

学位論文

「企業における組織的公正と労働者の受診抑制との関連：
1年間の前向きコホート研究」

指導教授名 堤 明純

申請者氏名 井上 彰臣

著者の宣言

本学位論文は、著者の責任において実験を遂行し、得られた真実の結果に基づいて正確に作成したものに相違ないことをここに宣言する。

【背景・目的】

医療へのアクセスは、全ての人々に与えられた基本的人権であると同時に、健康の社会的決定要因の 1 つでもあり、受診の遅れは生活の質 (quality of life : QOL) の低下、入院の長期化、死亡率の上昇に影響を及ぼすことが明らかになっている。わが国では、およそ 4 人に 1 人が経済的理由によって受診を抑制している（必要な受診を控えている）ことが報告されており、これは高所得国の中でも米国に次ぐ高い割合である。

これまでに、地域住民を対象とした国内外の先行研究によって、社会階層（教育歴、世帯収入、雇用形態）や地域環境（人口、移動手段の有無、家族以外からの支援、社会関係資本）が受診抑制に影響を及ぼすことが明らかになっているが、労働者においては、生活時間のおよそ 3 分の 1 を職場で過ごしていることから、職場環境も受診抑制に重要な役割を果たしている可能性がある。

このうち、組織的公正 (organizational justice : 人権理論を起源とする概念で、職場組織における意思決定の手順の公正さに着目した「手続き的公正」、上司の部下に対する公正な態度に着目した「相互作用的公正」からなる) は、労働者の受診抑制に影響を及ぼす重要な職場環境要因である可能性がある。とくに、組織的公正が損なわれた職場環境下では、労働者の基本的人権が尊重されにくいため、受診をするために休暇を取得しただけで不利益な取り扱いを受けてしまう、あるいは、受診に伴う休暇の取得や業務の調整について上司に相談することが困難であるなどの理由で、必要な受診を控えやすくなる可能性がある。しかしながら、組織的公正と労働者の受診行動との関連については、国内外ともに報告されていない。そこで本研究では、1 年間の前向きコホート研究によって、企業における組織的公正と労働者の受診抑制との関連を検討した。

【方法】

日本の単一製造企業（2 工場）に勤務する労働者 2,695 名（男性：1,994 名、女性：701 名、年齢：19～64 歳）を対象に、自記式質問紙による 1 年間の前向きコホート研究を実施した（ベースライン時の回答率：95.3%，追跡率：90.3%）。ベースライン時に、組織的公正（組織的公正尺度日本語版：手続き的公正尺度および相互作用的公正尺度の 2 つの下位尺度で構成）、人口統計学的特性（年齢、既往歴、世帯員数、勤務形態、労働時間／週）、社会経済学的特性（教育歴、等価可処分所得、職位・職種、雇用形態）、健康関連行動（喫煙、飲酒、運動習慣）について尋ねた。また、1 年後の追跡調査時に、2008 年に実施された Japanese General Social Surveys (JGSS-2008) で使用実績のある質問項目「過去 1 年間に、病気やケガにもかかわらず、病院や診療所に行くのを控えたことがありますか。軽い風邪や、虫歯の場合も含めてお答えください」によって受診抑制の有無を尋ね、「控えたことがある」と回答した者を「受診抑制あり」と定義した。ベースライン時の手続き的公正尺度または相互作用的公正尺度の合計得点（を逆転させたもの）を独立変数、追跡調査時の受診抑制の有無を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析によって、各公正性の得点が 1 単位（ここでは、1～5 点の得点範囲のうち 1 点）減少した場合の受診抑制のオ

ツズ比とその95%信頼区間を算出した。解析に際しては、男女間における組織的公正の知覚や職場内での立場の違いを考慮し、男女別に解析を行った。

【結果】

人口統計学的特性、社会経済学的特性、健康関連行動を調整後、男性では、手続き的公正および相互作用的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められた（手続き的公正：調整オッズ比=1.33 [95%信頼区間：1.16–1.52, $p<0.001$]、相互作用的公正：調整オッズ比=1.15 [95%信頼区間：1.02–1.29, $p=0.019$]）。また、女性においても、男性と概ね同様の傾向が認められた（手続き的公正：調整オッズ比=1.37 [95%信頼区間：1.08–1.74, $p=0.009$]、相互作用的公正：調整オッズ比=1.23 [95%信頼区間：1.02–1.50, $p=0.035$]）。

【考察・結論】

本研究によって、組織的公正が損なわれた職場環境下では、種々の特性や健康関連行動とは独立して、労働者の受診行動が抑制されることが示唆された。この知見は、組織的公正が充実しているほど、労働者が援助希求行動を起こしやすいとする先行研究の結果を支持するものである。職場組織における公正で透明な意思決定スタイルの構築や、上司の部下に対する尊重的態度は、労働者の受診行動の促進に寄与する可能性がある。今後、組織的公正と労働者の受診抑制との関連に関する心理学的・行動科学的メカニズムについても検討する必要がある。

目次

	頁
1. 序論 -----	1
2. 方法	
2-1. 研究デザイン -----	2
2-2. 対象 -----	2
2-3. 測定方法	
2-3-1. 曝露指標：組織的公正（ベースライン調査）-----	3
2-3-2. アウトカム指標：受診抑制（追跡調査）-----	3
2-3-3. 交絡因子（ベースライン調査）-----	3
2-4. サンプルサイズ -----	3
2-5. 解析方法 -----	4
3. 結果	
3-1. 属性および尺度得点の分布 -----	4
3-2. 組織的公正と受診抑制との関連 -----	4
4. 考察	
4-1. 結果の要約 -----	5
4-2. 組織的公正と受診抑制との関連について -----	5
4-3. 手続き的公正と相互作用的公正の受診抑制に対する関連の強さについて -----	6
4-4. 組織的公正と受診抑制との関連の性差について -----	6
4-5. 女性における相互作用的公正と受診抑制との関連について -----	6
4-6. 本研究の限界 -----	6
5. 結語 -----	7
6. 謝辞 -----	7
7. 引用文献 -----	8
8. 業績目録 -----	11
9. 表 -----	14

