2017 年)
主な傷病についての全国の総患者数は「高血圧性疾患」が最も多く 993.7 万人であり、以下、「歯肉炎及び歯周疾患」の 398.3 万人、「糖尿病」の 328.3 万人、「脂質異常症」の 220.5 万人と続く。

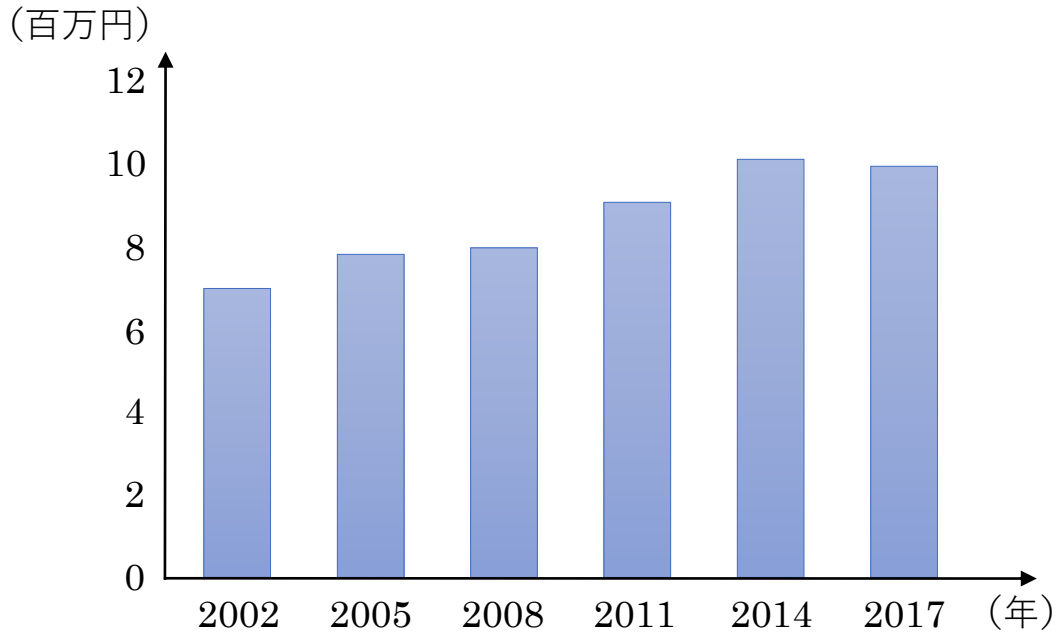

図 2　本邦の高血圧患者数の推移 (厚生労働省．患者調査の概況．2002 年, 2005 年, 2008 年, 2011 年, 2014 年, 2017 年)

2.　方法

2.1　コホートの概要

本研究で使用したコホートは、労働者の健康格差の実態とそのメカニズムを解明することを目的に開始された Japanese study of Health, Occupation and Psychosocial factors related Equity (J-HOPE)の一部である(Oshio et al., 2017; Oshio et al., 2016)。このコホート調査は、労働者の健康格差の実態とそのメカニズムを解明することを目的として開始された研究である。2009 年から文部科学省の新学術領域研究(研究領域提案型)「多目的共用パネル調査」で確立された研究で、重要な指標を毎年繰り返して調査するパネル調査の枠組みで実施された。多様な背景を有する労働者の社会経済的要因が、生活習慣に関する詳細な問診、代表的な循環器疾患危険因子とともに、標準化された方法で毎年測定され、蓄積された。このコホートの特色は追跡の精度の高さと健康診断等による包括的かつ精度の高い健康管理データにある。調査は産業保健職(産業医、産業保健師等)を通して参加希望事業場を募り、研究に協力が得られた 13 事業所において実施された。業種や会社の規模は解析の際は匿名とした。書面による同意書は全ての参加者から取得した。

本研究では、2016 年 12 月作成の J-HOPE データセット用いた。2012 年から追跡を開始し、2012 年、2013 年、2014 年をそれぞれ Wave 1、Wave 2、Wave 3 と設定し参加者 ID をリンクさせて解析を行った。

本研究は東京大学医学部、北里大学、産業医科大学の倫理委員会による承認、北海道大学医学部医の倫理委員会(承認番号；医 18-006)承認後に実施した。

2.2　研究デザインと調査対象集団

13 事業所のいずれかに勤務している 18 歳から 69 歳までの計 14,189 名(回答率 97.6 %)が 2012 年の J-HOPE に参加した。1 事業所がベースラインデータを提供しなかったため、その事業所の 1,744 名は除外した。残った 12 事業所 12,445 名の中で、7,463 名は次の除外基準の一つ以上を満たした。除外基準は (1) 日本の厚生労働省が発行した健康診断の基本的なガイドライン(厚生労働省, 2007)に従い、ベースライン時に収縮期血圧 140 mmHg 以上、拡張期血圧 90 mmHg 以上かつ/または自己申告での高血圧と定義された高血圧を持っていること、(2) 日中勤務以外の勤務体系であること、(3) ベースライン調査時に年間世帯収入かつ/または年齢、ベースラインの収縮期血圧、事業所、世帯構成員数、喫煙習慣、職種、アルコール消費習慣、ボディマス指数(Body Mass Index: BMI)のいずれかのデータが欠測していることである。輪番制勤務者は日勤勤務者よりも高血圧のリスクが高いため(Morikawa et al., 1999)、解析対象者から除外した。これらの除外の後、4,982 名の正常血圧の参加者が追跡の対象となったが、2 年間の追跡期間において、668 名の参加者から血圧データを入手できなかった。従って、4,314 名(男性: 3,153 名、女性: 1,161 名)の正常血圧参加者を解析対象者とした(図 3)。

