

令和 8 年度調剤報酬改定に係る保険薬局への影響調査 報告書（その 2）

一般社団法人 日本保険薬局協会
医療制度検討委員会

2026年 9 月

調査概要

- 目的：令和8年度調剤報酬改定が保険薬局の算定状況、施設基準の届出状況、評価区分の変化、新設加算の届出・算定状況及び薬局経営等に与える影響を把握するため
- 内容：全16問（小問含め43問） / 選択式回答（一部数値入力及び自由記載含む） / 所要時間約20分
 - I 所在地や人員体制等の基本情報（設問数11）
 - II 改定前後の状況比較（設問数28）
 - III 新設された加算の届出状況（設問数4）
- 対象：保険調剤業務を取り扱う薬局として1年以上、運営している薬局の管理薬剤師 1 薬局 1回答
- 方法：オンラインWEB調査 1 薬局 1 回答
- 回答期間：2026年7月1日（水）～2026年7月24日（金）
- 回答数：4,725薬局
- 実施主体：一般社団法人日本保険薬局協会 医療制度検討委員会
- 倫理審査：日本薬局学会倫理審査委員会 整理番号2026009

調査結果 Summary

令和8年度改定では、調剤ベースアップ評価料（算定率97.9%）や調剤物価対応料など、物価・賃金上昇に対応する評価が設けられた。一方、回答薬局では主要な報酬項目の減点が目立ち、厳しい改定影響がうかがえた。

調剤基本料の点数差は平均 + 0.62点（中央値 + 2点）だったが、8.6%の薬局で減点となった。地域支援・医薬品供給対応体制加算は改定前の関連加算比で平均 - 4.84点（中央値 - 3点）、電子的調剤情報連携体制整備加算は平均 - 0.42点（中央値 ± 0点）で、算定率は97.5%だった。調剤管理料は79%の薬局でマイナスと推計され、受付1回当たりの影響は平均 - 5.94点（中央値 - 4.3点）だった。かかりつけ薬剤師指導料の見直しも、服薬管理指導料45点への移行を仮定すると、受付1回当たり平均 - 1.85点（中央値 - 0.7点）と試算された。

主要5項目（調剤基本料、地域支援・医薬品供給対応体制加算、電子的調剤情報連携体制整備加算、調剤管理料、かかりつけ薬剤師指導料）の試算では、受付1回当たり平均 - 12.25点となり、対象薬局の88.3%がマイナスだった。立地別では、医療モール型の一部で調剤基本料の区分変更、在宅医療特化型で調剤管理料の見直しによる減点が特に大きかった。在宅薬学総合体制加算2の算定率も22.1%から3.3%に低下しており、同加算を算定できない在宅医療特化型では、減点を補いにくく、厳しい影響が残る可能性がある。

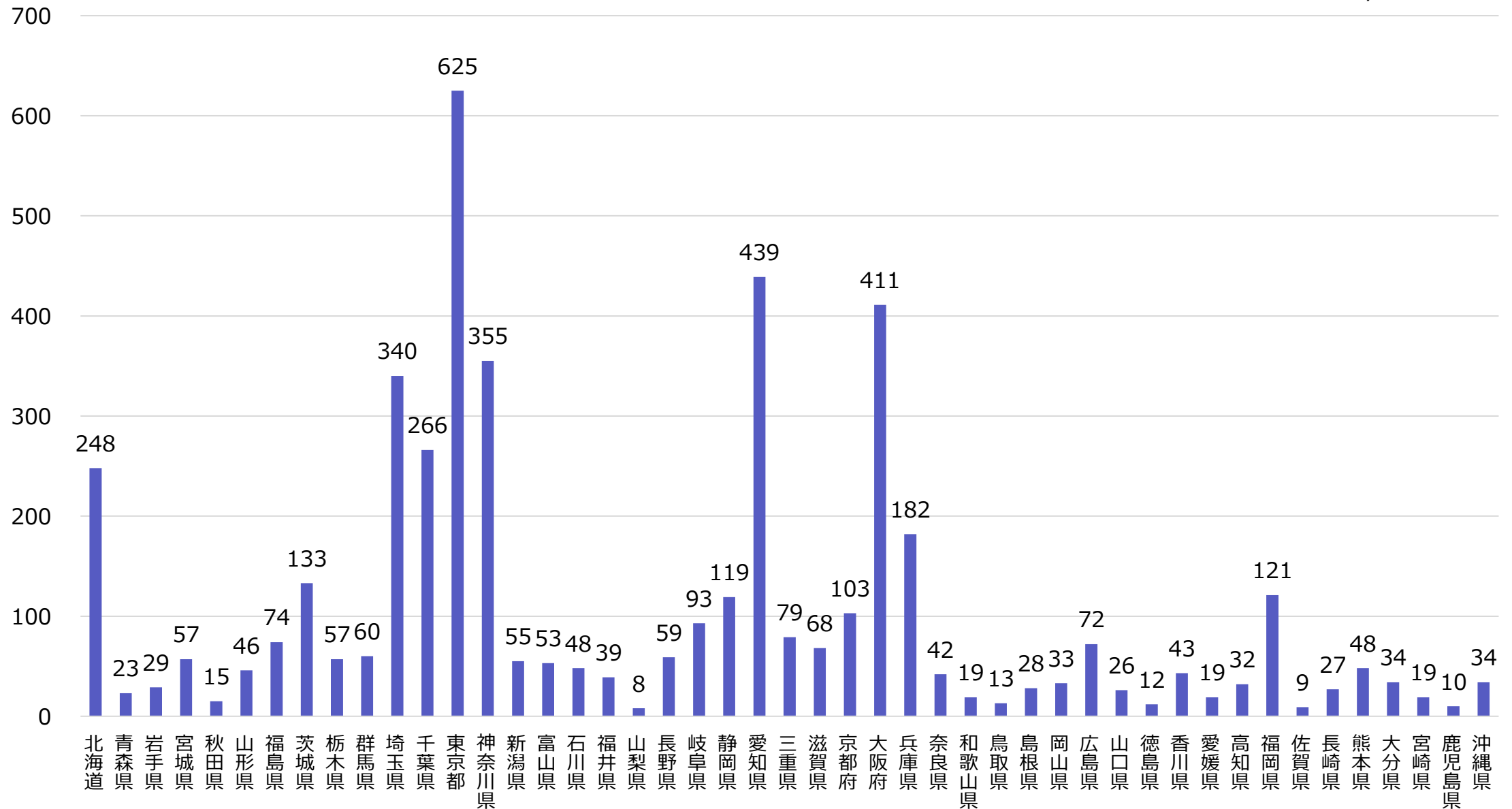
処方せん集中率と体制加算の区分との関連は限定的であり、訪問実績やかかりつけ薬剤師指導料算定率とは正の相関がみられ、集中率の高さが機能・実績の低さを示す結果は得られなかった。この結果に照らすと、集中率が調剤基本料を通じて地域支援・医薬品供給対応体制加算の評価にも影響する仕組みには、機能・実績を評価する趣旨との整合性に課題がある。また、集中率は都道府県による差も大きく（ $\epsilon^2=0.196$ ）、都市部以外で高かった（66.1%対57.1%）。集中率による評価では、地域の医療提供体制の違いにも留意が必要である。

薬剤師配属人員数は、地域支援・医薬品供給対応体制加算及び在宅薬学総合体制加算の区分、訪問実績、かかりつけ薬剤師指導料算定率と一貫して正の相関を示した。この関連を踏まえ、機能・実績への評価を充実させ、人員確保を通じてさらなる機能向上につながる循環を支えることが重要である。累次の改定を通じて、集中率や立地といった外形的な指標を中心とする評価から、機能・実績を軸とする評価体系へ段階的に移行することが、この循環を後押しすると考えられる。

第 1 部 記述統計（単純集計）

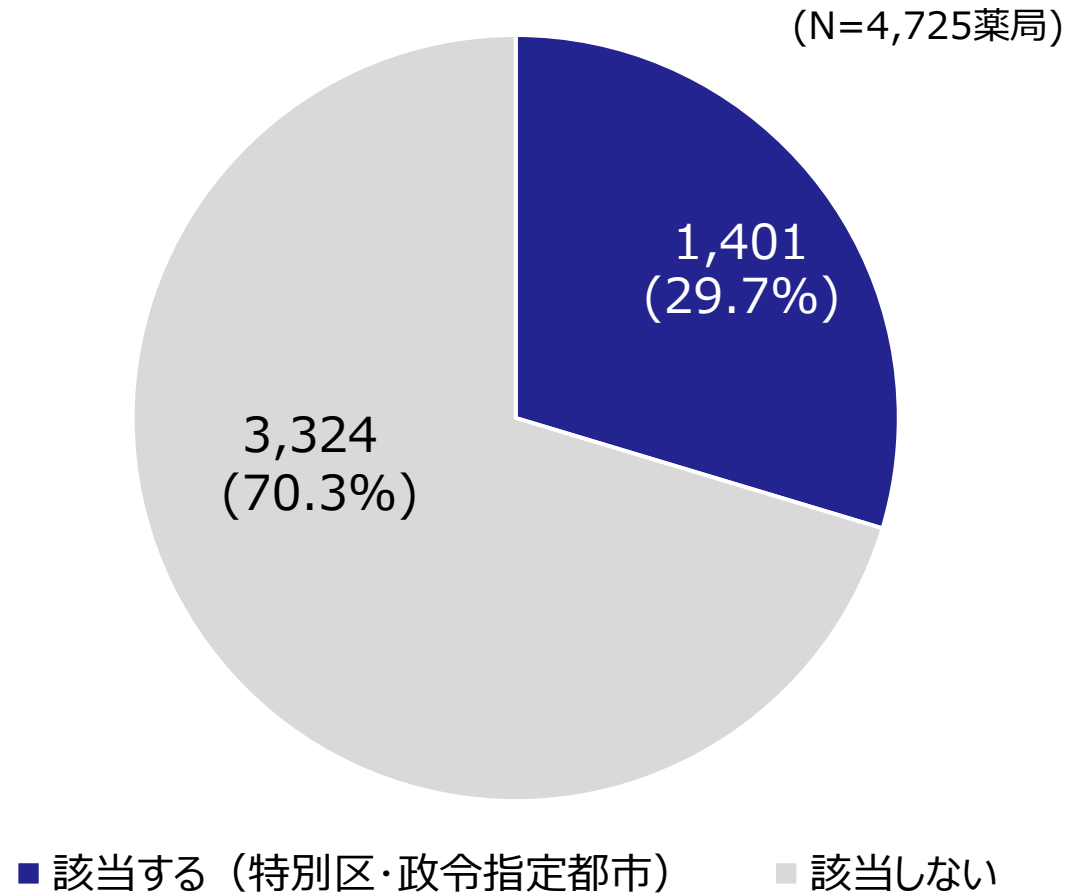
回答薬局の所在地 - 都道府県 -

(N=4,725薬局)

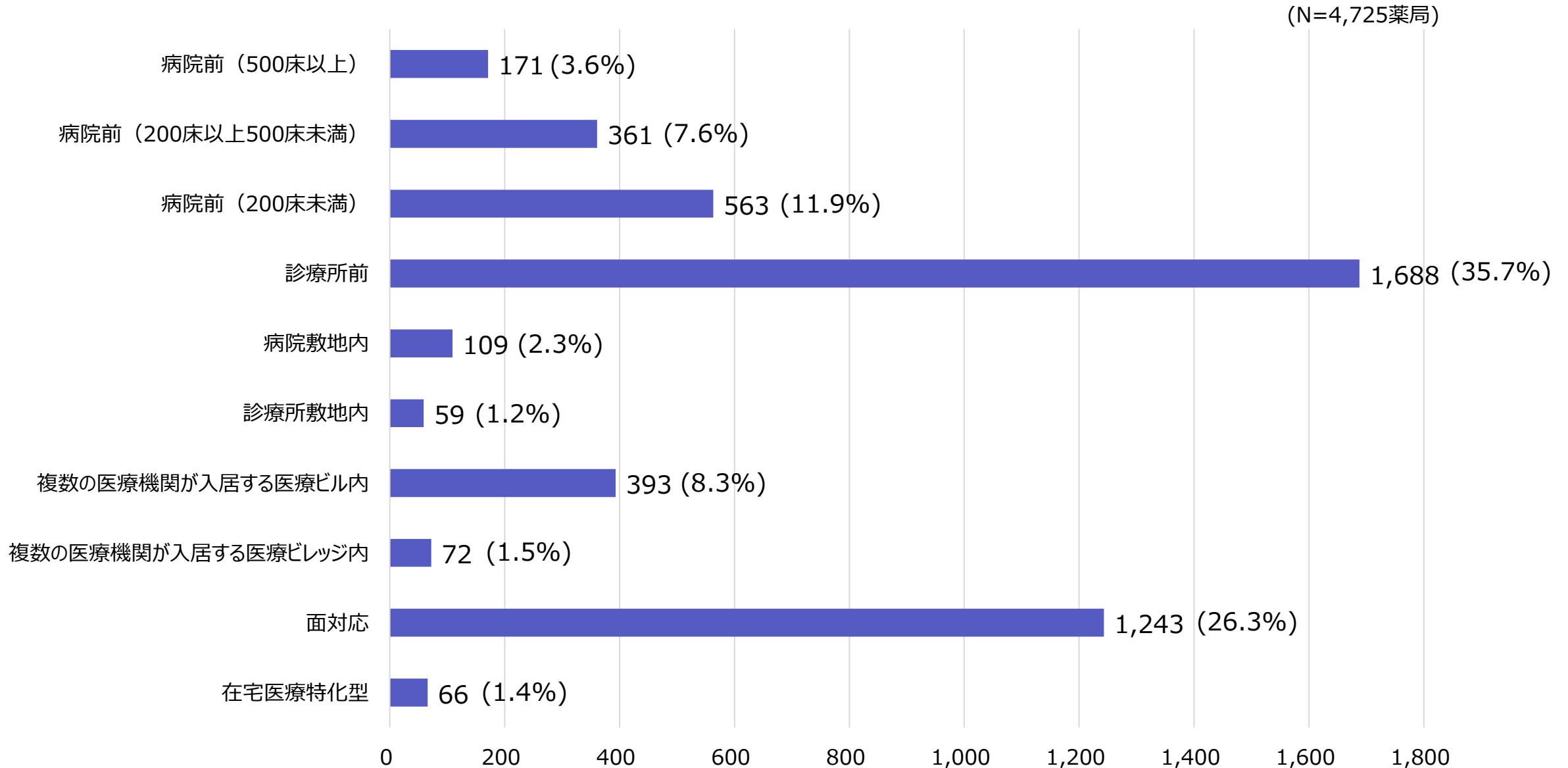


回答薬局の所在地 – 特別区（東京23区）もしくは政令指定都市 –

問. 特別区（東京23区）もしくは政令指定都市に所在しますか？



立地形態

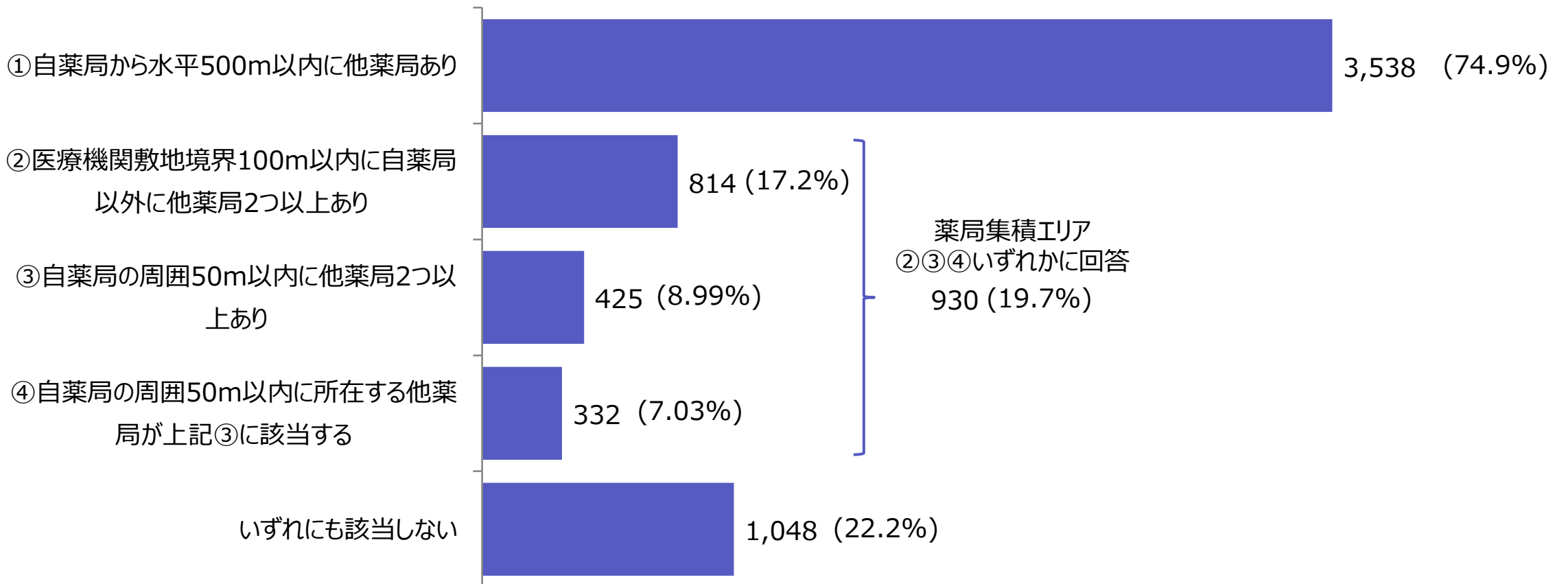


立地周辺のお薬局の有無について

自薬局の近辺に、他薬局が2軒以上所在する割合（②、③、④いずれかに回答）は、19.7%であった。

問. 貴店の立地周辺について当てはまるものをすべて選択してください。（複数回答可）

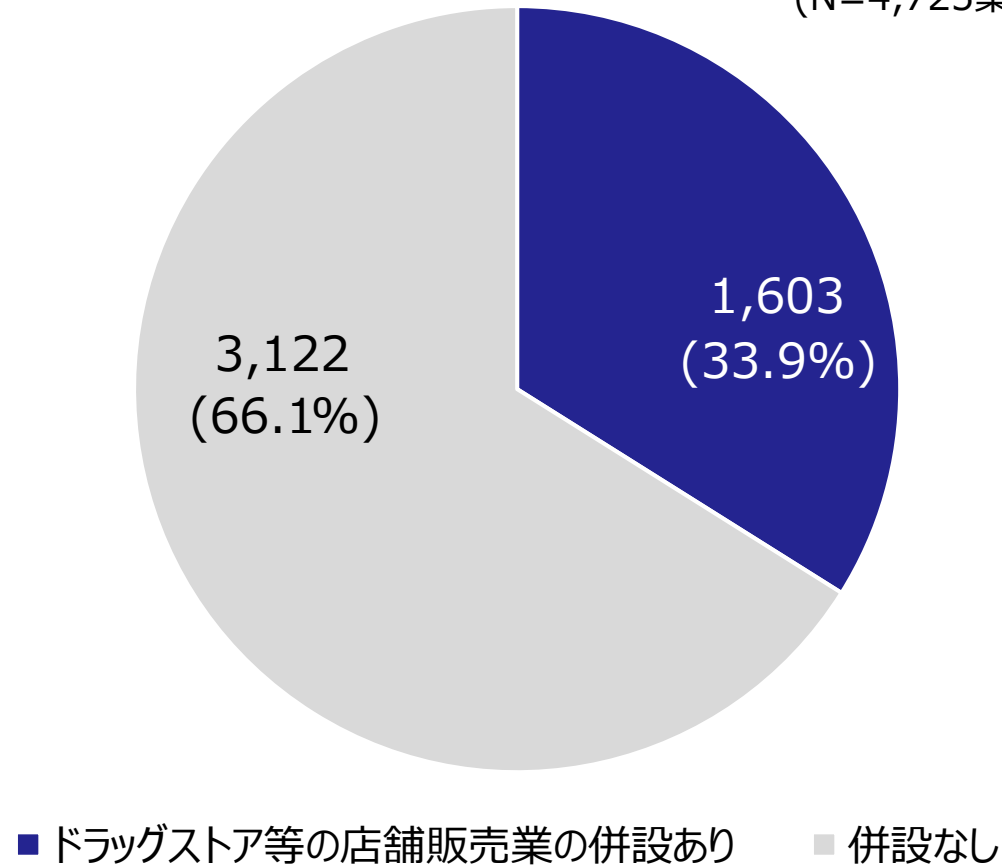
(N=4,725薬局)



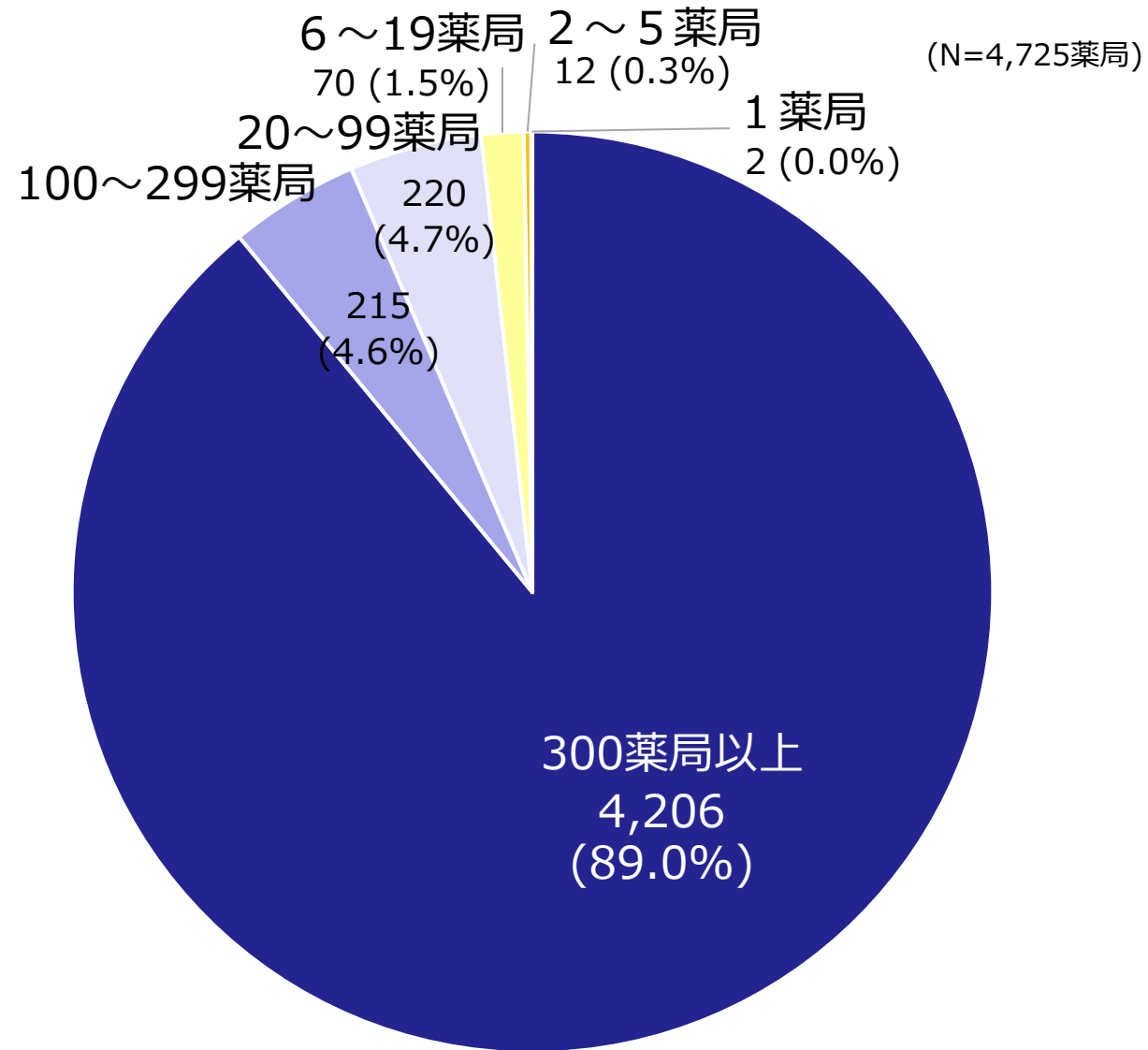
店舗販売業の併設有無

問. 保険薬局開設者と同一法人もしくは同一グループによりドラッグストア等の店舗販売業を併設されていますか？

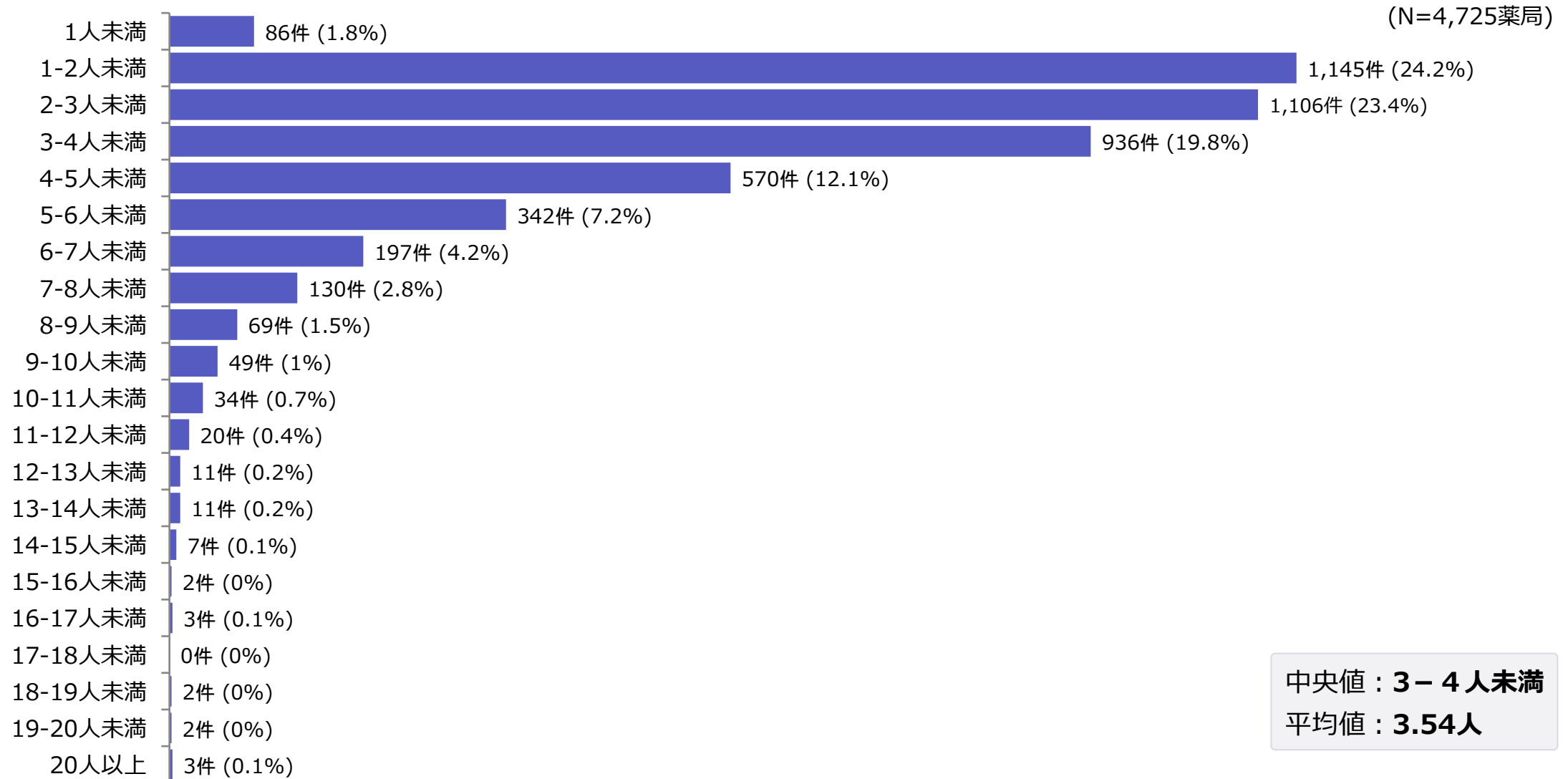
(N=4,725薬局)



所属グループの規模



薬剤師の配属人員数

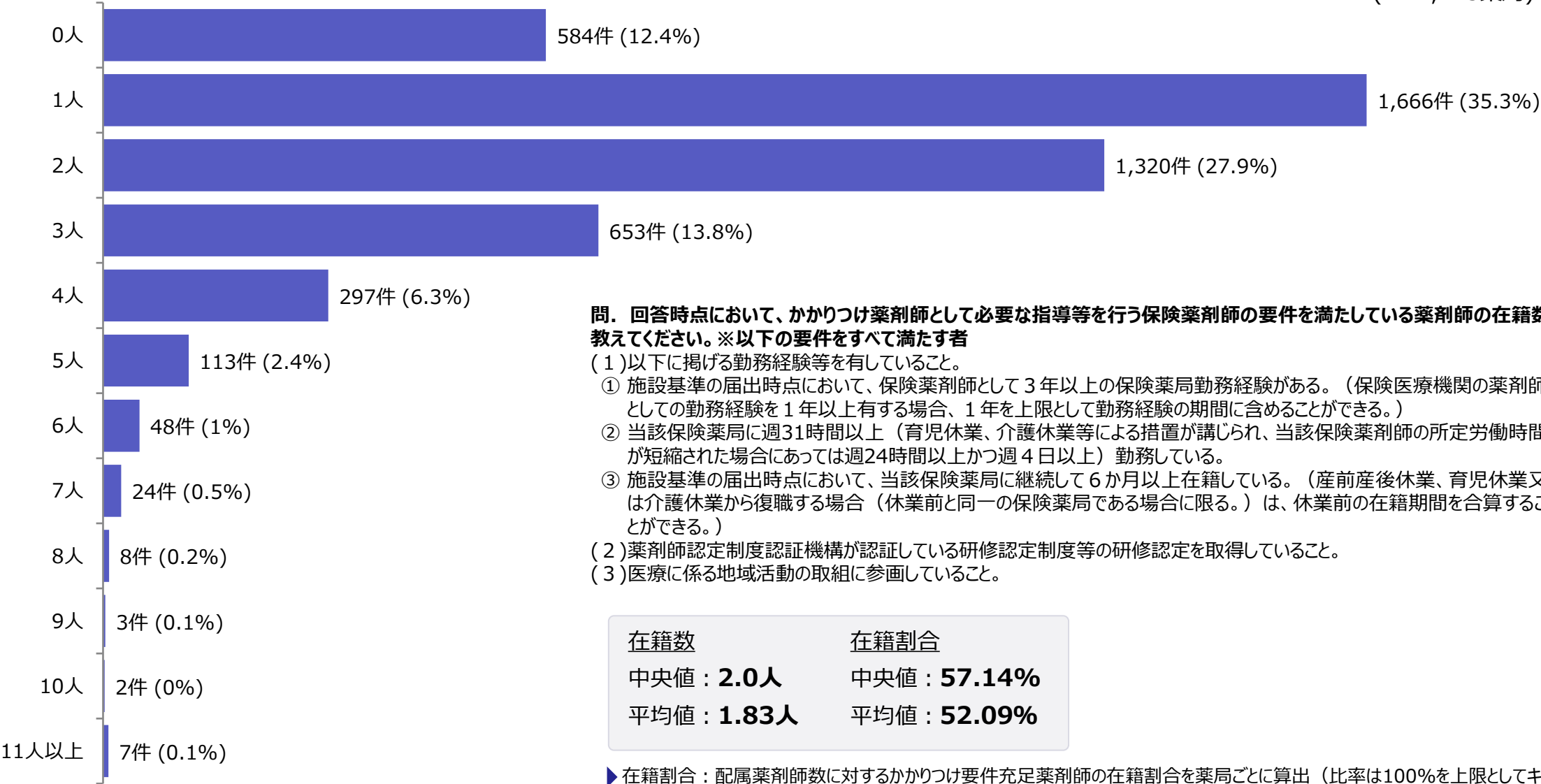


▶ 1週間の勤務時間のすべてを勤務する者の数。32時間未満の者は貴店の所定労働時間で除いた数とする。

▶ 平均値は、2-3人未満ならば2.5人などとし、回答不可を除き計算。

かかりつけ薬剤師の在籍数

(N=4,725薬局)



施設基準（在籍要件）

令和8年改定において、新たに設けられた在籍要件を満たしている割合は、88.5%であった。

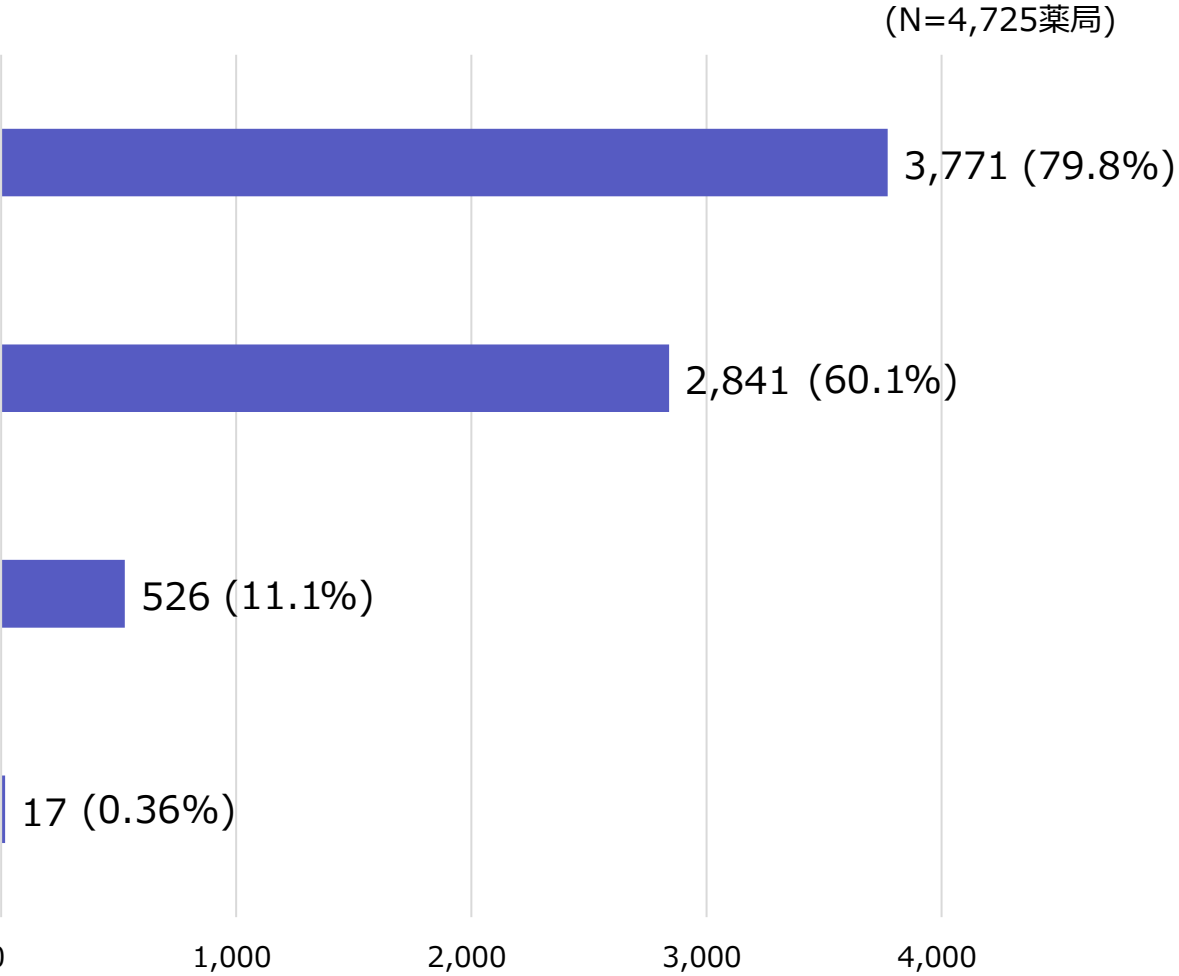
問. 回答時点において、以下の施設基準を満たしているかを教えてください。（複数回答可）

①勤務する常勤の保険薬剤師（派遣労働者である者を含み、産前産後休業中、育児休業中又は介護休業中の者を除く。）について、当該保険薬局の在籍期間（産前産後休業、育児休業又は介護休業から復職した保険薬剤師の休業前の在籍期間を含む。）が平均して1年以上であること。