1. 序論

医療へのアクセスは、全ての人々に与えられた基本的人権であると同時に、健康の社会的決定要因の 1 つでもあり¹⁾、受診の遅れは生活の質 (quality of life : QOL) の低下、入院の長期化、死亡率の上昇に影響を及ぼすことが明らかになっている²⁻⁵⁾。欧州諸国やオセニア諸国では、7~22%の成人が経済的理由によって受診を抑制している（必要な受診を控えている）ことが報告されている⁶⁾。国民皆保険制度が敷かれているわが国においても、およそ 4 人に 1 人が経済的理由によって受診を抑制していることが報告されており⁷⁾、これは高所得国の中でも米国に次ぐ高い割合である⁶⁾。これまでに、地域住民を対象とした国内外の先行研究によって、社会階層（教育歴、世帯収入、雇用形態）⁸⁻¹³⁾ や地域環境（人口、移動手段の有無、家族以外からの支援、社会関係資本）^{1, 14-17)} が受診抑制に影響を及ぼすことが明らかになっているが、労働者においては、生活時間のおよそ 3 分の 1 を職場で過ごしていることから¹⁸⁾、職場環境も受診抑制に重要な役割を果たしている可能性がある。

このうち、組織的公正 (organizational justice) は、労働者の受診抑制に影響を及ぼす重要な職場環境要因である可能性がある。組織的公正は、人権理論を起源とし、「職場組織による公正な資源配分に対する労働者の知覚」と定義される概念であり^{19, 20)}、道徳的に正しく、倫理的な規範に従った、経営層の意思決定やその実行に着目したものである²¹⁾。とくに、この 20 年間で、労働者の健康関連行動や健康アウトカムの決定要因の 1 つとして注目されるようになり、既に数多くの疫学研究の知見が報告されている²²⁻²⁵⁾。このうち、手続き的公正 (procedural justice : 職場組織の意思決定の手順に着目した公正性であり、一貫性、偏向抑制、修正可能性、代表性、正確性、倫理性の 6 つの要素からなる)^{26, 27)} と相互作用的公正 (interactional justice : 上司の部下に対する態度に着目した公正性であり、上司が部下に対し、尊重と尊敬の念を持って接していること「対人的公正 : interpersonal justice」、意思決定の理由を正確に、誠実に、十分に説明していること「情報的公正 : informational justice」の 2 つの要素からなる)²⁸⁾ は、組織的公正の中核的な要素として位置付けられている²⁹⁾。

上記の手続き的公正および相互作用的公正の定義²⁶⁻²⁸⁾ を考慮すると、組織的公正が損なわれた職場環境下では、労働者は 1 人の人間として受容されにくく、また、基本的人権が尊重されにくいため、受診をするために休暇を取得しただけで不利益な取り扱いを受けてしまう、あるいは、受診に伴う休暇の取得や業務の調整について上司に相談することが困難であるなどの理由で、必要な受診を控えやすくなる可能性がある¹⁹⁾。

行動医学の観点からは、受診行動は、援助希求行動 (help-seeking behavior : 個人が知覚した不調を是正しようとする一連の行動)³⁰⁾ によって突き動かされるとされている³¹⁾。援助希求行動の先行要因には、職場のストレス要因などの心理社会的要因が含まれており^{32, 33)}、個人の初回受診や受診継続の意思決定に影響を及ぼすものと位置付けられている。近年の研究では、組織的公正と労働者の援助希求行動との間に正の関連が認められた（すなわち、組織的公正が充実しているほど、労働者が援助希求行動を起こしやすい）ことが

報告されている³⁴⁾。このような概念的枠組みと実証研究による知見を踏まえると、組織的公正が損なわれていると知覚している労働者は、職場や上司への発言権がなく、尊重されないと感じやすいため、援助希求行動を起こしにくく、受診を抑制しやすくなる可能性がある。しかしながら、組織的公正と受診抑制との関連については、我々の知る限り、報告されていない。

その他の職場環境要因として、日本人の男性労働者において、職場における糖尿病のスクリーニング検査実施後といった特異的な状況下ではあるが、仕事のコントロールの低さと受診率の低さが有意に関連したことが報告されている³⁵⁾。組織的公正は、仕事の要求度や仕事のコントロールといった、作業レベルの職務特性に影響を及ぼす社会構造に着目した概念であることを考慮すると³⁶⁾、この知見は、組織的公正が労働者の受診抑制に対して潜在的な影響力を持っていることを示唆している。

本研究の目的は、日本人労働者を対象に、1年間の前向きコホート研究によって、組織的公正（手続き的公正および相互作用的公正）と受診抑制との関連を検討することである。仮説は「組織的公正が損なわれていると知覚している（組織的公正を低く評価している）労働者ほど、1年間の追跡期間中に受診を抑制しやすい」とした。尚、解析に際しては、女性は男性に比べ、職場において性差別を経験しやすく³⁷⁾、組織的公正を低く評価しやすい³⁸⁾という報告があることから、組織的公正と受診抑制との関連に性差が認められる可能性を考慮し、男女別に解析を行った。

2. 方法

2-1. 研究デザイン

本研究では、労働者を対象とした、社会階層と健康に関するコホート研究 (Japan Study of Health, Occupation, and Psychosocial Factors Related Equity : J-HOPE) のデータの一部を使用した。ベースライン調査を2011年4～6月に、1年後の追跡調査を2012年4～6月に実施した³⁹⁾。調査の実施に際しては、北里大学医学部・病院倫理委員会(B12-103)、東京大学大学院医学系研究科・医学部倫理委員会(2772-(4))、産業医科大学倫理委員会(10-004)の承認を得た。

2-2. 対象

2011年2月に、日本の単一製造企業（2工場）に勤務する労働者全員（3,630名）に研究への参加依頼文書を送付した（この2工場は地理的に近い場所に立地しているため、労働者の地理的な医療アクセスは、ほぼ同等と考えて差し支えない）。本研究で使用する変数は、雇用形態のみ人事データから取得し、それ以外の変数は全て自記式質問紙によって取得した。3,461名がベースライン調査に回答した（回答率95.3%）。このうち、336名が1年間の追跡期間中に他の事業場へ異動、休業（疾病休業、育児休業、産前産後休業）、または、研究への参加を辞退し、3,125名が追跡調査に回答した（追跡率90.3%）。その後、本研究で使用する変数に欠損値のあった430名を除外し、2,695名（男性1,994名、女性701