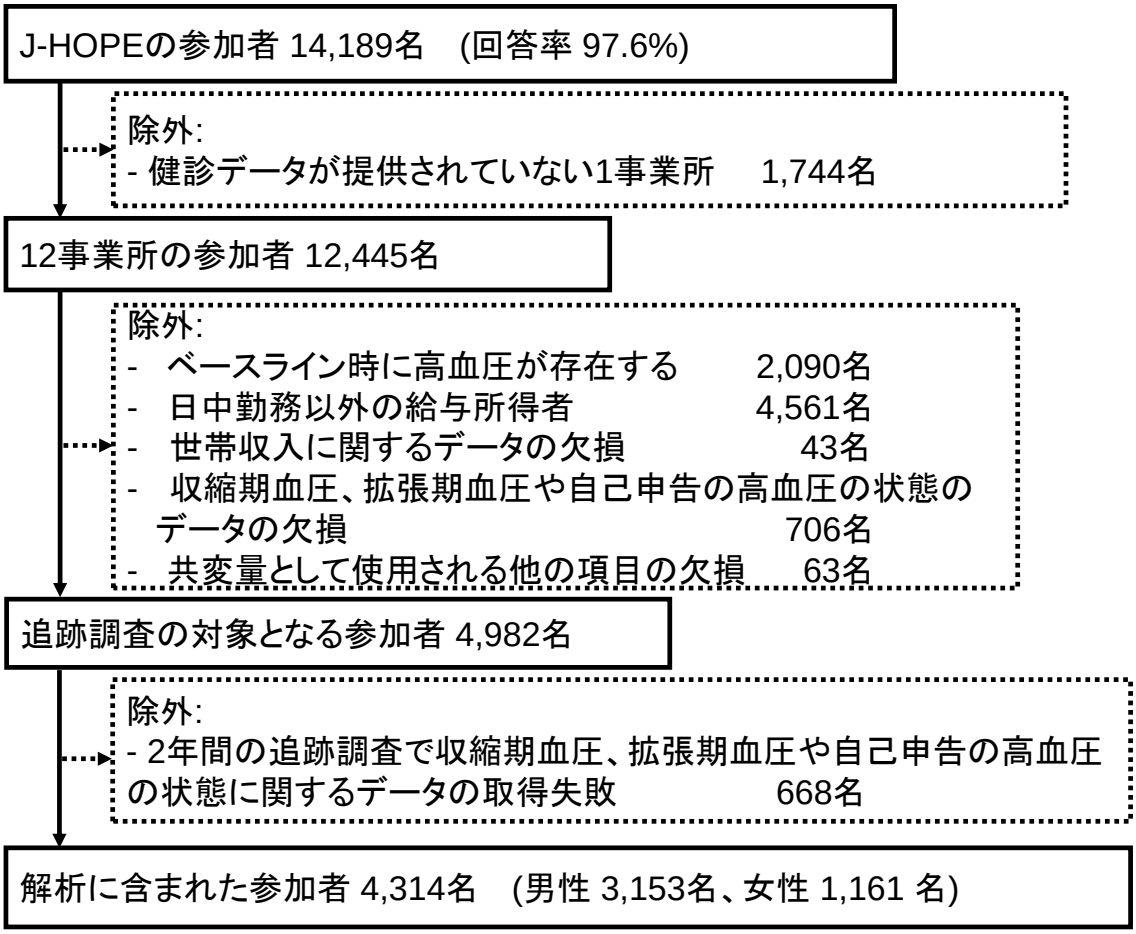

図 3. 対象者選択のフローチャート

高血圧は収縮期血圧≥140 mmHg、拡張期血圧 ≥90 mmHg かつ/または自己申告での高血圧と定義した。

2.3　ベースライン調査

年間の世帯収入は健康診査時に配布した自記式質問票を用いて評価した。参加者には 6 つの収入の選択肢 (年収 300 万円未満、300～499 万円、500～799 万円、800～999 万円、1,000～1,499 万円、1,500 万円以上) を提示し(Eguchi et al., 2018)、最も近い選択肢を選ぶことを求めた。年収 300 万円未満と 1500 万円以上の群では参加者と高血圧を発症した症例が少なかったため、解析時は年収の構成を 500 万円未満、500～799 万円、800～999 万円、1,000 万円以上の 4 群とした。

健康診査時の臨床検査では、安静時血圧、身長、体重、HbA1c、LDL コレステロール値を測定した。全ての測定を標準プロトコール(厚生労働省, 2013)に従って、各事業所で毎年の健康診査の際に行った。血圧は標準化された血圧計を用いて、座位の下、特別な障害がない限り、右上腕で一度測定した。BMI は体重(kg)を身長(m)の 2 乗で割ることで算出した。空腹時採血を行い、HbA1c と LDL コレステロール値を測定した。

質問紙により年齢、性別、病歴、高血圧の状態、事業所、職種(管理職、専門職、技術者、事務職、サービス、技術を必要とする生産技能職、機械を操作する生産技能職、身体を使う作業の多い生産技能職、その他の仕事)、自身を含む世帯構成員数、喫煙習慣(非喫煙、過去喫煙、現在喫煙)とアルコール消費習慣の情報を得た。アルコール消費習慣は飲酒頻度と一日のアルコール消費量により非飲酒、機会飲酒、軽度飲酒 (1 日アルコール 46 g 未満)、重度飲酒 (1 日アルコール 46 g 以上)として 4 分類した。また、軽度飲酒と重度飲酒を合わせたものを連日飲酒者と定義した。一日のアルコール消費量は、日本酒 180 ml(1 合)、ビール 500 ml(中型ボトル 1 本または大型缶 1 本)、またはウィスキー60 ml(ダブル 1 杯)をアルコール 23 g として評価した。糖尿病は HbA1c≧6.5 %かつ/または自己申告での糖尿病ありの者(Haneda et al., 2018)、高コレステロール血症は LDL コレステロール≧140 mg/dl かつ/または自己申告での高コレステロール血症ありの者と定義した(Kinoshita et al., 2017)。

2.4　追跡調査

2014 年までの 2 年間、定期健康診査時に高血圧発症の有無を確認した。血圧測定の方法と病歴を入手する手続き、高血圧発症の定義はフォローアップ期間を通してベースライン時と同じであった。高血圧の発症日は、発症が確認された定期健康診査受診日とした。

2.5　統計解析

解析は男性と女性に分けて行った。4 つの世帯収入の集団間で各々のベースライン特性を比較するために、連続変数の場合、世帯収入群のデータ分布が正規分布に従えば一元配置分散分析を、従わなければクラスカル・ウォリス検定を用い、カテゴリ変数の場合はカイ 2 乗検定を用いた。

世帯収入と高血圧発症との関連には、世帯収入 500 万円未満の集団を基準とした Cox 比例ハザードモデルを用いてハザード比と 95%信頼区間を計算した。独立変数は世帯収入、従属変数は高血圧の状態とした。潜在的な交絡因子として、ベースライン時における年齢(連続変数)、収縮期血圧(連続変数)、事業所を投入し、モデル 1 とした。次に世帯構成員数(連続変数としての人数)、喫煙習慣(非喫煙者、過去喫煙者、喫煙者)、職種(前述の管理職を基準とした 9 つ)をモデルに投入し、モデル 2 とした。さらに、潜在的なメディエーター(中間因子)となりうるアルコール消費習慣(非飲酒、機会飲酒、軽度飲酒、重度飲酒)をモデルに投入し、モデル 3 とした。また、もう一つ潜在的なメディエーターとなりうる BMI(連続変数)を追加でモデル 2 に組み込み、モデル 4 とした。最後に、アルコール消費習慣と BMI の両方をモデル 2 に組み込み、モデル 5 とした。傾向性検定は昇順にそれぞれの世帯収入群の参加者に 1, 2, 3 及び 4 のスコアを割り当て、連続数として取り扱った。

年齢の変数を組み込んだ多変量解析を用いて、世帯収入と高血圧発症との関連に影響する年齢の交絡を除外した。しかし、本邦では世帯収入は給与所得者の年齢に大きく依存することから、年齢という変数は、今回検討する関連に影響を与えた可能性がある。幅広い年齢層を対象に調整のみで対応するのは十分とは言えないと考え、年齢(18～34 歳、35～49 歳、50～69 歳)によるサブグループ解析を追加で行うこととした。