②管理薬剤師が、貴店に継続して3年以上在籍していること。

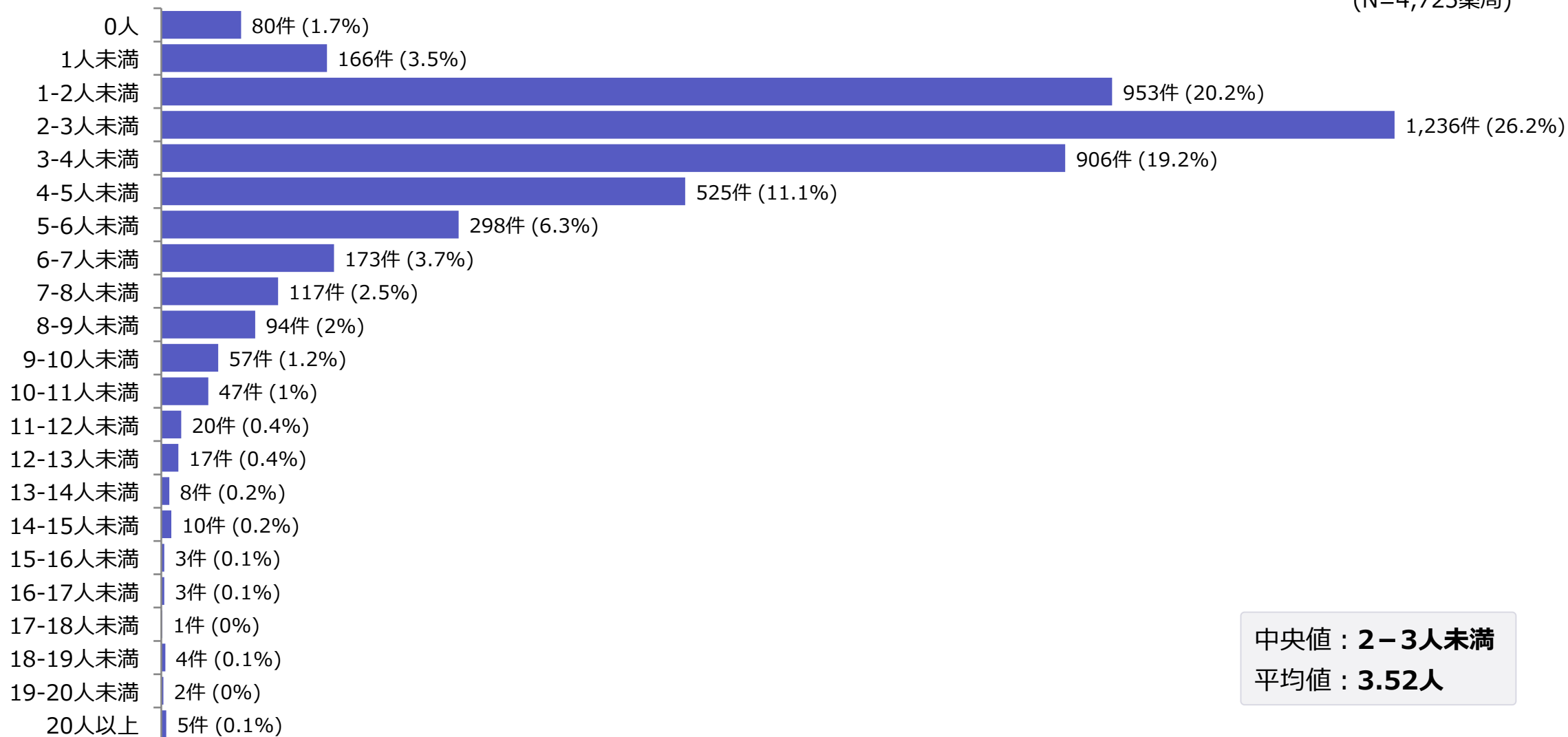
①②いずれも満たしていない。

回答不可



薬剤師でない者の配属人員数

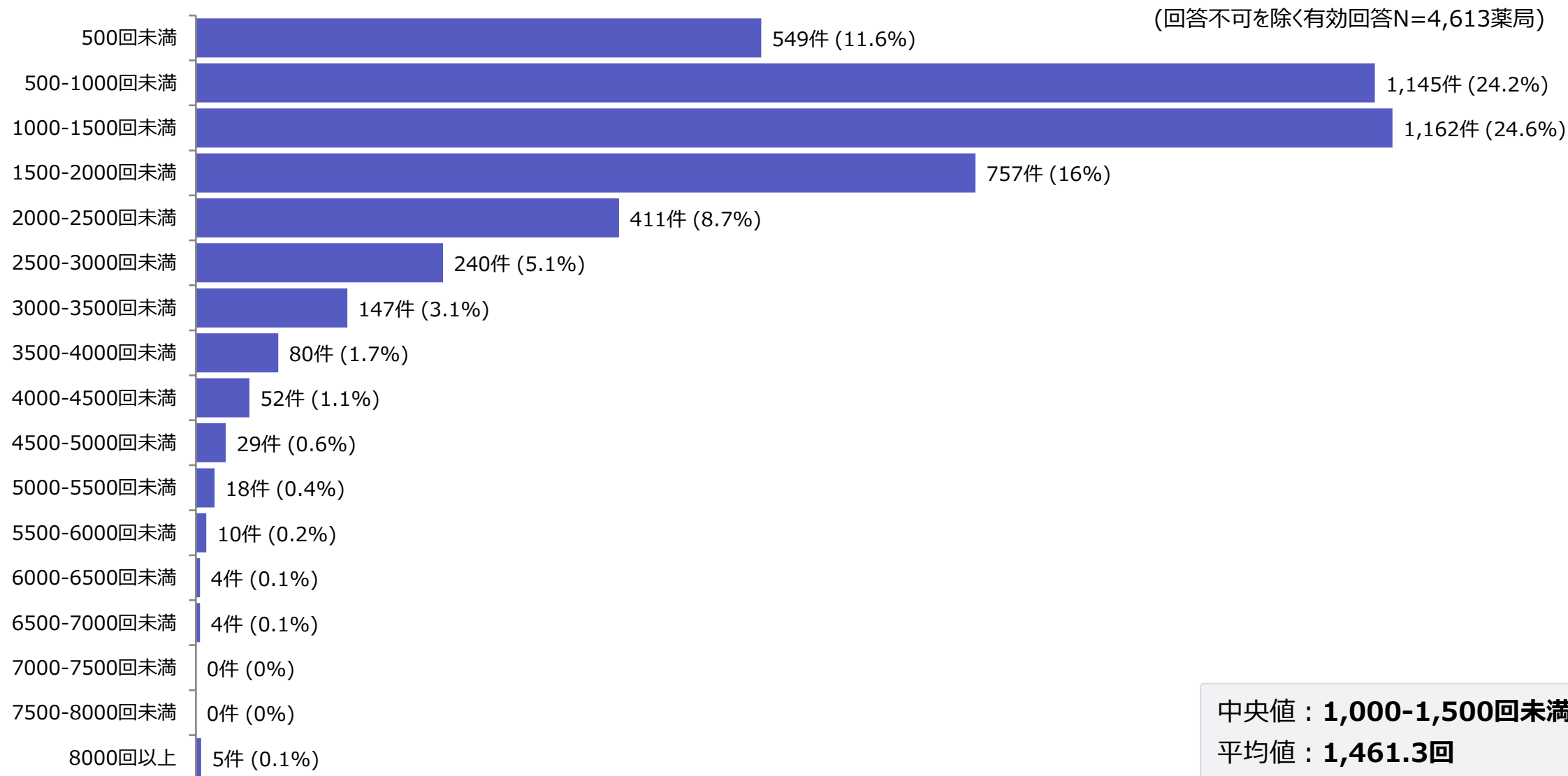
(N=4,725薬局)



中央値：2-3人未満
平均値：3.52人

- ▶ 1週間の勤務時間のすべてを勤務する者の数。32時間未満の者は貴店の所定労働時間で除いた数とする。
- ▶ 平均値は、2-3人未満ならば2.5人などとし、回答不可を除き計算。

処方せん受付回数（26/5月単月実績）

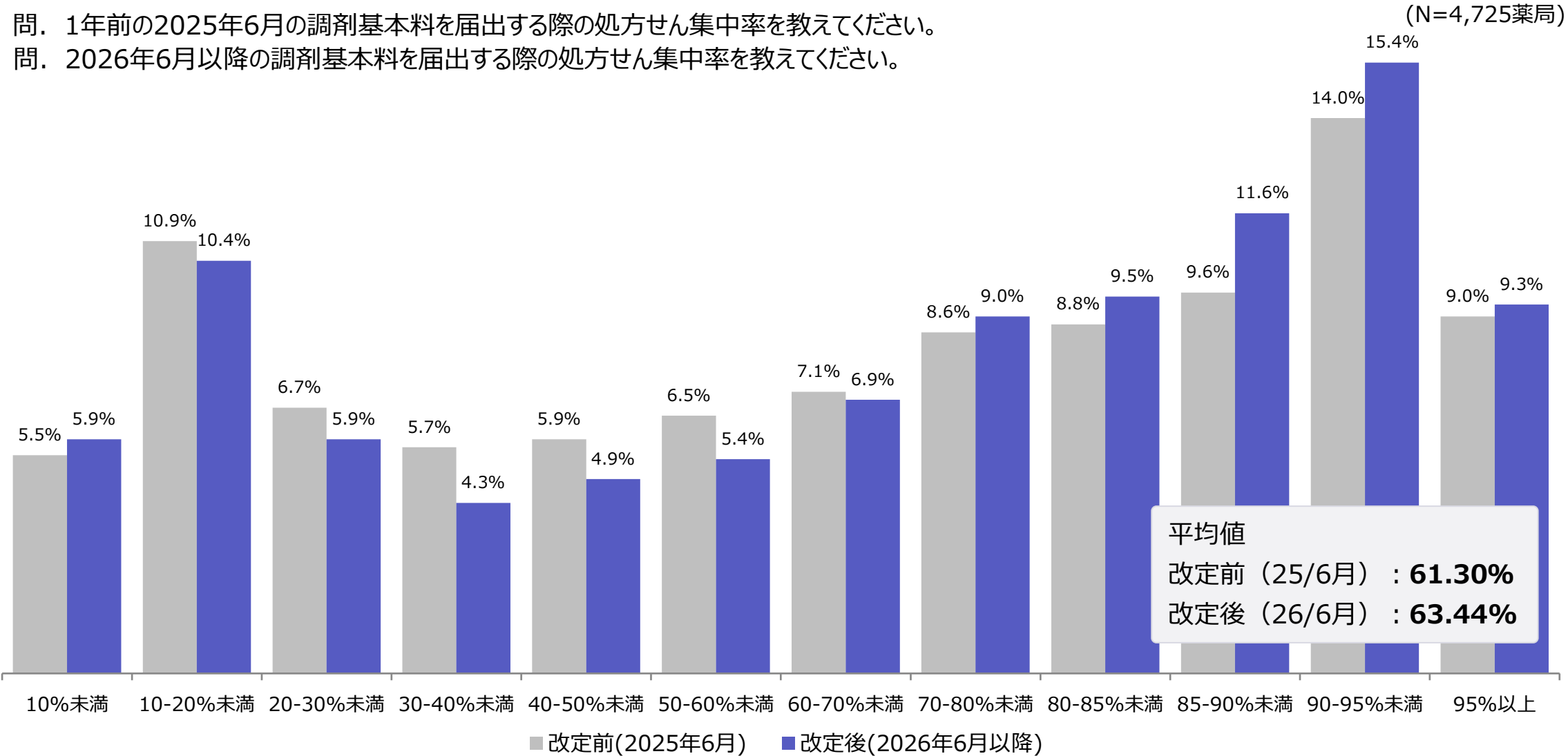


▶ 平均値は、1000-1500回未満ならば1250回などとし、回答不可を除き計算。割合は全回答薬局4,725を分母とし、回答不可等は図示していない。

処方せん集中率

全体の分布に大きな変化はないが、「85～90%未満」（9.6%→11.6%）、「90～95%未満」（14.0%→15.4%）など、高集中率帯の割合がやや増加。医療モール内の複数医療機関を1機関とみなす計算ルール変更等が要因と考えられる。

問. 1年前の2025年6月の調剤基本料を届出する際の処方せん集中率を教えてください。
問. 2026年6月以降の調剤基本料を届出する際の処方せん集中率を教えてください。
(N=4,725薬局)

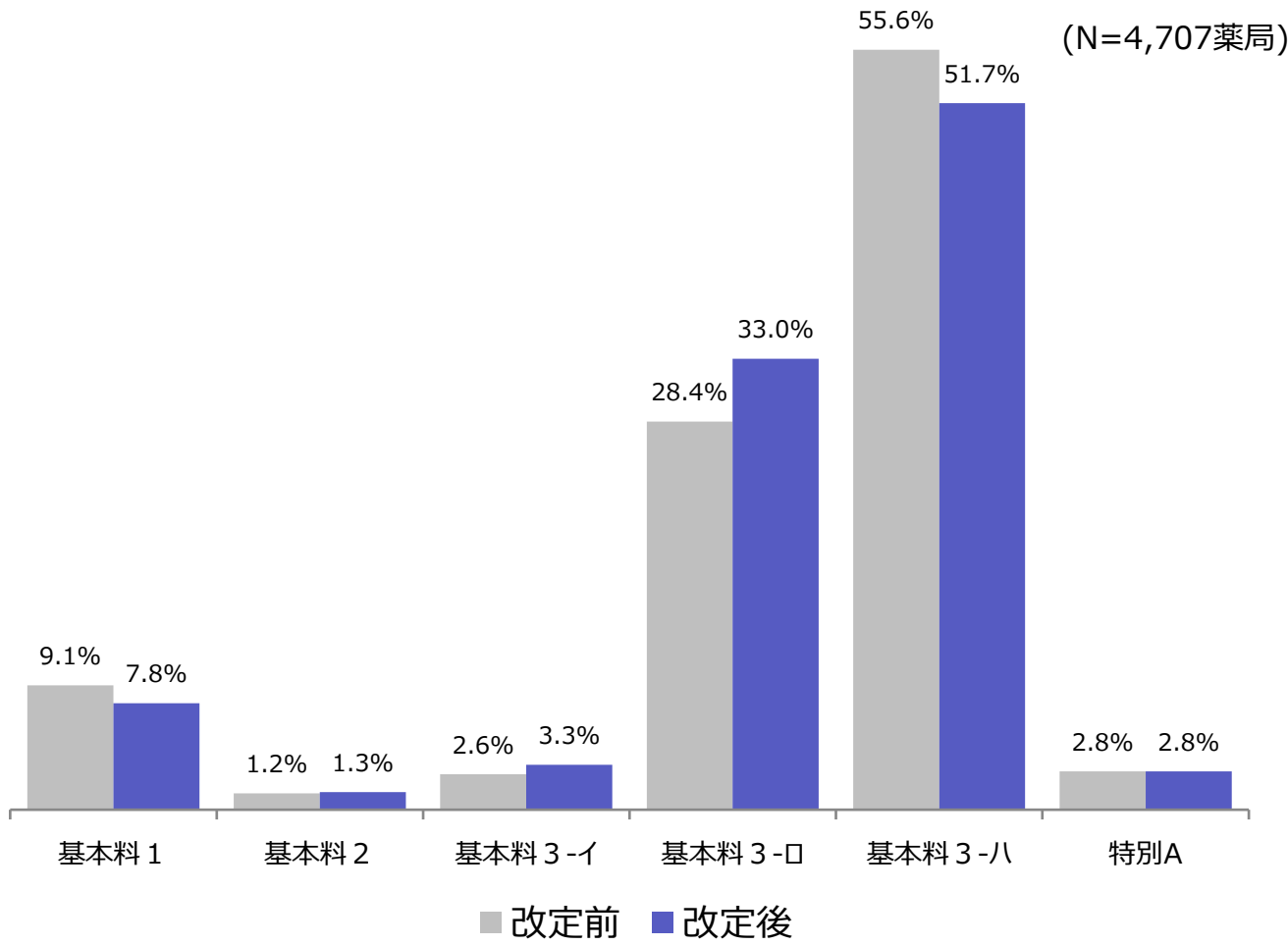


調剤基本料

令和8年改定により、基本料 1（9.1%→7.8%）や、基本料 3 -ハ（55.6%→51.7%）から、基本料 3 -イ（2.6%→3.3%）や、基本料 3 -ロ（28.4%→33.0%）へと、基本料構成が変動している。改定前後の平均点数差は+0.62点であった。

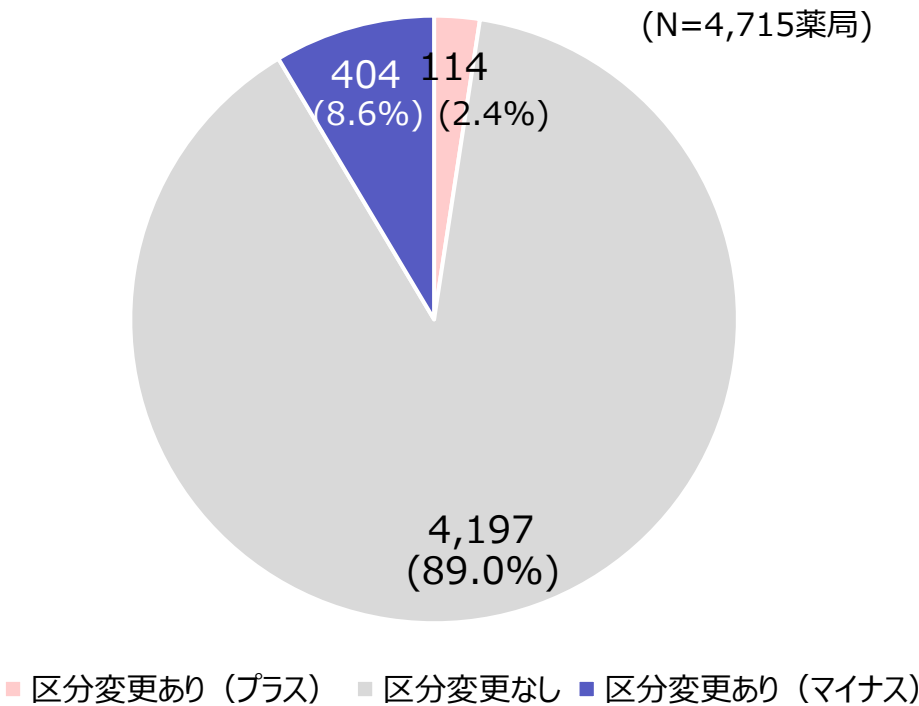
問. 1年前の2025年6月時点で届け出ている調剤基本料の区分を教えてください。

問. 2026年6月以降に届け出ている調剤基本料の区分を教えてください。



調剤基本料の区分変化状況

調剤基本料平均点数
改定前 : 30.16点 改定後 : 30.78点
平均点数差 +0.62点 / 中央値 +2.0点



調剤基本料 改定前後区分推移

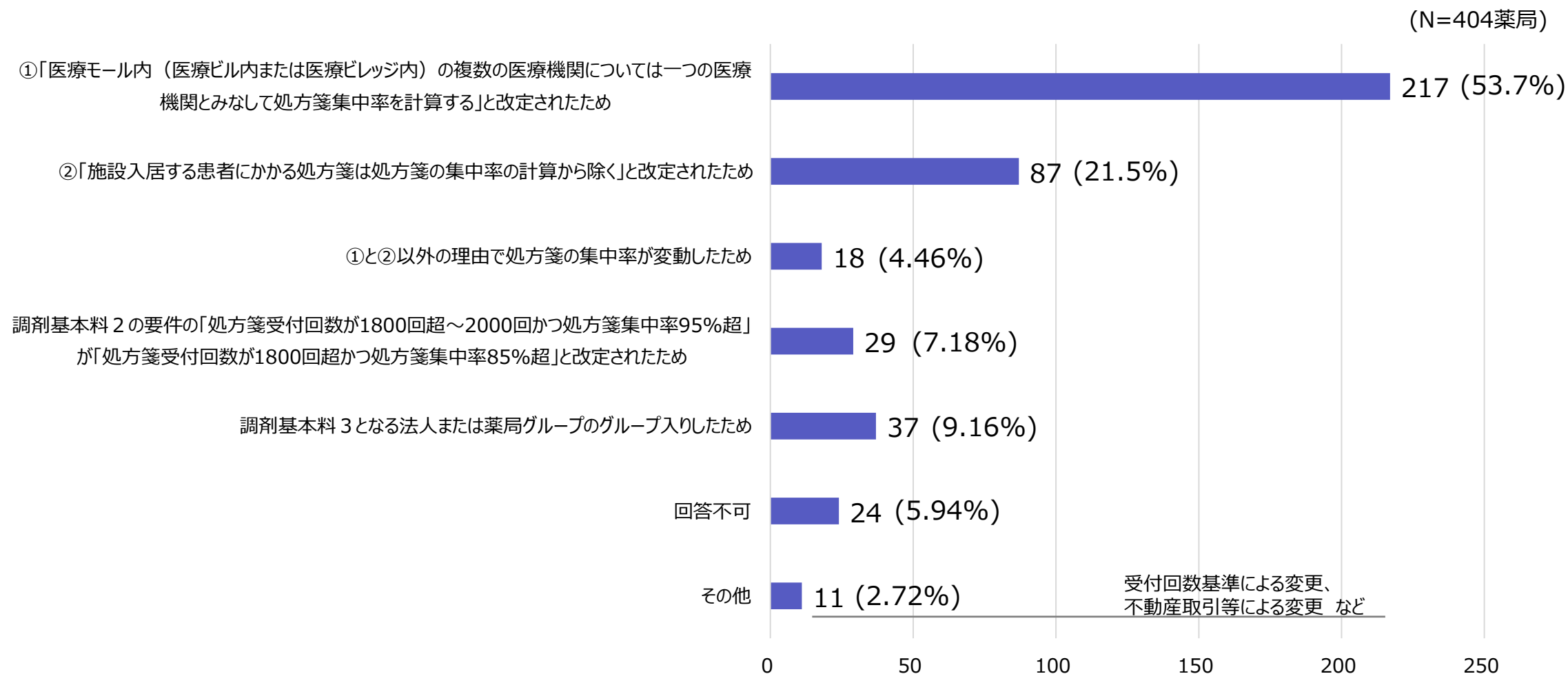
(N=4,707薬局)

改定後→ 改定前↓	基本料 1	基本料 2	基本料 3 -イ	基本料 3 -ロ	基本料 3 -ハ	特別調剤基本料A
基本料 1	347	16	45	5	18	0
基本料 2	1	33	3	15	7	0
基本料 3 -イ	5	1	98	14	6	0
基本料 3 -ロ	10	2	1	1,251	76	0
基本料 3 -ハ	4	8	8	271	2,331	1
特別調剤基本料A	0	0	0	0	0	130

区分変更（マイナス）の要因

調剤基本料の区分変更（マイナス）の要因としては、「『医療モール内の複数の医療機関については一つの医療機関とみなして処方箋集中率を計算する』と改定されたため」の回答が53.7%、次いで、「『施設入居する患者にかかる処方箋は処方箋の集中率の計算から除く』と改定されたため」の回答が21.5%であった。

問. 区分が変わった要因として当てはまるものをすべて選択してください。（複数回答可）

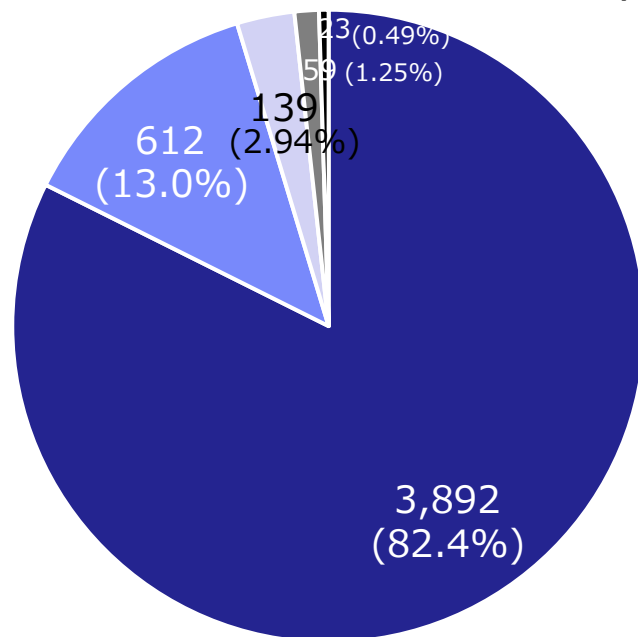


医薬品供給対応体制

改定後、加算なしの薬局割合が若干増加した。

後発医薬品調剤体制加算の算定状況
(改定前26/5月時点)

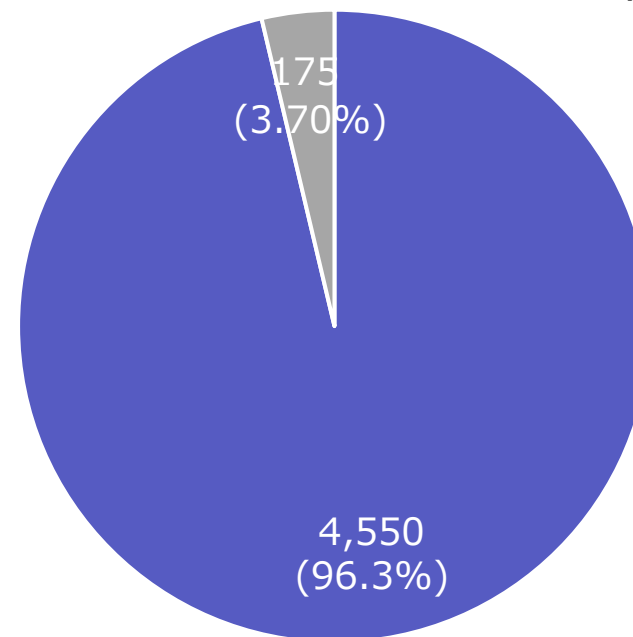
(N=4,725薬局)



- 加算3 (30点、GE90%以上)
- 加算2 (28点、GE85%以上)
- 加算1 (21点、GE80%以上)
- 加算なし
- 回答不可

地域支援・医薬品供給対応体制加算の算定状況
(改定後26/6月時点)

(N=4,725薬局)

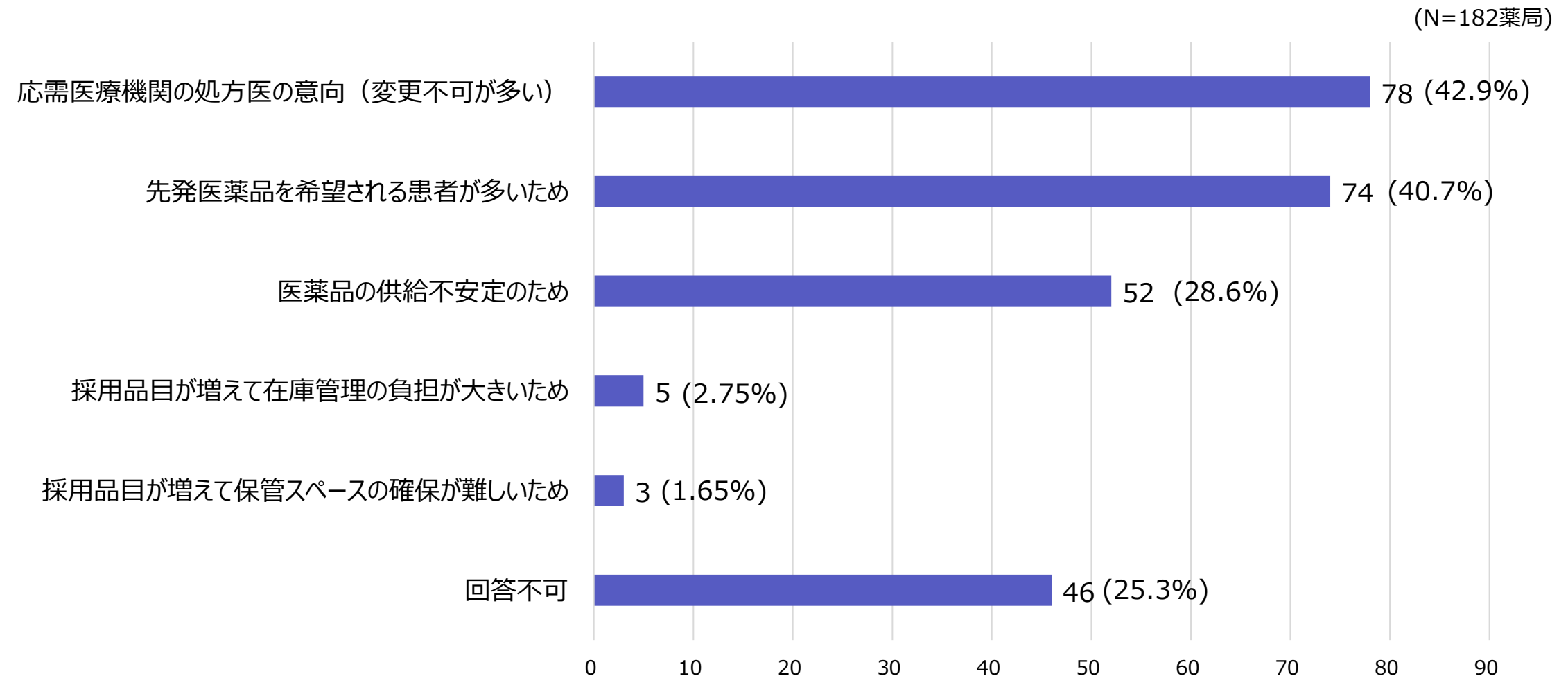


- 加算あり
- 加算なし

GE数量ベース85%以上とならない理由

地域支援・医薬品供給対応体制加算 1 の実績要件となるGE数量ベース85%以上とならない理由としては、「応需医療機関の処方医の意向（変更不可が多い）」の回答が42.9%と最も多かった。

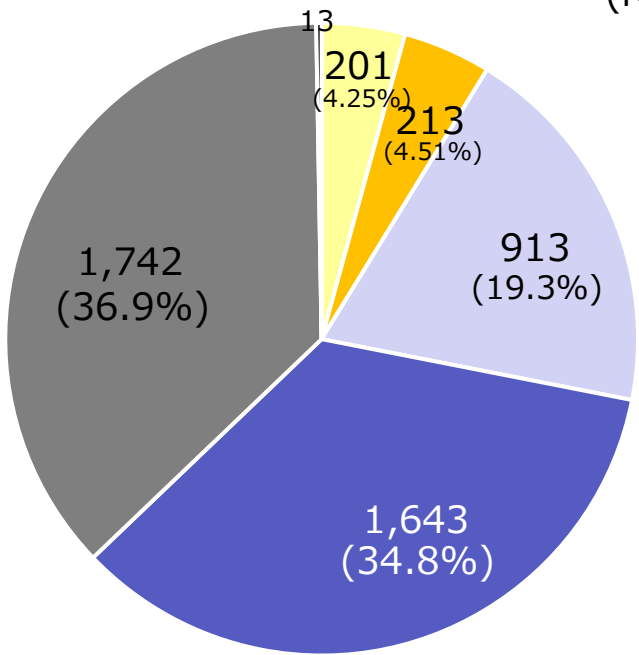
問. 「後発医薬品調剤体制加算 1 」または「加算なし」と回答した薬局に伺います。回答時点でGE数量ベース85%以上とならない理由を教えてください。（複数回答可）



地域支援・医薬品供給対応体制加算

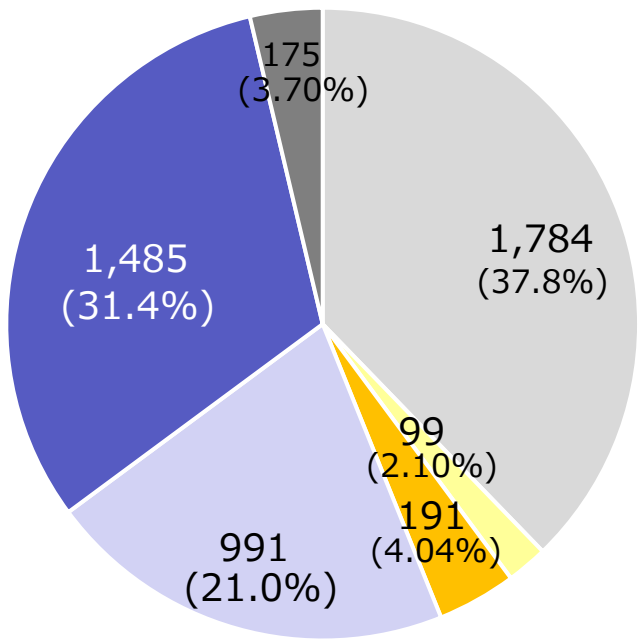
改定前の地域支援体制加算 1 ～ 4 と、改定後の地域支援・医薬品供給対応体制加算 2 ～ 5 の構成は概ね変更はないが、加算算定割合は全体的に減少傾向となった。加算 1 の算定要件を満たすことが前提となったのが要因の一つと推察される。

地域支援体制加算の算定状況
(改定前26/5月時点)
(N=4,725薬局)



■ 加算 1 (32点) ■ 加算 2 (40点) ■ 加算 3 (10点)
■ 加算 4 (32点) ■ 加算なし ■ 回答不可

地域支援・医薬品供給対応体制加算の算定状況
(改定後26/6月時点)
(N=4,725薬局)



■ 加算 1 (27点) ■ 加算 2 (59点) ■ 加算 3 (67点)
■ 加算 4 (37点) ■ 加算 5 (59点) ■ 加算なし

地域支援・後発品 改定前後区分推移

改定により地域支援体制加算と後発医薬品調剤体制加算は統合された。改定前の平均算定点数は45.37点だったのに対して、改定後は40.52点であった。点数差の平均は-4.84点、中央値は-3.0点であった。

地域支援体制加算(改定前) → 地域支援・医薬品供給対応体制加算 (n=4,712) 後発品調剤体制加算(改定前) → 地域支援・医薬品供給対応体制加算 (n=4,702)

改定後→ 改定前↓	加算 1 (27点)	加算 2 (59点)	加算 3 (67点)	加算 4 (37点)	加算 5 (59点)	加算なし
加算 1 (32点)	101	58	19	13	5	5
加算 2 (40点)	12	27	147	13	12	2
加算 3 (10点)	89	5	13	743	43	20
加算 4 (32点)	40	4	7	190	1,393	9
加算なし	1,537	5	5	30	30	135

改定後→ 改定前↓	加算 1 (27点)	加算 2 (59点)	加算 3 (67点)	加算 4 (37点)	加算 5 (59点)	加算なし
加算1 (21点、 GE80%以上)	72	3	3	27	26	8
加算2 (28点、 GE85%以上)	201	26	34	142	190	19
加算3 (30点、 GE90%以上)	1,494	70	153	812	1,264	99
加算なし	10	0	0	6	2	41

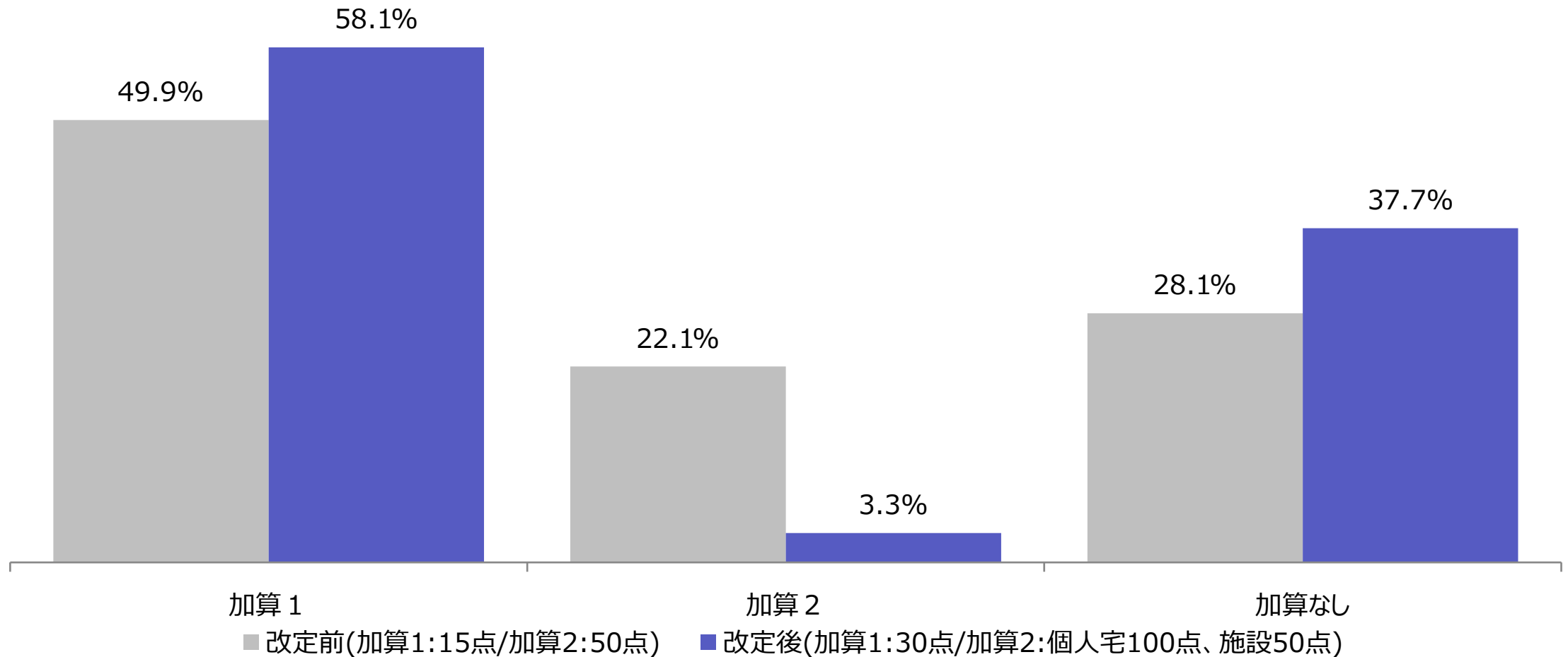
改定前後の点数差 (n=4,696)

	平均点数	中央値	標準偏差
改定前 (地域支援体制加算 + 後発医薬品調剤体制加算の合計)	45.37点	40.0点	15.68点
改定後 (地域支援・医薬品供給対応体制加算)	40.52点	37.0点	16.53点
点数差 (改定後 - 改定前)	-4.84点	-3.0点	10.03点

在宅薬学総合体制加算

令和8年改定により、加算1（49.9%→58.1%）が増加した。一方で、加算2（22.1%→3.3%）が大幅に減少、加算なし（28.1%→37.7%）と、厳しい結果となった。

(N=4,725薬局)



在宅薬学総合体制加算 改定前後区分推移

改定前に加算 2 を算定していた薬局の多くが加算 1 となり、また、改定前に加算 1 を算定していた約20%が加算なしとなった。

(N=4,653薬局)