名）を解析対象とした。解析には、2016年12月22日時点におけるJ-HOPEのデータセットを使用した。

2-3. 測定方法

2-3-1. 曝露指標：組織的公正（ベースライン調査）

組織的公正の測定には、組織的公正尺度日本語版⁴⁰⁻⁴²⁾を使用した。本尺度は、手続き的公正尺度（7項目）、相互作用的公正尺度（6項目）の2つの下位尺度で構成され、「1. 全く当てはまらない～5. 非常に当てはまる」の5件法で評価するリッカート尺度である。各下位尺度の合計得点は、各項目の評点を単純加算したものと項目数で除して算出した（いずれも得点範囲は1～5点）。本研究対象における信頼性係数（Cronbachのα係数）は、男性では、手続き的公正尺度が0.88、相互作用的公正尺度が0.94、女性では、それぞれ0.90、0.95であった。

2-3-2. アウトカム指標：受診抑制（追跡調査）

追跡調査では、自記式質問紙の中に受診抑制に関する質問項目を追加した。ここでは、2008年に実施されたJapanese General Social Survey（JGSS-2008）¹²⁾で使用実績のある質問項目を使用し、「過去1年間に、病気やケガにもかかわらず、病院や診療所に行くのを控えたことがありますか。軽い風邪や、虫歯の場合も含めてお答えください」という質問に対し、「1. 控えたことがある、2. 控えたことはない、3. 病気・ケガはしていない」の3つの選択肢から回答を求めた。このうち、「1. 控えたことがある」と回答した者を「受診抑制あり」、「2. 控えたことはない」または「3. 病気・ケガはしていない」と回答した者を「受診抑制なし」と定義した。

2-3-3. 交絡因子（ベースライン調査）

交絡因子には、人口統計学的特性、社会経済学的特性、健康関連行動に関する指標を含めた。人口統計学的特性として、年齢、既往歴、世帯員数、勤務形態、労働時間／週を、社会経済学的特性として、教育歴、等価可処分所得、職位・職種、雇用形態をそれぞれ含めた。等価可処分所得の算出に際しては、最初に世帯収入について「1. 299万円以下、2. 300～499万円、3. 500～799万円、4. 800～999万円、5. 1,000～1,499万円、6. 1,500万円以上」の6つの選択肢から回答を求めた後、各回答選択肢の中央値を世帯員数の平方根で除した。また、健康関連行動として、喫煙、飲酒、運動習慣を含めた（各交絡因子の具体的なカテゴリーは表1を参照）。

2-4. サンプルサイズ

本研究では、メインの解析として、多重ロジスティック回帰分析を用いることを想定し、Peduzziら⁴³⁾が推奨する計算式「独立変数の数×10=最低限必要なイベント発生数」によって、最低限必要なサンプルサイズを算出した。先行研究による報告では、わが国における

る労働者の受診抑制割合は男女ともに約 50%であること⁴⁴⁾、また、完全調整モデルにおける独立変数（連續変数およびダミー変数）の数が男性では 29、女性では 28 であることを考慮すると、最低限必要なサンプルサイズは男性が 580 名、女性が 560 名となるため、本研究におけるサンプルサイズは男女ともに十分な統計的検出力を持っていることが確認された。

2-5. 解析方法

まず、受診抑制の有無によって属性および尺度得点に分布差があるかどうかを把握するため、Student の *t* 検定および Fisher の正確確率検定を行った。次に、メインの解析として多重ロジスティック回帰分析を行った。多重ロジスティック回帰分析の実施に際しては、出力結果を解釈しやすくするため、手続き的公正尺度および相互作用的公正尺度の合計得点を逆転させ、合計得点が高いほど、当該公正性が低くなるように変換した。変換後の手続き的公正尺度または相互作用的公正尺度の合計得点を独立変数、受診抑制の有無を従属変数とし、各公正性の合計得点が 1 単位（ここでは、1~5 点の得点範囲のうち 1 点）減少した場合の受診抑制のオッズ比とその 95% 信頼区間を算出した。尚、交絡因子の調整として、最初に人口統計学的特性を投入し（モデル 1）、社会経済学的特性（モデル 2）、健康関連行動（モデル 3：完全調整モデル）を段階的に追加投入した。解析には、IBM® SPSS® Statistics Version 23.0 を用いた。

3. 結果

3-1. 属性および尺度得点の分布

表 1 に対象者の属性および尺度得点の分布を男女×受診抑制の有無別に示した。男性では、「受診抑制あり」の者は、「受診抑制なし」の者に比べ、年齢が低く、運動習慣がない者の割合が高かった。また、手続き的公正および相互作用的公正の合計得点が有意に低かった。女性では、「受診抑制あり」の者は、「受診抑制なし」の者に比べ、年齢が低く、世帯人員が多く、労働時間が長く、高学歴者、ノンマニュアル職、正規雇用者の割合が高かった。また、手続き的公正の合計得点が有意に低かった。

3-2. 組織的公正と受診抑制との関連

表 2 に多重ロジスティック回帰分析の結果を示した。男性では、人口統計学的特性を調整後（モデル 1）、手続き的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められ、手続き的公正の合計得点が 1 点減少した場合の受診抑制の調整オッズ比は 1.34（95% 信頼区間：1.17–1.53, $p<0.001$ ）であった。同様に、人口統計学的特性を調整後（モデル 1）、相互作用的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められ、相互作用的公正の合計得点が 1 点減少した場合の受診抑制の調整オッズ比は 1.16（95% 信頼区間：1.03–1.30, $p=0.013$ ）であった。これらの関連は、社会経済学的特性および健康関連行動を追加調整しても同様であった（モデル 2 および 3）。

女性では、人口統計学的特性を調整後（モデル1）、手続き的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められ、手続き的公正の合計得点が1点減少した場合の受診抑制の調整オッズ比は1.39（95%信頼区間：1.11–1.76, $p=0.005$ ）であった。この関連は、社会経済学的特性、健康関連行動を追加調整しても同様であった（モデル2および3）。一方、相互作用的公正については、人口統計学的特性を調整後（モデル1）、受診抑制の調整オッズ比は有意ではなかったが、社会経済学的特性、健康関連行動を追加調整後、調整オッズ比は有意となった（調整オッズ比は、モデル2、モデル3ともに1.23 [95%信頼区間：1.02–1.50, $p=0.035$]）。