全ての解析は JMP Pro 14 を使って行った。有意水準を両側 $p < 0.05$ に設定した。

3. 結果

3.1. 調査対象集団の特徴

参加者の平均年齢(±標準偏差)と BMI はそれぞれ、男性で 40.8±9.2 歳と 23.0±2.9 kg/m^2、女性で 38.3±9.8 歳と 20.9±3.0 kg/m^2 であった。表 1 と表 2 に性別に世帯収入によってグループ化した参加者のベースライン特性を示す。男性、女性ともに、世帯収入の 500 万円未満の群よりも 1,000 万円以上の群の方が平均年齢は高かった。世帯収入の高い男性は軽度飲酒と重度飲酒を合わせた連日飲酒者と BMI 25 kg/m^2 以上の割合が高かった。男性では世帯収入のより高い群で管理職の割合が増加したが、女性では世帯収入 1,000 万円以上の所得階層において専門職の割合が最も高かった。ベースライン調査翌年の 2013 年の世帯収入のデータが欠測した 107 名を除外した 4,207 名において、自己申告された世帯収入分類に関してはベースライン時と翌年の間で高い正の相関を認めた($\rho=0.77$, $p<0.001$)。

表1. 世帯収入によってグループ化された男性参加者3,153名のベースライン特性

	世帯年収 (百万円)				
	＜5.0	5.0-7.9	8.0-9.9	≥10.0	
	n=667	n=1412	n=587	n=487	P 値 [1]
年齢 (歳) [a]	33.0 ± 10.1	41.1 ± 7.4	45.1 ± 7.0	45.8 ± 7.6	<0.001
収縮期血圧 (mmHg) [a]	115.8 ± 11.2	116.5 ± 11.1	117.2 ± 10.9	118.8 ± 10.9	<0.001
拡張期血圧 (mmHg) [a]	69.0 ± 9.0	72.2 ± 8.8	73.6 ± 8.3	74.3 ± 8.4	<0.001
職種 [c]					
管理職	13 (1.9)	163 (11.5)	255 (43.4)	326 (66.9)	<0.001
専門職	123 (18.4)	258 (18.3)	94 (16.0)	43 (8.8)	
技術者	149 (22.3)	304 (21.5)	74 (12.6)	39 (8.0)	
事務職	89 (13.3)	168 (11.9)	53 (9.0)	30 (6.2)	
サービス	36 (5.4)	71 (5.0)	17 (2.9)	5 (1.0)	
技術を必要とする専門技術職	72 (10.8)	133 (9.4)	38 (6.5)	14 (2.9)	
機械を操作する生産技術職	63 (9.4)	102 (7.2)	10 (1.7)	8 (1.6)	
身体を使う作業の多い生産技術職	59 (8.8)	72 (5.1)	16 (2.7)	2 (0.4)	
その他の仕事	63 (9.4)	141 (10.0)	30 (5.1)	20 (4.1)	
世帯構成員数 [b]	1 (1－9)	3 (1－8)	4 (1－8)	4 (1－10)	<0.001
喫煙習慣 [c]					
非喫煙	383 (57.4)	721 (51.1)	302 (51.4)	236 (48.5)	<0.001
過去喫煙	59 (8.8)	206 (14.6)	89 (15.2)	94 (19.3)	
現在喫煙	225 (33.7)	485 (34.3)	196 (33.4)	157 (32.2)	
アルコール消費習慣 [c]					
非飲酒	257 (38.5)	436 (30.9)	164 (27.9)	95 (19.5)	<0.001
機会飲酒	263 (39.4)	480 (34.0)	198 (33.7)	182 (37.4)	
軽度飲酒	98 (14.7)	280 (19.8)	145 (24.7)	98 (20.1)	
重度飲酒	49 (7.3)	216 (15.3)	80 (13.6)	112 (23.0)	
体格指数（BMI) [c]					
<25 kg/m^2	551 (82.6)	1102 (78.0)	465 (79.2)	342 (70.2)	<0.001
≥25 kg/m^2	116 (17.4)	310 (22.0)	122 (20.8)	145 (29.8)	
糖尿病あり [c]	16 (2.4)	39 (2.8)	24 (4.1)	29 (6.0)	0.010
高コレステロール血症あり [c]	106 (15.9)	345 (24.4)	218 (37.1)	165 (33.9)	<0.001

数値の表記は、[a]平均±標準偏差、[b]中央値(最小値−最大値)、または[c]参加者の数(%)。

[1] 連続変数の比較には一元配置分散分析、またはクラスカル・ウォリス検定を、カテゴリカル変数の比較にはχ^2検定を用いた。

表2. 世帯収入によってグループ化された女性参加者1,161名のベースライン特性

	世帯年収 (百万円)				
	＜5.0	5.0-7.9	8.0-9.9	≥10.0	
	n=488	n=359	n=156	n=158	P 値 [1]
年齢 (歳) [a]	35.8 ± 10.6	40.1 ± 8.9	40.2 ± 8.9	39.7 ± 8.6	<0.001
収縮期血圧 (mmHg) [a]	108.0 ± 11.8	109.3 ± 12.5	110.0 ± 12.0	109.1 ± 10.6	0.289
拡張期血圧 (mmHg) [a]	65.9 ± 9.0	66.9 ± 9.7	66.8 ± 8.9	66.5 ± 9.3	0.465
職種 [c]					
管理職	1 (0.2)	8 (2.2)	5 (3.2)	12 (7.6)	<0.001
専門職	65 (13.3)	56 (15.6)	24 (15.4)	49 (31.0)	
技術者	27 (5.5)	17 (4.7)	5 (3.2)	6 (3.8)	
事務職	165 (33.8)	116 (32.3)	56 (35.9)	56 (35.4)	
サービス	9 (1.8)	4 (1.1)	1 (0.6)	1 (0.6)	
技術を必要とする専門技術職	15 (3.1)	10 (2.8)	2 (1.3)	3 (1.9)	
機械を操作する生産技術職	20 (4.1)	21 (5.9)	5 (3.2)	2 (1.3)	
身体を使う作業の多い生産技術職	94 (19.3)	59 (16.4)	25 (16.0)	16 (10.1)	
その他の仕事	92 (18.9)	68 (18.9)	33 (21.2)	13 (8.2)	
世帯構成員数 [b]	2 (1－9)	3 (1－8)	3 (1－7)	3 (1－8)	<0.001
喫煙習慣 [c]					
非喫煙	421 (86.3)	320 (89.1)	136 (87.2)	142 (89.9)	0.098
過去喫煙	29 (5.9)	9 (2.5)	3 (1.9)	5 (3.2)	
現在喫煙	38 (7.8)	30 (8.4)	17 (10.9)	11 (7.0)	
アルコール消費習慣 [c]					
非飲酒	258 (52.9)	205 (57.1)	86 (55.1)	74 (46.8)	0.249
機会飲酒	181 (37.1)	112 (31.2)	46 (29.5)	63 (39.9)	
軽度飲酒	36 (7.4)	35 (9.7)	19 (12.2)	17 (10.8)	
重度飲酒	13 (2.7)	7 (2.0)	5 (3.2)	4 (2.5)	
体格指数（BMI) [c]					
<25 kg/m^2	454 (93.0)	324 (90.3)	139 (89.1)	144 (91.1)	0.127
≥25 kg/m^2	34 (7.0)	35 (9.7)	17 (10.9)	14 (8.9)	
糖尿病あり [c]	4 (0.8)	3 (0.8)	3 (1.9)	4 (2.5)	0.287
高コレステロール血症あり [c]	55 (11.3)	70 (19.5)	29 (18.6)	21 (13.3)	0.014