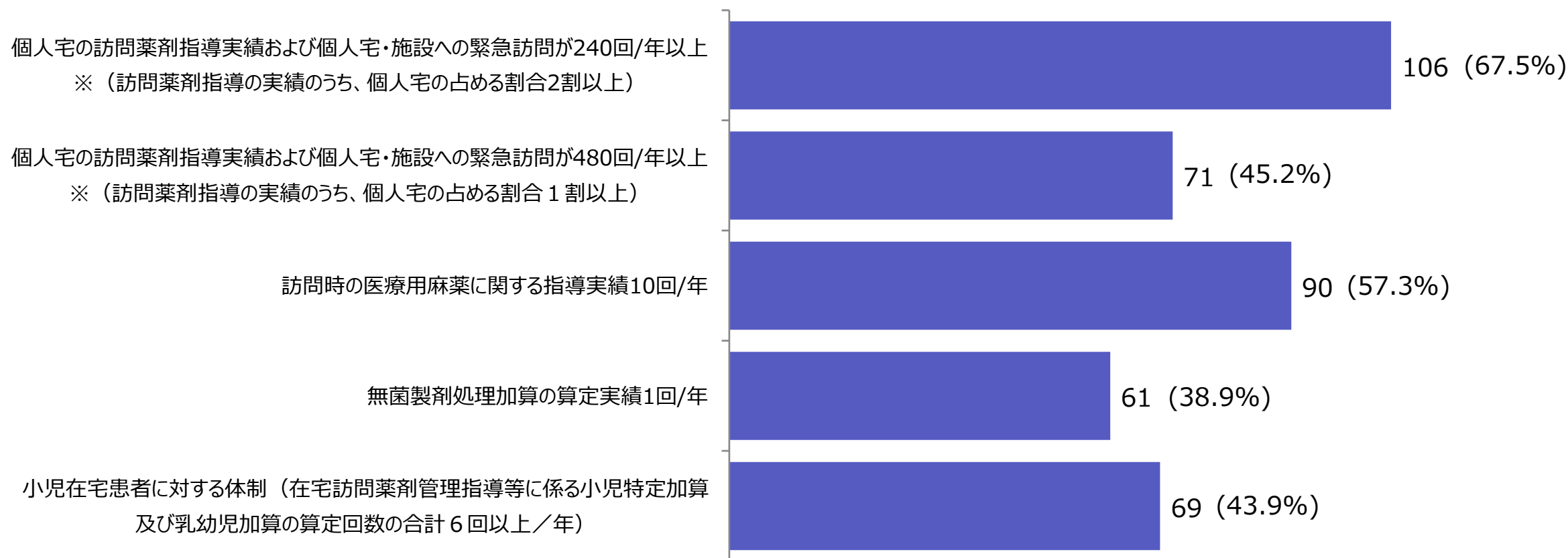
改定前 ↓ 改定後 →	加算 1 (30点)	加算 2 (個人宅100点/施設50点)	加算なし
加算 1 (15点)	1,850	25	469
加算 2 (50点)	822	132	62
加算なし	54	0	1,239

在宅薬学総合体制加算 2

加算2を算定している薬局において、「訪問時の医療用麻薬に関する指導実績10回/年」を満たす割合は57.3%、「無菌製剤処理加算の算定実績1回/年」は38.9%、「小児在宅患者に対する体制」は43.9%であった。

問. 「在宅薬学総合体制加算 2」を算定していると回答した方に伺います。在宅薬学総合体制加算 2 の算定において満たしている要件を教えてください。（複数回答可）

(N=157薬局)

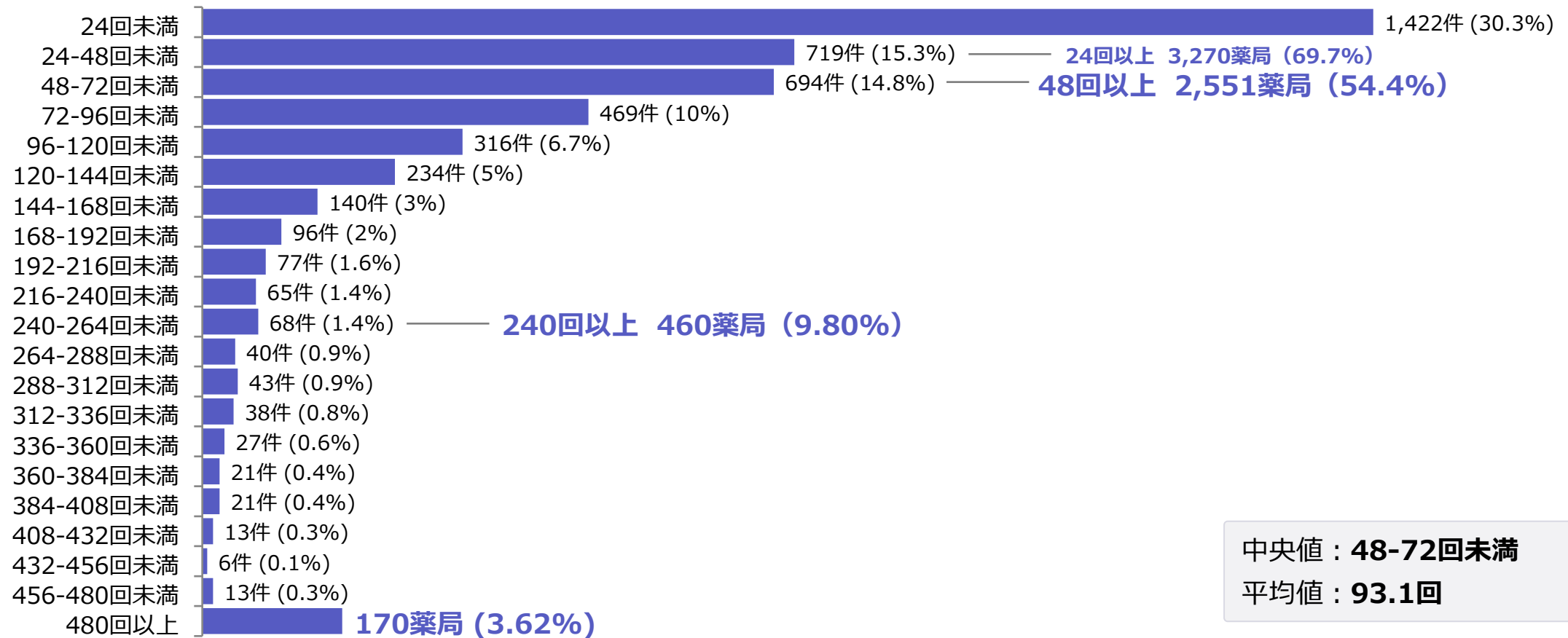


個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 年間実績

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問の年間実績において、「24回以上」が69.7%、「48回以上」が54.4%、「240回以上」が9.80%、「480回以上」が3.62%であった。

問. 直近1年間の「個人宅の訪問薬剤管理指導および個人宅・施設への緊急訪問」※のおおよその実績を教えてください。※対象となる算定は、「在宅患者訪問薬剤管理指導料の1、在宅患者緊急訪問薬剤管理指導料、在宅患者緊急時等共同指導料、単一建物居住者が1人の場合の居宅療養管理指導費及び介護予防居宅療養管理指導費」となります。

(N=4,692薬局)

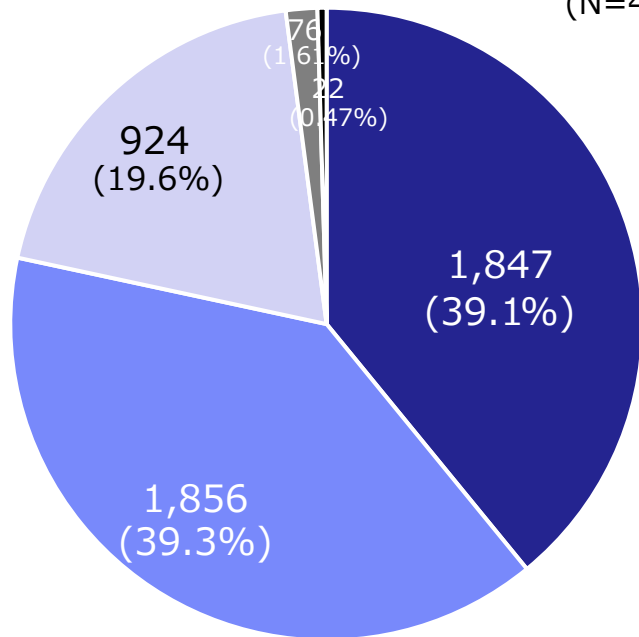


医療DX

医療DX推進体制整備加算（改定前）の算定率は97.9%、改定後の電子的調剤情報連携体制整備加算の算定率は97.5%となり、改定前後の点数差は平均-0.42点、中央値で0.0点であった。

医療DX推進体制整備加算の算定状況
(改定前26/5月時点)

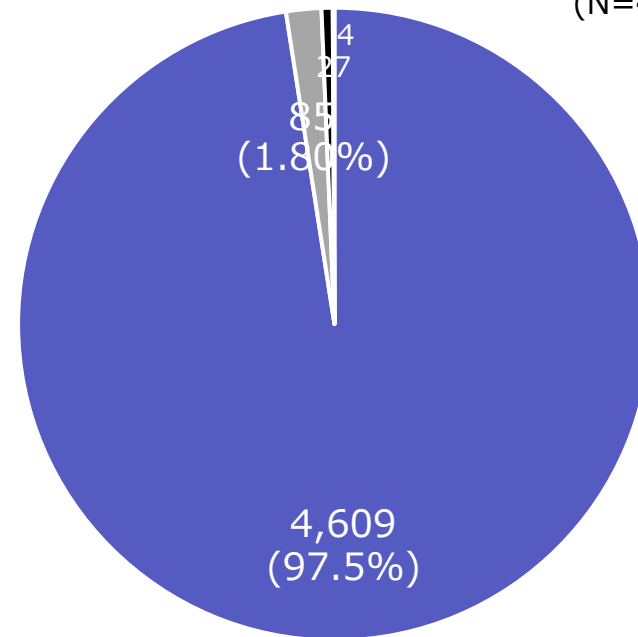
(N=4,725薬局)



- 加算1 (10点、利用率70%以上)
- 加算2 (8点、利用率50%以上)
- 加算3 (6点、利用率30%以上)
- 加算なし
- 回答不可

電子的調剤情報連携体制整備加算の算定状況
(改定後26/6月時点)

(N=4,725薬局)



- 算定している (8点)
- 算定できていない (マイナ保険証利用率30%未満)
- 回答不可
- その他算定できない理由がある

HPKIカード所持者不在、
在宅特化薬局のため など

改定前後の点数差

(N=4,682薬局)

平均 **-0.42点**
中央値 **0.0点**

調剤管理料の改定内容 / 処方日数区分別構成割合

調剤管理料は、8日分以上27日分以下の処方が多い薬局ほど、改定によるマイナス影響を受けやすい。回答薬局における処方日数区分別平均構成割合では、「8－14日分」が15.3%、「15－27日分」は10.2%であった。

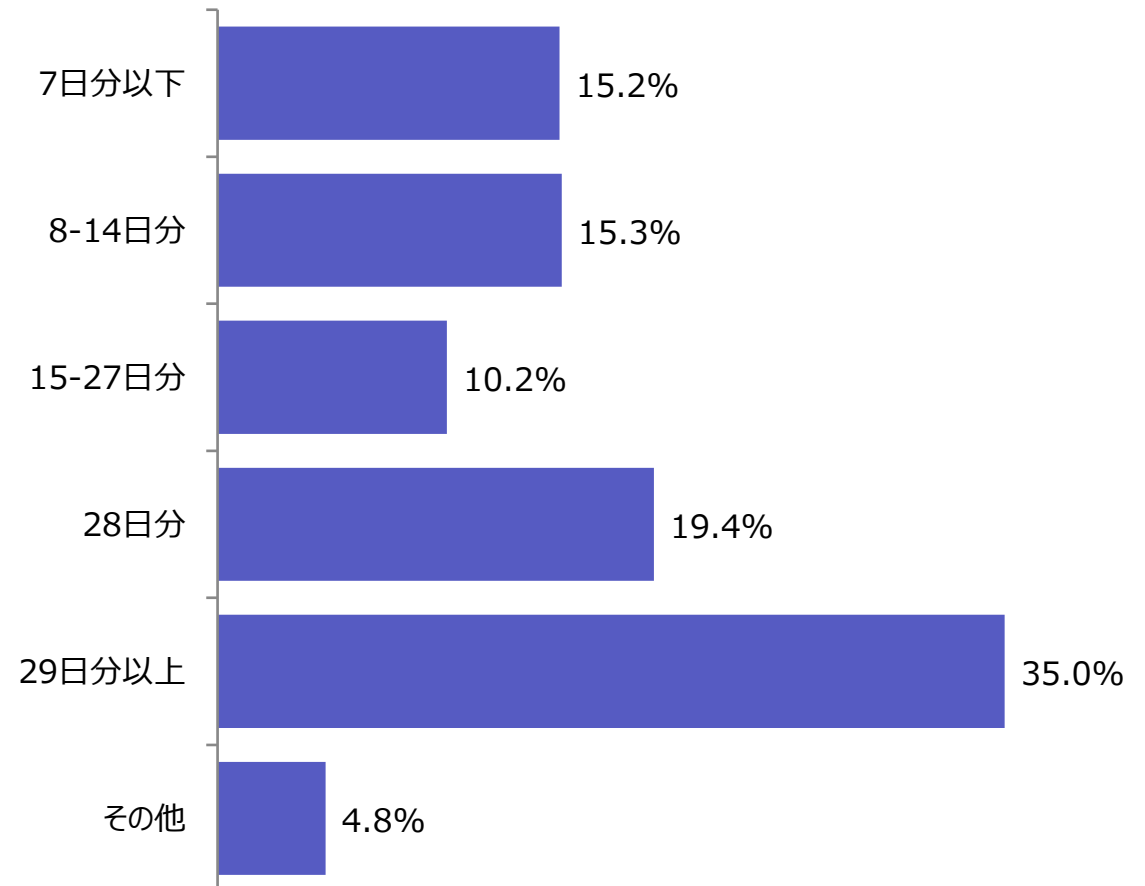
点数改定内容

処方日数区分	改定前	改定後	点数差
7日分以下	4点	10点	+6点
8-14日分	28点	10点	-18点
15-27日分	50点	10点	-40点
28日分	50点	60点	+10点
29日分以上	60点	60点	±0点
その他（頓服等）	4点	10点	+6点

- ▶ 社会医療診療行為別統計（令和7年8月審査分）によれば、受付1回当たり調剤管理料は平均1.60回算定、合計点数は平均60.8点。
- ▶ 調剤管理料 1 は 1 剤（同一の服用時点・服用パターンごとの内服薬グループ）ごとに、3剤まで算定可能。調剤管理料 2（1 以外）は調剤管理料 1 が算定されていない場合に1剤分のみ算定可能。

処方日数区分別 平均構成割合（完全回答のみ、N=3,787薬局）

問、直近1カ月の調剤管理料が算定されるケースを振り返り、下記の調剤管理料算定の構成割合を教えてください。回答の合計が100（%）となるようご回答ください。※本問は回答者の現場感覚によるおおよその割合で構いませんのでご回答ください。



調剤管理料 改定影響推計

調剤管理料の改定により、79%の薬局がマイナス影響を受けていた。算定1回当たりの影響は平均 -3.71点、中央値 -2.70点であった。平均算定回数1.6回を用いると、受付1回当たりの影響は、平均値ベースで -5.94点、中央値ベースで -4.32点と推計される。

算定1回あたり点数影響推計

平均 -3.71点 / 中央値 -2.70点

受付1回あたり点数影響推計（平均-3.71点をベースに）

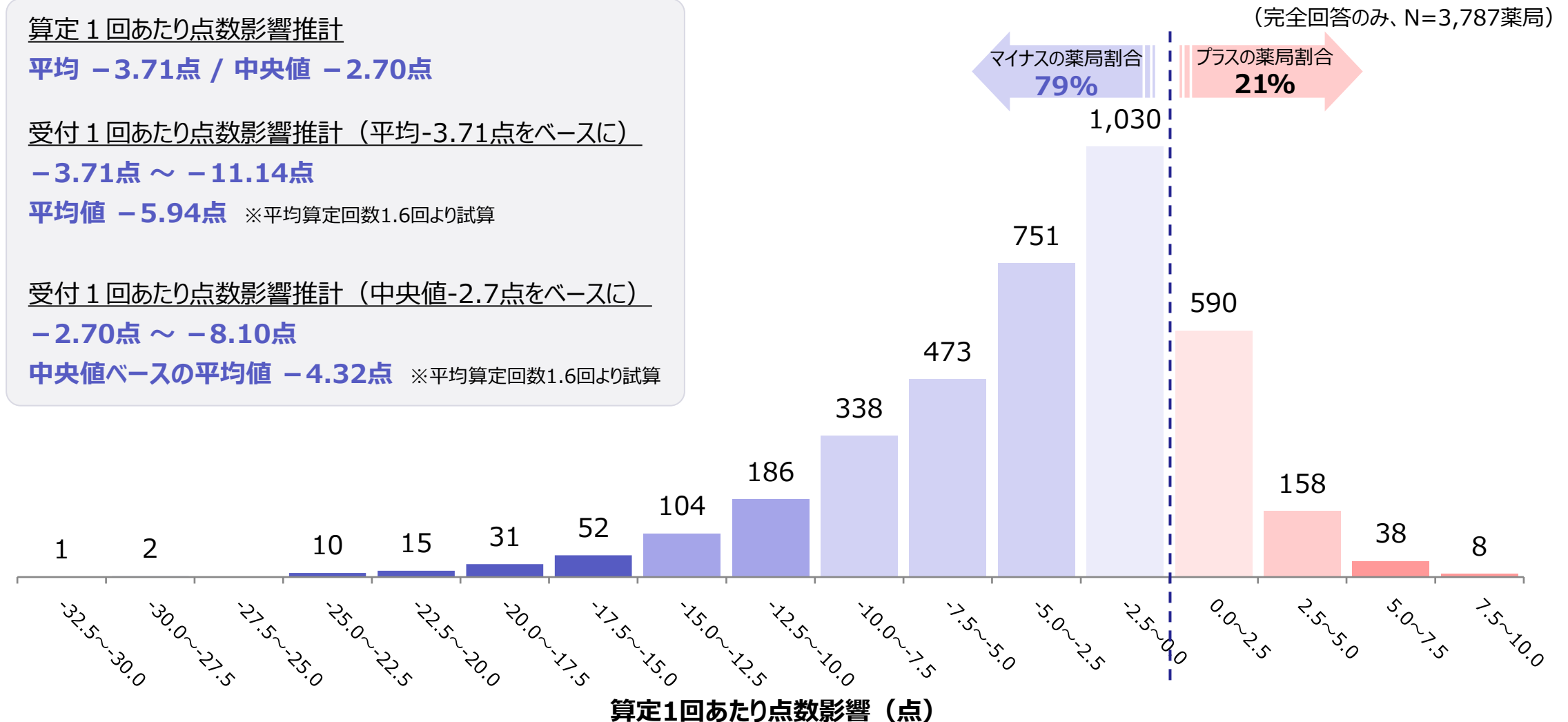
-3.71点 ~ -11.14点

平均値 -5.94点 ※平均算定回数1.6回より試算

受付1回あたり点数影響推計（中央値-2.7点をベースに）

-2.70点 ~ -8.10点

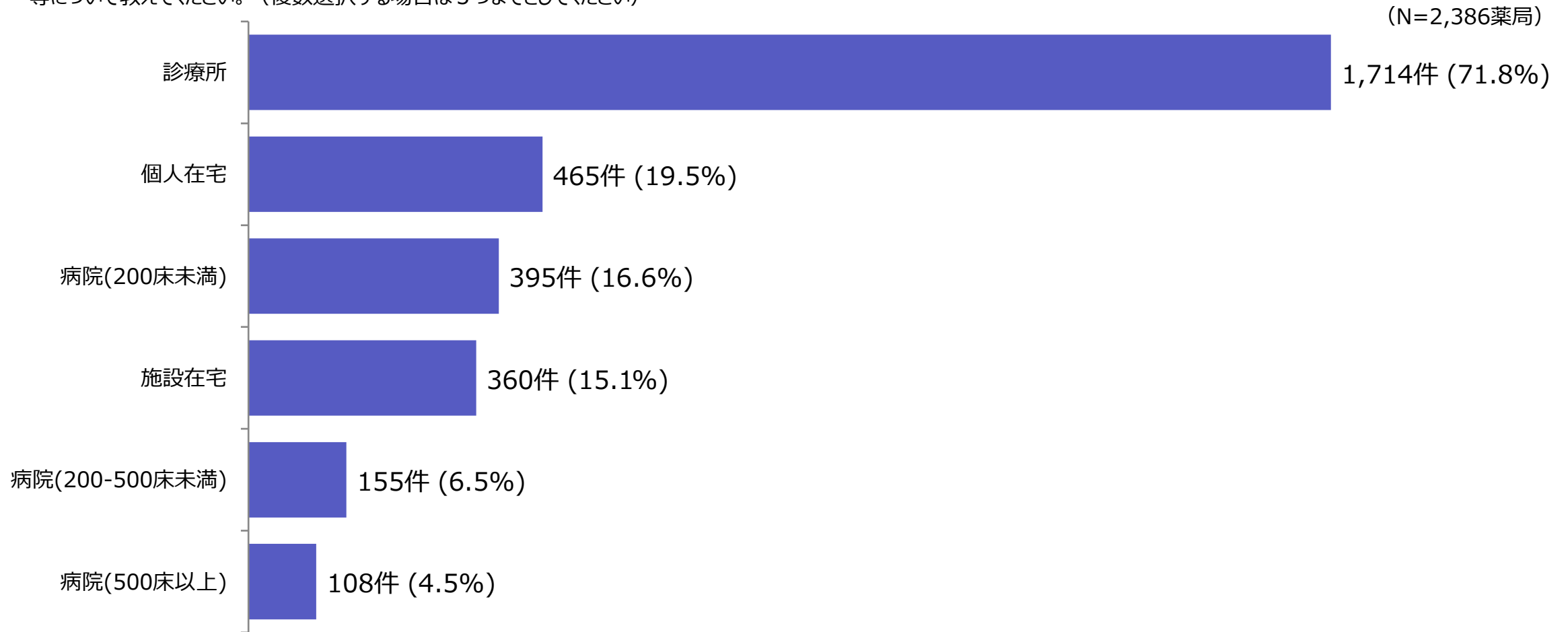
中央値ベースの平均値 -4.32点 ※平均算定回数1.6回より試算



調剤管理料 マイナス影響要因 1

マイナス影響を受ける処方箋の応需先としては、診療所が71.8%と最も多く、次いで個人在宅19.5%、200床未満の病院16.6%、施設在宅15.1%であった。

問. 調剤管理料の改定により、マイナス影響を受けている、または受けると予測される薬局に伺います。特にマイナス影響を受ける8日分以上27日分以下の処方が多い医療機関等について教えてください。（複数選択する場合は3つまでとしてください）



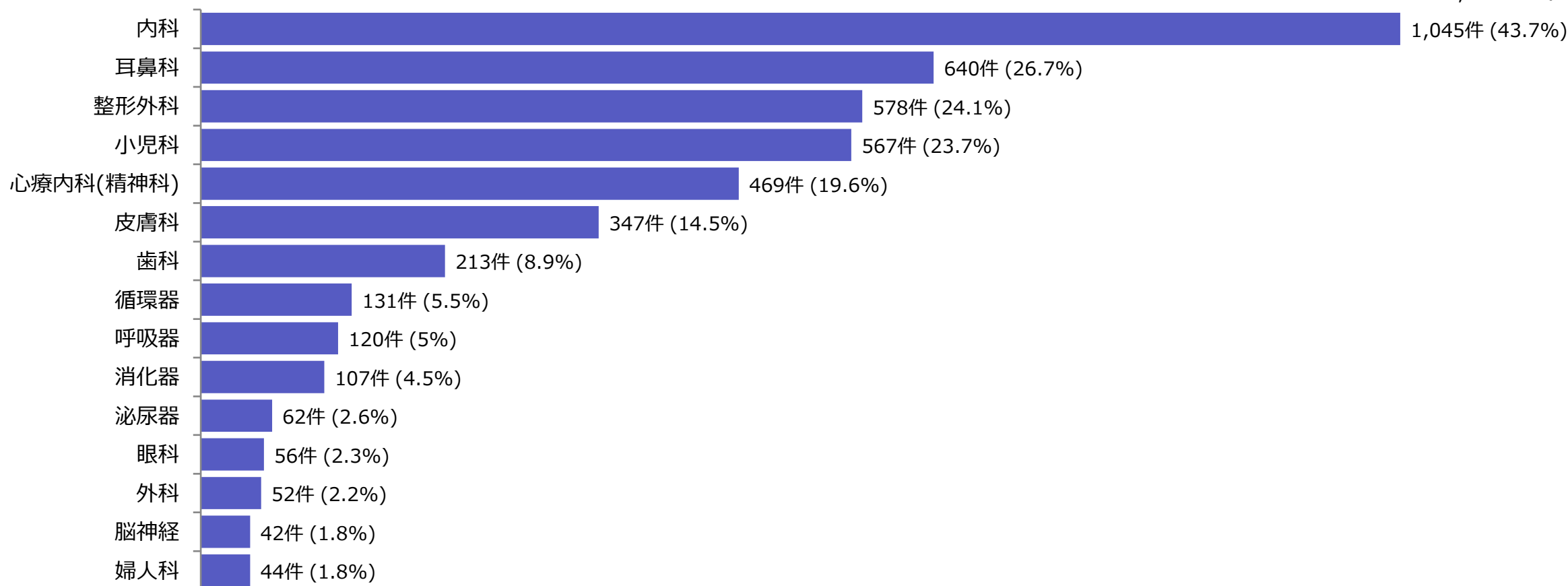
▶ 母数：調剤管理料の点数影響推計（完全回答ベース、算定1回あたり）でマイナスと判定された薬局のうち、本設問に回答した薬局

調剤管理料 マイナス影響要因 2（診療科）

マイナス影響を受ける処方箋の診療科としては、内科が43.7%と最も多く、次いで耳鼻科、整形外科、小児科、心療内科（精神科）、皮膚科が多く挙げられた。

問. 調剤管理料の改定により、マイナス影響を受けている、または受けると予測される薬局に伺います。特にマイナス影響を受ける8日分以上27日分以下の処方が多い診療科について教えてください。（複数選択する場合は3つまでとしてください）

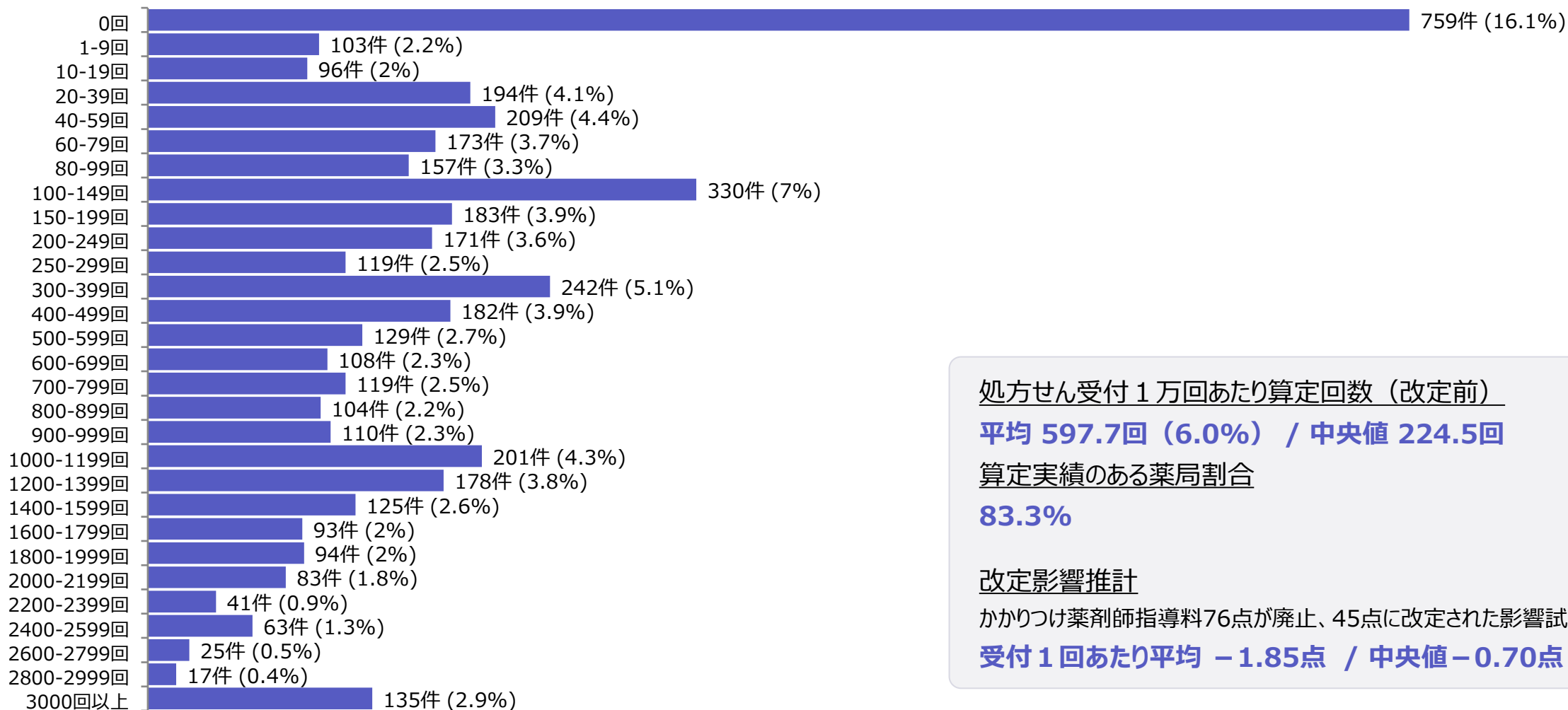
(N=2,394薬局)



かかりつけ薬剤師指導料 算定実績（改定前） / 改定影響

かかりつけ薬剤師指導料の処方箋受付1万回当たりの算定回数は、平均597.7回（6.0%相当）であった。かかりつけ薬剤師指導料76点が廃止され、服薬管理指導料45点を算定する場合として影響を試算すると、受付1回あたり平均－1.85点、中央値－0.70点であった。

問. 改定前、直近1年間における処方箋受付1万回当たりのかかりつけ薬剤師指導料（かかりつけ薬剤師包括管理料含む）の算定について教えてください。（N=4,543薬局）



処方せん受付1万回あたり算定回数（改定前）

平均 597.7回（6.0%） / 中央値 224.5回

算定実績のある薬局割合

83.3%

改定影響推計

かかりつけ薬剤師指導料76点が廃止、45点に改定された影響試算

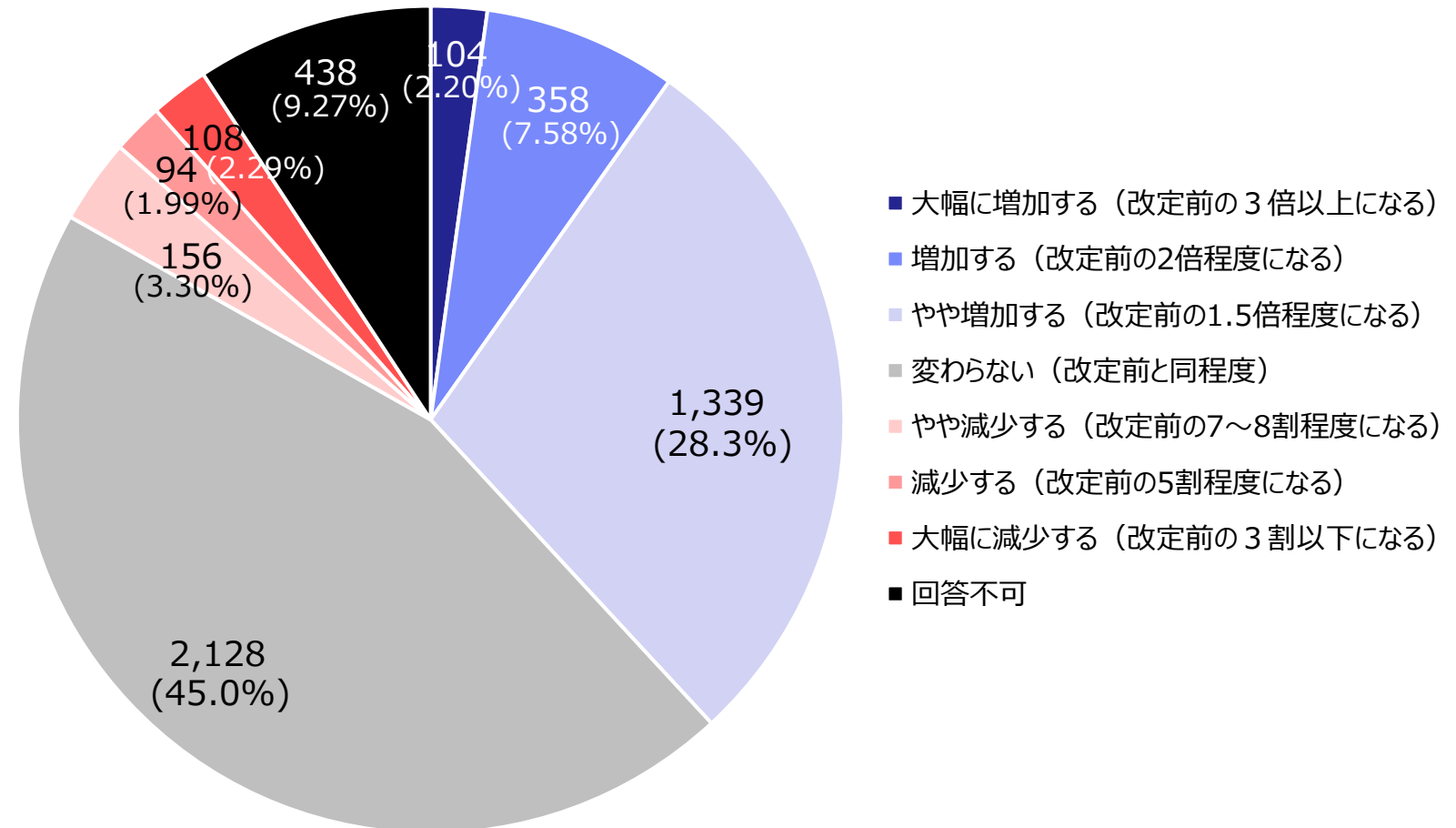
受付1回あたり平均－1.85点 / 中央値－0.70点

改定後のかかりつけ薬剤師への指名の増減予測

令和8年改定後の患者によるかかりつけ薬剤師への指名の増減予測について、「増加予測」38.1%、「変わらない」45.0%、「減少予測」7.58%といった回答であった。

問. 改定後のかかりつけ薬剤師の普及について教えてください。貴店に来局されている患者が貴店の薬剤師をかかりつけ薬剤師に指名されることが増えると思いますか？回答者の現場感覚における予測をご回答ください。

(N=4,725薬局)



残薬調整に係る処方箋様式変更

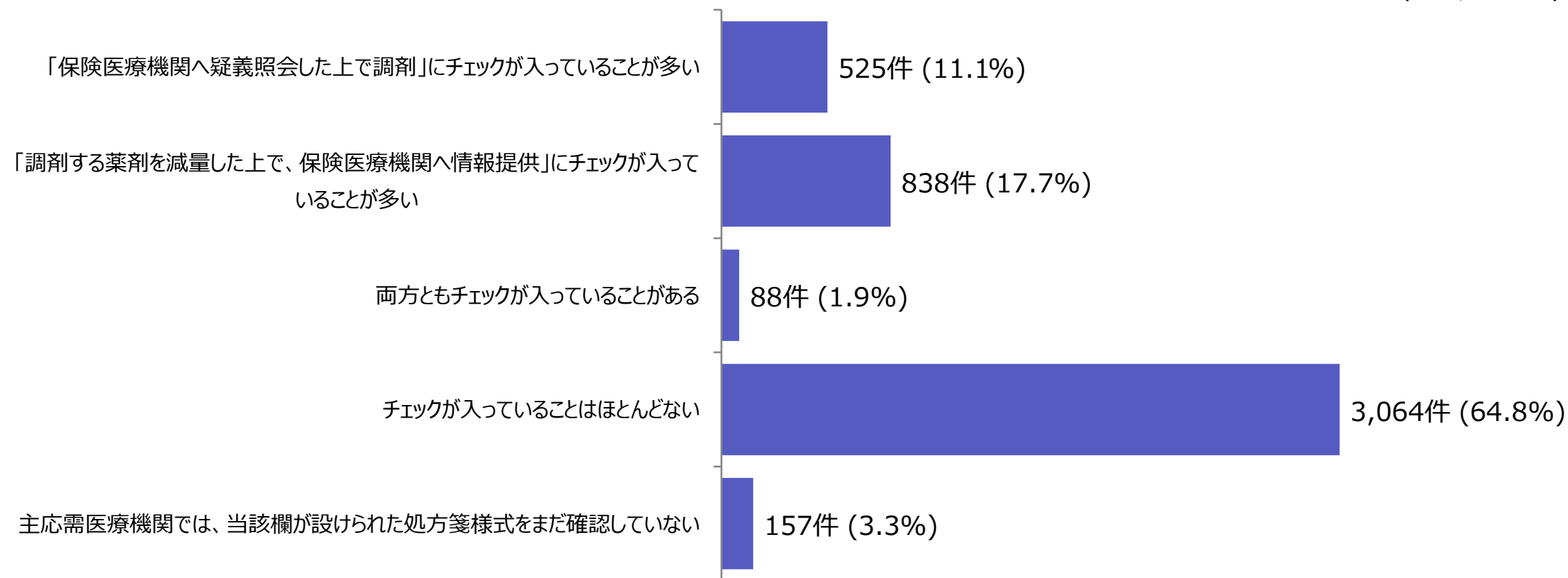
令和8年改定後、本調査の回答時点において、「『調剤する薬剤を減量した上で、保険医療機関へ情報提供』にチェックが入っていることが多い」と回答されたのが、17.7%であった。

問. 残薬調整に係る処方箋様式変更の影響についてお伺いします。令和8年度調剤報酬改定において、処方箋様式に以下の欄が追加されました。

「保険薬局が調剤時に残薬を確認した場合の対応」 □ **保険医療機関へ疑義照会した上で調剤** □ **調剤する薬剤を減量した上で、保険医療機関へ情報提供**

貴店の主応需医療機関が発行する処方箋において、上記欄にチェックが入っていることがありますか。もっとも当てはまる状況を選択してください。※ここでいう主応需医療機関とは貴店が応需する処方箋のうち、受付回数が最も多い保険医療機関を指します。

(N=4,672薬局)