4. 考察

4-1. 結果の要約

本研究では、1年間の前向きコホート研究によって、組織的公正（手続き的公正および相互作用的公正）と労働者の受診抑制との関連を検討した。その結果、男性では、人口統計学的特性、社会経済学的特性、健康関連行動を調整後、手続き的公正および相互作用的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められた。女性においても、人口統計学的特性を調整後、相互作用的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められなかった点を除き、男性と概ね同様の傾向が認められた。

4-2. 組織的公正と受診抑制との関連について

本研究では、男女ともに、手続き的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められ、仮説が支持された。わが国では、労働日に受診する場合、まずは年次有給休暇を取得するのが通例となっており、企業側には、休暇を取得した労働者に対して不利益な取り扱いを行うことを法的に禁止しているが、不公正で不透明な意思決定が行われている職場環境下では、労働者に「受診のために休暇を取得しただけで、不利益な取り扱いを受けるのではないか」といった不安が誘発され⁴⁵⁾、受診を困難にさせている可能性がある。

また、完全調整モデル（モデル3）では、男女ともに、相互作用的公正（の低さ）と受診抑制との間に有意な関連が認められ、手続き的公正と同様、仮説が支持された。労働者は、上司の態度が非尊重的であると知覚した場合、受診に伴う休暇の取得や業務の調整について相談することが困難であると感じ、受診を抑制しやすくなる可能性がある。

前述の通り、行動医学の観点では、援助希求行動が組織的公正と受診抑制との関連を結び付ける重要な因子である可能性があり、先行研究においても、組織的公正が充実しているほど、労働者が援助希求行動を起こしやすいことが報告されている³⁴⁾。組織的公正が損なわれた職場環境下では、労働者は、職場や上司への発言権がなく、尊重されていないと感じやすく、そのような不公正感が援助希求行動の意思決定を抑制し、結果的に受診抑制を引き起こしている可能性がある。今後、組織的公正と受診抑制との関連に関する心理学的・行動科学的メカニズムについて検討する必要がある。

4-3. 手続き的公正と相互作用的公正の受診抑制に対する関連の強さについて

手続き的公正と相互作用的公正の受診抑制に対する関連の強さを比較した場合、前者において、より強い関連が認められた。その理由の 1 つとして、手続き的公正は、年次有給休暇や疾病休業等の取得について取り決めた就業規則とより深く関わっていることが挙げられる。本研究では、手続き的公正の方が、相互作用的公正よりも、労働者の受診行動に対して、より強い影響を及ぼすことが示唆された。

4-4. 組織的公正と受診抑制との関連の性差について

手続き的公正と受診抑制との関連については、男女間で大きな差は認められなかつたが、相互作用的公正と受診抑制との関連については、女性において、より強い関連が認められた。その理由の 1 つとして、本研究対象は、管理職が全員男性であり（表 1 参照）、女性は全員、異性の上司のもとで働いていたことが挙げられる。Pelled と Xin⁴⁶⁾ は、同性の上司一部下間の方が、異性の上司一部下間に比べ、より強い信頼関係が構築されることを報告している。そのため、本研究対象の女性は、男性に比べ、（男性の）上司の態度が公正でないと知覚した場合、受診に伴う休暇の取得についての相談を躊躇しやすかった可能性がある。このような管理職の男女比の不均衡は、未だ男性優位の文化が根強いわが国の企業ではよく見られる現象である。実際、2017（平成 29）年度雇用均等基本調査⁴⁷⁾ では、女性管理職の平均割合はわずか 10% であり、45% の企業では女性管理職が皆無であることが報告されている。そのため、本研究の知見は、わが国の他の多くの企業にも当てはまるものと考えられる。今後、女性上司一男性部下や、女性上司一女性部下など、本研究では検討できていない上司一部下関係における相互作用的公正と受診抑制との関連についても検討する必要がある。

4-5. 女性における相互作用的公正と受診抑制との関連について

女性では、人口統計学的特性を調整後（モデル 1）、相互作用的公正と受診抑制との間に有意な関連は認められなかつたが、社会経済学的特性を追加調整後（モデル 2）は、有意な関連が認められた。表 1 における女性の属性分布を見ると、受診抑制をしている女性は、社会経済的地位が高い傾向にあった。高学歴ないし正規雇用の労働者は、職場の中で重要な役割を果たすことが期待されており、それゆえ、上司からも大切に扱われていた可能性がある。一方で、そのような職場からの強い期待がプレッシャーとなり、体調不良時の受診を困難にさせていた可能性がある。女性における相互作用的公正と受診抑制との関連には、このような背景が反映されたものと考えられる。

4-6. 本研究の限界

本研究の限界として、第 1 に、ベースライン調査に回答した労働者の一部が追跡期間中に疾病休業によって脱落したことが挙げられる。疾病休業によって脱落した労働者は、ベースライン時に組織的公正を低く評価し、自身の体調が悪化するまで受診を抑制していた

可能性があるため、追跡期間中の疾病休業による脱落は、本来の関連を過小評価する方向に働いた可能性がある。また、ベースライン調査と追跡調査の両方に回答した 3,125 名のうち、430 名が欠損値によって解析対象から除外されたことも限界として挙げられる。先行研究では、組織的公正の欠如は、うつ病など、集中力の低下を呈する精神疾患と関連することが報告されていることから²³⁾、組織的公正を低く評価した労働者は、集中力の低下によって欠損値が生じやすく、解析対象から除外されやすかった可能性がある。このような労働者は、精神症状が重く、受診を強く勧められていた可能性があるため、欠損値による解析対象からの除外は、本来の関連を過大評価する方向に働いた可能性がある。第 2 に、受診抑制の測定方法の問題が挙げられる。本研究では、受診抑制の測定に単項目を使用し、過去 1 年間の受診状況を思い出してもらう形式で回答を求めたため、想起バイアスの影響を受けている可能性がある。第 3 に、回答者の性格特性を測定できていないことが挙げられる。近年の研究では、神経症傾向の高い人は、受診行動を起こしやすく⁴⁸⁾、組織的公正を低く評価しやすい⁴⁹⁾ことが報告されていることから、本研究の知見は、関連が過小評価されている可能性がある。第 4 に、男女間で社会経済的特性の分布に大きな差が認められたことが挙げられる。とくに、雇用形態については、男性はほぼ全員が正規雇用者であるのに対し、女性の正規雇用者はわずか 40% であった（表 1 参照）。企業によっては、組織的公正が正規雇用者に対してのみ維持されている場合があるため⁵⁰⁾、本研究で認められた組織的公正と受診抑制との関連の性差は、男女間における雇用形態の分布差による影響を受けている可能性がある。第 5 に、本研究で使用したデータは、日本の単一製造企業に勤務する労働者を対象に取得したものであるため、本研究で得られた知見を解釈する際には、一般化可能性に留意する必要がある。第 6 に、組織的公正は「職場組織による公正な資源配分に対する労働者の“知覚”」と定義されているが、自己報告によるストレス評価と実際のストレスへの曝露との関連は中程度であると報告されているため⁵¹⁾、本研究の知見は、組織的公正への曝露と受診抑制との関連を完全に反映できていない可能性がある。最後に、近年、組織的公正の文脈効果を検討するため、マルチレベル分析による検討を行っている研究が見られているが⁵²⁾、本研究では、文脈効果の検討は実施できていない。