数値の表記は、[a]平均±標準偏差、[b]中央値(最小値−最大値)、または[c]参加者の数(%)。

[1] 連続変数の比較には一元配置分散分析、またはクラスカル・ウォリス検定を、カテゴリカル変数の比較には χ^2 検定を用いた。

3.2　世帯収入と高血圧発症との関連

表 3 に男性における世帯収入と高血圧発症のハザード比と 95%信頼区間を示す。年齢、収縮期血圧、事業所、世帯構成員数や喫煙習慣で調整後も、高血圧発症のハザード比は世帯収入 500 万円未満の群と比較して世帯収入 500～799 万円の群で 1.52 (95%信頼区間, 1.08-2.18)、800～999 万円の群で 1.49 (95%信頼区間，0.98-2.27)、1,000 万円以上の群で 1.92 (95%信頼区間，1.23-3.01)であった。潜在的なメディエーターであるアルコール消費習慣または BMI で追加調整した後では、これらのハザード比はわずかに減衰し、アルコール消費習慣と BMI の両方を追加調整した後では、ハザード比は有意ではあるもののさらに減衰した。アルコール消費習慣と BMI の組み合わせで最終調整した後では、世帯収入 1,000 万円以上の群におけるハザード比は 1.79(95%信頼区間，1.15-2.81)であった。この関連は 35 歳～49 歳の層でもみられたものの、18 歳～34 歳の層では 800～999 万円の群で最もハザード比が高く、50 歳～69 歳の層では全ての世帯収入群を通してハザード比はおよそ 1 であった。

表 4 に女性における世帯収入と高血圧発症のハザード比と 95%信頼区間を示す。いずれの群においても世帯収入と高血圧発症との間に有意な関連を認めなかったが、世帯収入が高くなるにつれて高血圧発症のハザード比は低くなる傾向にあった。男性と同様に女性でも年齢で層別化した解析を行ったが、有意な関連はみられなかった。

表3. 世帯収入によってグループ化された男性参加者における高血圧発症のハザード比と95 %信頼区間

	世帯年収 (百万円)				
	＜5.0	5.0-7.9	8.0-9.9	≥10.0	P 値
全体					
参加者	667	1412	587	487	
追跡調査の観察人年	1217	2564	1044	839	
高血圧発症症例数	45	188	89	105	
発症率 (/1000 人年)	37.0	73.3	85.2	125.1	
モデル 1 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.41 (1.02-2.00)	1.35 (0.92-1.98)	1.62 (1.10-2.39)	0.048
モデル 2 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.52 (1.08-2.18)	1.49 (0.98-2.27)	1.92 (1.23-3.01)	0.016
モデル 3 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.49 (1.06-2.13)	1.46 (0.96-2.22)	1.85 (1.18-2.90)	0.024
モデル 4 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.48 (1.06-2.12)	1.48 (0.97-2.24)	1.85 (1.19-2.90)	0.021
モデル 5 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.45 (1.03-2.07)	1.44 (0.95-2.19)	1.79 (1.15-2.81)	0.029
18-34 歳					
参加者	437	261	42	45	
追跡調査の観察人年	808	463	70	80	
高血圧発症症例数	21	27	5	6	
発症率 (/1000 人年)	26.0	58.3	71.4	75.0	
モデル 1 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.45 (0.71-2.98)	1.57 (0.47-4.45)	1.29 (0.43-3.33)	0.768
モデル 2 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.47 (0.70-3.15)	1.81 (0.50-5.86)	1.25 (0.36-3.88)	0.716
モデル 3 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.45 (0.69-3.09)	1.87 (0.51-6.10)	1.31 (0.38-4.10)	0.726
モデル 4 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.44 (0.68-3.11)	1.97 (0.53-6.45)	1.20 (0.35-3.77)	0.681
モデル 5 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.43 (0.67-3.07)	2.18 (0.59-7.28)	1.26 (0.36-3.98)	0.628
35-49 歳					
参加者	175	972	397	278	
追跡調査の観察人年	327	1787	726	474	
高血圧発症症例数	13	123	52	62	
発症率 (/1000 人年)	39.8	68.8	71.6	130.8	
モデル 1 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.49 (0.86-2.80)	1.37 (0.74-2.69)	2.01 (1.08-3.99)	0.094
モデル 2 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.69 (0.96-3.22)	1.57 (0.81-3.22)	2.49 (1.23-5.30)	0.039
モデル 3 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.60 (0.91-3.06)	1.51 (0.78-3.11)	2.34 (1.16-4.99)	0.064
モデル 4 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.75 (0.99-3.33)	1.63 (0.84-3.34)	2.53 (1.25-5.40)	0.042
モデル 5 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.64 (0.93-3.14)	1.55 (0.80-3.19)	2.36 (1.16-5.04)	0.070

表3.　続き

50-69 歳

参加者	55	179	148	164	
追跡調査の観察人年	82	314	248	285	
高血圧発症症例数	11	38	32	37	
発症率 (/1000 人年)	134.1	121.0	129.0	129.8	
モデル 1 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.89 (0.43-1.97)	0.90 (0.41-2.07)	0.84 (0.39-1.92)	0.977
モデル 2 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.84 (0.39-1.91)	0.95 (0.42-2.28)	1.01 (0.42-2.55)	0.915
モデル 3 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.86 (0.40-1.94)	0.99 (0.44-2.39)	1.02 (0.42-2.61)	0.917
モデル 4 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.82 (0.38-1.85)	0.93 (0.41-2.20)	0.95 (0.40-2.39)	0.917
モデル 5 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.84 (0.39-1.91)	0.99 (0.44-2.37)	0.99 (0.41-2.52)	0.911