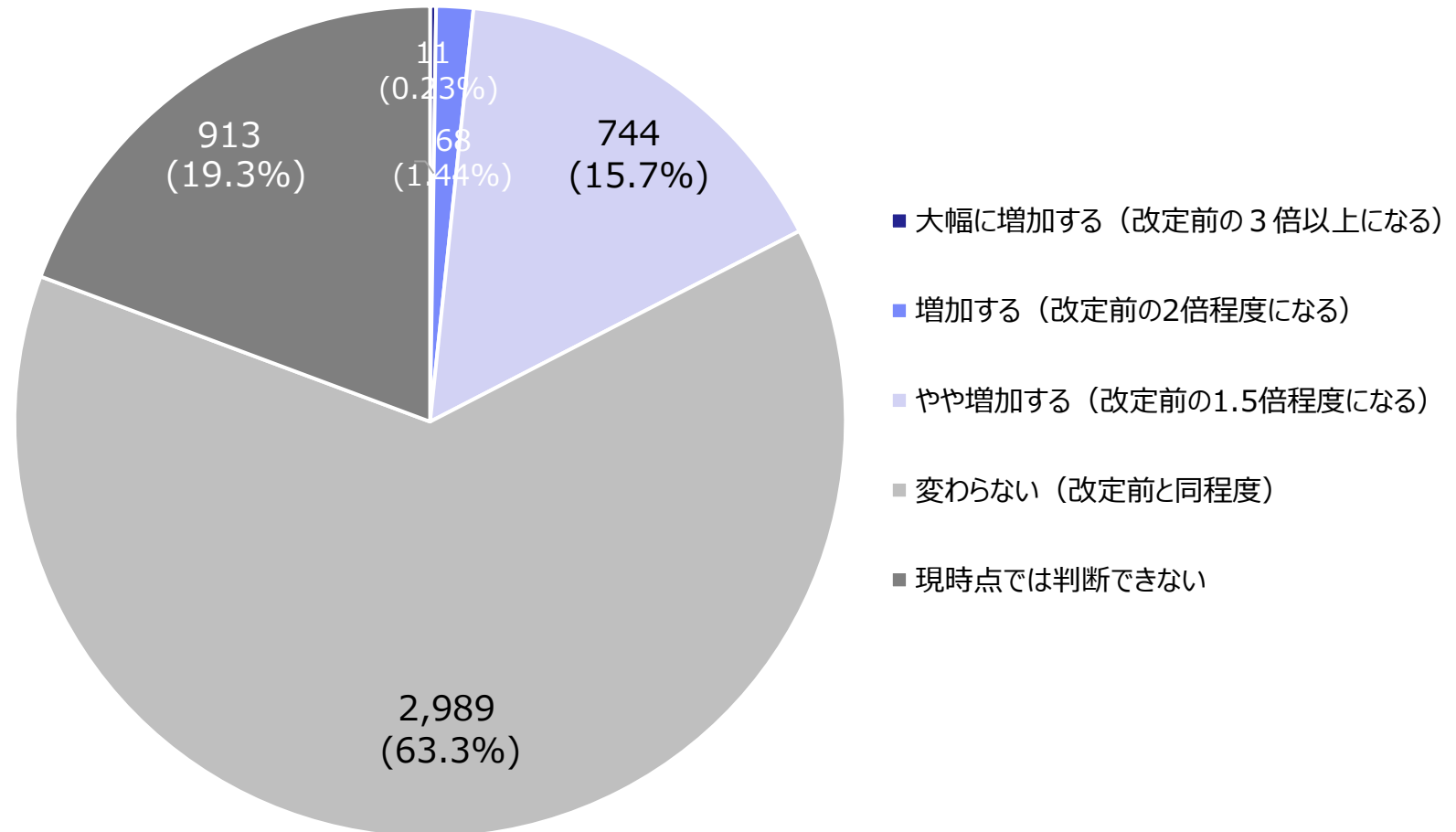


改定後の残薬調整の増減予測

令和8年改定後の残薬調整の増減予測について、「増加予測」17.4%、「変わらない」63.3%、「現時点では判断できない」19.3%といった回答であった。

問. 処方箋様式の変更や、在宅患者・かかりつけ薬剤師が対応する場合に調剤時残薬調整加算の高い区分（50点）が算定できることにより、貴店における残薬調整の実績は増えると思いますか？回答者の現場感覚における予測をご回答ください。

(N=4,725薬局)

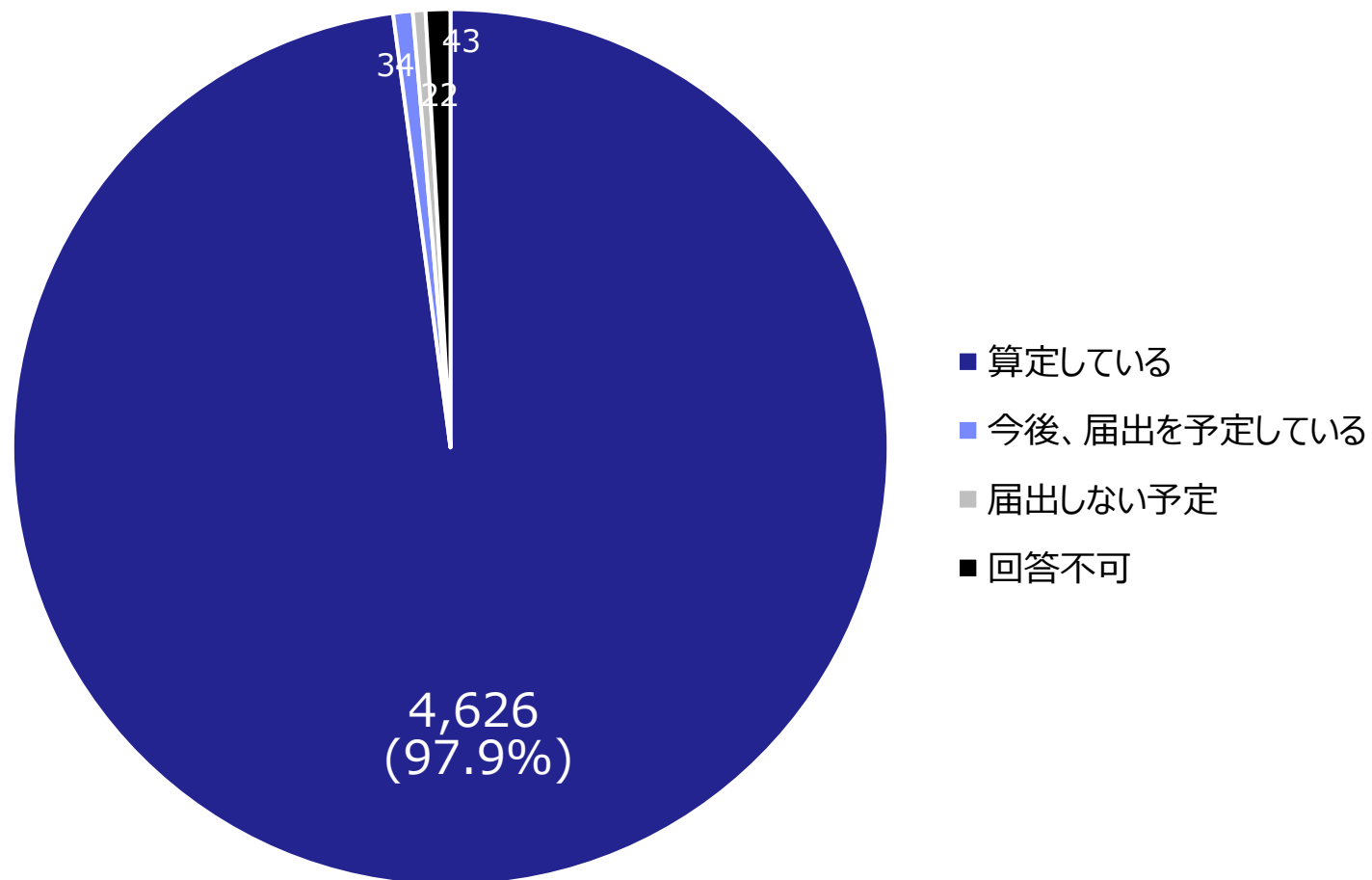


調剤ベースアップ評価料

本調査の回答薬局において、調剤ベースアップ評価料の算定率は97.9%であった。

問. 2026年6月時点における調剤ベースアップ評価料の算定について教えてください。

(N=4,725薬局)

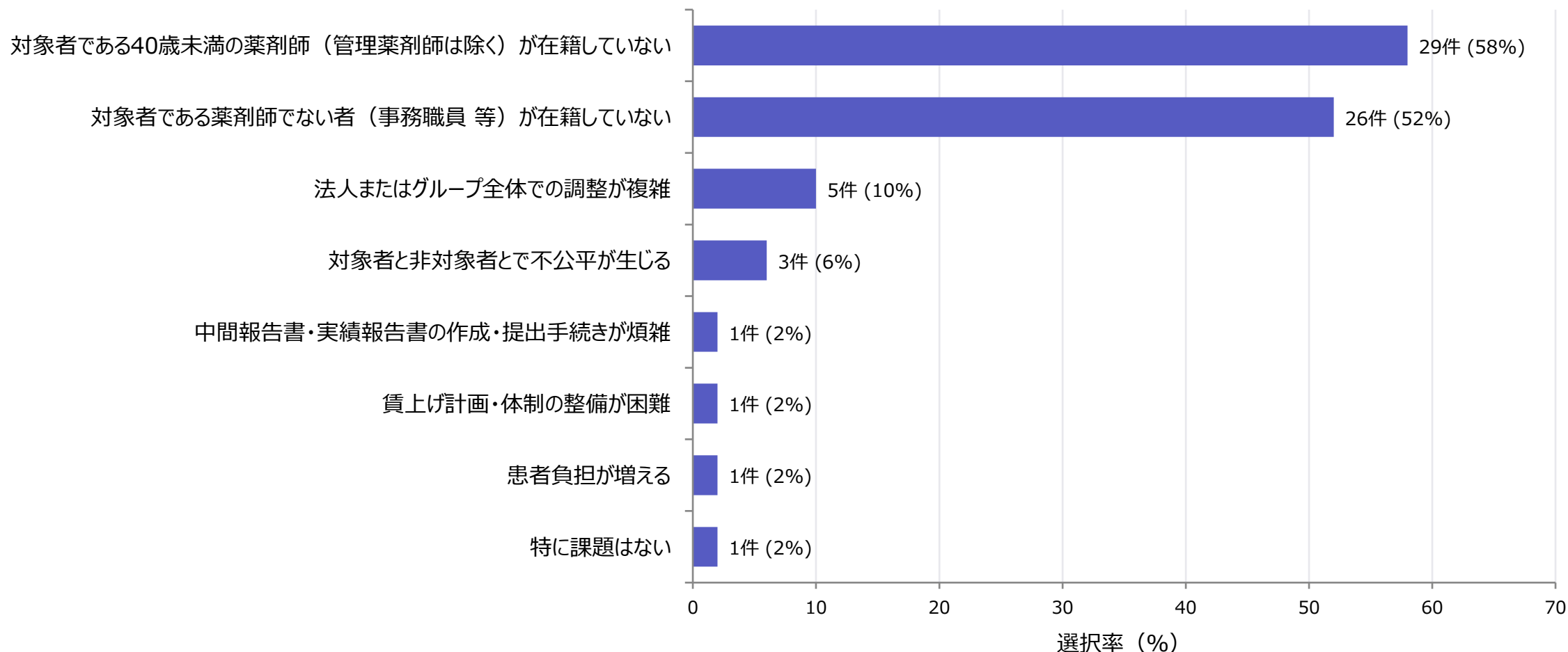


調剤ベースアップ評価料を算定していない理由

「対象者である40歳未満の薬剤師が在籍していない」58.0%、「対象者である薬剤師でない者（事務職員等）が在籍していない」52.0%が突出しており、非算定の主たる理由は制度上の対象者が不在であることにある。

問. 「調剤ベースアップ評価料を算定している」以外を回答した方に伺います。調剤ベースアップ評価料を算定していない理由として当てはまるもの（当てはまるだろうと思うもの）を教えてください。わからない場合は「09_回答不可」を選択ください。（複数回答可）

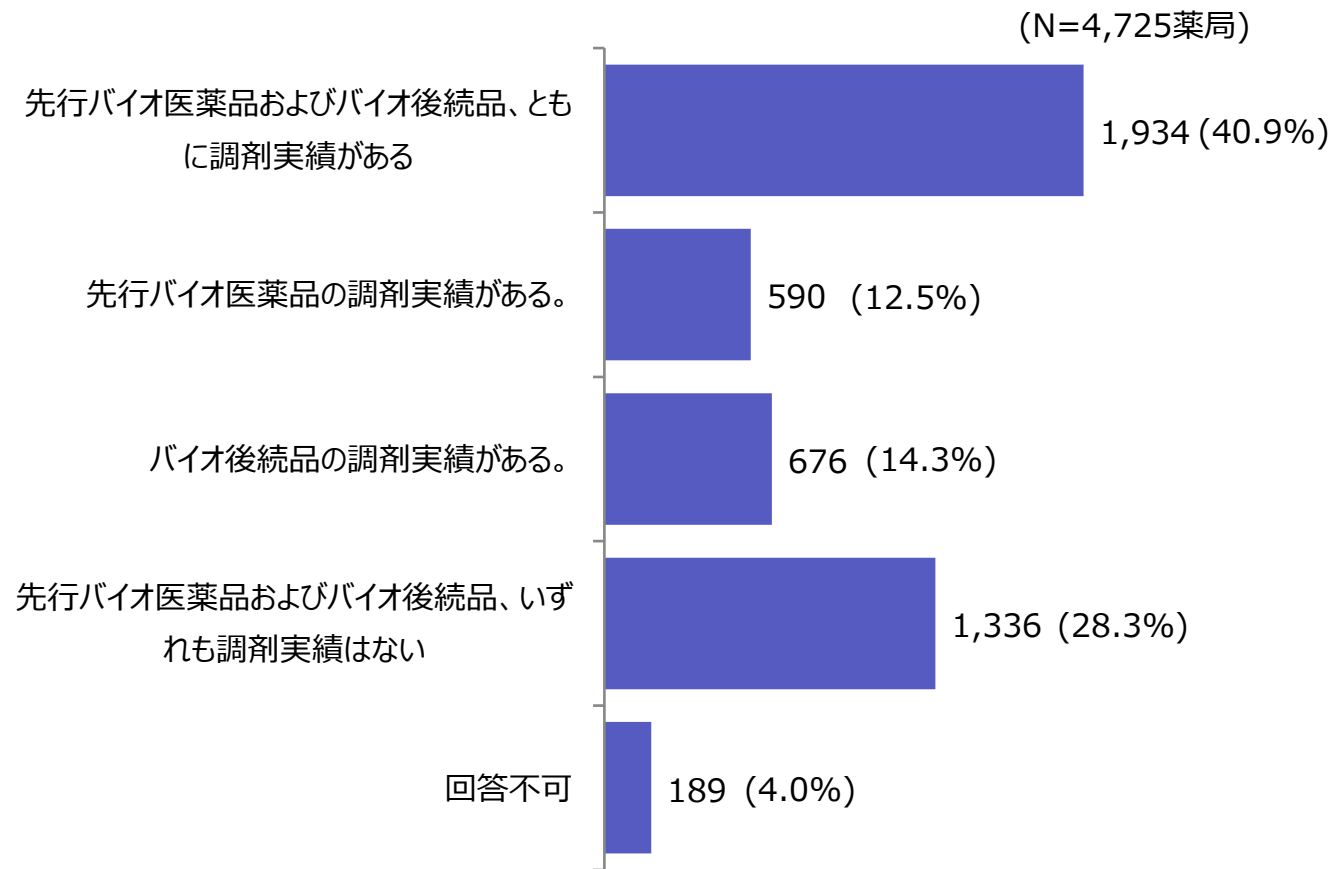
(N=回答不可を除いた50薬局)



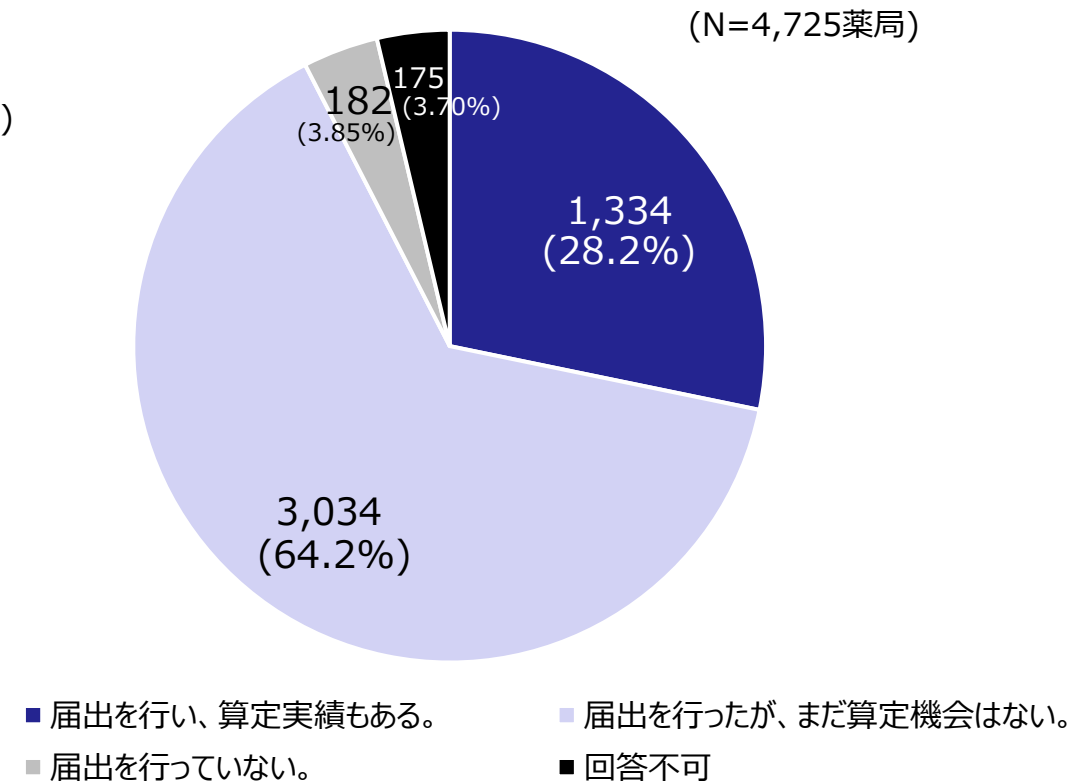
バイオ後続品調剤体制加算

本調査の回答時点において、バイオ後続品調剤体制加算（50点）の届出割合は92.4%、算定実績がある割合は28.2%であった。

問. バイオ医薬品の直近1年間の調剤実績について教えてください。



問. バイオ後続品調剤体制加算（50点）の算定について教えてください。



第1部 記述統計（単純集計） まとめ

改定項目	改定前 平均点数	改定後 平均点数	要点
調剤基本料	30.16点	30.78点	平均+0.62点。区分低下は8.6%（404件）。
地域支援・医薬品供給対応体制加算	45.37点	40.52点	平均-4.84点。
在宅薬学総合体制加算 ※算定1回あたり	18.47点	20.95点	加算1が15→30点に増点。加算2は22.1→3.3%に絞り込み。
電子的調剤情報連携体制整備加算	8.27点	7.85点	平均-0.42点。算定率97.9→97.5%。点数はほぼ横ばい。
調剤管理料	—	—	79%の薬局マイナス。受付1回あたり平均-5.94点。
かかりつけ薬剤師指導料	—	—	76点廃止・45点化。受付1回あたり-1.85点。
調剤ベースアップ評価料	—	算定率 97.9%	非算定理由は「対象者が在籍していない」が中心。
バイオ後続品調剤体制加算	—	届出割合 92.4%	算定実績がある薬局は28.2%。

※在宅薬学総合体制加算は在宅患者の処方せん1回あたり（算定1回あたり）であり、分母が異なる。改定後の加算2は個人宅100点として算出した。

第1部 Summary

- 令和8年度改定では、調剤ベースアップ評価料（算定率97.9%）や調剤物価対応料など、物価・賃金上昇に対応する評価が設けられた。一方、回答薬局では主要な報酬項目の減点が目立ち、厳しい改定影響がうかがえた。
- 調剤基本料の点数差は平均+0.62点（中央値+2点）だったが、8.6%の薬局で減点となった。地域支援・医薬品供給対応体制加算は改定前の関連加算比で平均-4.84点（中央値-3点）、電子的調剤情報連携体制整備加算は平均-0.42点（中央値±0点）で、算定率は97.5%だった。調剤管理料は79%の薬局でマイナスと推計され、受付1回当たりの影響は平均-5.94点（中央値-4.3点）だった。かかりつけ薬剤師指導料の見直しも、服薬管理指導料45点への移行を仮定すると、受付1回当たり平均-1.85点（中央値-0.7点）と試算された。
- 在宅薬学総合体制加算2の算定率は22.1%から3.3%に低下し、加算なしは28.1%から37.7%に増加した。個人宅訪問等の年間実績が48回以上の薬局は54.4%だったが、240回以上は9.8%、480回以上は3.6%にとどまった。上位区分を算定する薬局の大幅な減少が、在宅分野での主な変化となった。

第2部 薬局基本情報における解析

解析手法

本報告書では「差があるか（p値）」と「その差がどれくらい大きい（効果量）」の2つを必ず併記している。回答数が4,725件と多いため、わずかな差でも「差がある」と判定されやすいためである。「有意差あり」でも効果量が小さければ、実務上の意味は限られ、逆に効果量が大きい項目こそ、実際に影響が大きい要因となる。

解析手法

- ・ **カイ二乗検定**：2つの分類の間に関係があるかを調べます。「立地形態」と「加算の算定有無」のように、両方が分類のときに使います。もし関係がないとしたら各マスに何件入るはずかを計算し、実際とのズレの大きさを判定します。
- ・ **Kruskal-Wallis検定（クラスカル・ウォリス）**：3つ以上のグループで数値に差があるかを調べます。「立地形態10種類ごとに点数を比べる」ような場面で使います。すべてのデータを順位に置き換えて比較するため、分布が偏っていても結果が歪みません。
- ・ **Mann-Whitney U検定（マン・ホイットニー・Uー）**：2つのグループで数値に差があるかを調べます。「都市部か否かで訪問実績を比べる」ような場面で使います。考え方はKruskal-Wallis検定と同じで、グループが2つの場合に用います。
- ・ **Spearman順位相関（スピアマン）**：2つの数値が連動して動くかを調べます。「薬剤師が増えると訪問実績も増えるか」を見る手法です。順位で比較するため、極端に大きい値があっても影響を受けにくい特徴があります。
- ・ **多重比較・Holm補正**：グループ間の差が「具体的にどこにあるか」を特定します。10種類なら45通りを1つずつ比較しますが、繰り返すと偶然の誤判定が増えます。Holm補正はその誤判定を防ぐ調整です。

解析用語・効果量

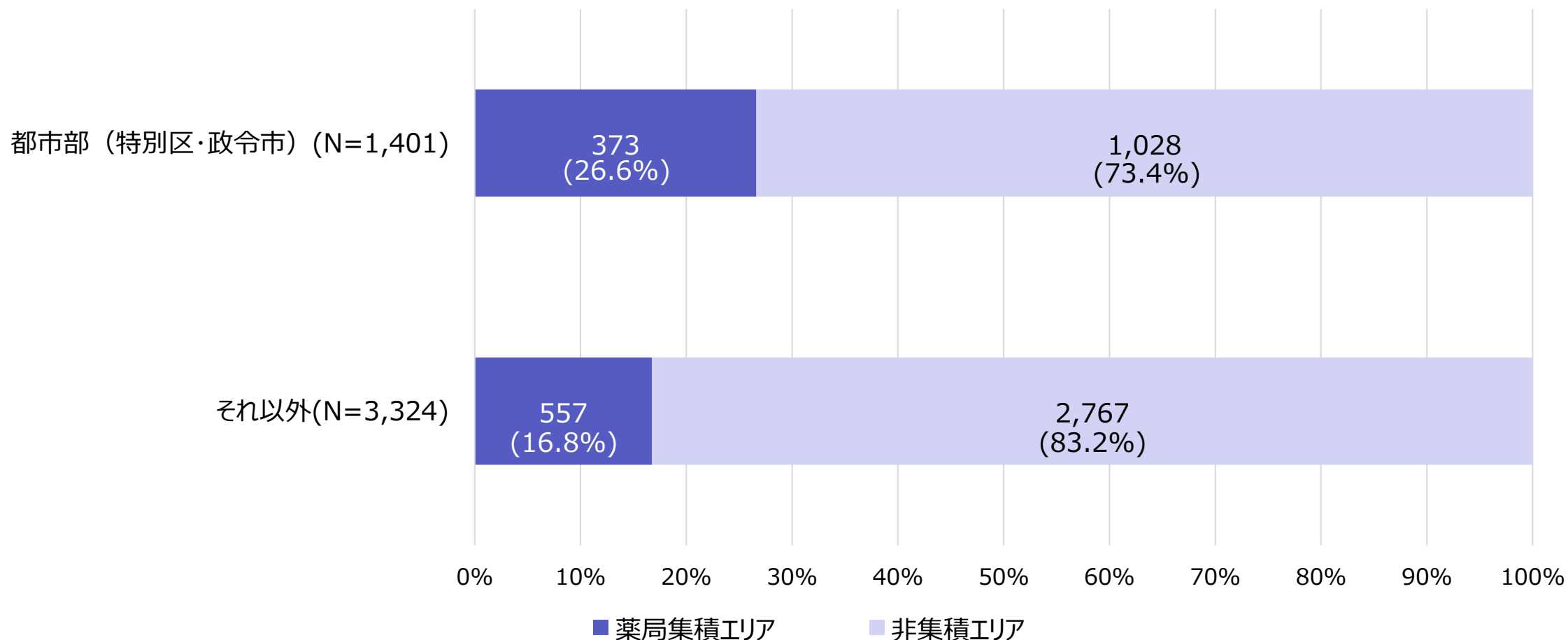
p値（ピー）：差や関連がないと仮定したとき、今回と同程度以上の差が生じる確率。0.05未満で「統計的に有意」と判断する。ただし回答数が多いほど小さくなりやすく、本調査は4,725件と大規模なため、わずかな差でも有意と判定されます。

効果量：差の「大きさ」そのものを表す指標です。p値が「差があるか」を判定するのに対し、効果量は「その差がどれくらい重要か」を示します。**両方を併せて見る必要があります。**

- ・ **Cramér's V（クラメールのV）**：分類どうしの関連の強さを0～1で表します。1に近いほど強い関連です。
目安：0.1未満＝弱い／0.1～0.3＝中程度／0.3以上＝強い
- ・ **ϵ^2 （イプシロンにじょう）**：3グループ以上の差の大きさを0～1で表します。 $(H-群数+1) \div (N-群数)$ で算出。値が大きいほど、グループ間の差が大きいことを示します。
目安：0.06未満＝小さい／0.06～0.14＝中程度／0.14以上＝大きい
- ・ **r（アール）**：2グループの差の大きさを0～1で表します。
目安：0.3未満＝小さい／0.3～0.5＝中程度／0.5以上＝大きい
- ・ **ρ （ロー）**：2つの数値の連動の強さを-1～+1で表します。プラスなら一方が増えるともう一方も増える関係、マイナスなら逆方向の関係です。
目安（絶対値）：0.1～0.3＝弱い／0.3～0.5＝中程度／0.5以上＝強い

都市部該当性 × 薬局集積性

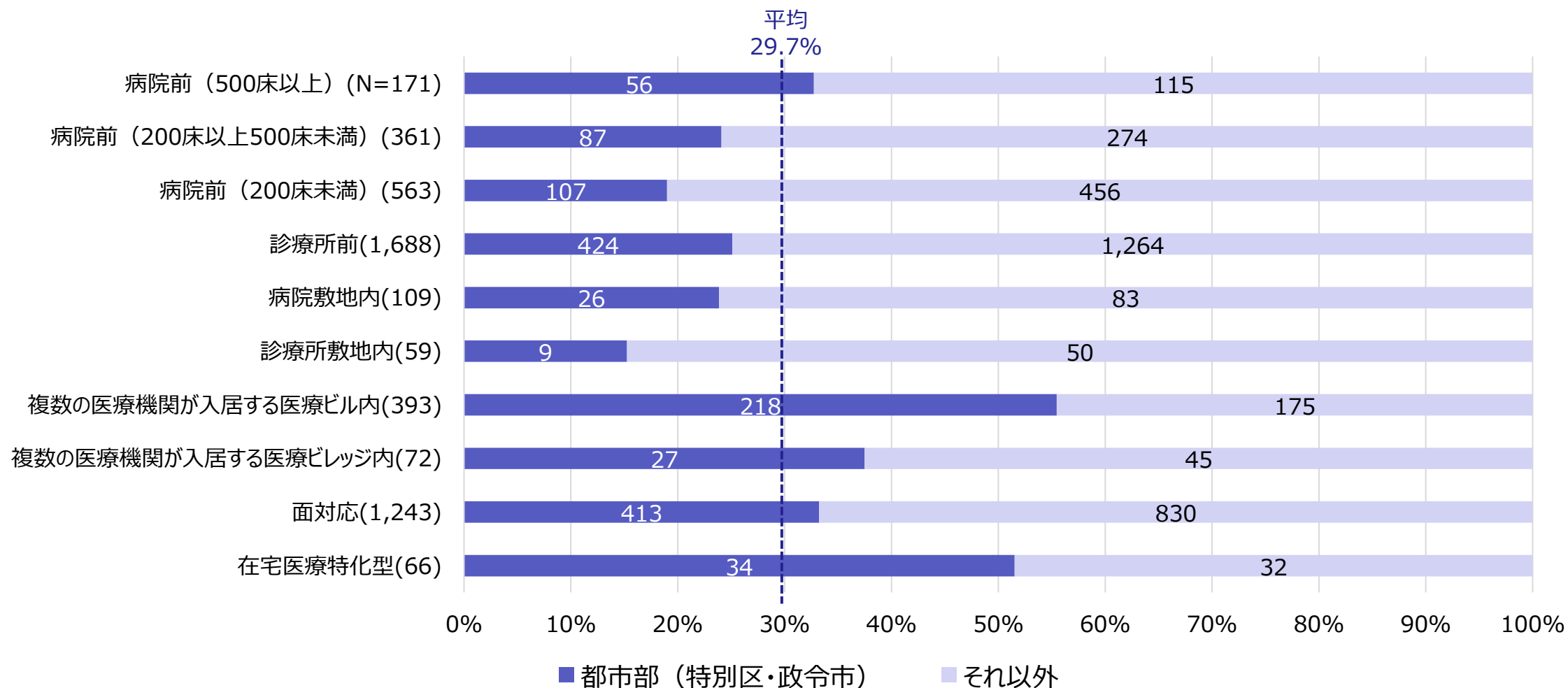
都市部の薬局は薬局集積エリアに該当しやすいものの、その差は大きくない。都市部か否かで薬局の密集度が決まるわけではなく、集積は局所的な立地条件によって生じている。



カイ二乗検定 $\chi^2=60.07$ 、 $p<0.001$ (有意、Cramér's $V=0.113$ ・弱い～中程度)。

都市部該当性 × 立地形態

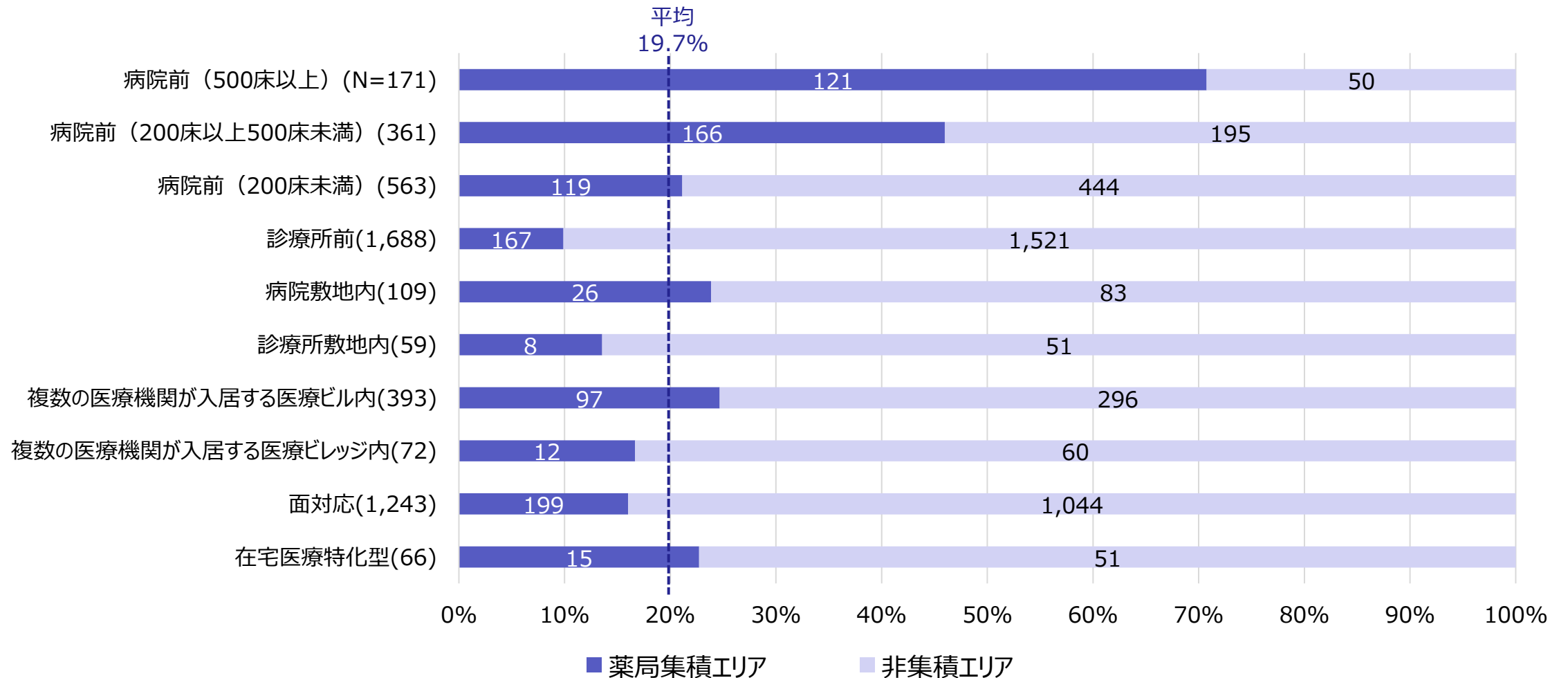
医療ビル内薬局は55.5%が都市部に所在し、全体平均29.7%を大きく上回る。一方、病院前（200床未満）19.0%、診療所敷地内15.3%など、門前型の一部は都市部所在割合が低い。



カイ二乗検定 $\chi^2=211.42$ 、 $p<0.001$ （有意、Cramér's $V=0.212$ ・中程度）。

薬局集積性 × 立地形態

病院前（500床以上）70.8%、病院前（200床以上500床未満）46.0%と、大規模病院の周辺で薬局集積エリアの該当率が高い。診療所前は9.9%と低く、全体平均19.7%を下回る。

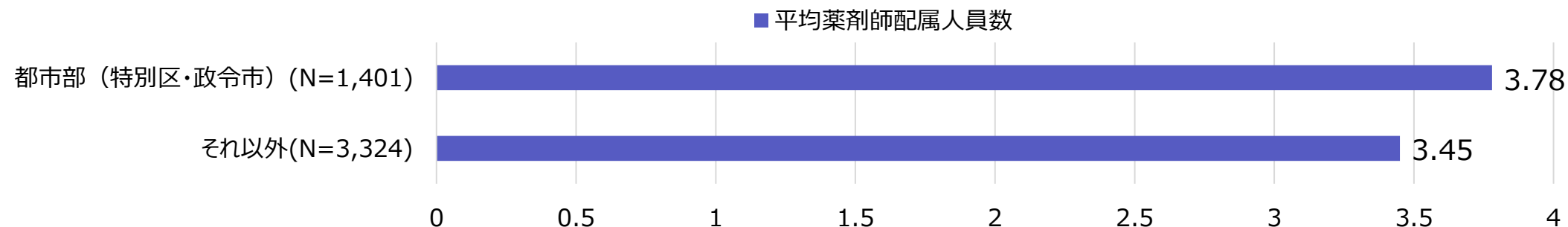


カイ二乗検定 $\chi^2=563.47$ 、 $p<0.001$ （有意、Cramér's $V=0.345$ ・強い）。

薬剤師配属人員数 × 都市部該当性 / 薬局集積性

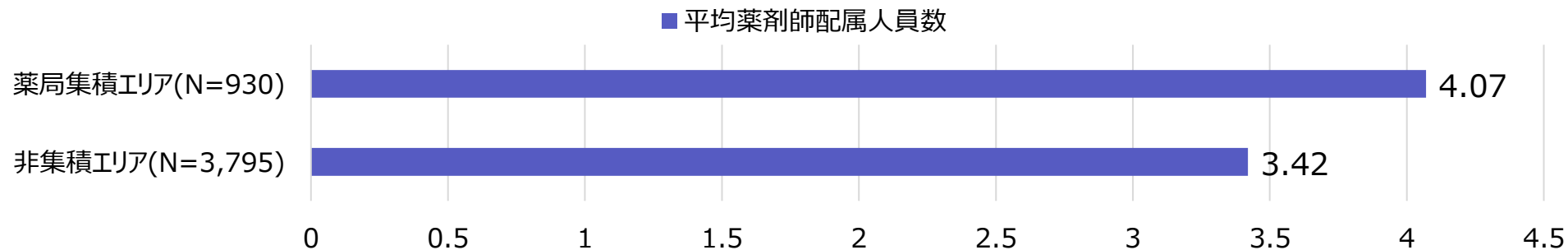
都市部・薬局集積性に該当するいずれの薬局も、そうでない薬局と比べて薬剤師配属人員数が有意に多いことが確認された。ただし効果量はいずれも小さく、実務的な差としては限定的であった。医療が集積する地域ほど処方せん取扱量が多く、それに応じた人員配置がなされていると解釈できる。