5. 結語

本研究では、手続き的公正の欠如は、人口統計学的特性、社会経済学的特性、健康関連行動とは独立して、労働者の受診行動を抑制することが示唆された。職場組織が公正で透明な意思決定スタイルを確立することで、労働者の受診行動が促進される可能性がある。相互作用的公正も、労働者の受診抑制と関連する重要な要因と考えられるが、上司と部下の性別の組み合わせを考慮した上で、更なる検討が必要である。

6. 謝辞

本研究は、文部科学省 科学研究費補助金（新学術領域研究（研究領域提案型）：JP21119002、基盤研究（A）：JP26253042）、文部科学省 学術研究助成基金助成金（基盤

研究（C）：JP17K09172），厚生労働省 労災疾病臨床研究事業費補助金（170401-02, 180701-01）によって実施された。本論文の執筆に際し、ご指導・ご鞭撻を賜りました、堤明純教授（北里大学医学部公衆衛生学単位）、川上憲人教授（東京大学大学院医学系研究科精神保健学分野）、江口尚講師（北里大学医学部公衆衛生学単位）に心より感謝致します。

7. 引用文献

1. Mizuochi M. Social capital and refraining from medical care among elderly people in Japan. *BMC Health Serv Res* 2016; 16: 331.
2. Weissman JS, Stern R, Fielding SL, Epstein AM. Delayed access to health care: risk factors, reasons, and consequences. *Ann Intern Med* 1991; 114: 325–31.
3. Prentice JC, Pizer SD. Delayed access to health care and mortality. *Health Serv Res* 2007; 42: 644–62.
4. Rutherford ME, Dockerty JD, Jasseh M, Howie SR, Herbison P, Jeffries DJ, et al. Access to health care and mortality of children under 5 years of age in the Gambia: a case-control study. *Bull World Health Organ* 2009; 87: 216–24.
5. Chen J, Rizzo JA, Rodriguez HP. The health effects of cost-related treatment delays. *Am J Med Qual* 2011; 26: 261–71.
6. Osborn R, Squires D, Doty MM, Sarnak DO, Schneider EC. In new survey of eleven countries, US adults still struggle with access to and affordability of health care. *Health Aff* 2016; 35: 2327–36.
7. Health and Global Policy Institute. 2013 Survey on Healthcare in Japan. Tokyo: Health and Global Policy Institute; 2013.
8. Gornick ME, Eggers PW, Reilly TW, Mentnech RM, Fitterman LK, Kucken LE, et al. Effects of race and income on mortality and use of services among Medicare beneficiaries. *N Engl J Med* 1996; 335: 791–9.
9. Braveman PA, Egerter SA, Cubbin C, Marchi KS. An approach to studying social disparities in health and health care. *Am J Public Health* 2004; 94: 2139–48.
10. Westin M, Åhs A, Bränd Persson K, Westerling R. A large proportion of Swedish citizens refrain from seeking medical care—Lack of confidence in the medical services a plausible explanation? *Health Policy* 2004; 68: 333–44.
11. Wamala S, Merlo J, Boström G, Hogstedt C. Perceived discrimination, socioeconomic disadvantage and refraining from seeking medical treatment in Sweden. *J Epidemiol Community Health* 2007; 61: 409–15.
12. 塙淵知哉. 医療と健康の格差—JGSS-2008に基づく医療アクセスの分析—. 日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集 2010; 10: 99–110.
13. Molarius A, Simonsson B, Lindén-Boström M, Kalander-Blomqvist M, Feldman I, Eriksson HG. Social inequalities in self-reported refraining from health care due to

- financial reasons in Sweden: health care on equal terms? BMC Health Serv Res 2014; 14: 605.
14. Hendryx MS, Ahren MM, Lovrich NP, McCurdy AH. Access to health care and community social capital. Health Serv Res 2002; 37: 87–101.
 15. Prentice JC. Neighborhood effects on primary care access in Los Angeles. Soc Sci Med 2006; 62: 1291–303.
 16. 平井寛, 近藤克則. 高齢者の健診受診に関連する要因. 農村計画学会誌 2008; 27: 215–20.
 17. 水落正明. 周囲からのサポートが受診抑制に与える影響—三重県津市白山地域の調査データを用いて—. 医療と社会 2016; 25: 403–16.
 18. Rantanen J. Global strategy on occupational health for all: the way to health at work, recommendation of the Second Meeting of the WHO Collaborating Centres in Occupational Health, 11–14 October 1994, Beijing, China. Geneva: World Health Organization; 1995.
 19. Murphy M, Vives J. Perceptions of justice and the human rights protect, respect, and remedy framework. J Bus Ethics 2013; 116: 781–97.
 20. Greenberg J. A taxonomy of organizational justice theories. Acad Manage Rev 1987; 12: 9–22.
 21. Yean TF, Yusof AA. Organizational justice: a conceptual discussion. Procedia Soc Behav Sci 2016; 219: 798–803.
 22. Fujishiro K, Heaney CA. Justice at work, job stress, and employee health. Health Educ Behav 2009; 36: 487–504.
 23. Ndjaboué R, Brisson C, Vézina M. Organisational justice and mental health: a systematic review of prospective studies. Occup Environ Med 2012; 69: 694–700.
 24. Robbins JM, Ford MT, Tetrck LE. Perceived unfairness and employee health: a meta-analytic integration. J Appl Psychol 2012; 97: 235–72.
 25. Virtanen M, Elovainio M. Justice at the workplace: a review. Camb Q Healthc Ethics 2018; 27: 306–15.
 26. Thibaut J, Walker L. Procedural justice: a psychological analysis. Hillsdale, NJ: Erlbaum; 1975.
 27. Leventhal GS. What should be done with equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationships. In Gergen K, Greenberg M, Willis R, editors. Social exchange: advances in theory and research. New York, NY: Plenum Press; 1980. p. 27–55.
 28. Bies RJ, Moag JS. Interactional justice: communication criteria of fairness. In Lewicki RJ, Sheppard BH, Bazerman MH, editors. Research on negotiation in organizations, vol. 1. Greenwich, CT: JAI Press; 1986. p. 43–55.