P値は傾向の検定のP value for trendを意味する

モデル1，年齢、収縮期血圧、事業所で調整

モデル2，モデル1と世帯構成員数、喫煙、職種で調整

モデル3，モデル2とアルコール消費習慣で調整

モデル4，モデル2とBMIで調整

モデル5，モデル2とアルコール消費習慣、BMIで調整

表4. 世帯収入によってグループ化された女性参加者における高血圧発症のハザード比と95 %信頼区間

	世帯年収 (百万円)				
	＜5.0	5.0-7.9	8.0-9.9	≥10.0	P 値
全体					
参加者	488	359	156	158	
追跡調査の観察人年	897	659	292	282	
高血圧発症症例数	24	24	10	7	
発症率 (/1000 人年)	26.8	36.4	34.2	24.8	
モデル 1 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.00 (0.55-1.82)	0.81 (0.36-1.71)	0.67 (0.25-1.60)	0.350
モデル 2 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.05 (0.57-1.94)	0.78 (0.33-1.71)	0.65 (0.22-1.72)	0.372
モデル 3 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	1.06 (0.58-1.96)	0.78 (0.33-1.71)	0.66 (0.22-1.74)	0.379
モデル 4 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.98 (0.53-1.82)	0.75 (0.32-1.66)	0.57 (0.20-1.51)	0.258
モデル 5 ハザード比(95%信頼区間)	1.00	0.99 (0.53-1.83)	0.74 (0.31-1.65)	0.58 (0.20-1.54)	0.267

P値は傾向の検定のP value for trendを意味する

モデル1，年齢、収縮期血圧、事業所で調整

モデル2，モデル1と世帯構成員数、喫煙、職種で調整

モデル3，モデル2とアルコール消費習慣で調整

モデル4，モデル2とBMIで調整

モデル5，モデル2とアルコール消費習慣、BMIで調整

4.　考察

本研究において、日本の多職場を対象としたコホート研究を用いて給与所得者における世帯収入と高血圧発症との関連を検討した結果、関連に性差を認めた。男性では潜在的な交絡変数で調整した後でさえ、世帯収入は高血圧発症のリスクと有意な正の関連を示した。この男性における世帯収入と高血圧発症との正の関連は 18 歳～34 歳と、35 歳～49 歳の層でも認めたが、50 歳～69 歳の層には認めなかった。逆に、女性では世帯収入と高血圧発症との間に有意ではないものの逆に負の関連の傾向があった。

世帯収入と高血圧の関係を説明するメカニズムの一つとして、肥満とアルコール摂取が考えられる。本研究において男性は世帯収入の高いほど肥満とアルコール摂取の割合が高かった。これは既報でも世帯収入が高いほど肥満(Shihab et al., 2012)と連日のアルコール摂取(Wildman et al., 2005)の割合が高いことが報告されており、本研究の結果を支持している。肥満とアルコール摂取はともに血圧を上げることが過去の研究から報告されている。例えば、肥満により肥満細胞からインスリン抵抗性を減らすレプチンの分泌が亢進(Carlyle et al., 2002)するが、肥満細胞は肥大化・大型化し、インスリン抵抗性を起こす TNF-α やレジスチンなどが分泌される。一方、肥満細胞より分泌されるアディポネクチンの分泌低下や、レプチンに対する抵抗性が生じ、肝臓、筋肉、脂肪組織でのインスリン作用を阻害してインスリン抵抗性が亢進(Matsuzawa et al., 2004)する。これらによって、交感神経が過剰活性化され、末梢血管収縮、腎尿細管 Na 再吸収上昇が起こり高血圧に至る。また、肥満細胞からのアンジオテンシノーゲン産生上昇やアルドステロン産生促進によるレニン-アンジオテンシン系活性化が高血圧につながるとも考えられている(Massiera et al., 2001; Masuzaki et al., 2003; Nagase et al., 2009)。アルコール摂取が高血圧の原因となることに関しては、アルコールによる交感神経活動の亢進、レニンーアンジオテンシン系の活性化、副腎皮質刺激ホルモン、コルチゾールの増加などが関与している(Kawano et al., 2010)。その他のメカニズムとして、男性では労働時間の長さが世帯収入を反映している可能性が推察される。本研究の男性において、世帯年収と労働時間との関連を検討したところ、日本の厚生労働省が定める労働時間(厚生労働省, 2012 年)の週 40 時間を超えて勤務した割合は 500 万円未満、500～799 万円、800～999 万円、1,000 万円以上の群でそれぞれ、51.0 %、68.5 %、72.3 %、75.8 %であ

った。今回、世帯収入が高い群ほど週 40 時間以上の割合が高かった。依然として本邦の男性給与所得者は超過勤務を行っていることが多く (Iwasaki et al., 2006; 独立行政法人 労働政策研究・研修機構, 2011)、長時間労働が世帯収入に反映している可能性があり、長時間労働は高血圧発症のリスクも増加させる(Nakamura et al., 2012)。

先行研究において世帯収入と高血圧との関係が一貫しない理由として、各国の Gini 係数が異なること、及び、研究対象となった国家の間の社会背景の違いが影響している可能性がある。Robert 氏らはアメリカ合衆国において、低所得者は高所得者と比べて社会的、経済的要因こそが健康を決定すると考える割合が高いと報告している(Robert et al., 2011)。また別の研究では、経済的資源が少ない場合、経済的資源を多くもつ者と比べた時、不満を抱いたり自身を恥ずかしく感じる可能性を報告している(Wilkinson et al., 2006; Kawachi et al., 1999)。従って、社会経済学的地位が低いと、このような負の心理的側面を通して血圧への悪影響をきたすのかもしれない(Wilkinson et al., 1997)。しかしながら本邦の場合、世帯収入 500 万円未満の群でも 70 %以上が持ち家である(総務省, 2017)。さらに、日本人は概して自分自身を、自身の実際の社会経済学的地位に関係なく、中流の社会経済学的地位に属しているとみなしていることが報告されている(内閣府, 2016)。従って、低収入の程度や受け止め方は国家間で変わり、このことが先進国を含む国家間で世帯収入と高血圧の新規発症の間の関連においてみられる不一致を引き起こしているのかもしれない。

本研究の長所は、比較的大規模なコホート研究を用いた点である。世帯所得と高血圧との関連を検討した先行研究 5 編は Leigh 氏らの報告(Leigh et al., 2012)以外はいずれも横断研究であった。横断研究は結果に逆因果が含まれた可能性があり、本研究はそれら研究の限界を克服するデザインである。さらに、本研究は本邦初の社会経済学的階級と高血圧発症との関連を明らかにした報告である。

一方、本研究にはいくつか限界がある。1 つ目は、一般化可能性である。研究参加者を日勤給与所得者に限定したため、全ての給与所得者、あるいは高齢者、自営業者、失業者には当てはまらないかもしれない。2012 年の日本の世帯収入の全国調査によれば世帯収入 500 万円未満、500～799 万円、800～999 万円、1000 万円以上はそれぞれ、57.3 %、22.3 %、8.8 %、11.6 %であった(厚生労働省, 2012)。しかし、本研究の調査対象集団の場合、各々の割合は 27.0 %、41.0 %、17.2 %、14.8 %であり、本研究では世帯収入の低い群が日本の現状に比べて少なかった。