■ 薬剤師配属人員数 × 都市部該当性



Mann-Whitney U検定 $p < 0.001$ （有意差あり、効果量 $r = 0.066$ 、差の大きさは「小さい」）

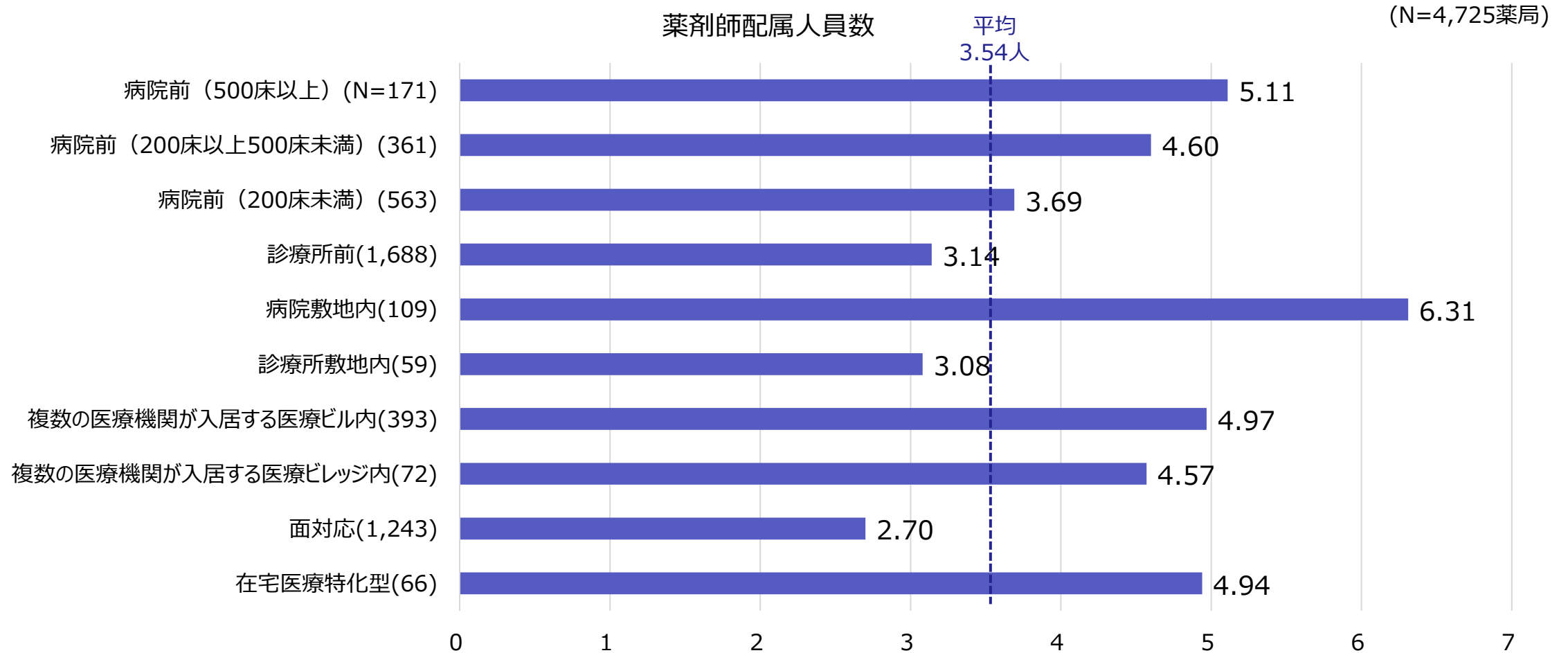
■ 薬剤師配属人員数 × 薬局集積性



Mann-Whitney U検定 $p < 0.001$ （有意差あり、効果量 $r = 0.11$ 、差の大きさは「小さい」）

薬剤師配属人員数 × 立地形態

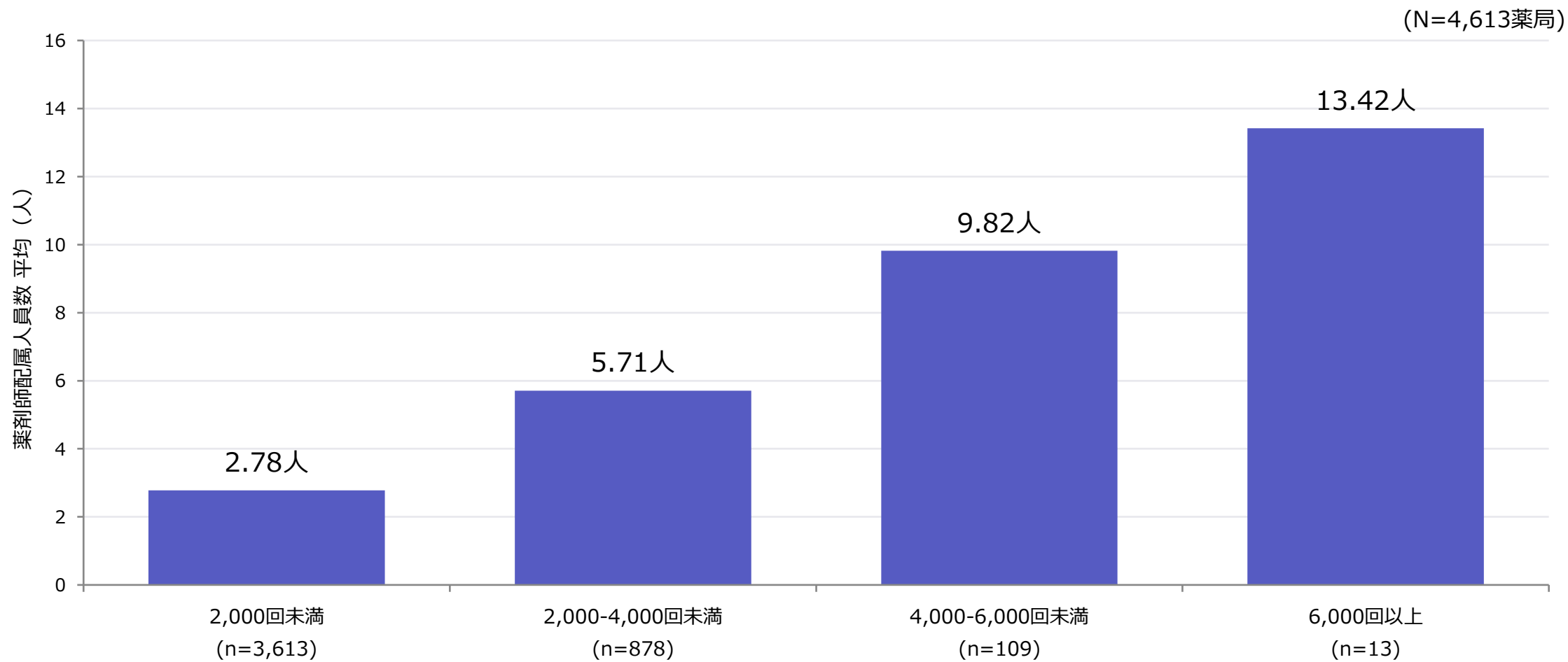
薬剤師数は立地形態によって大きく異なる。病院敷地内6.31人・病院前500床以上5.11人に対し、面对応2.70人・診療所前3.14人と約2倍の開きがある。



Kruskal-Wallis検定 $H=767.69$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\varepsilon^2=0.161$ ・大きい）。多重比較（Holm補正）で45ペア中28ペアに有意差。

薬剤師配属人員数 × 処方せん受付回数

処方せん受付回数と薬剤師配属人員数には強い正の相関がみられた。取扱量に応じた人員配置がなされていると考えられる。

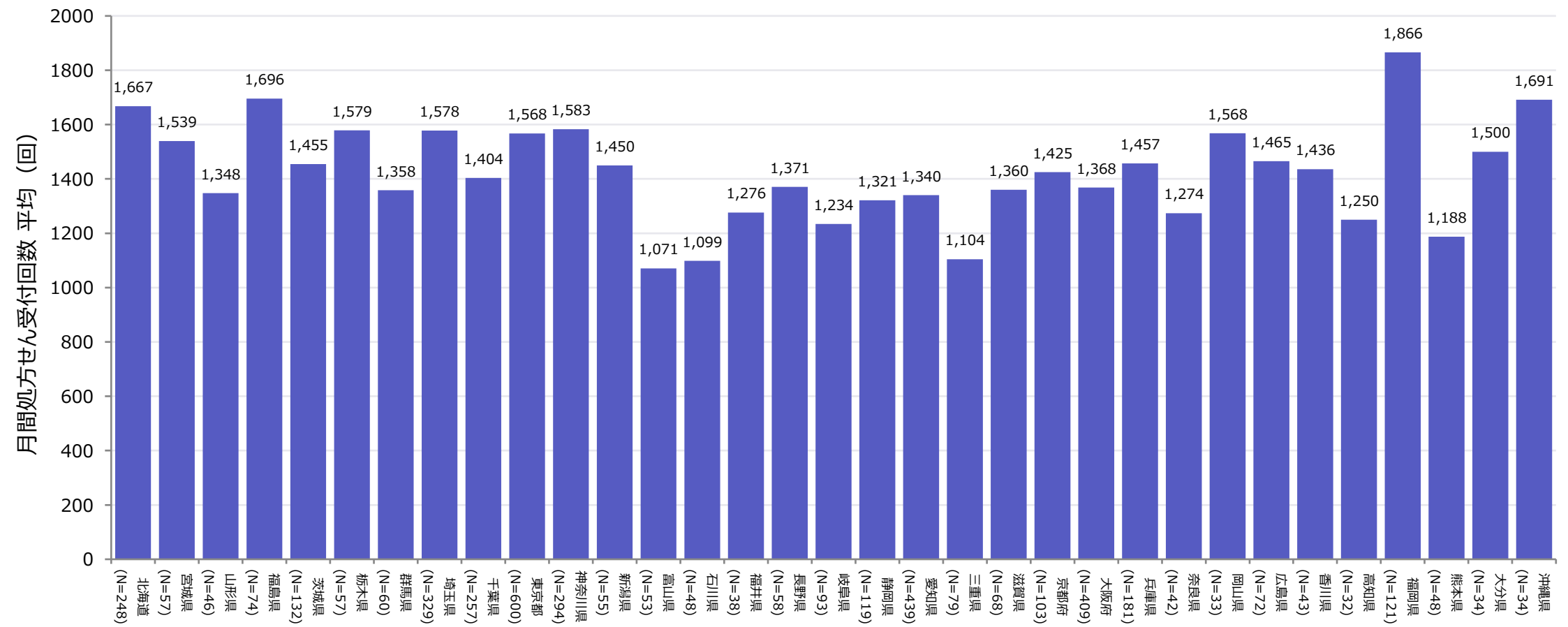


Spearman順位相関 $\rho=0.794$ ($p<0.001$ ・非常に強い正の相関)。以降の分析で「薬剤師数」は薬局規模を表す指標でもある点に留意が必要。

処方せん受付回数 × 都道府県

都道府県による受付回数の差は小さかった。受付回数は都道府県という広い地域単位では、ほとんど説明できない。

(N=4,356薬局)



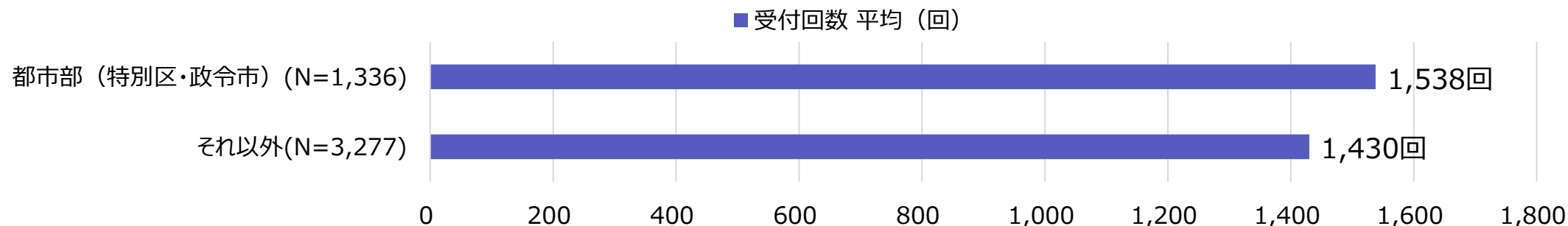
Kruskal-Wallis検定 H=119.57、自由度=32、 $p<0.001$ （有意差あり、効果量 $\epsilon^2=0.0203$ 、差の大きさは「小さい」）。

処方せん受付回数 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部・薬局集積エリアのいずれも受付回数がやや多かったが、その差は小さかった。

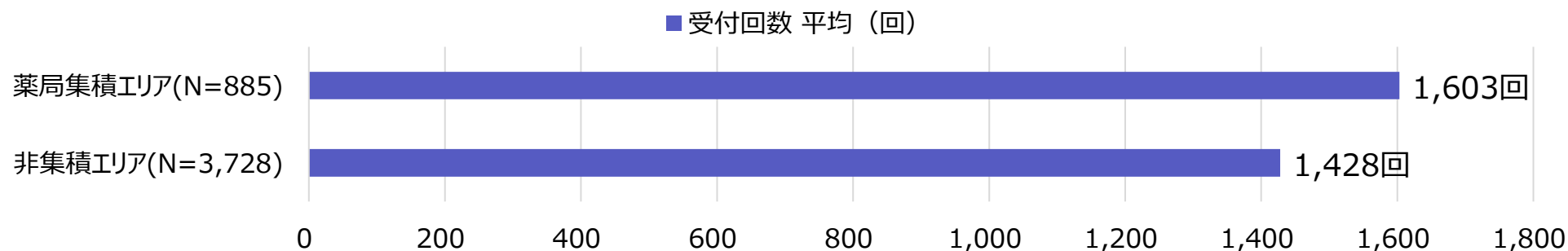
■ × 都市部該当性

(N=4,613薬局)



Mann-Whitney U検定 $p=0.014$ (効果量 $r=0.036$)

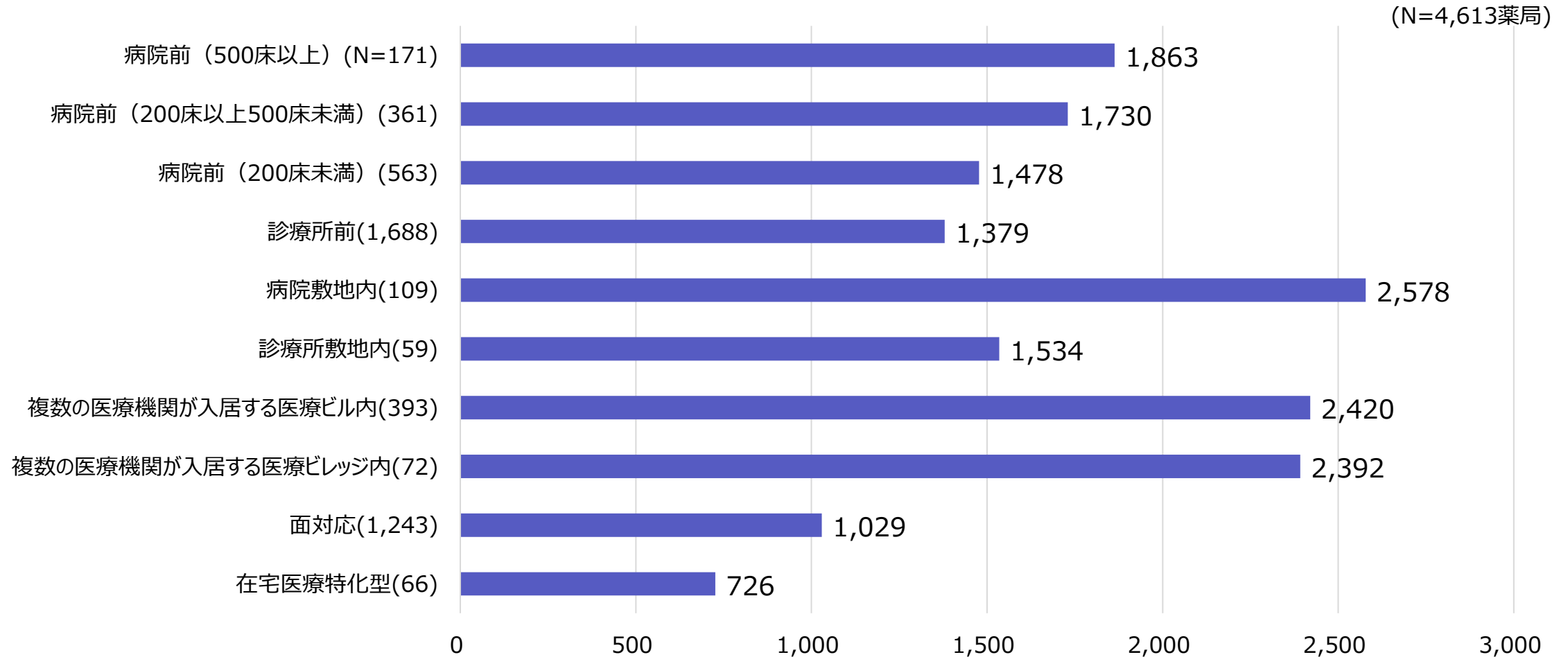
■ × 薬局集積性



Mann-Whitney U検定 $p<0.001$ (効果量 $r=0.068$) 。

処方せん受付回数 × 立地形態

立地形態によって処方せん受付回数は大きく異なり、効果量も大きい部類 ($\epsilon^2 = 0.186$) に入る。

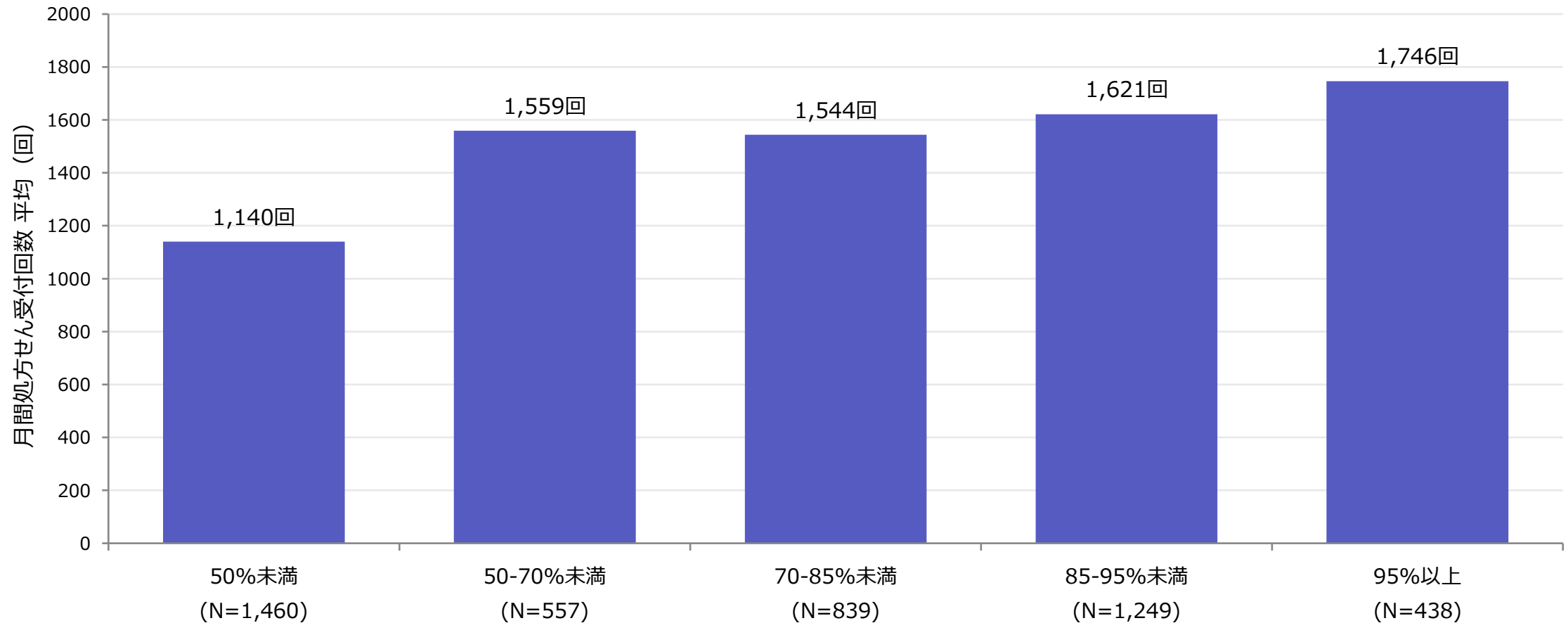


Kruskal-Wallis検定 $H=866.63$ 、自由度=9、 $p<0.001$ （有意差あり、効果量 $\epsilon^2 = 0.1863$ 、差の大きさは「大きい」）。

処方せん受付回数 × 処方せん集中率

集中率が高い薬局ほど受付回数も多い傾向がみられた（50%未満1,140回 → 95%以上1,746回）。ただし50%以上では増加が緩やかになる。

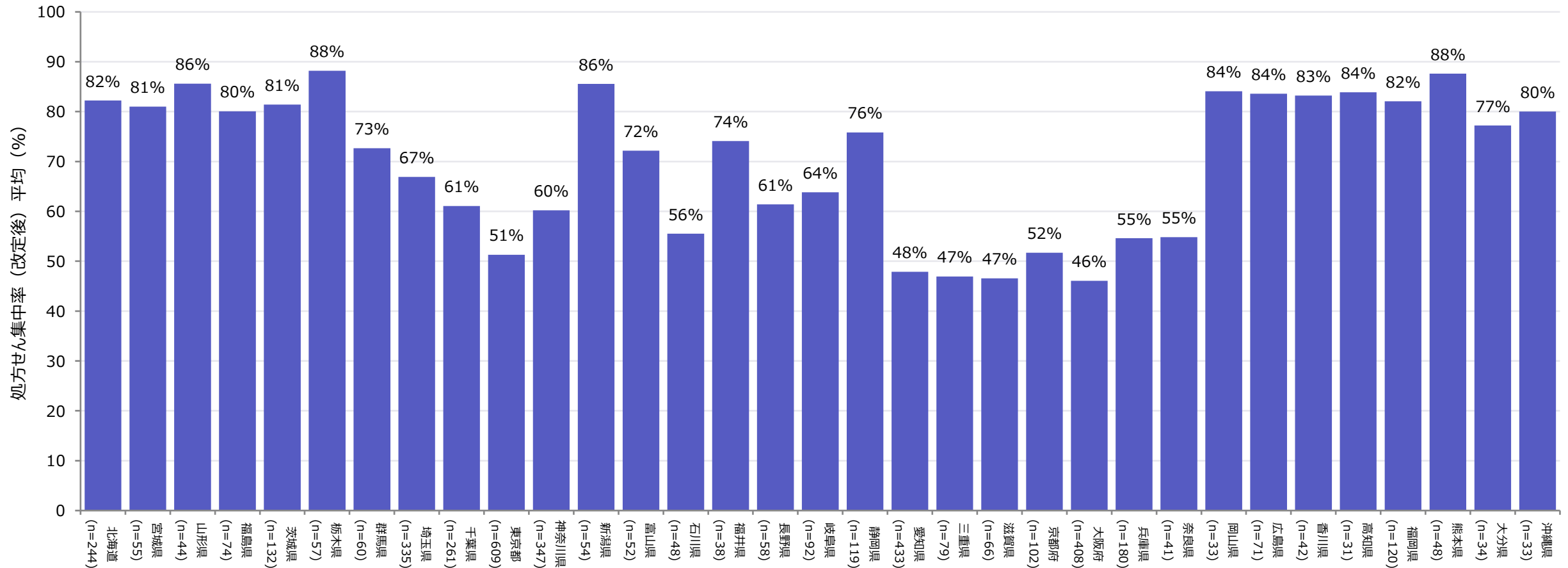
(N=4,543薬局)



Kruskal-Wallis検定 $H=355.16$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\varepsilon^2=0.077$ ・中程度）。Spearman順位相関 $\rho=0.282$ 。

処方せん集中率 × 都道府県

都道府県によって処方せん集中率の水準には有意な差があり、効果量も大きい ($\epsilon^2=0.1955$)。東北・北陸・中国・九州で高い傾向であった。

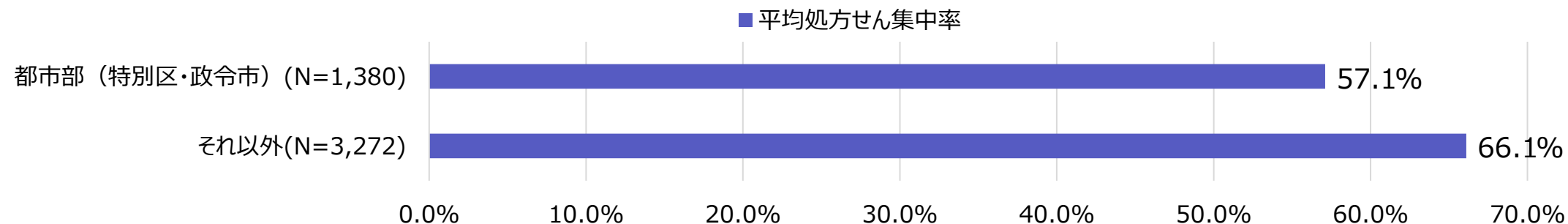


Kruskal-Wallis検定：H=885.82、自由度=32、 $p<0.001$ （有意差あり）、効果量 $\epsilon^2=0.1955$ （大きい）／ ※回答数30件以上の33都道府県を対象・都道府県番号順に表示

処方せん集中率 × 都市部該当性 / 薬局集積性

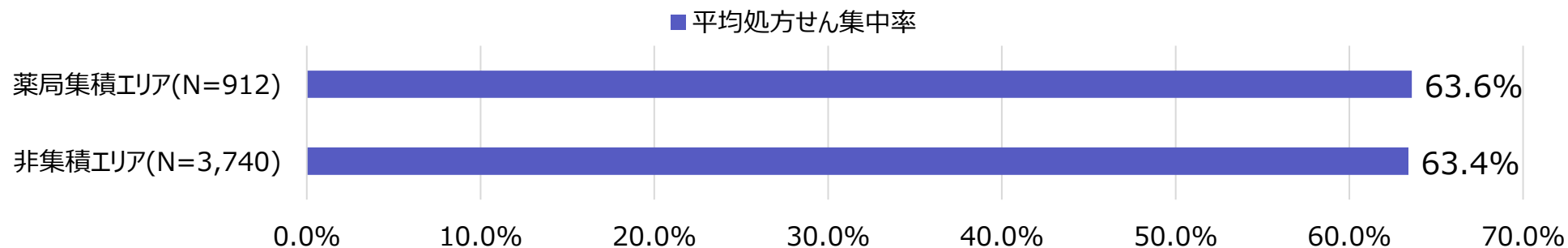
都市部以外の薬局の方が集中率が高く（66.1%対57.1%）、地域の医療提供体制の違いが背景にある可能性がある。一方、薬局集積性による差は確認されなかった。

■ 処方せん集中率 × 都市部該当性



Mann-Whitney U検定 $p < 0.001$ （有意差あり） 効果量 $r = 0.147$ （小さい）

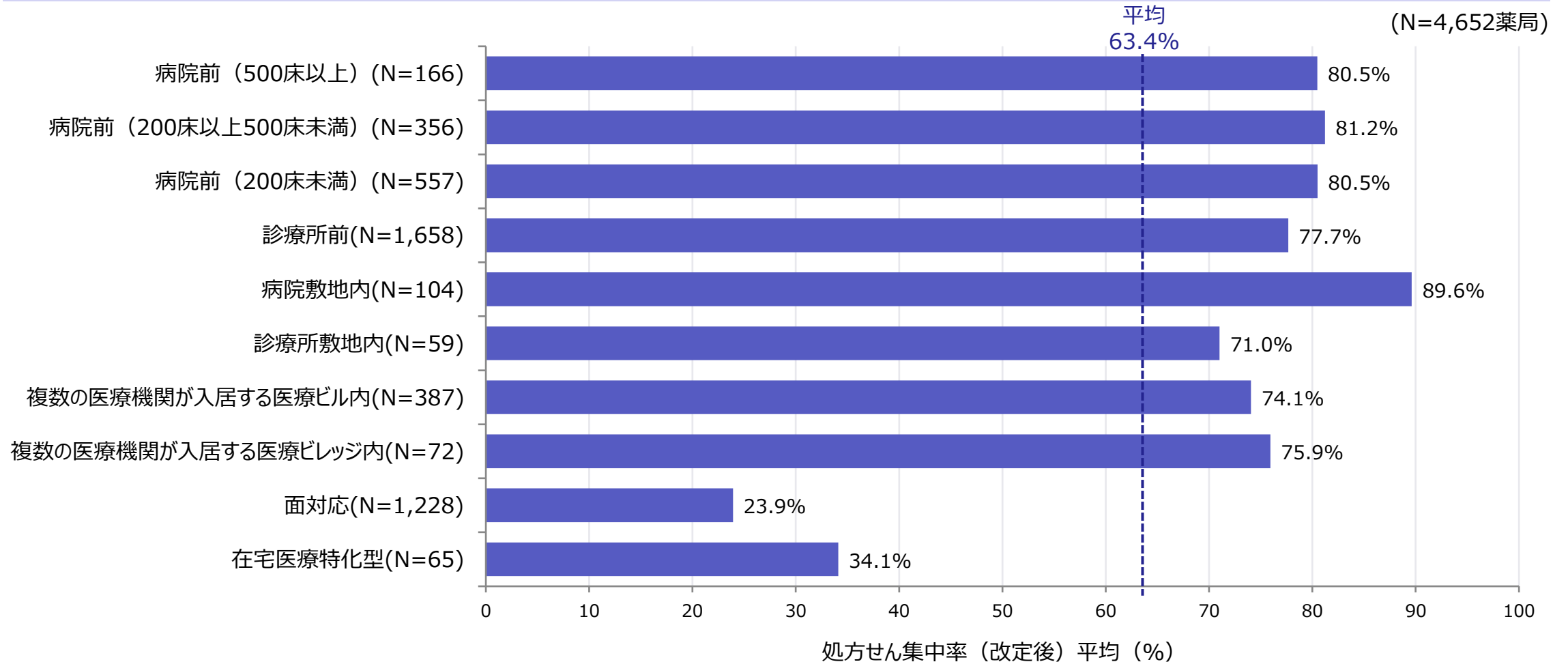
■ 処方せん集中率 × 薬局集積性



Mann-Whitney U検定 $p = 0.235$ （有意差なし）。

処方せん集中率 × 立地形態

立地形態と処方せん集中率に強い関連が見られた。



Kruskal-Wallis検定 $H=2347.3$ 、自由度=9、 $p<0.001$ (有意差あり、効果量 $\epsilon^2=0.5037$ ・大きい)。多重比較 (Holm補正) で全45ペア中29ペアに有意差。全体平均は63.44%。

第2部 薬局基本情報における解析 まとめ

目的変数	説明変数	効果量・関連の強さ	要点
処方せん集中率	立地形態	$\varepsilon^2=0.504$ ・大きい	立地形態によって集中率は大きく異なる。
処方せん集中率	都道府県	$\varepsilon^2=0.196$ ・大きい	東北・北陸・中国・九州で高い。
処方せん集中率	都市部該当性	$r=0.147$ ・小さい	非都市部の方がやや高い（66.1%対57.1%）。
処方せん集中率	薬局集積性	有意差なし	周辺の薬局密度は集中率との有意な関連は認められなかった。
処方せん受付回数	立地形態	$\varepsilon^2=0.186$ ・大きい	立地形態によって受付回数は大きく異なる。
処方せん受付回数	都道府県	$\varepsilon^2=0.020$ ・小さい	都道府県単位では受付回数をほとんど説明できない。
処方せん受付回数	都市部該当性	$r=0.036$ ・小さい	都市部の方がやや多い。
処方せん受付回数	薬局集積性	$r=0.068$ ・小さい	薬局集積エリアの方がやや多い。
処方せん受付回数	処方せん集中率	$\varepsilon^2=0.077$ ・中程度	集中率が高いほど多いが、50%以上では増加が緩やかになる。
薬剤師配属人員数	立地形態	$\varepsilon^2=0.161$ ・大きい	立地形態によって人員規模は大きく異なる。
薬剤師配属人員数	都市部該当性	$r=0.066$ ・小さい	都市部の方が、薬剤師配属人員数がやや多い。
薬剤師配属人員数	薬局集積性	$r=0.11$ ・小さい	薬局集積エリアの方が、薬剤師配属人員数がやや多い。
薬剤師配属人員数	処方せん受付回数	$\rho=0.794$ ・強い	取扱量に応じた人員配置がなされている。
薬局集積性	立地形態	$V=0.345$ ・強い	立地形態によって薬局の集積状況は大きく異なる。
都市部該当性	立地形態	$V=0.212$ ・中程度	立地形態の構成は都市部該当性と結びついている。
都市部該当性	薬局集積性	$V=0.113$ ・弱い～中程度	都市部の薬局は薬局集積エリアに該当しやすいがその差は大きくない。

効果量の判断の目安

- ・ Cramér's V : 0.1未満=弱い / 0.1～0.3=中程度 / 0.3以上=強い
- ・ ε^2 (イブシロン二乗) : 0.06未満=小さい / 0.06～0.14=中程度 / 0.14以上=大きい
- ・ r : 0.3未満=小さい / 0.3～0.5=中程度 / 0.5以上=大きい
- ・ ρ (ρ -) : 0.1～0.3=弱い / 0.3～0.5=中程度 / 0.5以上=強い

第2部 Summary

- ・ 処方せん集中率 ($\varepsilon^2=0.504$)、処方せん受付回数 ($\varepsilon^2=0.186$)、薬剤師配属人員数 ($\varepsilon^2=0.161$) は、いずれも立地形態によって大きく異なっていた。
- ・ 処方せん受付回数と薬剤師配属人員数には強い正の相関がみられた ($\rho=0.794$)。また、大規模病院周辺では薬局の集積が多かった。これらは患者の受診動線に沿って薬局機能が形成されてきた結果と考えられる。
- ・ 集中率は都道府県による差も大きく ($\varepsilon^2=0.196$)、都市部以外で高かった (66.1%対57.1%)。集中率を基準とする評価では、地域の医療提供体制の違いにも留意が必要である。

第3部 機能・実績における解析

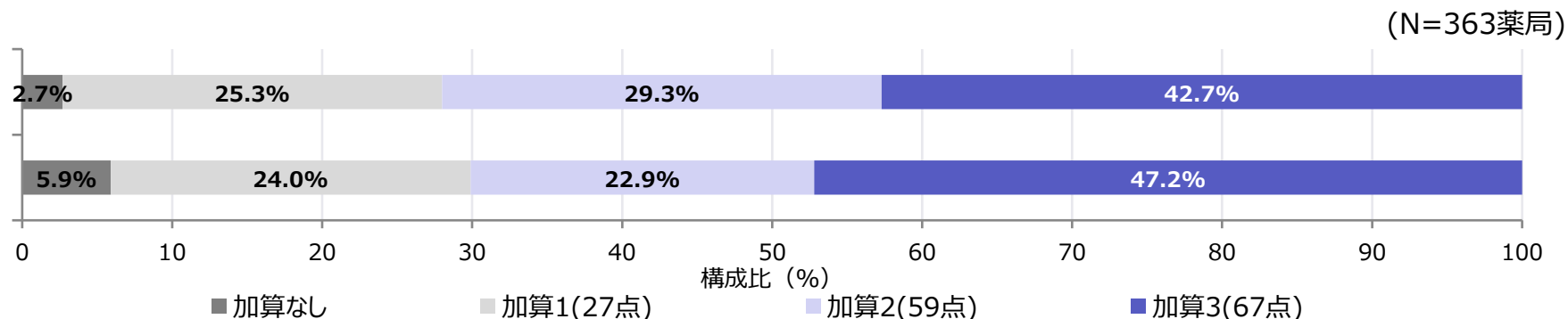
基本料 1) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部該当性、薬局集積性と加算区分の間に、統計的に有意な関連は確認されなかった。

■ × 都市部該当性

都市部（特別区・政令市）(N=75)

それ以外(N=288)

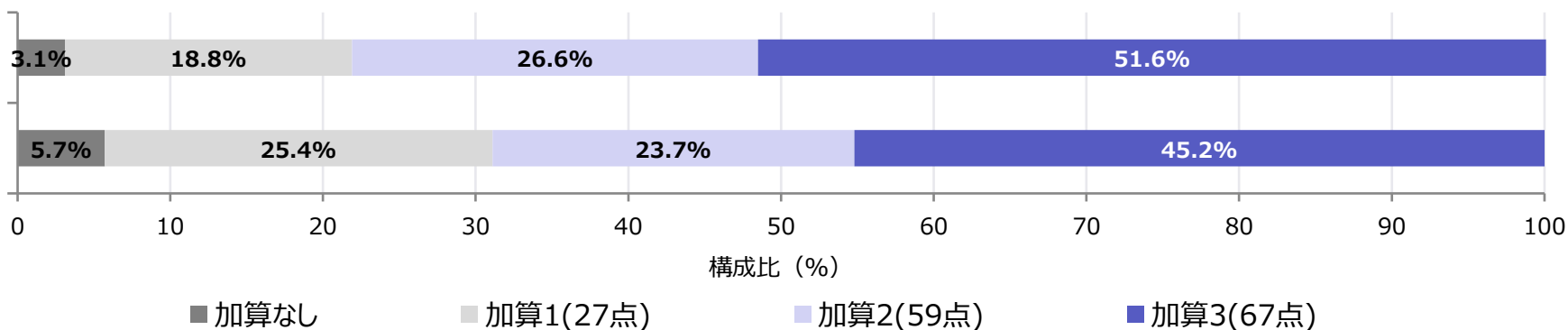


カイ二乗検定 : $p=0.473$ (有意な関連なし)

■ × 薬局集積性

薬局集積エリア(N=64)