29. Kawachi I. Injustice at work and health: causation or correlation? *Occup Environ Med* 2006; 63: 578–9.
30. Chrisman NJ. The health seeking process: an approach to the natural history of illness. *Cult Med Psychiatry* 1977; 1: 351–77.
31. Clewley D, Rhon D, Flynn T, Koppenhaver S, Cook C. Health seeking behavior as a predictor of healthcare utilization in a population of patients with spinal pain. *PLoS One* 2018; 13: e0201348.
32. Bradley EH, McGraw SA, Curry L, Buckser A, King KL, Kasl SV, et al. Expanding the Andersen model: the role of psychosocial factors in long-term care use. *Health Serv Res* 2002; 37: 1221–42.
33. Babitsch B, Gohl D, von Lengerke T. Re-revisiting Andersen's Behavioral Model of Health Services Use: a systematic review of studies from 1998–2011. *Psychosoc Med* 2012; 9: Doc11.
34. Seçkin-Çelik T, Çoban A. The effect of work stress and coping on organizational justice: an empirical investigation of Turkish telecommunications and banking industries. *Manage* 2016; 11: 271–87.
35. Tsuda K, Tsutsumi A, Kawakami N. Work-related factors associated with visiting a doctor for a medical diagnosis after a worksite screening for diabetes mellitus in Japanese male employees. *J Occup Health* 2004; 46: 374–81.
36. van den Bos K, Lind EA. Uncertainty management by means of fairness judgments. In Zanna MP, editor. *Advances in experimental social psychology*. San Diego, CA: Academic Press; 2002. p. 1–60.
37. Northcraft G, Gutek BA. Discrimination against women in management: going, going, gone? or going, but never gone? In Fagenson E, editor. *Women in management: trends, issues, and challenges in managerial diversity*. Newbury Park, CA: Sage; 1993. p. 219–45.
38. Inoue A, Kawakami N, Tsuno K, Tomioka K, Nakanishi M. Organizational justice and major depressive episodes in Japanese employees: a cross-sectional study. *J Occup Health* 2013; 55: 47–55.
39. Eguchi H, Shimazu A, Kawakami N, Inoue A, Nakata A, Tsutsumi A. Work engagement and high-sensitivity C-reactive protein levels among Japanese workers: a 1-year prospective cohort study. *Int Arch Occup Environ Health* 2015; 88: 651–8.
40. Moorman RH. Relationship between organizational justice and organizational citizenship behaviors: do fairness perceptions influence employee citizenship? *J Appl Psychol* 1991; 76: 845–55.
41. Elovainio M, Kivimäki M, Vahtera J. Organizational justice: evidence of a new

- psychosocial predictor of health. *Am J Public Health* 2002; 92: 105–8.
42. Inoue A, Kawakami N, Tsutsumi A, Shimazu A, Tsuchiya M, Ishizaki M, et al. Reliability and validity of the Japanese version of the Organizational Justice Questionnaire. *J Occup Health* 2009; 51: 74–83.
 43. Peduzzi P, Concato J, Kemper E, Holford TR, Feinstein AR. A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *J Clin Epidemiol* 1996; 49: 1373–9.
 44. Pei L, Toyokawa S, Kobayashi Y. Labor factor barriers to seeking medical services among metropolitan workers: a cross-sectional analysis by sex using the J-SHINE study. *J Occup Health* 2017; 59: 418–27.
 45. Tepper BJ, Uhl-Bien M, Kohut GF, Rogelberg SG, Lockhart DE, Ensley MD. Subordinates' resistance and managers' evaluations of subordinates' performance. *J Manag* 2006; 32: 185–209.
 46. Pelled LH, Xin KR. Relational demography and relationship quality in two cultures. *Organ Stud* 2000; 21: 1077–94.
 47. 厚生労働省. 平成 29 年度雇用均等基本調査. 東京: 厚生労働省; 2018.
 48. Hajek A, Bock JO, König HH. The role of personality in health care use: results of a population-based longitudinal study in Germany. *PLoS One* 2017; 12: e0181716.
 49. Törnroos M, Elovinio M, Hintsa T, Hintsanen M, Pulkki-Råback L, Jokela M, et al. Personality traits and perceptions of organisational justice. *Int J Psychol* 2019; 54: 414–22.
 50. Asao Y. Overview of non-regular employment in Japan. In Yamaguchi K, editor. Non-regular employment—Issues and challenges common to the major developed countries—2011 JILPT seminar on non-regular employment—. Tokyo: The Japan Institute for Labour Policy and Training; 2011. p. 1–42.
 51. Shields GS, Slavich GM. Lifetime stress exposure and health: a review of contemporary assessment methods and biological mechanisms. *Soc Personal Psychol Compass* 2017; 11: e12335.
 52. Fischer R, Abubakar A, Arasa JN. Organizational justice and mental health: a multi-level test of justice interactions. *Int J Psychol* 2014; 49: 108–14.