2 つ目として、本研究では女性の参加者数や高血圧発症例が少なかった。女性では世帯収入と高血圧発症に有意ではないものの負の関連を認めたが、結果の解釈に注意が必要である。3 つ目は、世帯収入に等価所得を用いることができなかった。理想的には、社会経済学的階級として所得を用いる際には世帯収入を世帯構成員数の平方根で除することで求まる等価可処分所得がより良い指標とされている(Hoebel et al., 2019)が、本研究では参加者が自記式質問票を通じて 6 つの選択肢から選ぶ形式をとったため、等価可処分所得を算出することができなかった。しかしながら、本研究では世帯構成員数を統計モデルに組み込むことで結果への影響を抑えた。4 つ目は、各事業所の血圧測定を厳格に標準化することができなかったことである。この点も測定バイアスになる可能性がある。しかし、このような潜在的なバイアスを最小限に抑えるために事業所を共変量に入れて解析を行ったため結果への影響は少ないものと考えられる。5 つ目は、追跡期間が 2 年間であったことである。本邦の高血圧発症のリスク要因に関して検討している久山町研究(Ninomiya et al., 2018)や NIPPON DATA(Nakamura et al., 2006)は、いずれも約 10 年単位で追跡していた。このことから本研究の 2 年間という追跡期間が十分であったのか、それとも 10 年程度の長期間の追跡が必要であるのかを検討する必要がある。最後に、食事(特に食塩摂取量)、睡眠時間のデータがなかった。本研究の世帯収入が高いほど労働時間が長いという結果から相対的に睡眠時間が短いことが考えられるが、短い睡眠時間は高血圧のリスク因子であることが知られている(Gangwisch et al., 2006)。一方で、食塩摂取量に関しては、日本人集団において世帯収入と尿中 Na/K 比に関連がないとの報告があり(Yamashita et al., 2018)、結果への影響は少ないものと考えられる。

5. 結論

本研究において明らかとなった知見は以下の通りである。

1) 年齢、収縮期血圧、事業所、世帯数や喫煙習慣で調整した後の男性参加者において、世帯収入が 2 年間の高血圧発症と正の相関を示した。
2) 男性において世帯収入が高くなるに連れて連日飲酒者と BMI 25 kg/m^2 以上の割合が高かった。
3) 女性では、世帯収入は高血圧発症と有意ではないものの逆に負の関連を認めた。

本研究は、本邦における世帯収入と高血圧発症の関連を示した初めての研究である。本邦では高血圧を持つ患者数が増加傾向にあり、高血圧発症を予防、早期診断、早期治療することがより一層重要になることが考えられる。例えば本邦の企業に勤める世帯収入の高い男性日勤給与所得者に対して、社内で本研究結果を説明し、常日頃から高血圧の予防に努められるよう、職場での高血圧発症予防の一助として有効に活用することを期待する。

最後に世帯収入と高血圧発症との関連において、より頑健な結果を得るための考察を行う。本研究だけでは本邦における世帯収入と高血圧発症との関連に関する十分な結果が得られたとは言えない。本研究の限界を克服する研究として、今後は無職者や生活保護受給者、夜勤や交代制といった日勤以外の勤務形態をする者、自営業者を含めた対象集団での検討が必要である。また、より大規模で追跡期間の長いコホートなどを通して、世帯収入と高血圧発症に関する研究を行うことが必要である。さらに、より詳細な世帯年収や納税額の記載、家族構成、勤務先の会社の状況等を調査し、等価可処分所得を把握することが求められる。その上で、対象集団を教育歴、職種、勤務形態や世帯数によって層別化し、高血圧発症のリスクのより高い集団をより詳細に特定する研究を展開できれば、特定された集団に対する保健指導などを通じた生活習慣是正による高血圧発症予防につなげられるかもしれない。最後に、世帯収入が高血圧発症に関与するメカニズムについても知見をさらに集積させていく必要がある。高血圧を発症させないことで、後の心血管疾患、

脳卒中などの循環器疾患を発症させないようにし、健康寿命の延伸に寄与することが期待される。

謝　辞

稿を終えるにあたり、本研究の機会を与えて頂いた、北海道大学大学院医学研究院　免疫･代謝内科学教室　渥美達也教授に謝意を表します。併せて、本研究全般にわたり直接のご指導ご鞭撻を賜りました社会医学分野　公衆衛生学教室　玉腰暁子教授、琉球大学大学院医学研究科　衛生学・公衆衛生学講座　中村幸志教授に深く感謝いたします。

また、北里大学医学部公衆衛生学　堤明純教授、大阪市立大学大学院　生活科学研究科　総合福祉・心理臨床科学講座　鵜川重和准教授には、終始適切なご指導、ご助言を賜りました。ここに深く感謝の意を表します。

この他にも、この論文作成にあたり、多くの諸先輩方よりご協力、ご助言、ご支援をいただきましたことに、心より感謝を申し上げます。

本研究を支えていただきました、免疫・代謝内科学教室、公衆衛生学教室の全ての皆様に心より御礼を申し上げます。

最後になりましたが、今まで私のことを温かく見守り、支援して下さった父　大蔵、母　昌子に対しては深い感謝の意を表し、この論文を捧げます。

利益相反

開示すべき利益相反状態はない。

引用文献

A Basic Direction for Comprehensive Implementation of National Health Promotion. (2012). Ministerial Notification No.430 of the Ministry of Health, Labour and Welfare. https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-10900000-Kenkoukyoku/0000047330.pdf.

Agarwal, A., Jindal, D., Ajay, V.S., Kondal, D., Mandal, S., Ghosh, S., Ali, M., Singh, K., Huffman, M.D., Tandon, N., Prabhakaran, D. (2019). Association between socioeconomic position and cardiovascular disease risk factors in rural north India: The Solan Surveillance Study. PLos One. *14*, e0217834.

Baek, T.H., Lee, H.Y., Lim, N.K., Park, H.Y. (2015). Gender differences in the association between socioeconomic status and hypertension incidence: the Korean Genome and Epidemiology Study (KoGES). BMC Public Health. *15*, 1-7.

Carlyle, M., Jones, O.B., Kuo, J.J., Hall, J.E. (2002). Chronic cardiovascular and renal actions of leptin: role of adrenergic activity. Hypertension. *39*, 496-501.

Cha, S.H., Park, H.S., Cho, H.J. (2012). Socioeconomic Disparities in Prevalence, Treatment, and Control of Hypertension in Middle-Aged Koreans. J Epidemiol. *22*, 425-432.

Criqui, M.H., Langer, R.D., Reed, D.M. (1989). Dietary Alcohol, Calcium, and Potassium. Independent and Combined Effects on Blood Pressure. Circulation. *80*, 609-614.

Dickinson, H.O., Mason, J.M., Nicolson, D.J., Campbell, F., Beyer, F.R., Cook, J.V., Williams, B., Ford, G.A. (2006). Lifestyle interventions to reduce raised blood pressure: a systematic review of randomized controlled trials. J Hypertens. *24*, 215-233.

Eguchi, H., Tsutsumi, A., Inoue, A., Hikichi, H., Kawachi, I. (2018). Association of workplace social capital with psychological distress: results from a longitudinal multilevel analysis of the J-HOPE study. BMJ Open. *8*, e022569

Ejlskov, L., Boggild, H., Hansen, C.D., Wulff, J., Hansen, S.M., Starkopf, L., Lange, T., Gerds, T., Torp-Pedersen, C. (2019). The effect of early-life and adult socioeconomic position on development of lifestyle-related diseases. Eur J Public Health. *29*, 562-567.