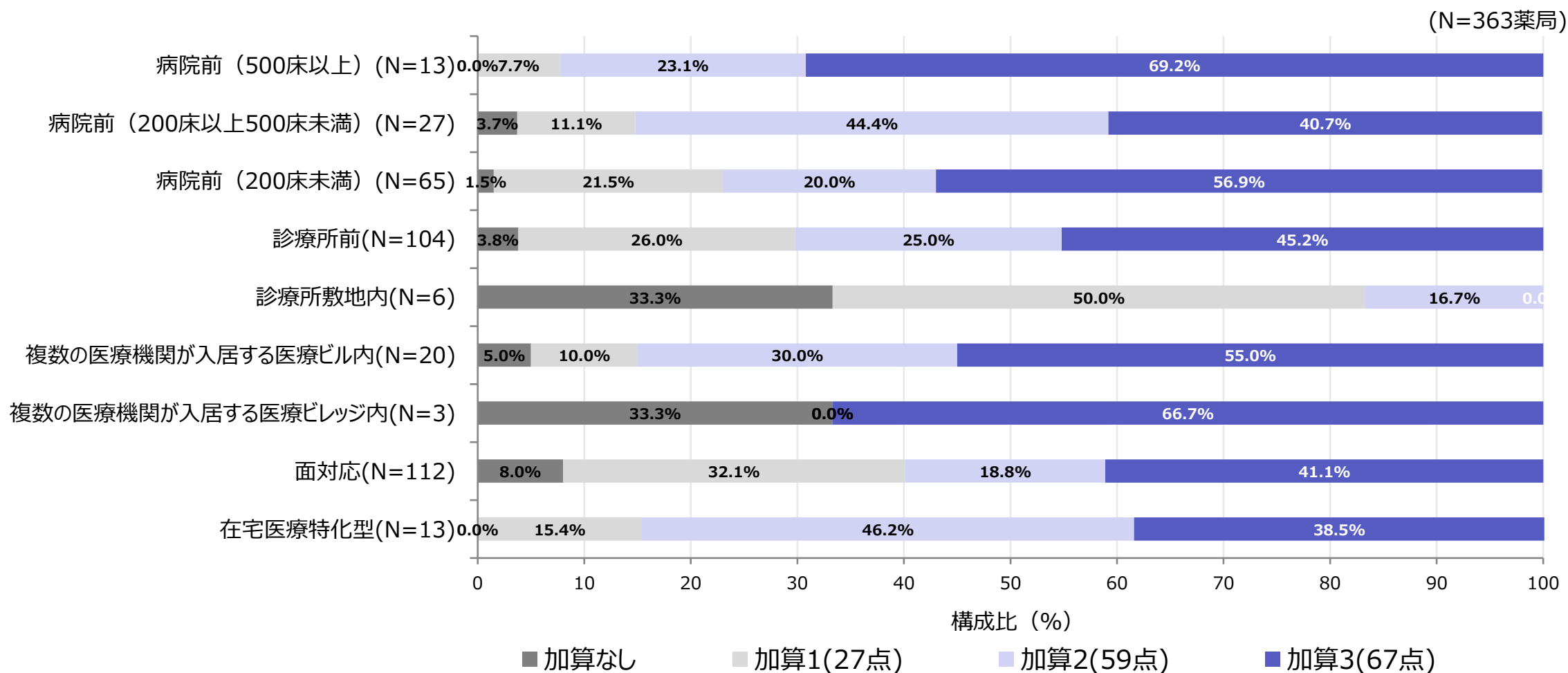
非集積エリア(N=299)



カイ二乗検定 : $p=0.519$ (有意な関連なし)

基本料 1) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 立地形態

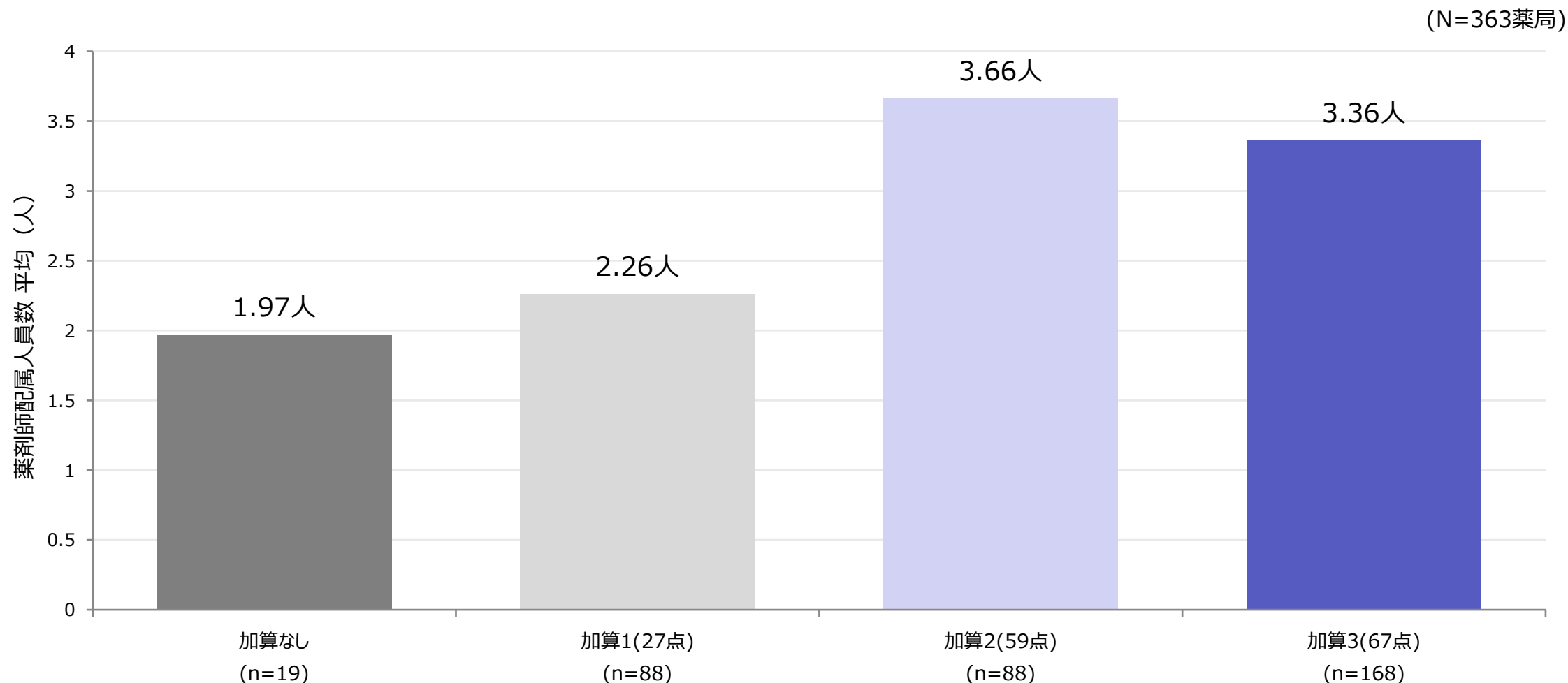
調剤基本料1の薬局では、立地形態によって加算区分の構成が異なっていた。



カイ二乗検定 : $\chi^2=47.53$ 自由度=24 $p=0.003$ (有意な関連あり) Cramér's V=0.209 (中程度)

基本料 1) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 薬剤師配属人員数

加算区分が上位になるほど、薬剤師配属人員数が多い傾向がみられた。

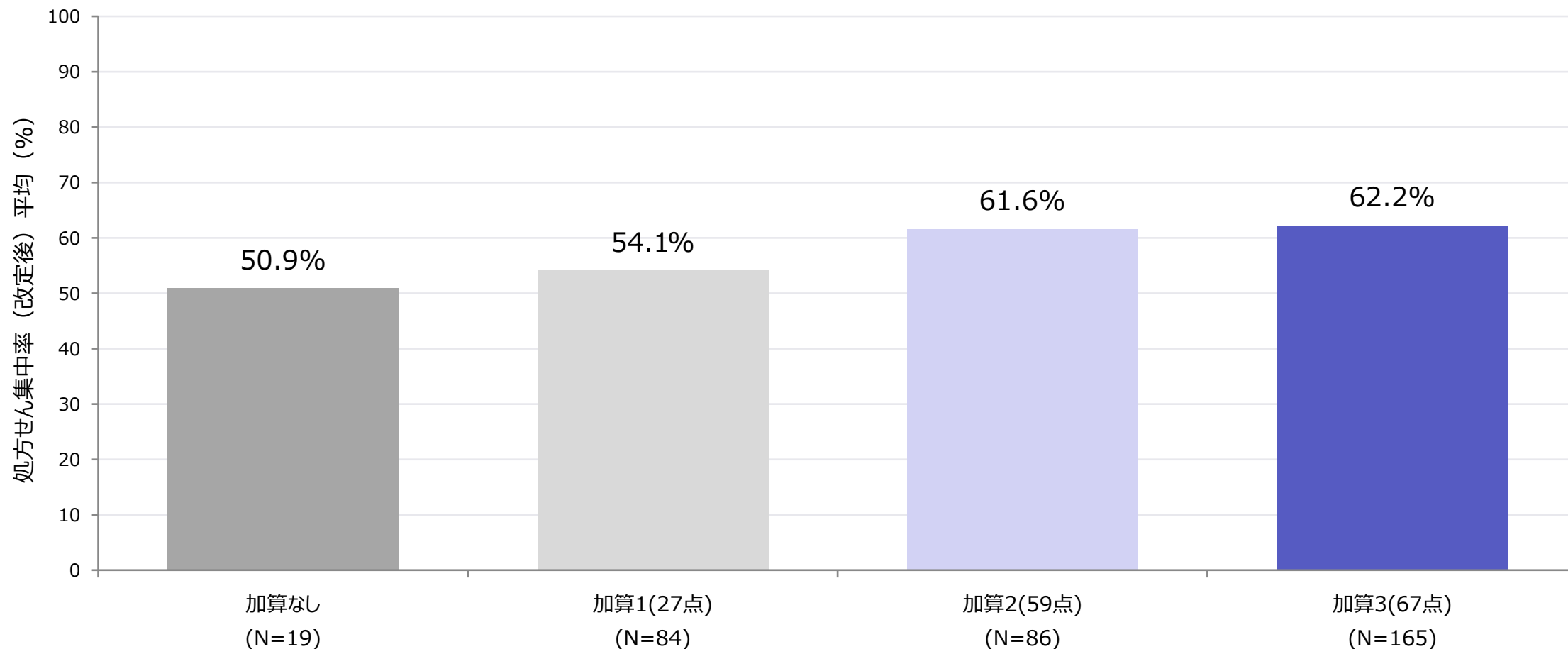


Kruskal-Wallis検定 $H=54.36$ 自由度=3 $p<0.001$ (有意差あり) 効果量 $\epsilon^2=0.1431$ (大きい) 傾向性 (Spearman相関) $\rho = 0.318$ $p<0.001$

基本料 1) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 処方せん集中率

調剤基本料1の薬局では、加算区分と処方せん集中率の間に統計的に有意な差は確認されなかった。

(N=354薬局)



Kruskal-Wallis検定 $H=3.82$ 、自由度=3、 $p=0.281$ (有意差なし、効果量 $\epsilon^2=0.0024$)。

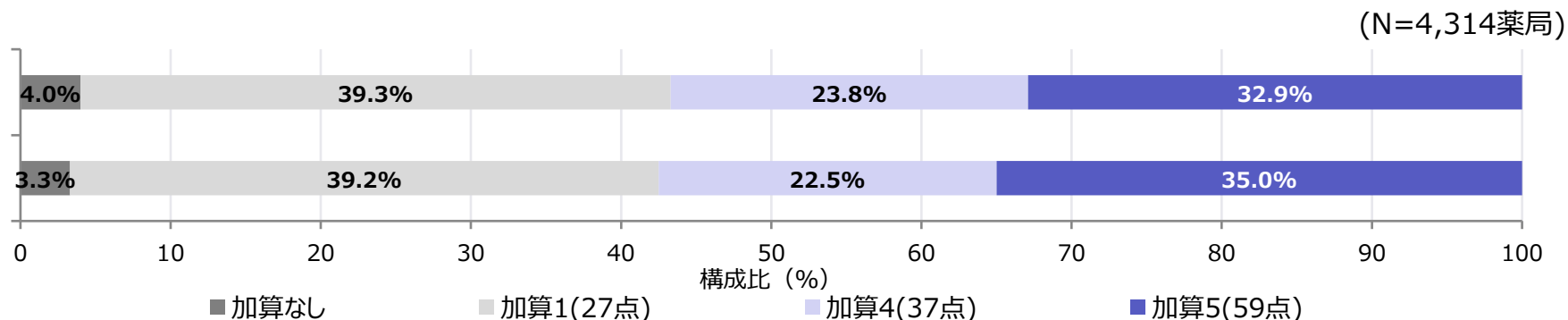
基本料 1 以外) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部該当性と加算区分の間に統計的に有意な関連は確認されなかった。薬局集積性との間には有意な関連が確認されたが、関連の強さは弱い (Cramér's V=0.091)。調剤基本料1以外の薬局では、都市部、もしくは薬局集積エリアか、否かは、体制加算の算定区分との関連は弱い。

■ × 都市部該当性

都市部 (特別区・政令市) (N=1,312)

それ以外(N=3,002)

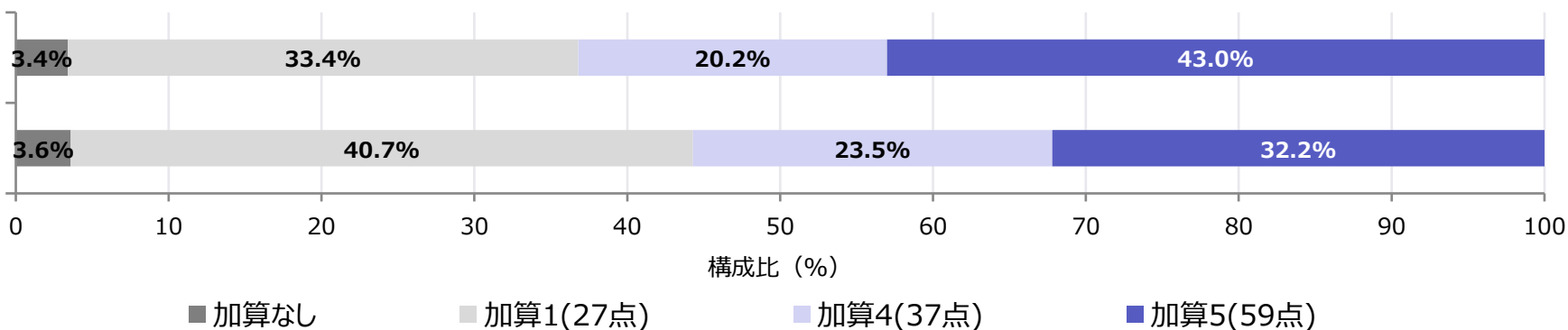


カイ二乗検定 $p=0.342$ (有意差なし)。

■ × 薬局集積性

薬局集積エリア(N=856)

非集積エリア(N=3,458)

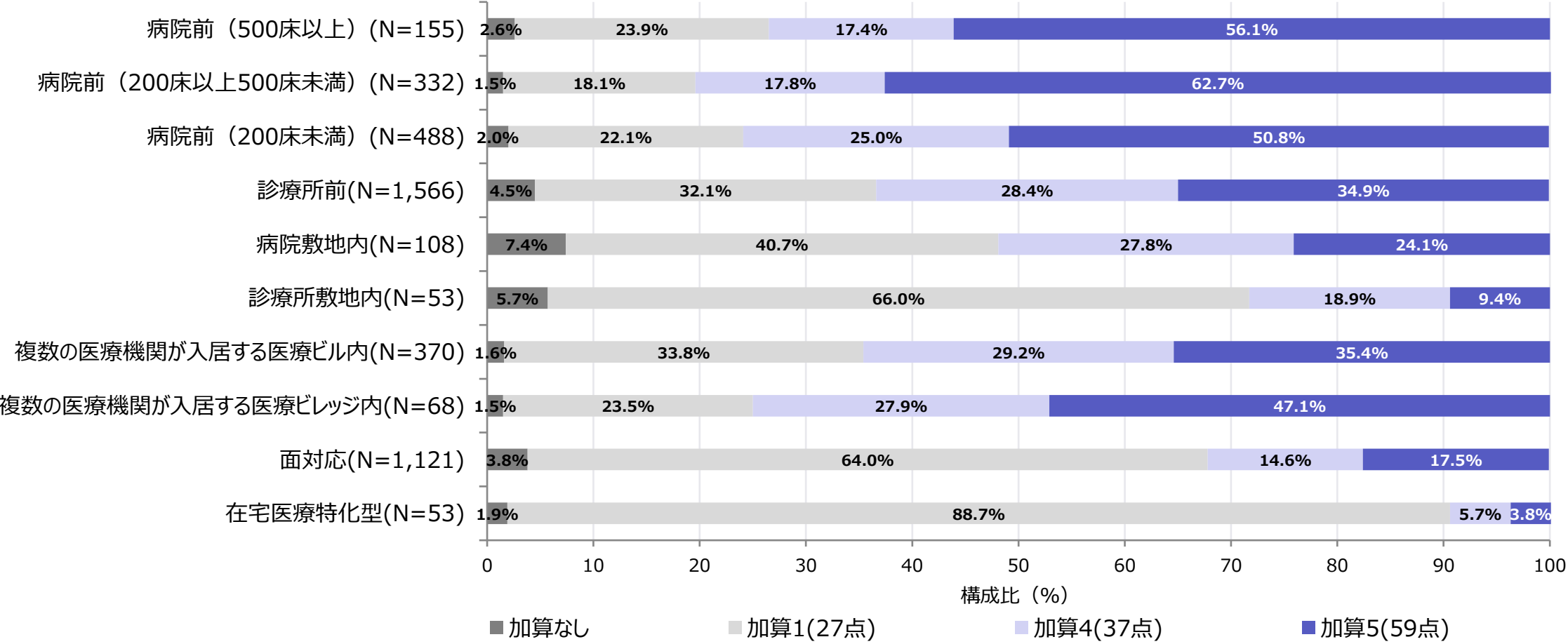


カイ二乗検定 $p<0.001$ (有意な関連あり、Cramér's V=0.091・弱い)。

基本料 1 以外) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 立地形態

調剤基本料1以外の薬局でも、立地形態によって加算区分の構成が異なっていた。病院前立地で上位区分の算定率が高い。

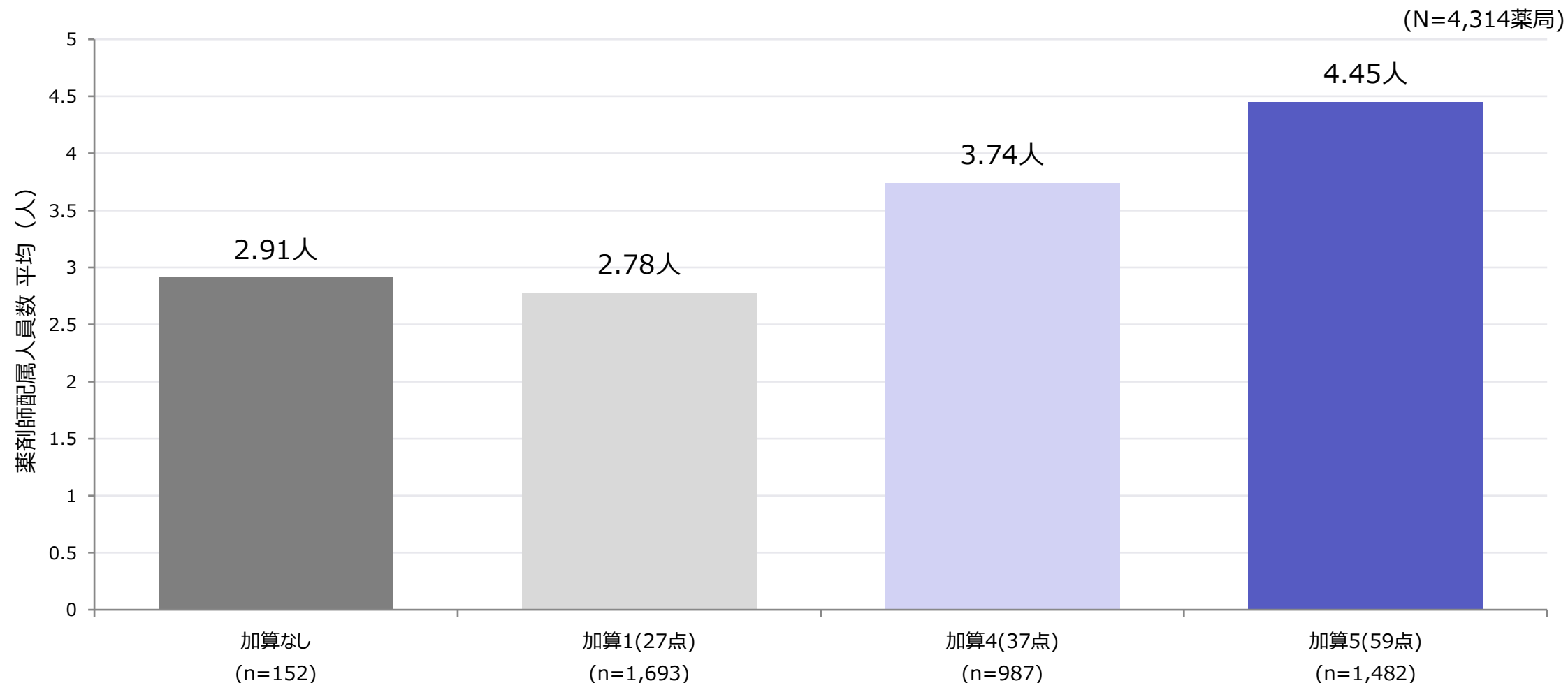
(N=4,314薬局)



カイ二乗検定 $\chi^2=689.57$ 、自由度=27、 $p<0.001$ （有意な関連あり、Cramér's $V=0.231$ 、関連の強さは「中程度」）。※一部の区分で回答数が少ないため参考値。

基本料 1 以外) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 薬剤師配属人員数

加算区分が上位になるほど、薬剤師配属人員数が多い傾向がみられた。

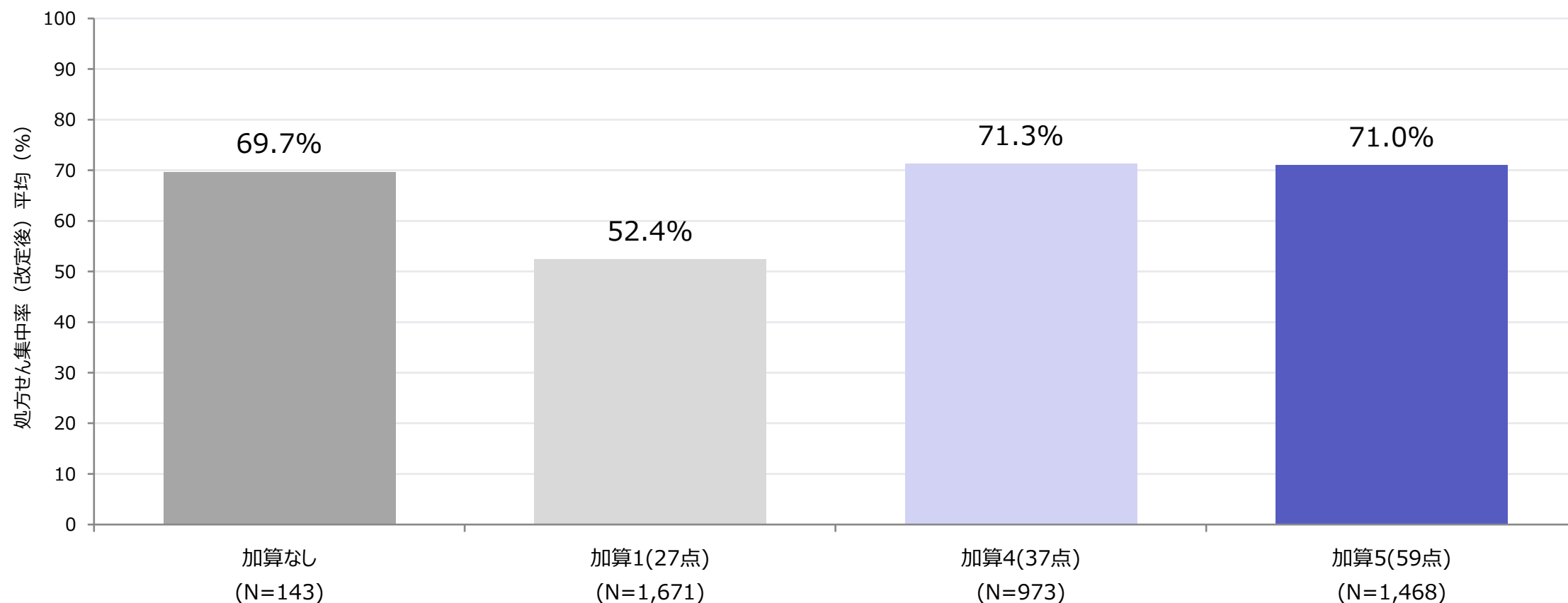


Kruskal-Wallis検定 $H=619.68$ 自由度=3 $p<0.001$ (有意差あり) 効果量 $\epsilon^2=0.1431$ (大きい) 傾向性 (Spearman相関) $\rho = 0.37$ $p<0.001$

基本料 1 以外) 地域支援・医薬品供給対応体制加算 × 処方せん集中率

調剤基本料1以外では有意な差がみられる ($\epsilon^2=0.0527$)。加算1にとどまる薬局は集中率52.4%と低く、上位区分の加算4 (71.3%)・加算5 (71.0%) とは約19ポイントの開きがある。

(N=4,255薬局)



Kruskal-Wallis検定 $H=227.07$ 、自由度=3、 $p<0.001$ (有意差あり、効果量 $\epsilon^2=0.0527$)。

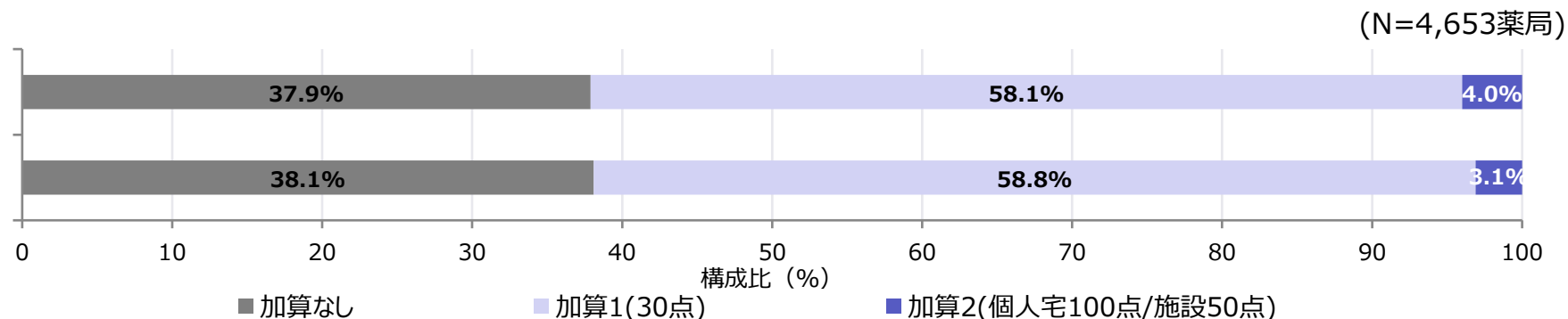
在宅薬学総合体制加算 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部該当性と加算区分の間に統計的に有意な関連は確認されなかった。薬局集積性との間には有意な関連が確認されたが、関連の強さは弱い（Cramér's V=0.071）。都市部、もしくは薬局集積エリアか、否かは、体制加算の算定区分との関連は弱い。

■ × 都市部該当性

都市部（特別区・政令市）(N=1,376)

それ以外(N=3,277)

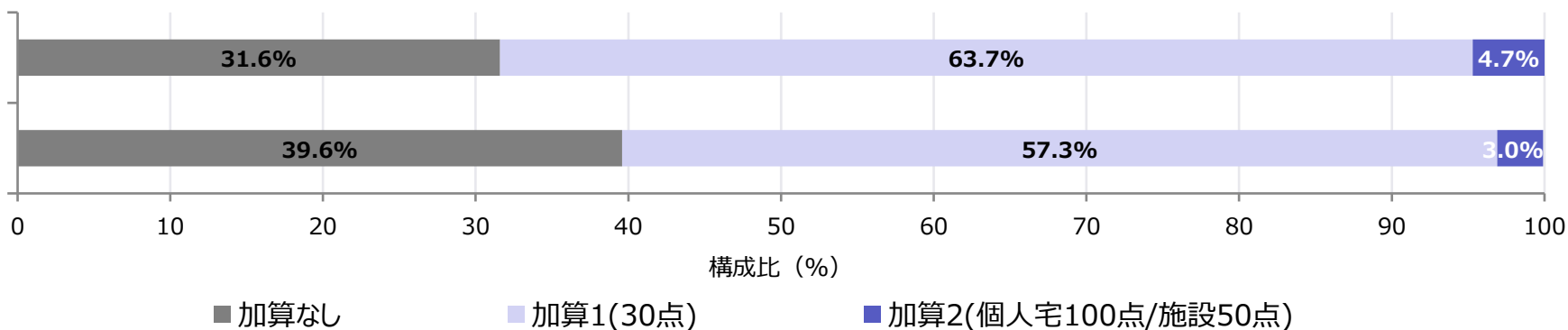


カイ二乗検定 $p=0.310$ （有意差なし）。

■ × 薬局集積性

薬局集積エリア(N=911)

非集積エリア(N=3,742)

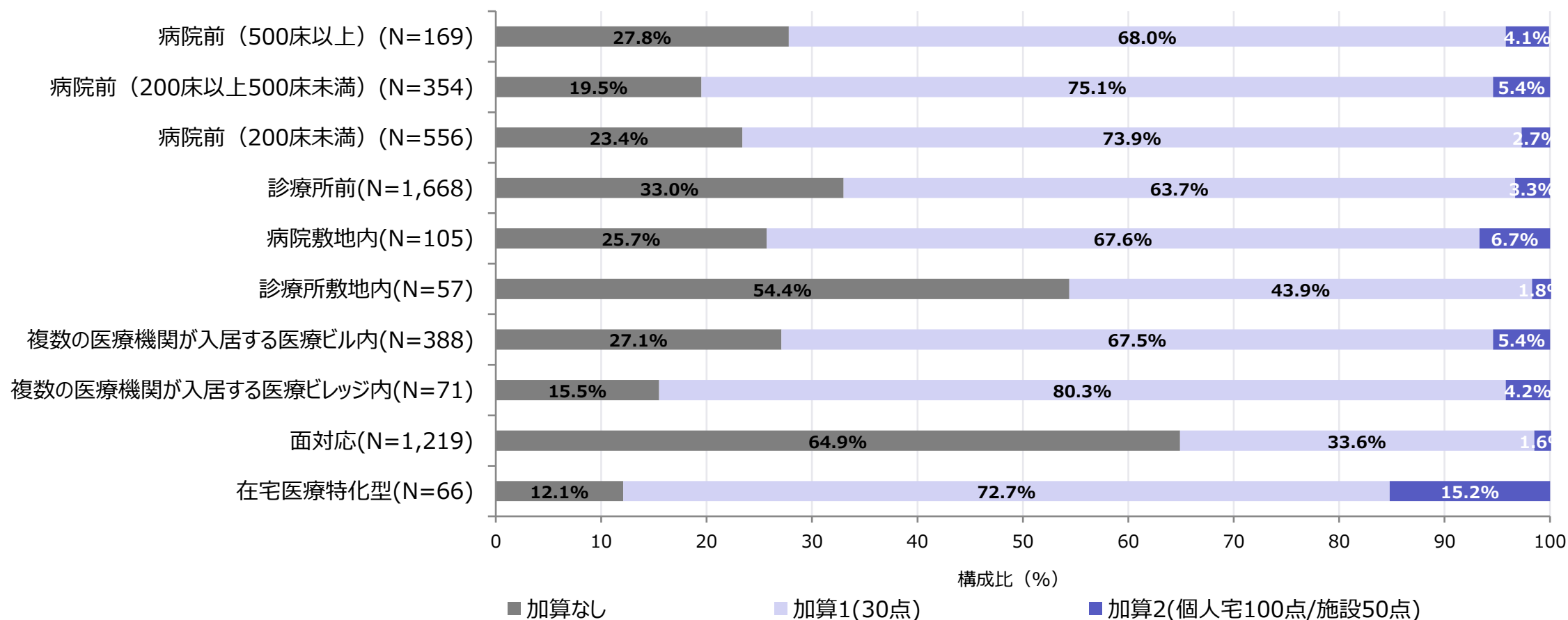


カイ二乗検定 $p<0.001$ （有意な関連あり、Cramér's V=0.071・弱い）。

在宅薬学総合体制加算 × 立地形態

立地形態と加算区分には中程度の関連がある（Cramér's $V=0.254$ ）。在宅医療特化型では上位の加算2算定率が突出する一方、面対応では「加算なし」が最も多い。

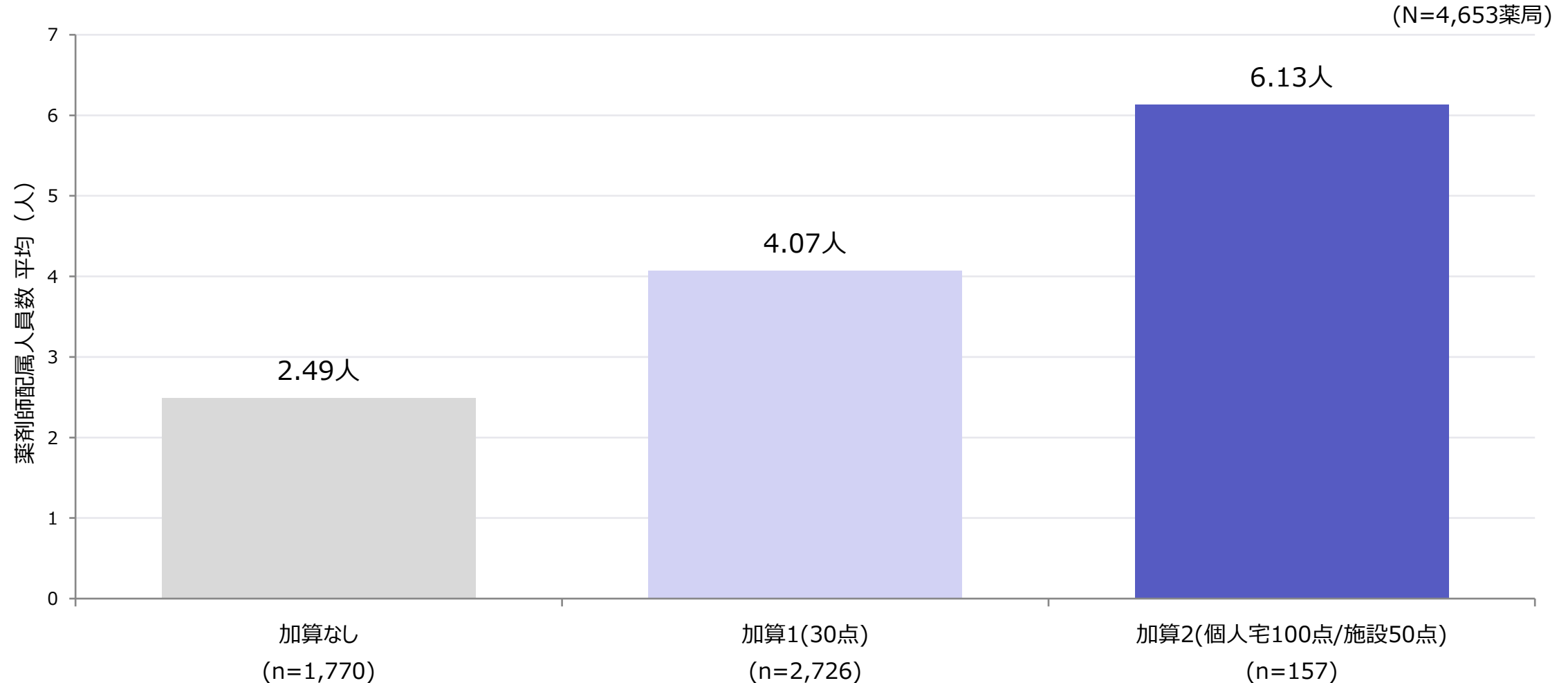
(N=4,653薬局)



カイ二乗検定 $\chi^2=600.77$ 、自由度=18、 $p<0.001$ （有意な関連あり、Cramér's $V=0.254$ 、関連の強さは「中程度」）。※一部の区分で回答数が少ないため参考値。

在宅薬学総合体制加算 × 薬剤師配属人員数

加算区分が上位になるほど薬剤師配属人員数が明確に増加する（加算なし 2.49人 → 加算1 4.07人 → 加算2 6.13人）。効果量 $\epsilon^2=0.2147$ は大きく、人員体制と在宅対応体制の関連が示された。

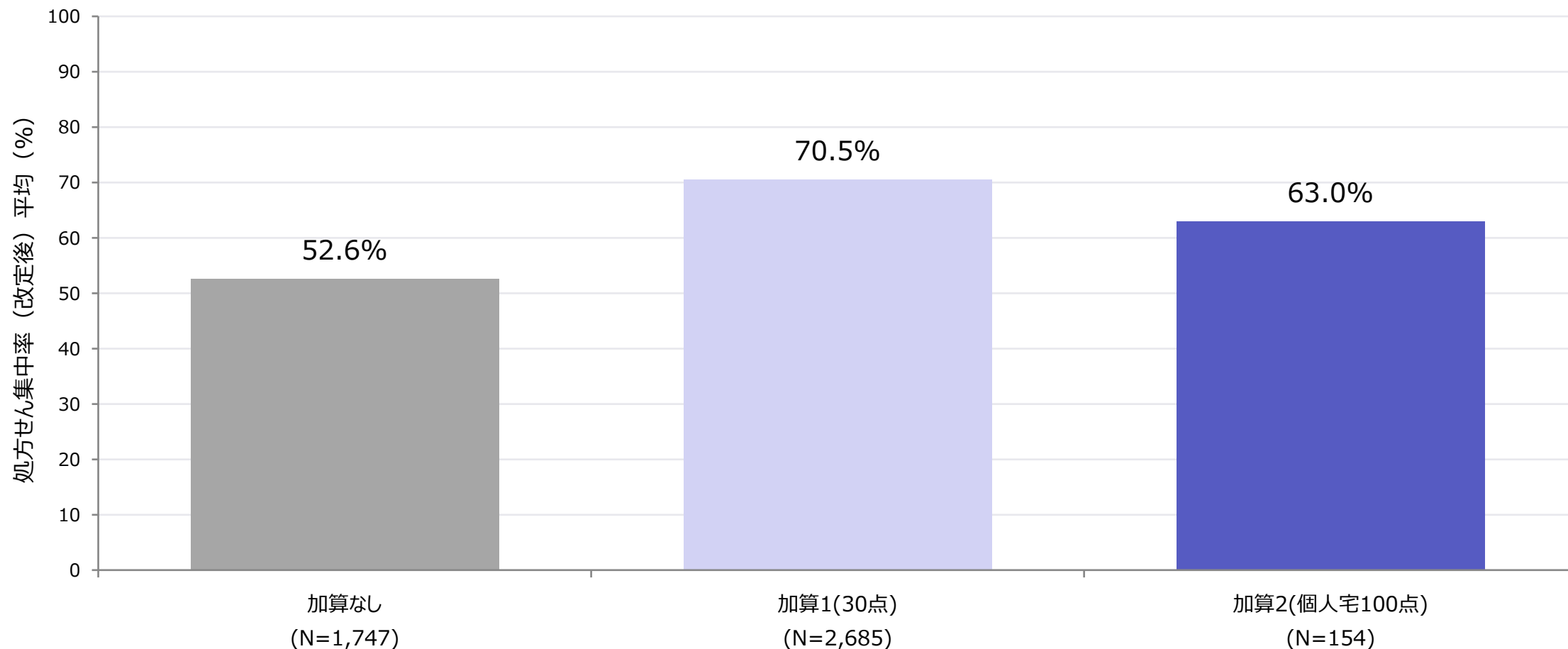


Kruskal-Wallis検定 $H=1000.15$ 自由度=2 $p<0.001$ （有意差あり）効果量 $\epsilon^2=0.2147$ （大きい）傾向性（Spearman相関） $\rho = 0.463$ $p<0.001$