8. 業績目録

(I) 原 著

1. Inoue A, Tsutsumi A, Eguchi H, Kawakami N. Organizational justice and refraining from seeking medical care among Japanese employees: a 1-year prospective cohort study. *Int J Behav Med* 2019; 26: 76–84.
2. Eguchi H, Tsutsumi A, Inoue A, Kachi Y. Organizational justice and illness

- reporting among Japanese employees with chronic diseases. *PLoS One* 2019; 14: e0223595.
3. Oshio T, Inoue A, Tsutsumi A. 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* 2017; 7: e015608.
 4. Inoue A, Kawakami N, Eguchi H, Tsutsumi A. Modifying effect of cigarette smoking on the association of organizational justice with serious psychological distress in Japanese employees: a cross-sectional study. *Int Arch Occup Environ Health* 2016; 89: 901–10.
 5. Inoue A, Kawakami N, Eguchi H, Miyaki K, Tsutsumi A. Organizational justice and physiological coronary heart disease risk factors in Japanese employees: a cross-sectional study. *Int J Behav Med* 2015; 22: 775–85.
 6. Nakagawa Y, Inoue A, Kawakami N, Tsuno K, Tomioka K, Nakanishi M, et al. Change in organizational justice and job performance in Japanese employees: a prospective cohort study. *J Occup Health* 2015; 57: 388–93.
 7. Oshio T, Tsutsumi A, Inoue A. Do time-invariant confounders explain away the association between job stress and workers' mental health?: evidence from Japanese occupational panel data. *Soc Sci Med* 2015; 126: 138–44.
 8. Inoue A, Kawakami N, Shimomitsu T, Tsutsumi A, Haratani T, Yoshikawa T, et al. Development of a short version of the New Brief Job Stress Questionnaire. *Ind Health* 2014; 52: 535–40.
 9. Takahashi M, Tsutsumi A, Kurioka S, Inoue A, Shimazu A, Kosugi Y, et al. Occupational and socioeconomic differences in actigraphically measured sleep. *J Sleep Res* 2014; 23: 458–62.
 10. Oshio T, Inoue A, Tsutsumi A. The mediating and moderating effects of workplace social capital on the associations between adverse work characteristics and psychological distress among Japanese workers. *Ind Health* 2014; 52: 313–23.
 11. Inoue A, Kawakami N, Shimomitsu T, Tsutsumi A, Haratani T, Yoshikawa T, et al. Development of a short questionnaire to measure an extended set of job demands, job resources, and positive health outcomes: the New Brief Job Stress Questionnaire. *Ind Health* 2014; 52: 175–89.
 12. Nakagawa Y, Inoue A, Kawakami N, Tsuno K, Tomioka K, Nakanishi M, et al. Effect modification by coping strategies on the association of organizational justice with psychological distress in Japanese workers. *J Occup Health* 2014; 56: 111–23.
 13. Inoue A, Kawakami N, Tsuno K, Tomioka K, Nakanishi M. Organizational justice and psychological distress among permanent and non-permanent employees in Japan: a prospective cohort study. *Int J Behav Med* 2013; 20: 265–76.

14. Inoue A, Kawakami N, Tsuno K, Tomioka K, Nakanishi M. Organizational justice and major depressive episodes in Japanese employees: a cross-sectional study. *J Occup Health* 2013; 55: 47–55.
15. Inoue A, Kawakami N, Ishizaki M, Shimazu A, Tsuchiya M, Tabata M, et al. Organizational justice, psychological distress, and work engagement in Japanese workers. *Int Arch Occup Environ Health* 2010; 83: 29–38.
16. Inoue A, Kawakami N, Ishizaki M, Tabata M, Tsuchiya M, Akiyama M, et al. Three job stress models/concepts and oxidative DNA damage in a sample of workers in Japan. *J Psychosom Res* 2009; 66: 329–34.
17. Inoue A, Kawakami N, Tsutsumi A, Shimazu A, Tsuchiya M, Ishizaki M, et al. Reliability and validity of the Japanese version of the Organizational Justice Questionnaire. *J Occup Health* 2009; 51: 74–83.

(II) 著 書
な し

- (III) 総説・講座
1. 井上彰臣. 「組織的公正」が健康に与える影響. *安全スタッフ* 2018; 2314: 32–3.
 2. 井上彰臣. 企業における組織的公正と労働者の健康：修飾要因に着目した近年の研究動向. *ストレス科学* 2016; 31: 29–36.
 3. 井上彰臣. 若年層が育つ組織風土・組織的公正の研究と実践への応用. *関西福祉科学大学EAP研究所紀要* 2013; 7: 29–34.
 4. 井上彰臣. 企業における組織的公正とその健康影響：国内外における最新の研究動向. *産業精神保健* 2012; 20: 157–61.
 5. 井上彰臣. 職業性ストレスと組織的公正. *ストレス科学研究* 2010; 25: 7–13.
 6. 井上彰臣. 企業における組織の公正性とワーク・エンゲイジメントとの関連. *ストレス科学* 2009; 24: 196–205.
 7. 井上彰臣. 企業における組織的公正とその健康影響. *産業医学ジャーナル* 2008; 31(2): 132–5.

(IV) 症例・臨床治験・その他
な し

9. 表

表1 対象者の属性および尺度得点の分布(男女×受診抑制の有無別)