Gangwisch, J.E., Heymsfield, S.B., Boden-Albala, B., Buijs, R.M., Kreier, F., Pickering, T.G., Rundle, A.G., Zammit, G.K., Malaspina, D. (2006). Short sleep duration as a risk for hypertension: analyses of the first National Health and Nutrition Examination Survey. Hypertension. *47*, 833-839.

Global Burden of Metabolic Risk Factors for Chronic Diseases Collaboration. (2014). Cardiovascular disease, chronic kidney disease, and diabetes mortality burden of cardiometabolic risk factors from 1980 to 2010: a comparative risk assessment. Lancet Diabetes Endocrinol. *2*, 634-647.

Gulliford, M.C., Mahabir, D., Rocke, B. (2004). Socioeconomic Inequality in Blood Pressure and Its Determinants: Cross-Sectional Data From Trinidad and Tobago. J Hum Hypertens. *18*, 61-70.

Haneda, M., Noda, M., Origasa, H., Noto, H., Yabe, D., Fujita, Y., Goto, A., Kondo, T., Araki, E. (2016). Japanese Clinical Practice Guideline for Diabetes. Diabetol Int. *9*, 1-45 (erratum: (2018). Diabetol Int. *10*, 83; (2019). Diabetol Int. *11*, 163).

Hashimoto, T., Takase, H., Okado, T., Sugiura, T., Yamashita, S., Kimura, G., Ohte, N., Dohi, Y. (2016). Significance of adjusting salt intake by body weight in the evaluation of dietary salt and blood pressure. J Am Soc Hypertens. *10*, 647-655.

Hoebel J, Kuntz B, Kroll LE, Schienkiewitz A, Finger LD, Lange C, Lampert T. Socioeconomic Inequalities in the Rise of Adult Obesity: A Time-Trend Analysis of National Examination Data from Germany, 1990-2011. Obes Facts. 2019; 12:

344-356.

Hopkins, T.A., Ouchi, N., Shibata, R., Walsh K. (2007). Adiponectin actions in the cardiovascular system. Cardiovasc Res. *74*, 11-18.

Hubert, H.B., Feinleib, M., McNamara, P.M., Castelli, W.P. (1983). Obesity as an Independent Risk Factor for Cardiovascular Disease: A 26-year Follow-Up of Participants in the Framingham Heart Study. Circulation. *67*, 968-977.

Ikeda, N., Inoue, M., Iso, H., Ikeda, S., Satoh, T., Noda, M., Mizoue, T., Imano, H., Saito, E., Katanoda, K., et al. (2012). Adult mortality attributable to preventable risk factors for non-communicable diseases and injuries in Japan: a comparative risk assessment. PLoS Med. *9*, e1001160.

Iwasaki, K., Takahashi, M., Nakata, A. (2006). Health problems due to long working hours in Japan: working hours, workers' compensation (Karoshi), and preventive measures. Ind Health. *44*, 537-540.

Kawachi, I., Kennedy, B.P. (1999). Income inequality and health: pathways and mechanisms. Health Serv Res. *34*, 215-227.

Kawano, Y. (2010). Physio-pathological effects of alcohol on the cardiovascular system: its role in hypertension and cardiovascular disease. Hypertens Res. *33*, 181-191.

Kinoshita, M., Yokote, K., Arai, H., Iida, M., Ishigaki, Y., Ishibashi, S., Umemoto, S., Egusa, G., Ohmura, H., Okumura, T., et al. (2018). Japan Atherosclerosis Society (JAS) Guidelines for Prevention of Atherosclerotic Cardiovascular Diseases 2017. J Atheroscler Thromb. *25*, 846-984.

Leigh, J.P., Du, J. (2012). Are low wages risk factors for hypertension? Eur J Public Health. *22*, 854-859.

Lemstra, M., Rogers, M., Moraros, J. (2015). Income and heart disease: Neglected risk factor. Can Fam Physician. *61*, 698-704.

Leng, B., Jin, Y., Li, G., Chen, L., Jin, N. (2015). Socioeconomic status and hypertension: a meta-analysis. J Hypertens. *33*, 221-229.

Lucumi, D.I., Schulz, A.J., Roux, A.V.D., Grogan-Kaylor, A. (2017). Income inequality and high blood pressure in Colombia: a multilevel analysis. Cad. Saúde Pública. *33*, e00172316.

Massiera, F., Bloch-Faure, M., Ceiler, D., Murakami, K., Fukamizu, A. Gasc, J., Quignard-Boulange, A., Negrel, R., Ailhaud, G., Seydoux, J., et al. (2001). Adipose angiotensinogen is involved in adipose tissue growth and blood pressure regulation. FASEB J. *15*, 2727-2729.

Masuzaki, H., Yamamoto, H., Kenyon, C.J., Elmquist J.K., Morton, N.M., Paterson, J.M., Shinyama, H., Sharp, M.G.F., Fleming, S. Mullins, J.J., et al. (2003). Transgenic amplification of glucocorticoid action in adipose tissue causes high blood pressure in mice. J Clin Invest. *112*, 83-90.

Matsuzawa, Y., Funahashi, T., Kihara, S., Shimomura, I. (2004). Adiponectin and metabolic syndrome. Arterioscler Thromb Vasc Biol. *24*, 29-33.

Mellor, J.M., Milyo, J. (2003). Is Exposure to Income Inequality a Public Health Concern? Lagged Effects of Income Inequality on Individual and Population Health. Health Serv Res. *38*, 137-151.

Morikawa, Y., Nakagawa, H., Miura, K., Ishizaki, M., Tabata, M., Nishijo, M., Higashiguchi, K., Yoshita, K., Sagara, T., Kido, T., et al. (1999). Relationship between shift work and onset of hypertension in a cohort of manual workers. Scand J Work Environ Health. *25*, 100-104.

Nadrowski, P., Podolecka, E., Pajak, A., Dorynska, A., Drygas, W., Bielecki, W., Kwasniewska, M., Tykarski, A., Niklas, A., Zdrojewski, T., et al. (2019). How does the risk of cardiovascular death and cardiovascular risk factor profiles differ between socioeconomic classes in Poland: A country in transition. Cardiol J. *26*, 493-502.

Nagase, M., Fujita, T. (2009). Mineralocorticoid receptor activation in obesity hypertension. Hypertens Res. *32*, 649-657.

Nakamura, K., Sakurai, M., Morikawa, Y., Miura, K., Ishizaki, M., Kido, T., Naruse, Y., Suwazono, Y., Nakagawa, H. (2012). Overtime work and blood pressure in normotensive Japanese male workers. Am J Hypertens. *25*, 979-985.

Nakamura, S., Inayama, T., Hata, K., Matsushita, M., Takahashi, M., Harada, K., Arao, T. (2016). Association of household income and education with eating behaviors in Japanese adults: a cross-sectional study. BMC Public Health. *16*, 1-14.