在宅薬学総合体制加算 × 処方せん集中率

加算なし52.6% → 加算1で70.5%と大きく上昇するが、最上位の加算2では63.0%と再び低下する。

(N=4,586薬局)



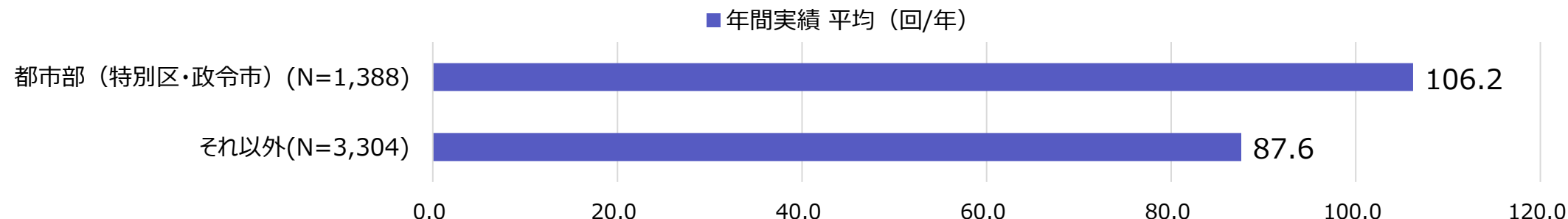
Kruskal-Wallis検定 $H=223.16$ 、自由度=2、 $p<0.001$ （有意差あり、効果量 $\epsilon^2=0.0483$ ）。

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部所在・薬局集積エリアのいずれも訪問実績が有意に多いが、効果量はいずれも小さい ($r=0.058$ / $r=0.065$)。都市部該当性・薬局集積性による訪問実績の差は小さかった。

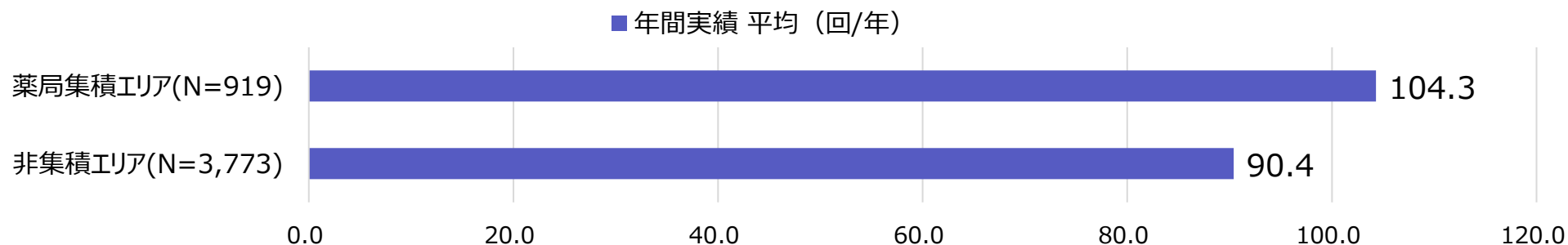
■ × 都市部該当性

(N=4,692薬局)



Mann-Whitney U検定 $p<0.001$ (有意差あり) 効果量 $r=0.058$ (小さい)

■ × 薬局集積性

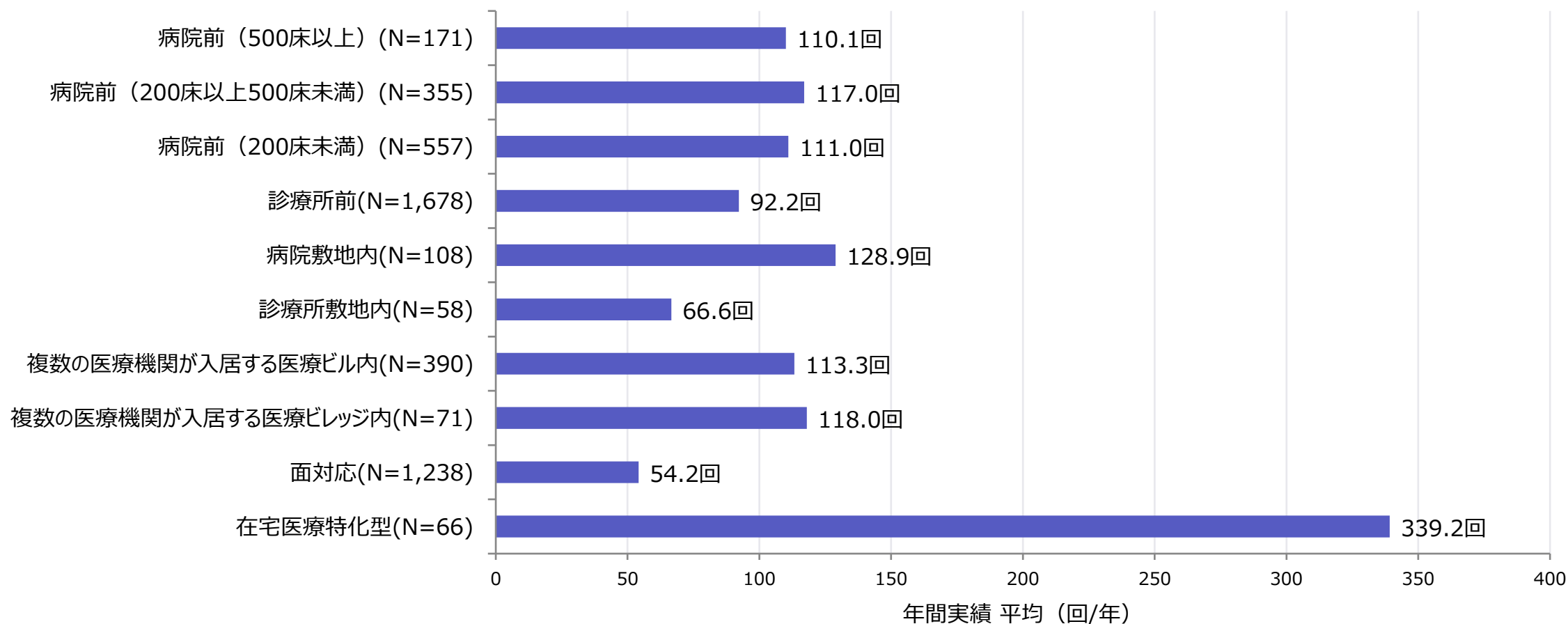


Mann-Whitney U検定 $p<0.001$ (有意差あり) 効果量 $r=0.065$ (小さい)

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 × 立地形態

訪問実績は立地形態によって大きく異なり、在宅医療特化型が突出して多い。

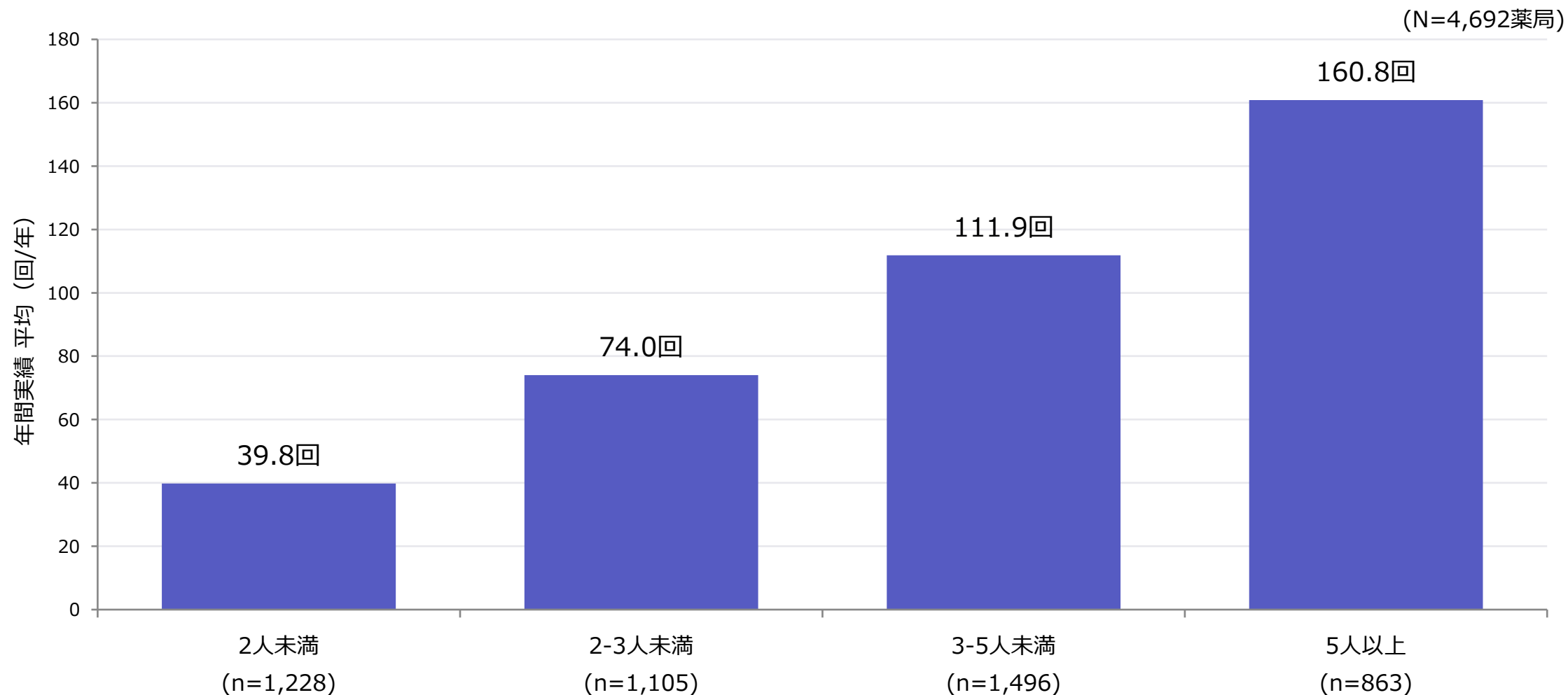
(N=4,692薬局)



Kruskal-Wallis検定 $H=582.80$ 、 $p<0.001$ (有意、効果量 $\varepsilon^2=0.123$ ・中程度)。多重比較 (Holm補正) で45ペア中28ペアに有意差。

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 × 薬剤師配属人員数

薬剤師配属人員数が多い薬局ほど、訪問実績も多かった（2人未満39.8回 → 5人以上160.8回と約4倍）。

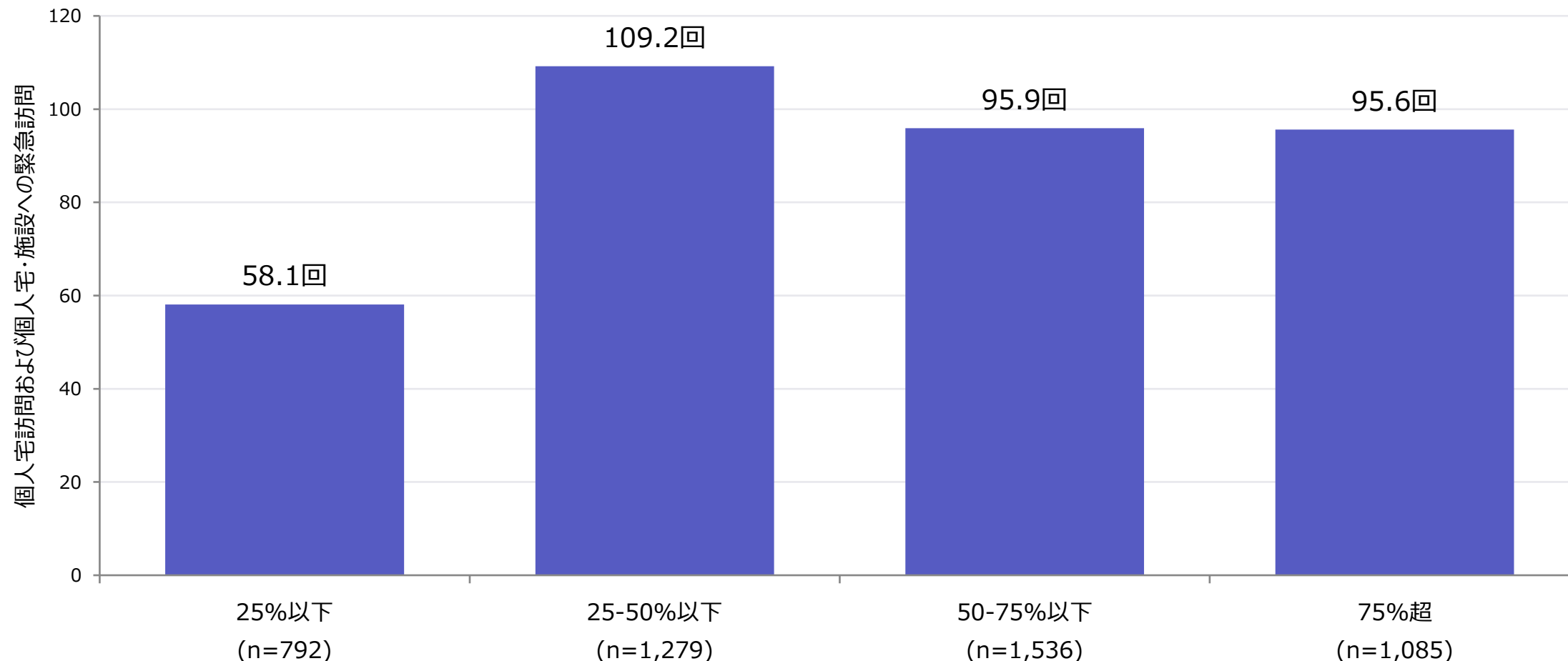


Kruskal-Wallis検定 $H=1057.34$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\epsilon^2=0.225$ ・大きい）。Spearman順位相関 $\rho=0.477$ 。

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 × かかりつけ薬剤師在籍割合

在籍割合25%以下の薬局は訪問実績が58.1回と少ない一方、25%を超えると95～109回の水準に達し、それ以上は割合が高くても大きくは増えない。一定の人員体制を満たすことが訪問対応の前提となる一方、それを超えると他の要因が効いてくることを示唆する。

(N=4,692薬局)

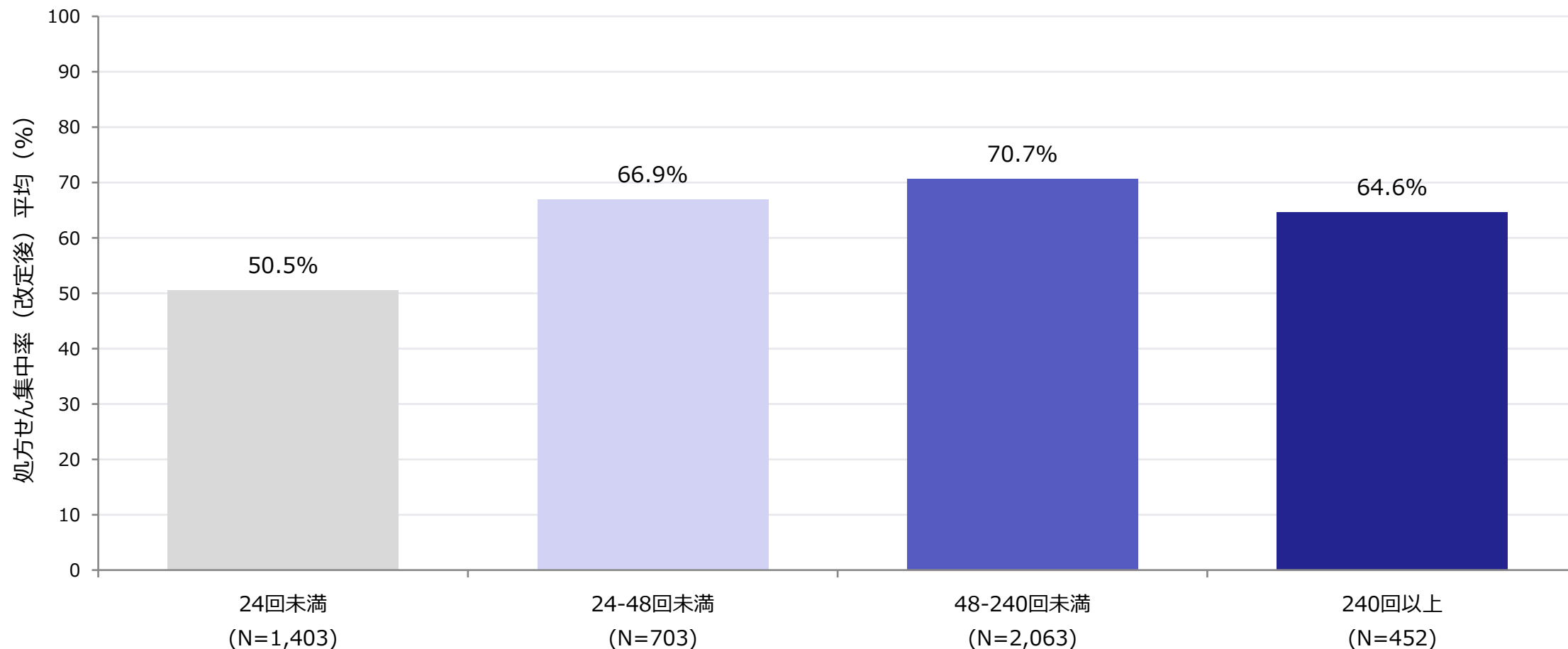


Kruskal-Wallis検定 $H=289.51$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\epsilon^2=0.061$ ・中程度）。Spearman順位相関 $\rho=0.114$ 。

個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問 × 処方せん集中率

訪問実績が少ない薬局ほど集中率が低い（24回未満50.5%）。48-240回で70.7%とピークに達し、240回以上ではやや低下する。

(N=4,621薬局)



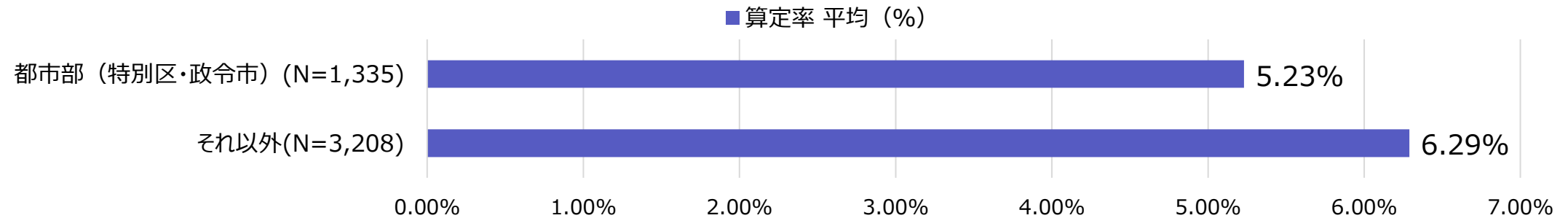
Kruskal-Wallis検定 $H=237.89$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\varepsilon^2=0.051$ ・小さい）。Spearman順位相関 $\rho=0.166$ 。

かかりつけ薬剤師指導料算定率 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部では算定率が有意に低く（5.23%対6.29%）、薬局集積エリアでは有意に高い（6.53%対5.84%）。ただし効果量はいずれも小さかった（ $r=0.061$ ／ $r=0.053$ ）。

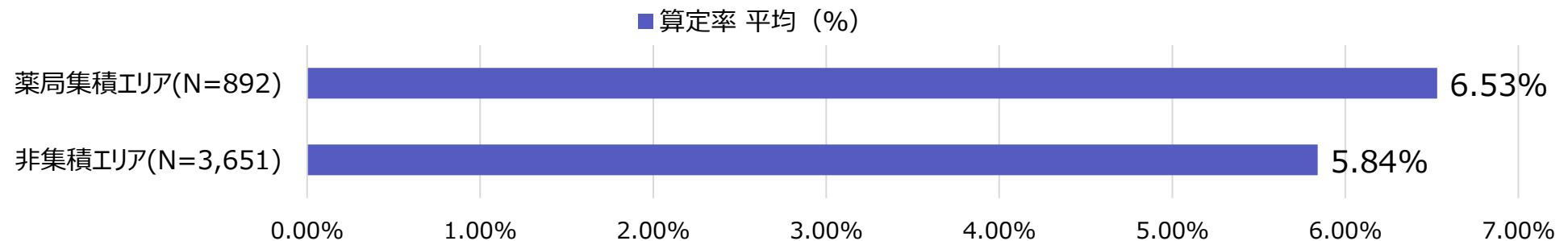
■ × 都市部該当性

(N=4,543薬局)



Mann-Whitney U検定 $p<0.001$ （有意差あり、効果量 $r=0.061$ ・小さい）

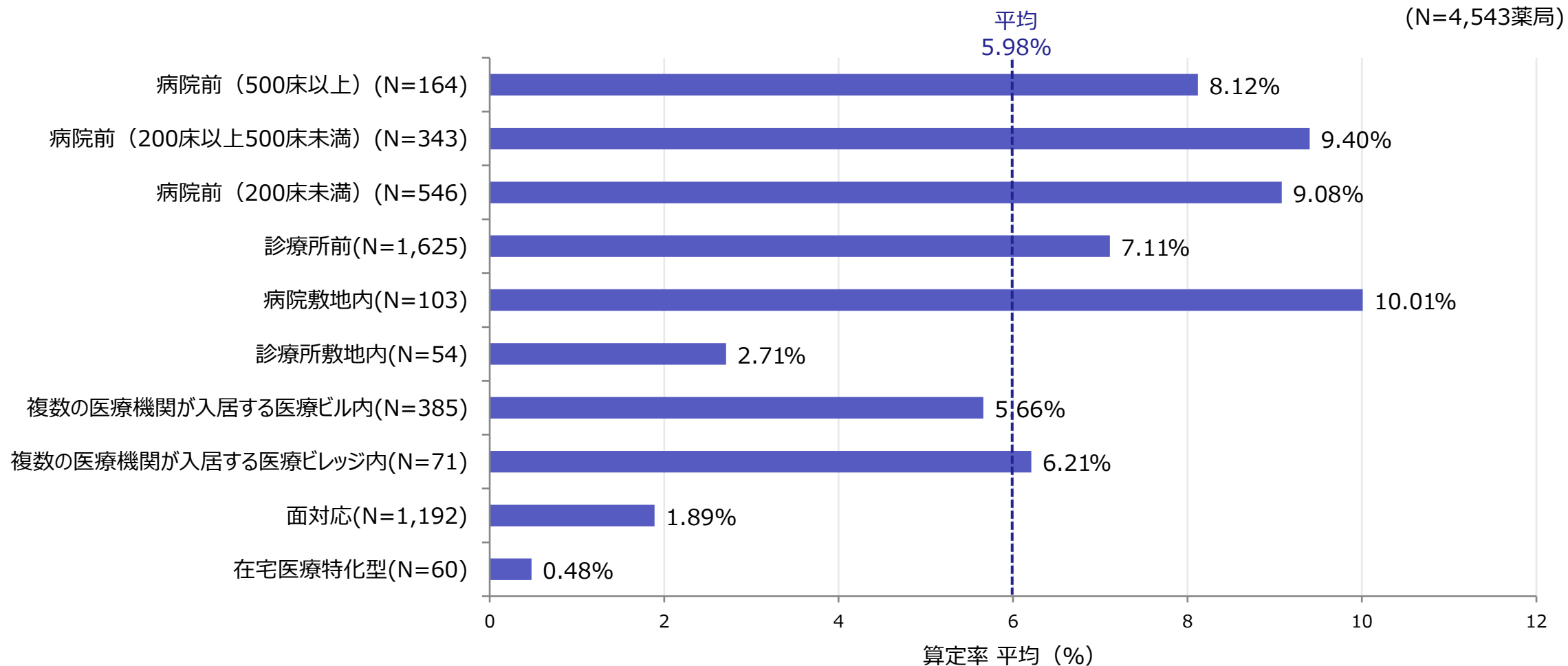
■ × 薬局集積性



Mann-Whitney U検定 $p<0.001$ （有意差あり、効果量 $r=0.053$ ・小さい）

かかりつけ薬剤師指導料算定率 × 立地形態

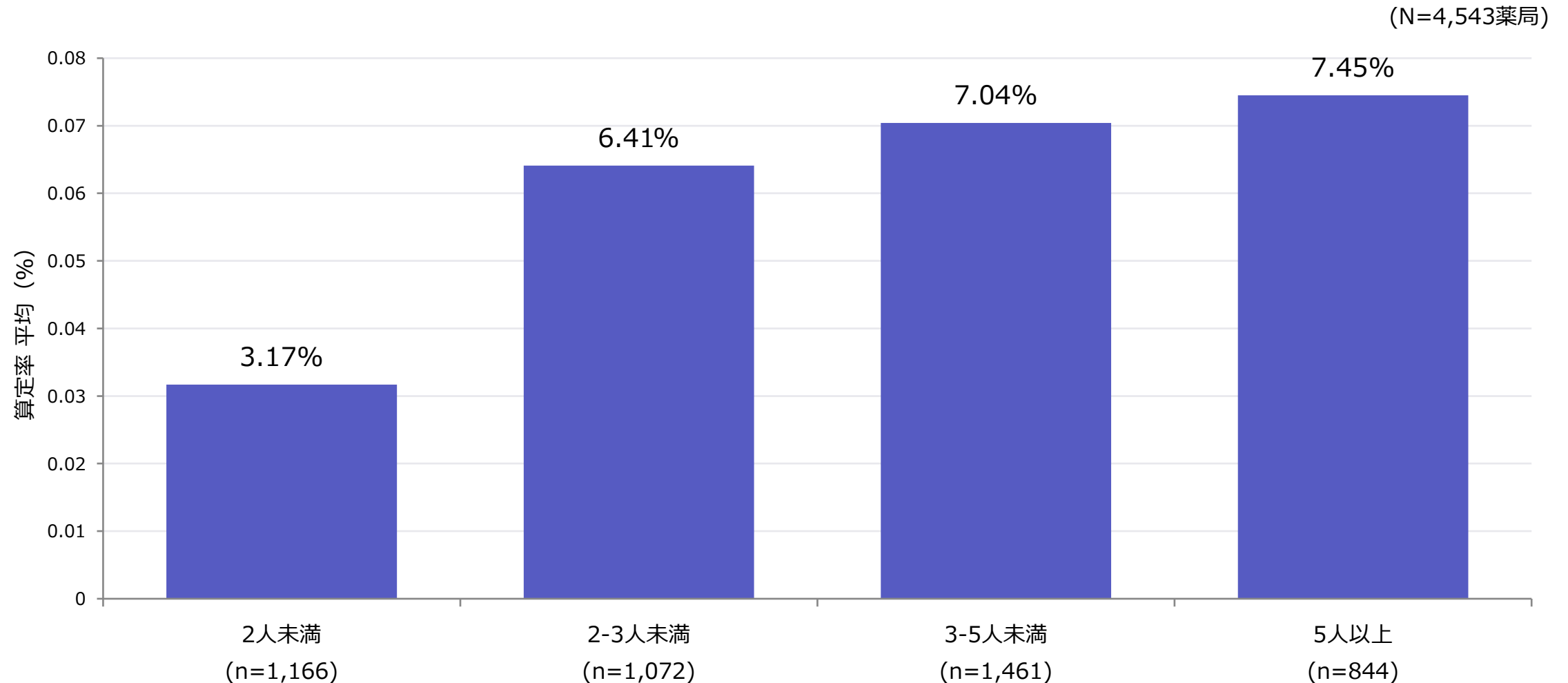
かかりつけ薬剤師指導料の算定率は立地形態によって大きく異なる。病院に近接する薬局ほど高く、通院患者と継続的に関わる機会の多さを反映している。



Kruskal-Wallis検定 $H=986.25$ 、 $p<0.001$ (有意、効果量 $\varepsilon^2=0.216$ ・大きい)。多重比較 (Holm補正) で45ペア中28ペアに有意差。

かかりつけ薬剤師指導料算定率 × 薬剤師配属人員数

薬剤師配属人員数が多いほど算定率が高い（2人未満3.17% → 5人以上7.45%）。人員規模が算定機会の確保に一定程度寄与していることがうかがえた。

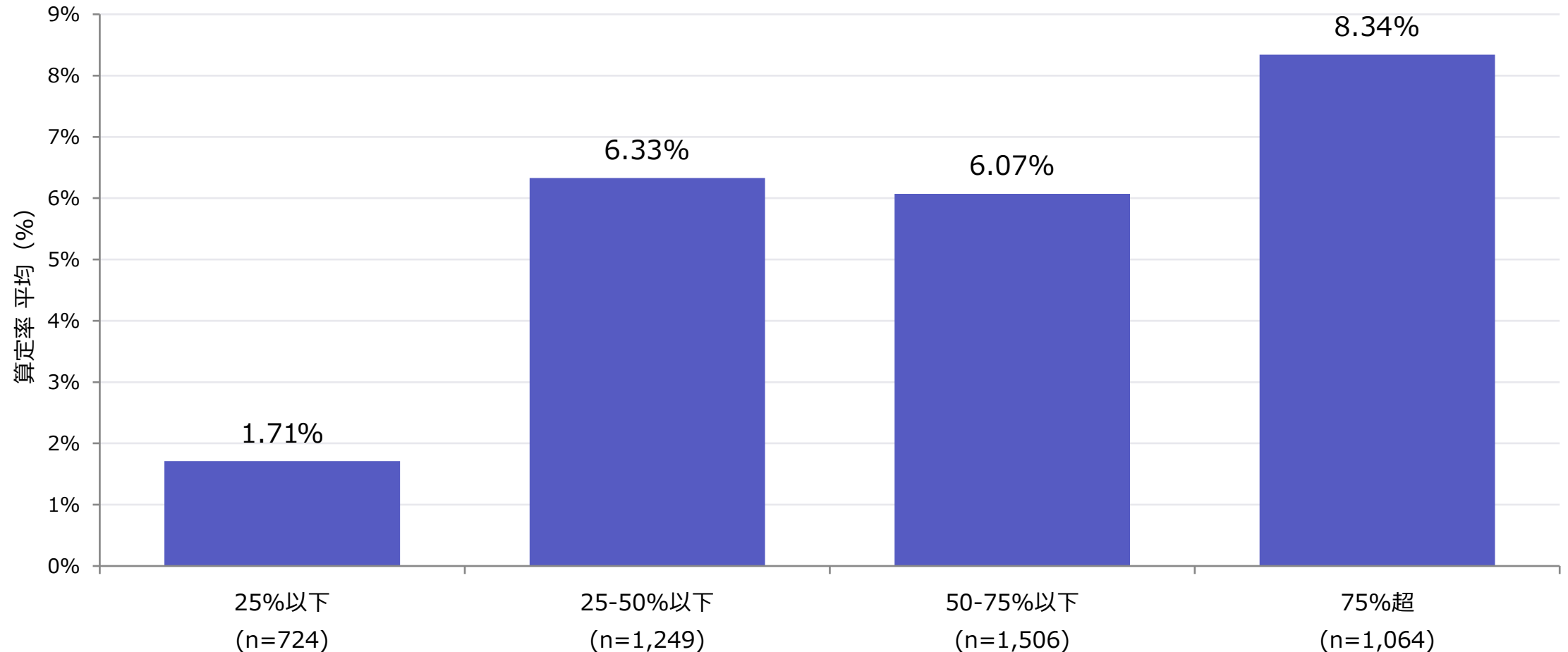


Kruskal-Wallis検定 $H=493.36$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\epsilon^2=0.108$ ・中程度）。Spearman順位相関 $\rho=0.299$ 。

かかりつけ薬剤師指導料算定率 × かかりつけ薬剤師在籍割合

配属薬剤師数に占めるかかりつけ要件充足薬剤師の割合が高いほど算定率も高い（25%以下1.71% → 75%超8.34%）。要件を満たす薬剤師の確保が算定の前提となっていることを示す。

(N=4,543薬局)

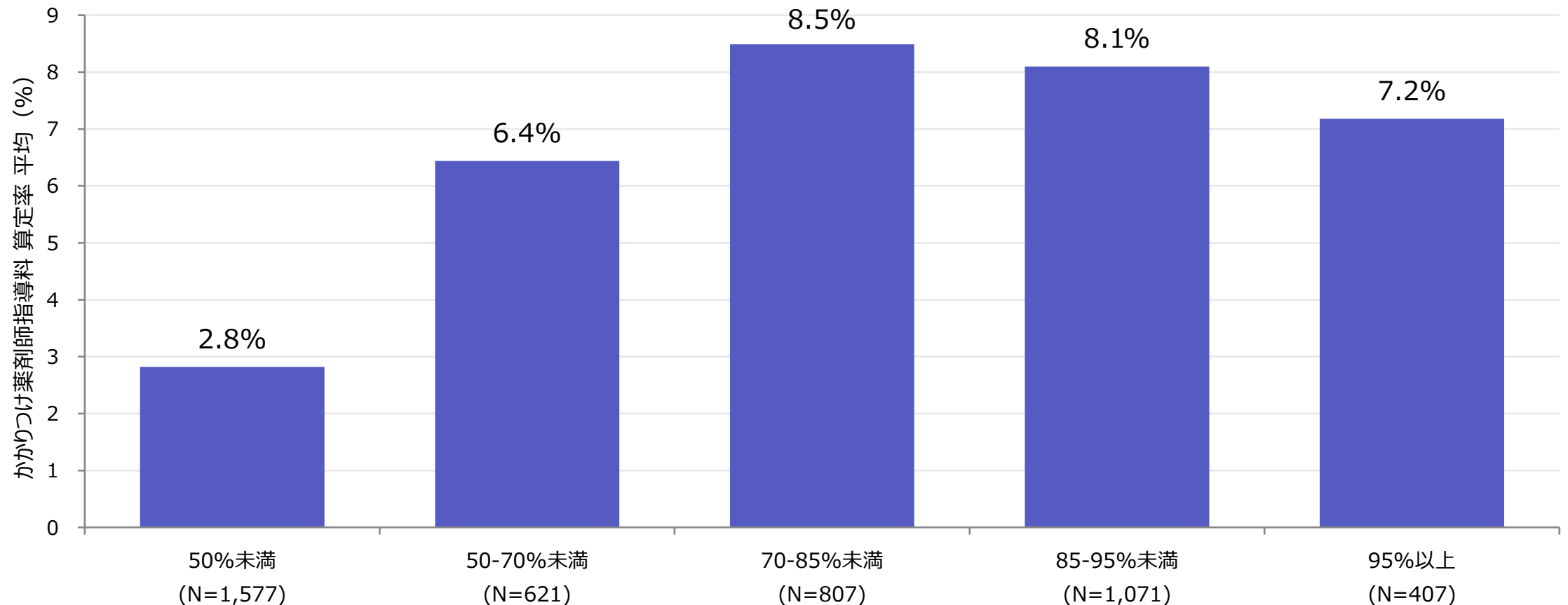


Kruskal-Wallis検定 $H=663.91$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\varepsilon^2=0.146$ ・大きい）。Spearman順位相関 $\rho=0.278$ 。※在籍割合は100%を上限とした。

かかりつけ薬剤師指導料算定率 × 処方せん集中率

集中率50%未満では算定率が2.8%と低く、70～85%で8.5%とピークに達した後、85-95%未満及び95%以上では横ばいから若干下降傾向となる。

(N=4,483薬局)

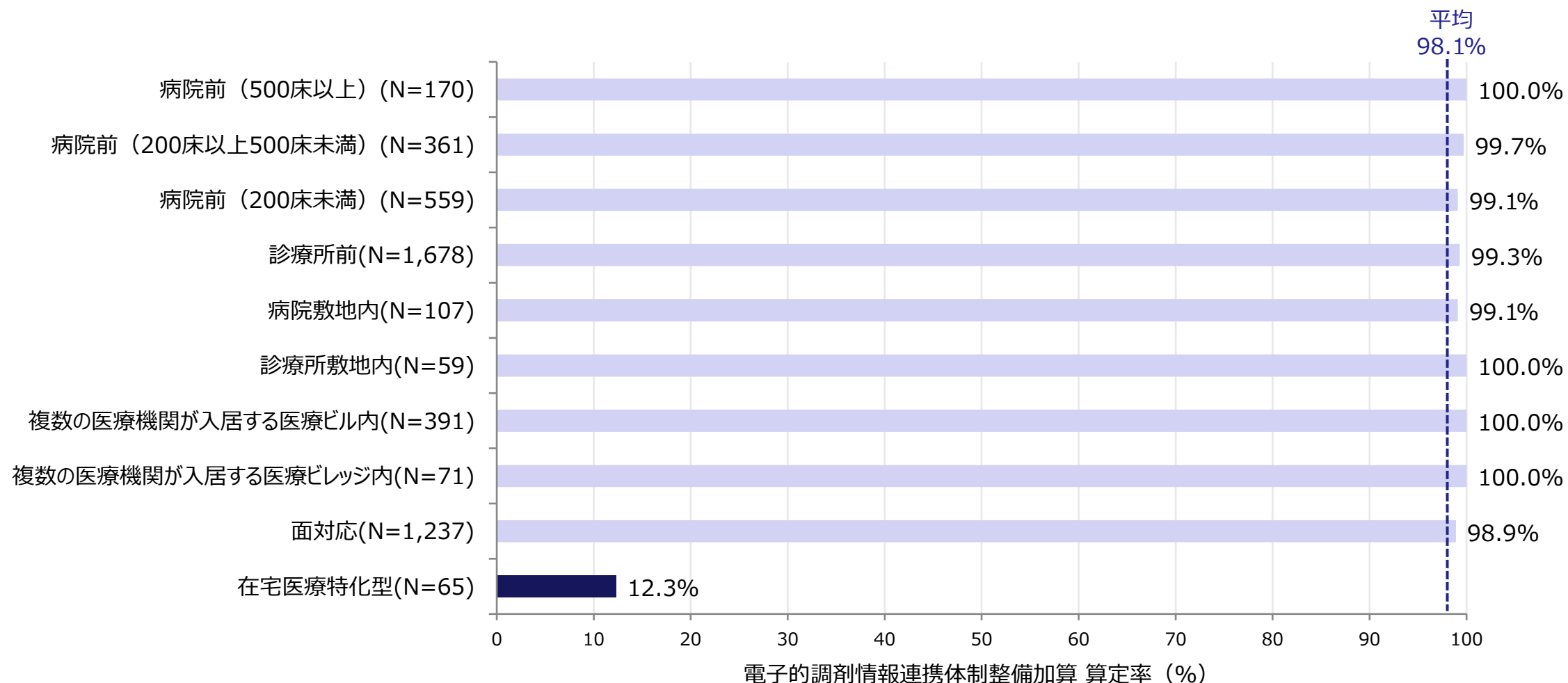


Kruskal-Wallis検定 $H=712.25$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\epsilon^2=0.158$ ・大きい）。Spearman順位相関 $\rho=0.380$ 。