	男性 (n=1,994)				女性 (n=701)			
	受診抑制あり (n=936)		受診抑制なし (n=1,058)		受診抑制あり (n=290)		受診抑制なし (n=411)	
	平均 (SD) a	n (%)	平均 (SD) a	n (%)	平均 (SD) a	n (%)	平均 (SD) a	n (%)
人口統計学的特性								
年齢 (歳)	37.2 (10.7)	39.2 (11.3)	<0.001	39.2 (10.1)	42.5 (10.2)	<0.001	65 (15.8)	<0.001
29歳以下	273 (29.2)	257 (24.3)		64 (22.1)			78 (19.0)	
30~39歳	286 (30.6)	279 (26.4)		71 (24.5)			152 (37.0)	
40~49歳	240 (25.6)	313 (29.6)		111 (38.3)			107 (26.0)	
50~59歳	122 (13.0)	171 (16.2)		41 (14.1)			9 (2.2)	
60歳以上	15 (1.6)	38 (3.6)		3 (1.0)			0.144	
既往歴 ^c			0.532					
あり	236 (25.2)	254 (24.0)		57 (19.7)			100 (24.3)	
なし	700 (74.8)	804 (76.0)		233 (80.3)			311 (75.7)	
世帯人員	2.98 (1.63)	3.03 (1.60)		3.77 (1.65)			3.51 (1.61)	0.038
勤務形態			0.796					0.166
日勤のみ	553 (59.1)	643 (60.8)		246 (84.8)			368 (89.5)	
夜勤を含む交代勤務	309 (33.0)	340 (32.1)		7 (2.4)			5 (1.2)	
夜勤を含まない交代勤務	60 (6.4)	63 (6.0)		6 (2.1)			3 (0.7)	
夜勤のみ	14 (1.5)	12 (1.1)		31 (10.7)			35 (8.5)	
労働時間／週			0.471					0.004
30時間以下	62 (6.6)	77 (7.3)		159 (54.8)			274 (66.7)	
31~40時間	188 (20.1)	245 (23.2)		82 (28.3)			90 (21.9)	
41~50時間	418 (44.7)	448 (42.3)		40 (13.8)			31 (7.5)	
51~60時間	207 (22.1)	219 (20.7)		8 (2.8)			10 (2.4)	
61時間以上	61 (6.5)	69 (6.5)		1 (0.3)			6 (1.5)	
社会経済学的特性								
教育歴			0.224					0.016
大学院修了	104 (11.1)	119 (11.2)		7 (2.4)			— (0.0)	
大学卒業	142 (15.2)	197 (18.6)		7 (2.4)			8 (1.9)	
短大・高専・専門学校卒業	160 (17.1)	172 (16.3)		67 (23.1)			101 (24.6)	
高校卒業以下	530 (56.6)	570 (53.9)		209 (72.1)			302 (73.5)	
等価可処分所得 (万円)	383.3 (171.4)	396.3 (167.3)		306.2 (174.7)			303.6 (306.2)	0.848
職位・職種			0.123					0.004
管理職	107 (11.4)	140 (13.2)		— (0.0)			— (0.0)	
ノンマニュアル職	270 (28.8)	303 (28.6)					84 (20.4)	
マニュアル職	486 (51.9)	508 (48.0)					170 (41.4)	
その他	73 (7.8)	107 (10.1)					157 (38.2)	
雇用形態			0.763					0.006
正規雇用	924 (98.7)	1,046 (98.9)		132 (45.5)			145 (35.3)	
非正規雇用	12 (1.3)	12 (1.1)		158 (54.5)			266 (64.7)	

表1 (続き)

	男性 (n=1,994)				女性 (n=701)			
	受診抑制あり (n=936)		受診抑制なし (n=1,058)		受診抑制あり (n=290)		受診抑制なし (n=411)	
	平均 (SD) ^a	n (%)						
健康関連行動								
喫煙	438 (46.8)	515 (48.7)	243 (83.8)	352 (85.6)	0.604	9 (3.1)	18 (4.4)	0.336
吸わない	105 (11.2)	107 (10.1)	38 (13.1)	41 (10.0)				
禁煙した	393 (42.0)	436 (41.2)						
吸っている								0.558
飲酒	374 (40.0)	440 (41.6)	190 (65.5)	274 (66.7)	0.307	323 (34.5)	79 (27.2)	
ほとんど飲まない	323 (34.5)	331 (31.3)	21 (7.2)	100 (24.3)		ほぼ毎日飲む	287 (25.5)	
時々飲む	239 (25.5)	287 (27.1)		37 (9.0)		ほぼ毎日飲む		
運動習慣 ^d		<0.001						
なし	681 (72.8)	682 (64.5)	228 (78.6)	306 (74.5)		週に1回以上の軽い運動	148 (15.8)	37 (12.8)
週に1～2回の激しい運動	89 (9.5)	245 (23.2)	22 (7.6)	70 (17.0)		週に3回以上の激しい運動	18 (1.9)	22 (6.6)
週に3回以上の激しい運動	20 (1.9)	111 (10.5)	3 (1.0)	27 (6.6)				8 (1.9)
尺度得点 (得点範囲)	平均 (SD) ^a	Cronbach's α						
組織的公正								
手続き的公正 (1-5)	3.11 (0.66)	0.87	0.89	<0.001	3.04 (0.72)	0.91	3.18 (0.65)	0.89
相互作用的公正 (1-5)	3.45 (0.80)	0.93	0.94	0.025	3.33 (0.85)	0.95	3.43 (0.80)	0.95
								p 値 ^b

^a SD : 標準偏差。^b 連続変数は Student の t 検定、カテゴリ一変数は Fisher の正確確率検定を用いて算出。^c 脳卒中、心筋梗塞、高血圧、糖尿病、脂質異常症、がん、精神疾患の既往歴がある者を「あり」と定義。^d 軽い運動：息切れや動悸を生じない程度の運動、激しい運動：少なくとも 20 分間の息切れ、動悸、発汗を伴う運動。

表2 組織的公正と1年間の追跡期間中の受診抑制との関連：多重ロジスティック回帰分析^a

	モデル1 ^b			モデル2 ^c			モデル3 ^d		
	OR (95% CI) ^e	p値	OR (95% CI) ^e	p値	OR (95% CI) ^e	p値	OR (95% CI) ^e	p値	
男性 (n=1,994)									
手続き的公正	1.34 (1.17–1.53)	<0.001	1.35 (1.18–1.55)	<0.001	1.33 (1.16–1.52)	<0.001			
相互作用的公正	1.16 (1.03–1.30)	0.013	1.15 (1.02–1.29)	0.018	1.15 (1.02–1.29)	0.019			
女性 (n=701)									
手続き的公正	1.39 (1.11–1.76)	0.005	1.36 (1.08–1.72)	0.010	1.37 (1.08–1.74)	0.009			
相互作用的公正	1.21 (1.00–1.46)	0.054	1.23 (1.02–1.50)	0.035	1.23 (1.02–1.50)	0.035			

^a 手続き的公正尺度および相互作用の公正尺度の合計得点を逆転させ、合計得点が高いほど、当該公正性が低いと解釈するように変換した

までの出力結果を掲載。

^b 人口統計学的特性（年齢、既往歴、世帯人員、勤務形態、労働時間／週）を調整。

^c 社会経済学的特性（教育歴、等価可処分所得、職位・職種、雇用形態）を追加調整。

^d 健康関連行動（喫煙、飲酒、運動習慣）を追加調整。

^e OR (odds ratio) : オッズ比、CI (confidence interval) : 信頼区間.