Nakamura, Y., Yamamoto, T., Okamura, T., Kadowaki, T., Hayakawa, T., Kita, Y., Saitoh, S., Okayama, A., Ueshima, H., NIPPON DATA 80 Research Group. (2006). Combined cardiovascular risk factors and outcome: NIPPON DATA80, 1980-1994. Circ J. *70*, 960-964.

Ninomiya T. (2018). Japanese Legacy Cohort Studies: The Hisayama Study. J Epidemiol. *28*, 444-451.

OECD. OECD data "Income Inequality". http://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm.

OECD. (2019). OECD Economic Survey Colombia. https://www.oecd.org/economy/surveys/Colombia-2019-OECD-economic-survey-overview.pdf .

Oshio, T., Inoue, A., Tsutsumi, A. (2017). Examining the mediating effect of work-to-family conflict on the associations between job stressors and employee psychological distress: a prospective cohort study. BMJ Open. *7*, e015608.

Oshio, T., Tsutsumi, A., Inoue, A. (2016). Can leisure-time physical activity improve health checkup results? Evidence from Japanese occupational panel data. J Occup Health. *58*, 354-364.

Pabayo R, Kawachi I, Gilman S.E. (2015). US State-level income inequality and risks of heart attack and coronary risk behaviors: longitudinal findings. Int J Public Health. *60*, 573-588.

Rahmouni, K., Morgan D.A., Morgan, G.M., Liu, X. Sigmund, C.D., Mark, A.L., Haynes, W.G. (2004). Hypothalamic PI3K and MAPK differentially mediate regional sympathetic activation to insulin. J Clin Invest. *114*, 652-658.

Robert, S.A., Booske, B.C. (2011). US Opinions on Health Determinants and Social Policy as Health Policy. Am J Public Health. *101*, 1655-1663.

Sacks F.M., Svetkey, L.P., Vollmer, W.M., Appel, L.J., Bray, G.A., Harsha, D., Obarzanek, E., Conlin, P.R., Miller 3rd, E.R., Simons-Morton, D.G., et al. Effects on Blood Pressure of Reduced Dietary Sodium and the Dietary Approaches to Stop Hypertension (DASH) Diet. DASH-Sodium Collaborative (2001). Research Group. N Engl J Med. *344*, 3-10.

Shihab, H.M., Meoni, L.A., Chu, A.Y., Wang, N.Y., Ford, D.E., Liang, K.Y., Gallo, J.J., Klag, M.J. (2012). Body mass index and risk of incident hypertension over the life course: the Johns Hopkins Precursors Study. Circulation. *126*, 2983-2989.

Shimamoto, K., Ando, K., Fujita, T., Hasebe, N., Higaki, J., Horiuchi, M., Imai, Y., Imaizumi, T., Ishimitsu, T., Ito, M., et al. (2014). The Japanese Society of Hypertension Guidelines for the Management of Hypertension (JSH 2014). Hypertens Res. *37*, 253-390.

Singh, G.M., Danaei, G., Farzadfar, F., Stevens, G.A., Woodward, M., Wormser, D., Kaptoge, S., Whitlock, G., Qiao, Q., Lewington, S., et al. (2013). The age-specific quantitative effects of metabolic risk factors on cardiovascular diseases and diabetes: a pooled analysis. PLoS One. *8*, e65174.

Sun, Z., Zheng, L., Detrano, R., Zhang, X., Xu, C., Li, J., Hu, D., Sun, Y. (2010). Incidence and Predictors of Hypertension Among Rural Chinese Adults: Results from Liaoning province. Ann Fam Med. *8*, 19-24.

Thawornchaisit, P., de Looze, F., Reid, C.M., Seubsman, S.A., Sleigh, A.C., Thai Cohort Study Team. (2013). Health risk factors and the incidence of hypertension: 4-year prospective findings from a national cohort of 60569 Thai Open University students. BMJ Open. *3*, e002826.

Wajngarten, M., Silva, G.M. (2019). Hypertension and Stroke: Update on Treatment. Eur Cardiol. *14*, 111-115.

Wildman, R.P., Gu, D., Muntner, P., Huang, G., Chen, J., Duan, X., He, J. (2005). Alcohol intake and hypertension subtypes in Chinese men. J Hypertens. *23*, 737-743.

Wilkinson, RG. (1997). Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards? BMJ. *314*, 591-595.

Wilkinson, R.G., Pickett, K.E. (2006). Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. Soc Sci Med. *62*, 1768-1784.

Yamashita, M., Tabara, Y., Higo, Y., Setoh, K., Kawaguchi, T., Takahashi, Y., Kosugi, S., Nakayama, T., Matsuda, F., Wakamura, T., et al. (2018). Association between socioeconomic factors and urinary sodium-to-potassium ratio: the Nagahama Study. Hypertens Res. *41*, 973-980.

Yang, M.H., Kang, S.Y., Lee, J.A., Kim, Y.S., Sung, E.J., Lee, K.Y., Oh, H.J., Kang, H.C., Lee, S.Y. (2017). The Effect of Lifestyle Changes on Blood Pressure Control among Hypertensive Patients. Korean J Fam Med. *38*, 173-180.

Zhao, A., Tan, S., Szeto, I.M., Wang, Y., Meng, L., Li, T., Zhao, W., Wang, M., Zhang, Y. (2018) Gaps in Awareness and Control of Hypertension: A Cross-Sectional Study in Chinese Urban Adults. J Hum Hypertens. *32*, 423-431.

厚生労働省．患者調査の概況．2005 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/05/05.html（最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日）

厚生労働省．患者調査の概況．2008 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/08/dl/05.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．患者調査の概況．2011 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/11/dl/04.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．患者調査の概況．2014 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/14/dl/05.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．患者調査の概況．2017 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kanja/17/dl/05.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．健診・保健指導のあり方．2013 年．https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/kenkou/seikatsu/index.html (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．国民生活基礎調査．2012 年．https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa12/dl/03.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．所得再分配調査報告書．2017 年．https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/96-1_h29kekka.html (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．標準的な健診・保健指導プログラム(確定版)．2007 年．https://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/seikatsu/pdf/02.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)

厚生労働省．労働基準法．https://elaws.e-gov.go.jp/search/elawsSearch/elaws_search/lsg0500/detail?lawId=

322AC0000000049 (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日).

総務省統計局. 家計調査. 2017 年. https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200561&tstat=000000330001&cycle=7&year=20170&month=0&tclass1=000000330001&tclass2=000000330019&tclass3=000000330020&result_back=1 (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日).

東京都主税局. 個人住民税. https://www.tax.metro.tokyo.jp/kazei/kojin_ju.html (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日).

独立行政法人 労働政策研究・研修機構. データブック 国際労働比較. 2011 年. http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2011/documents/databook2011.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日).

内閣府. 国民生活に関する世論調査. 2016 年. https://survey.gov-online.go.jp/h28/h28-life/gairyaku.pdf (最終アクセス日 2021 年 1 月 12 日)