電子的調剤情報連携体制整備加算 × 立地形態

在宅医療特化型のみ算定率12.3%と極端に低く、他の立地形態はいずれも98.9%以上という二極化構造が確認された。マイナ保険証利用率30%以上という要件が、訪問中心の業務形態では構造的に満たしにくいことを反映している。

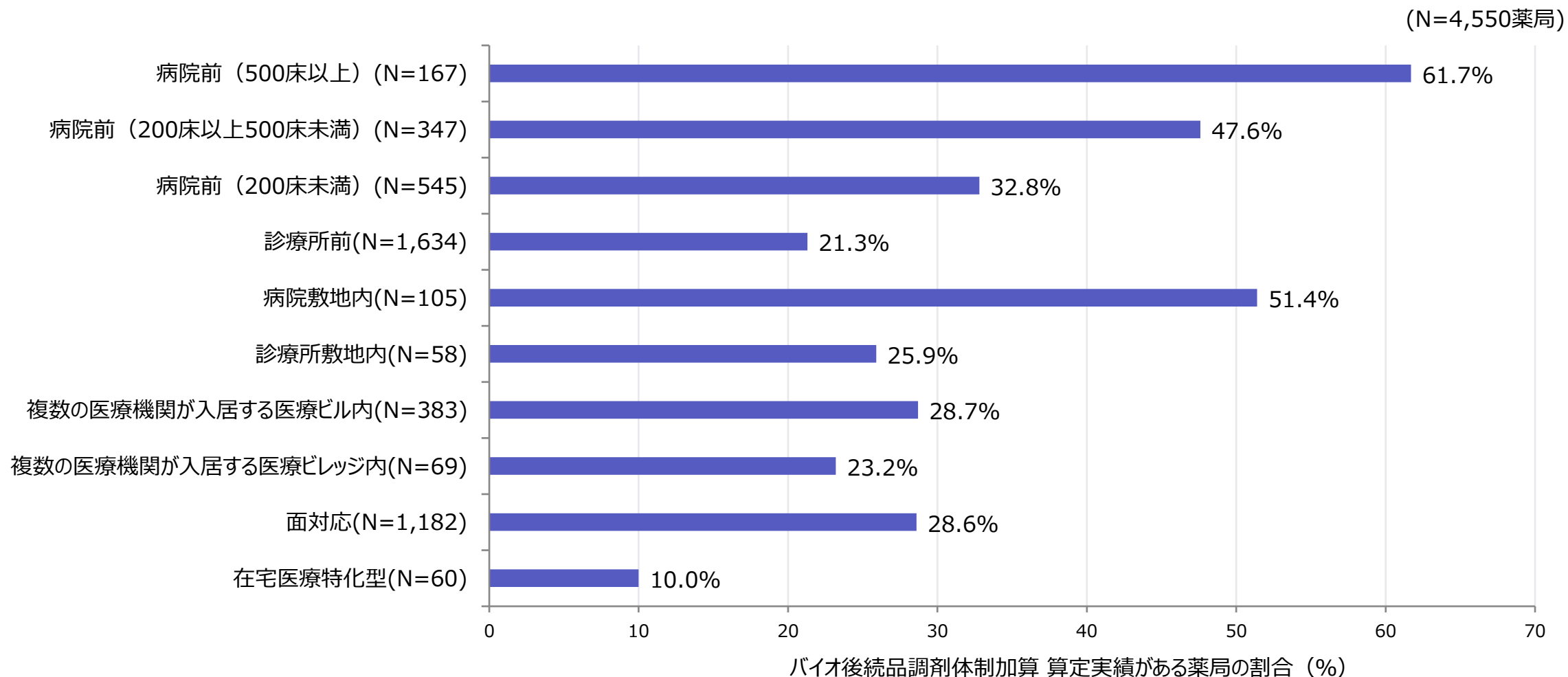
(N=4,698薬局)



カイ二乗検定 $\chi^2=2613.77$ 、 $p<0.001$ (有意、Cramér's V=0.746・強い)。

バイオ後続品調剤体制加算の算定実績 × 立地形態

立地形態と算定実績には中程度の関連があった（Cramér's $V=0.226$ ）。病院前（500床以上）61.7%・病院敷地内51.4%と大規模病院に近接する薬局で高く、バイオ医薬品（多くが注射剤等）の取扱いが病院近接立地に偏る構造を反映している。



カイ二乗検定 $\chi^2=231.56$ 、自由度=9、 $p<0.001$ （有意な関連あり、Cramér's $V=0.226$ 、関連の強さは「中程度」）。

第3部 機能・実績における解析 まとめ（1 / 2 地域支援・医薬品供給対応体制加算）

目的変数	説明変数	効果量・関連の強さ	要点
基本料1) 加算区分	立地形態	$V=0.209$ ・中程度	立地形態により加算区分の構成が異なる。
	都市部該当性	有意差なし	都市部か否かは算定区分と有意な関連は認められなかった。
	薬局集積性	有意差なし	周辺の薬局密度は算定区分と有意な関連は認められなかった。
	薬剤師配属人員数	$\rho=0.318$ ・中程度	薬剤師が多いほど上位区分を算定できている。
	処方せん集中度	有意差なし	集中度の高低は算定区分と有意な関連は認められなかった。
基本料1以外) 加算区分	立地形態	$V=0.231$ ・中程度	立地形態により加算区分の構成が異なる。
	都市部該当性	有意差なし	都市部か否かは算定区分と有意な関連は認められなかった。
	薬局集積性	$V=0.091$ ・弱い	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬剤師配属人員数	$\rho=0.370$ ・中程度	薬剤師が多いほど上位区分を算定できている。
	処方せん集中度	$\varepsilon^2=0.053$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。

効果量の判断の目安

- Cramér's V : 0.1未満=弱い / 0.1～0.3=中程度 / 0.3以上=強い
- ε^2 (イプシロン二乗) : 0.06未満=小さい / 0.06～0.14=中程度 / 0.14以上=大きい
- r : 0.3未満=小さい / 0.3～0.5=中程度 / 0.5以上=大きい
- ρ (ロー) : 0.1～0.3=弱い / 0.3～0.5=中程度 / 0.5以上=強い

第3部 前半 Summary

- 地域支援・医薬品供給対応体制加算の区分と薬剤師配属人員数には、調剤基本料1 ($\rho=0.318$)、1以外 ($\rho=0.370$) のいずれも中程度の正の相関がみられた。都市部該当性・薬局集積性・集中度との関連は、有意でないか小さかった。
- また、立地形態とも中程度の関連がみられた（調剤基本料1 : $V=0.209$ 、1以外 : $V=0.231$ ）。

第3部 機能・実績における解析 まとめ（2 / 2 在宅・かかりつけ・医療DX）

目的変数	説明変数	効果量・関連の強さ	要点
在宅薬学総合体制加算 加算区分	立地形態	$V=0.254$ ・中程度	立地形態により加算区分の構成が異なる。
	都市部該当性	有意差なし	都市部か否かは算定区分と有意な関連は認められなかった。
	薬局集積性	$V=0.071$ ・弱い	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬剤師配属人員数	$\rho=0.463$ ・中程度	薬剤師が多いほど上位区分を算定できている。
	処方せん集中率	$\varepsilon^2=0.0483$ ・小さい	有意だが、加算なし<加算2<加算1と非線形となる。
個人宅訪問・緊急訪問 年間実績	立地形態	$\varepsilon^2=0.123$ ・中程度	立地形態によって訪問実績は大きく異なる。
	都市部該当性	$r=0.058$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬局集積性	$r=0.065$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬剤師配属人員数	$\rho=0.477$ ・中程度	薬剤師が多いほど訪問実績も多い。
	かかりつけ薬剤師在籍割合	$\rho=0.114$ ・弱い	一定水準を超えると頭打ちになる。
	処方せん集中率	$\rho=0.166$ ・弱い	一定水準を超えると頭打ちになる。
かかりつけ薬剤師指導料 算定率	立地形態	$\varepsilon^2=0.216$ ・大きい	立地形態によって算定率は大きく異なる。
	都市部該当性	$r=0.061$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬局集積性	$r=0.053$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。
	薬剤師配属人員数	$\rho=0.299$ ・弱い	薬剤師が多いほど算定率が高い傾向。
	かかりつけ薬剤師在籍割合	$\rho=0.278$ ・弱い	要件を満たす薬剤師の確保が算定の前提となる。
	処方せん集中率	$\rho=0.380$ ・中程度	集中率が高いほど算定率が高い傾向となる。
電子的調剤情報連携体制整備加算	立地形態	$V=0.746$ ・強い	訪問中心の業務形態では要件充足が構造的に難しい

効果量の判断の目安

- Cramér's V : 0.1未満=弱い / 0.1~0.3=中程度 / 0.3以上=強い
- ε^2 (イプシロン二乗) : 0.06未満=小さい / 0.06~0.14=中程度 / 0.14以上=大きい
- r : 0.3未満=小さい / 0.3~0.5=中程度 / 0.5以上=大きい
- ρ (ロー) : 0.1~0.3=弱い / 0.3~0.5=中程度 / 0.5以上=強い

第3部 後半 Summary

- 薬剤師配属人員数は、在宅薬学総合体制加算の区分（ $\rho=0.463$ ）、個人宅訪問・緊急訪問の年間実績（ $\rho=0.477$ ）、かかりつけ薬剤師指導料算定率（ $\rho=0.299$ ）と正の相関を示した。
- 都市部該当性・薬局集積性との関連は限定的だったが、かかりつけ薬剤師指導料算定率は集中率とも中程度の正の相関がみられた（ $\rho=0.380$ ）。
- 電子的調剤情報連携体制整備加算の算定率は、在宅医療特化型で12.3%と低く、他の立地形態はいずれも98.9%以上だった。マイナ保険証利用率30%以上の要件が、訪問中心の業務形態では満たしにくい可能性がある。

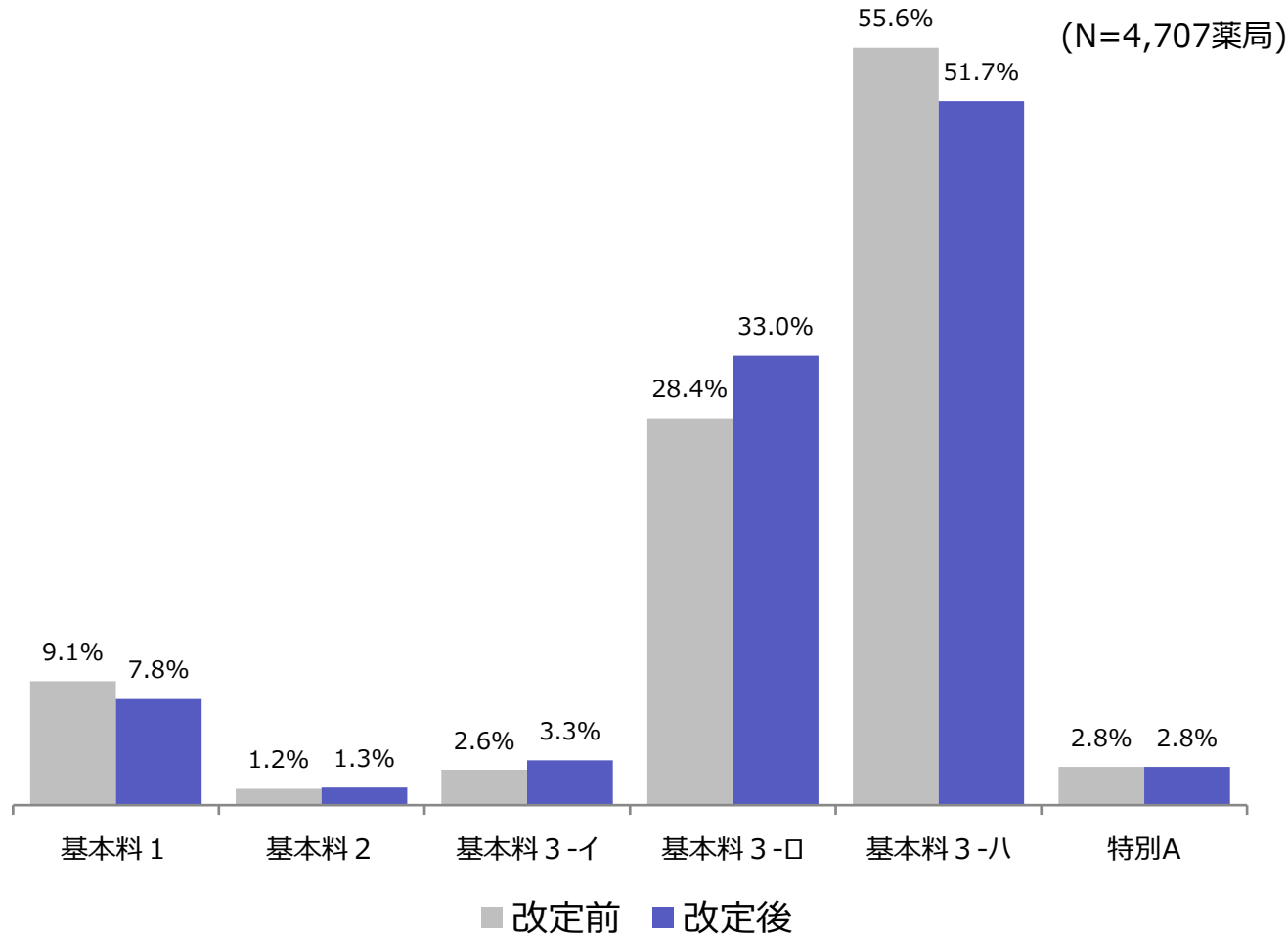
第4部 改定影響における解析

調剤基本料

令和8年改定により、基本料 1（9.1%→7.8%）や、基本料 3 -ハ（55.6%→51.7%）から、基本料 3 -イ（2.6%→3.3%）や、基本料 3 -ロ（28.4%→33.0%）へと、基本料構成が変動している。改定前後の平均点数差は+0.62点であった。

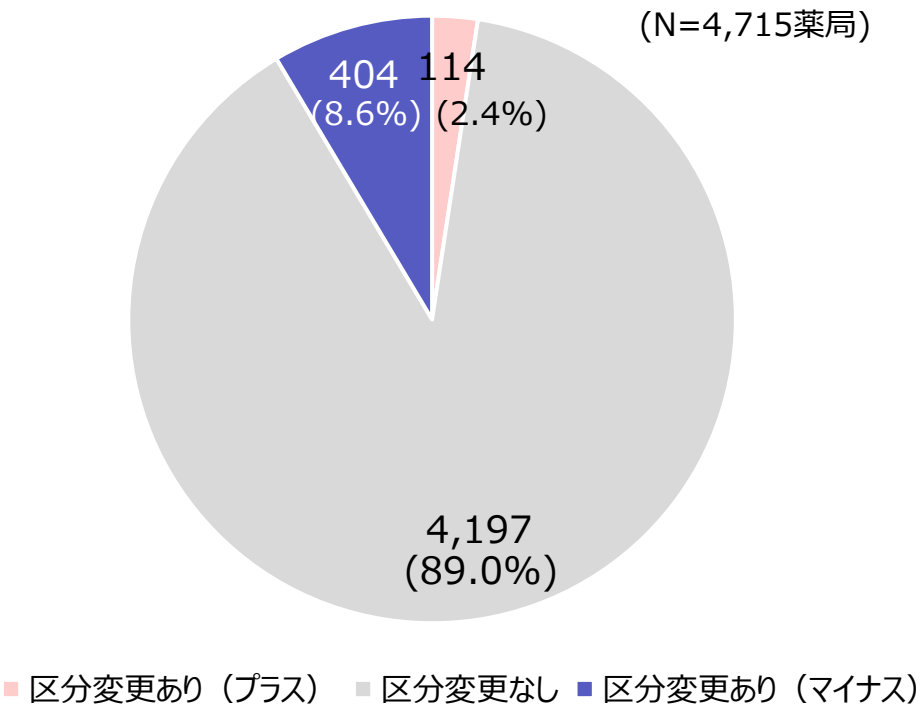
問. 1年前の2025年6月時点で届け出ている調剤基本料の区分を教えてください。

問. 2026年6月以降に届け出ている調剤基本料の区分を教えてください。



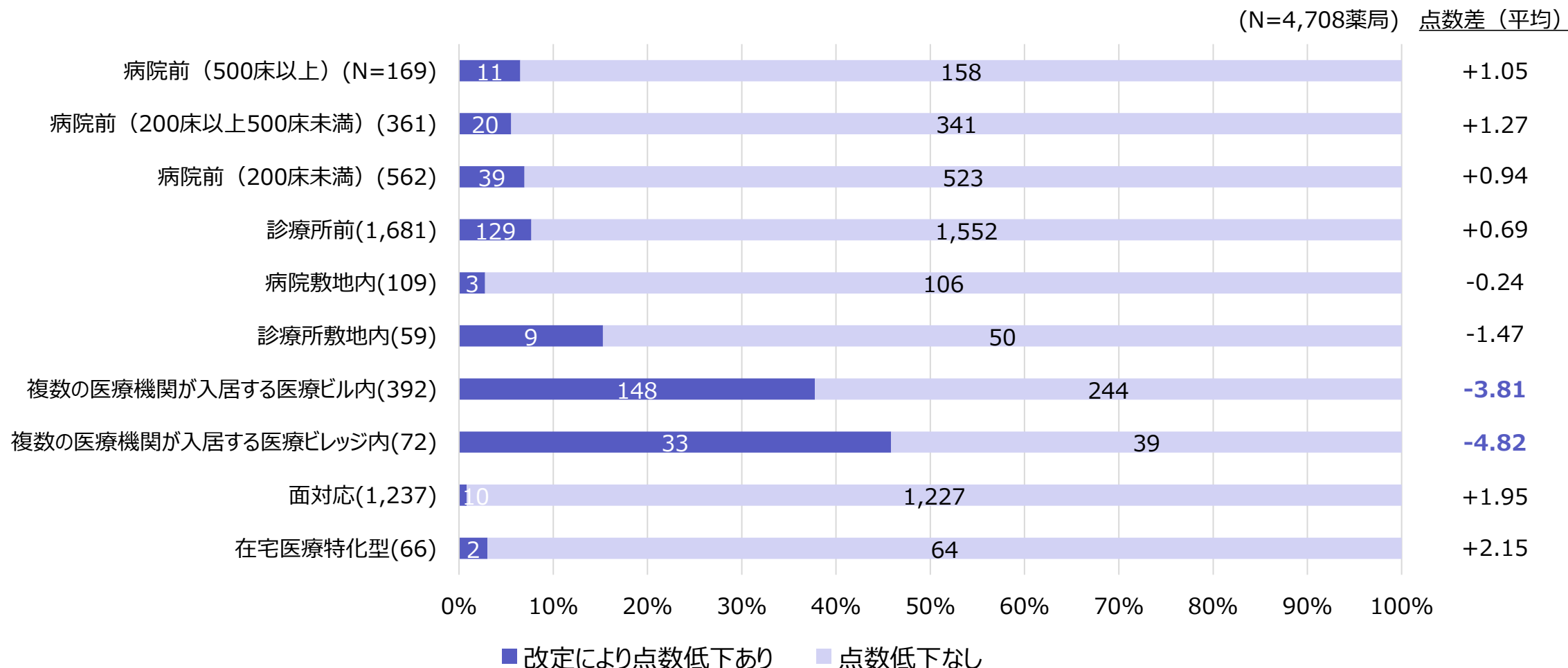
調剤基本料の区分変化状況

調剤基本料平均点数
改定前 : 30.16点 改定後 : 30.78点
平均点数差 +0.62点 / 中央値 +2.0点



調剤基本料 点数低下有無 × 立地形態

調剤基本料の点数低下は医療モール型（医療ビル内・医療ビレッジ内）に集中している。「医療モール内の複数医療機関を1機関とみなす」という集中度の計算ルール変更の影響がうかがえる。



カイ二乗検定 $\chi^2=667.47$ 、 $p<0.001$ （有意、Cramér's $V=0.377$ ・強い）。

地域支援・後発品 改定前後区分推移

改定により地域支援体制加算と後発医薬品調剤体制加算は統合された。改定前の平均算定点数は45.37点だったのに対して、改定後は40.52点であった。点数差の平均は-4.84点、中央値は-3.0点であった。

地域支援体制加算(改定前) → 地域支援・医薬品供給対応体制加算 (n=4,712) 後発品調剤体制加算(改定前) → 地域支援・医薬品供給対応体制加算 (n=4,702)

改定後→ 改定前↓	加算 1 (27点)	加算 2 (59点)	加算 3 (67点)	加算 4 (37点)	加算 5 (59点)	加算なし
加算 1 (32点)	101	58	19	13	5	5
加算 2 (40点)	12	27	147	13	12	2
加算 3 (10点)	89	5	13	743	43	20
加算 4 (32点)	40	4	7	190	1,393	9
加算なし	1,537	5	5	30	30	135

改定後→ 改定前↓	加算 1 (27点)	加算 2 (59点)	加算 3 (67点)	加算 4 (37点)	加算 5 (59点)	加算なし
加算1 (21点、 GE80%以上)	72	3	3	27	26	8
加算2 (28点、 GE85%以上)	201	26	34	142	190	19
加算3 (30点、 GE90%以上)	1,494	70	153	812	1,264	99
加算なし	10	0	0	6	2	41

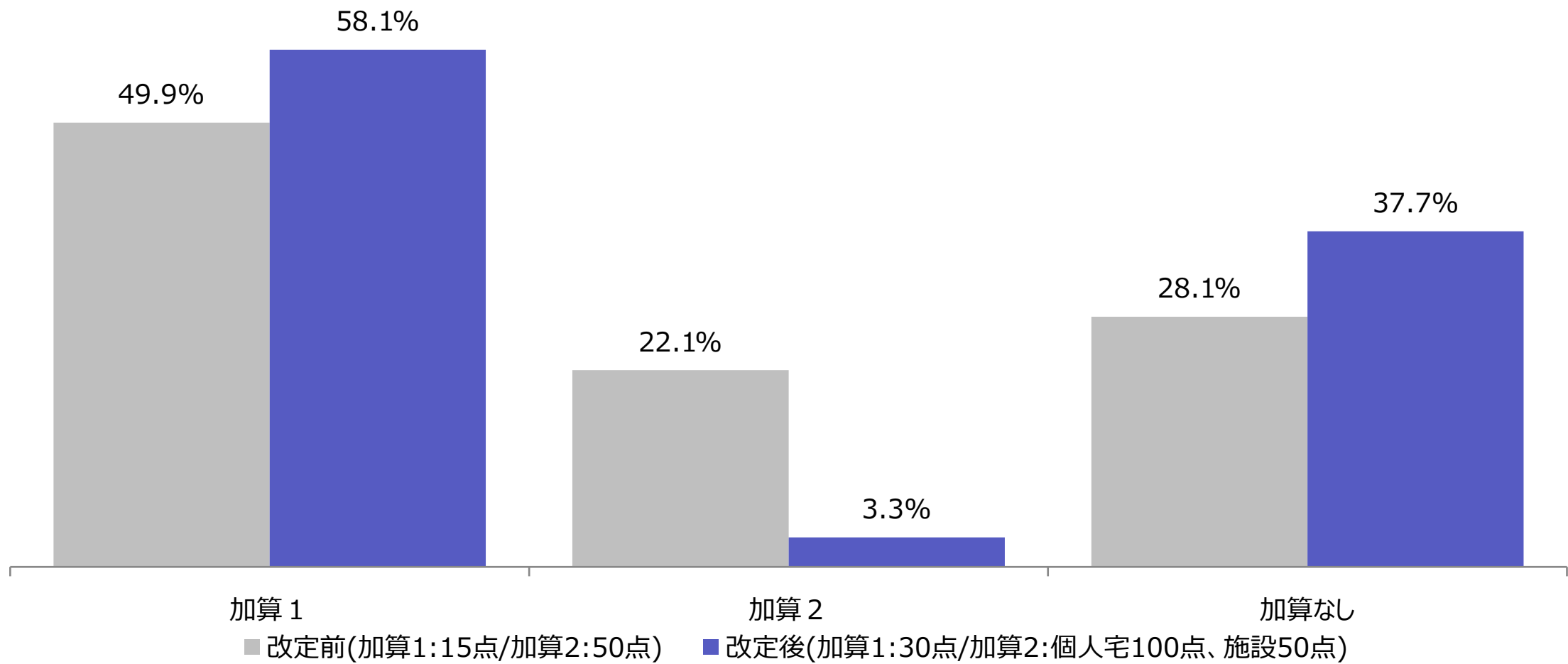
改定前後の点数差 (n=4,696)

	平均点数	中央値	標準偏差
改定前 (地域支援体制加算 + 後発医薬品調剤体制加算の合計)	45.37点	40.0点	15.68点
改定後 (地域支援・医薬品供給対応体制加算)	40.52点	37.0点	16.53点
点数差 (改定後 - 改定前)	-4.84点	-3.0点	10.03点

在宅薬学総合体制加算

令和8年改定により、加算 1（49.9%→58.1%）が増加した。一方で、加算 2（22.1%→3.3%）が大幅に減少、加算なし（28.1%→37.7%）と、厳しい結果となった。

(N=4,725薬局)

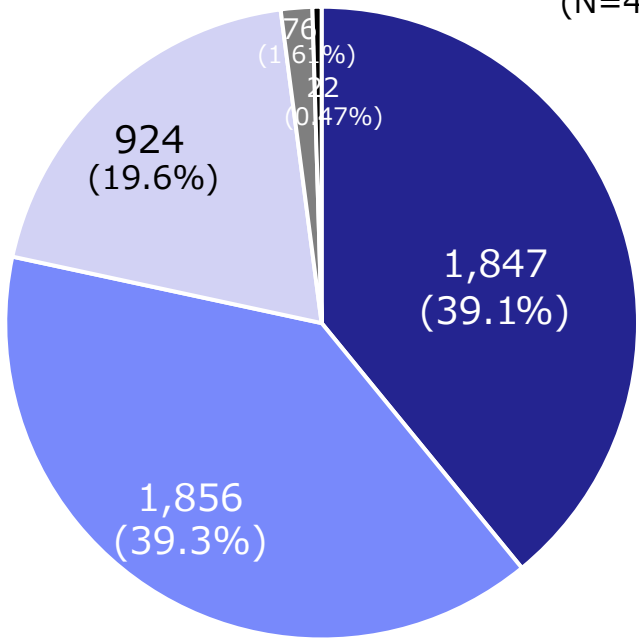


医療DX

医療DX推進体制整備加算（改定前）の算定率は97.9%、改定後の電子的調剤情報連携体制整備加算の算定率は97.5%となり、改定前後の点数差は平均-0.42点、中央値で0.0点であった。

医療DX推進体制整備加算の算定状況
(改定前26/5月時点)

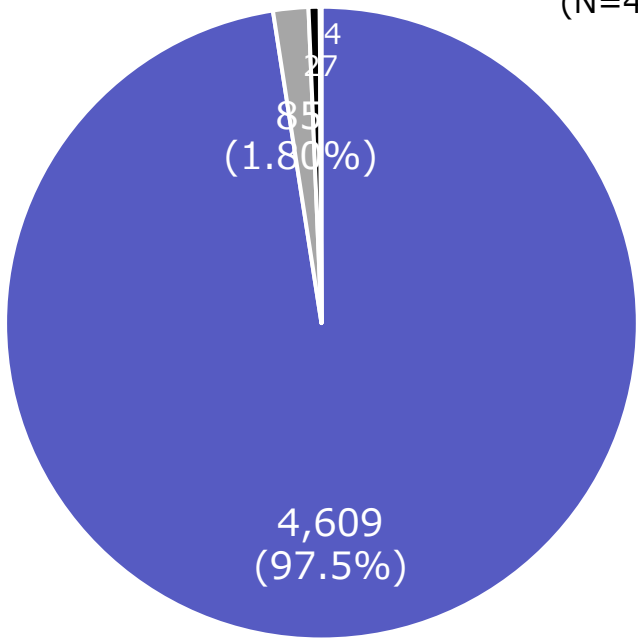
(N=4,725薬局)



- 加算1 (10点、利用率70%以上)
- 加算2 (8点、利用率50%以上)
- 加算3 (6点、利用率30%以上)
- 加算なし
- 回答不可

電子的調剤情報連携体制整備加算の算定状況
(改定後26/6月時点)

(N=4,725薬局)



- 算定している (8点)
- 算定できていない (マイナ保険証利用率30%未満)
- 回答不可
- その他算定できない理由がある

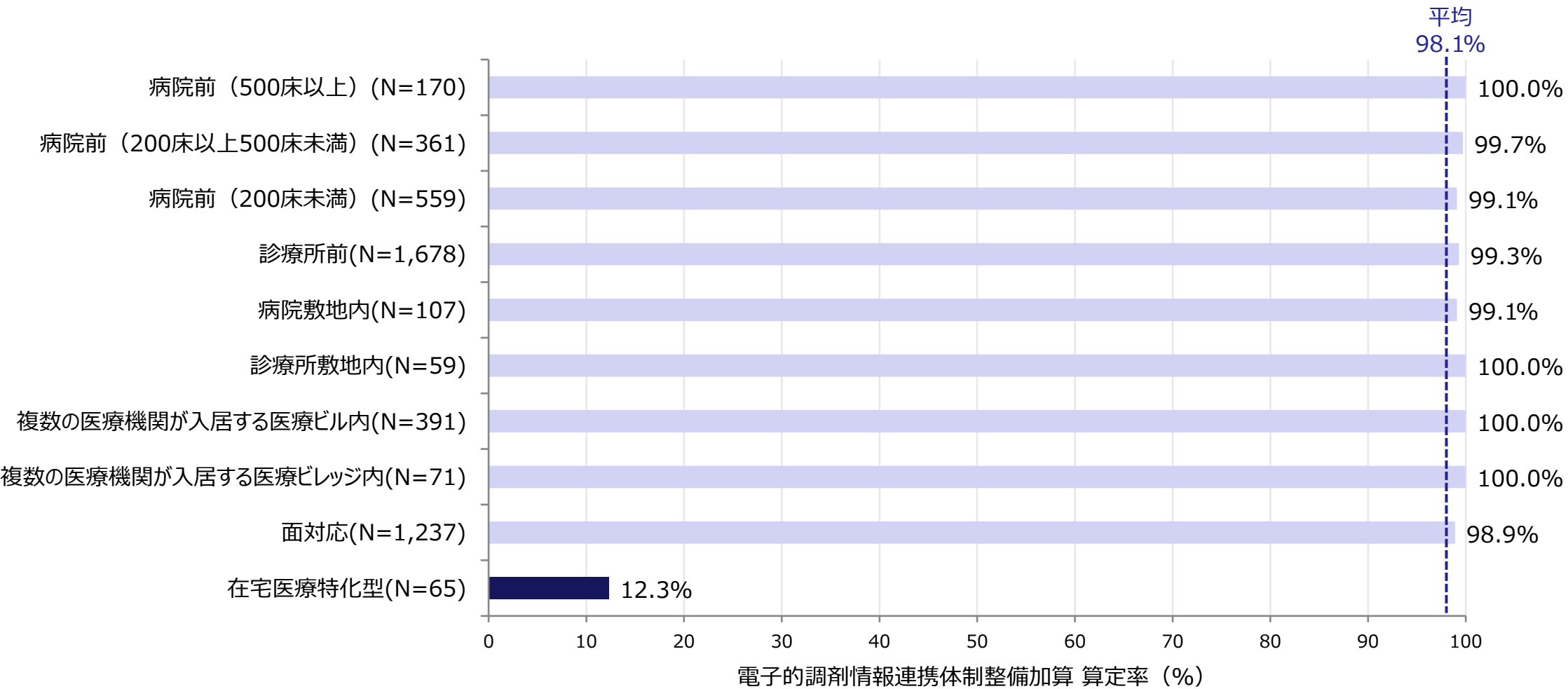
HPKIカード所持者不在、
在宅特化薬局のため など

改定前後の点数差
(N=4,682薬局)
平均 **-0.42点**
中央値 **0.0点**

電子的調剤情報連携体制整備加算 × 立地形態

在宅医療特化型のみ算定率12.3%と極端に低く、他の立地形態はいずれも98.9%以上という二極化構造が確認された。マイナ保険証利用率30%以上という要件が、訪問中心の業務形態では構造的に満たしにくいことを反映している。

(N=4,698薬局)



カイ二乗検定 $\chi^2=2613.77$ 、 $p<0.001$ (有意、Cramér's V=0.746・強い)。

調剤管理料 改定影響

調剤管理料の改定により、79%の薬局がマイナス影響を受けていた。算定1回当たりの影響は平均 - 3.71点、中央値 - 2.70点であった。平均算定回数1.6回を用いると、受付1回当たりの影響は、平均値ベースで - 5.94点、中央値ベースで - 4.32点と推計される。

算定 1 回あたり点数影響推計

平均 - 3.71点 / 中央値 - 2.70点

受付 1 回あたり点数影響推計（平均-3.71点をベースに）

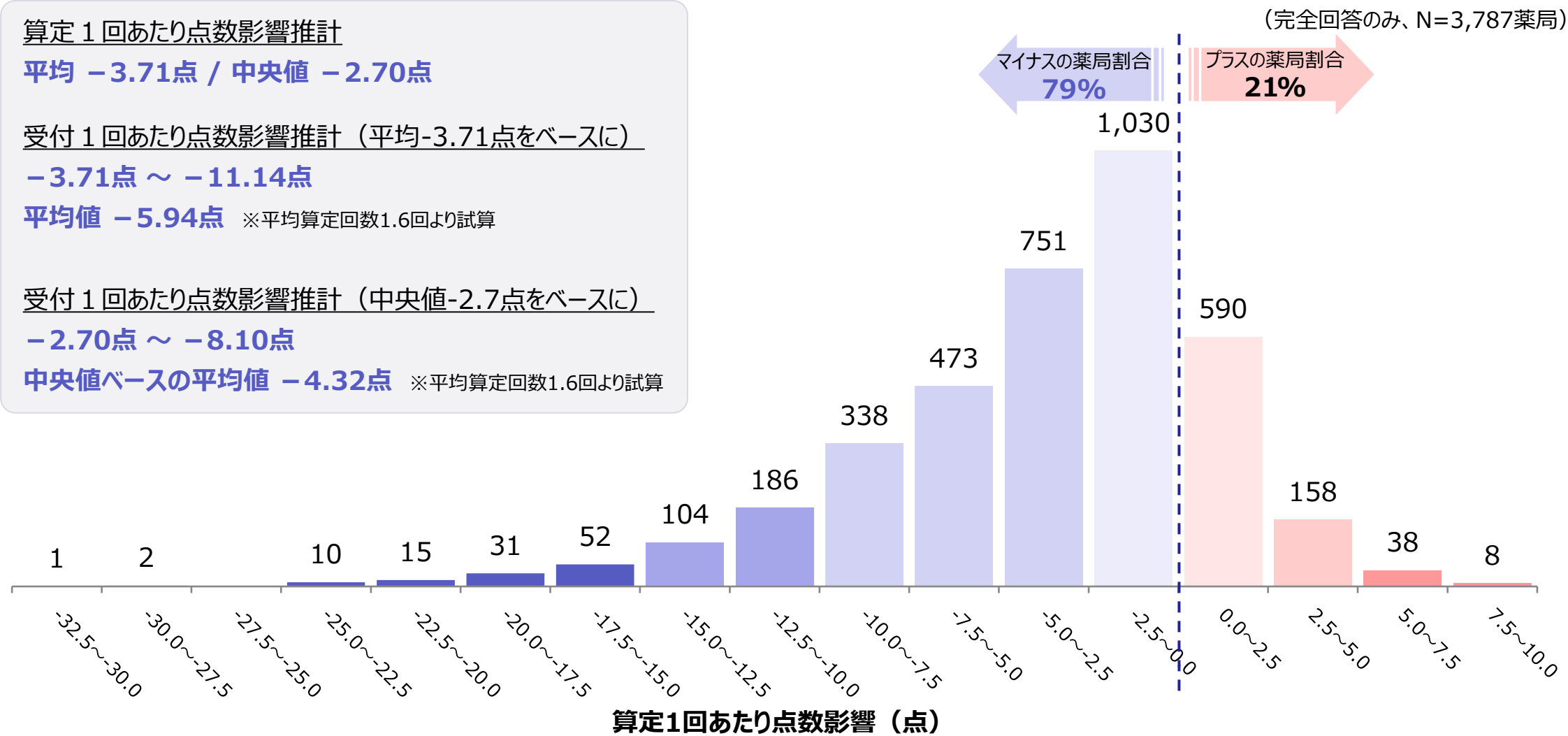
- 3.71点 ~ - 11.14点

平均値 - 5.94点 ※平均算定回数1.6回より試算

受付 1 回あたり点数影響推計（中央値-2.7点をベースに）

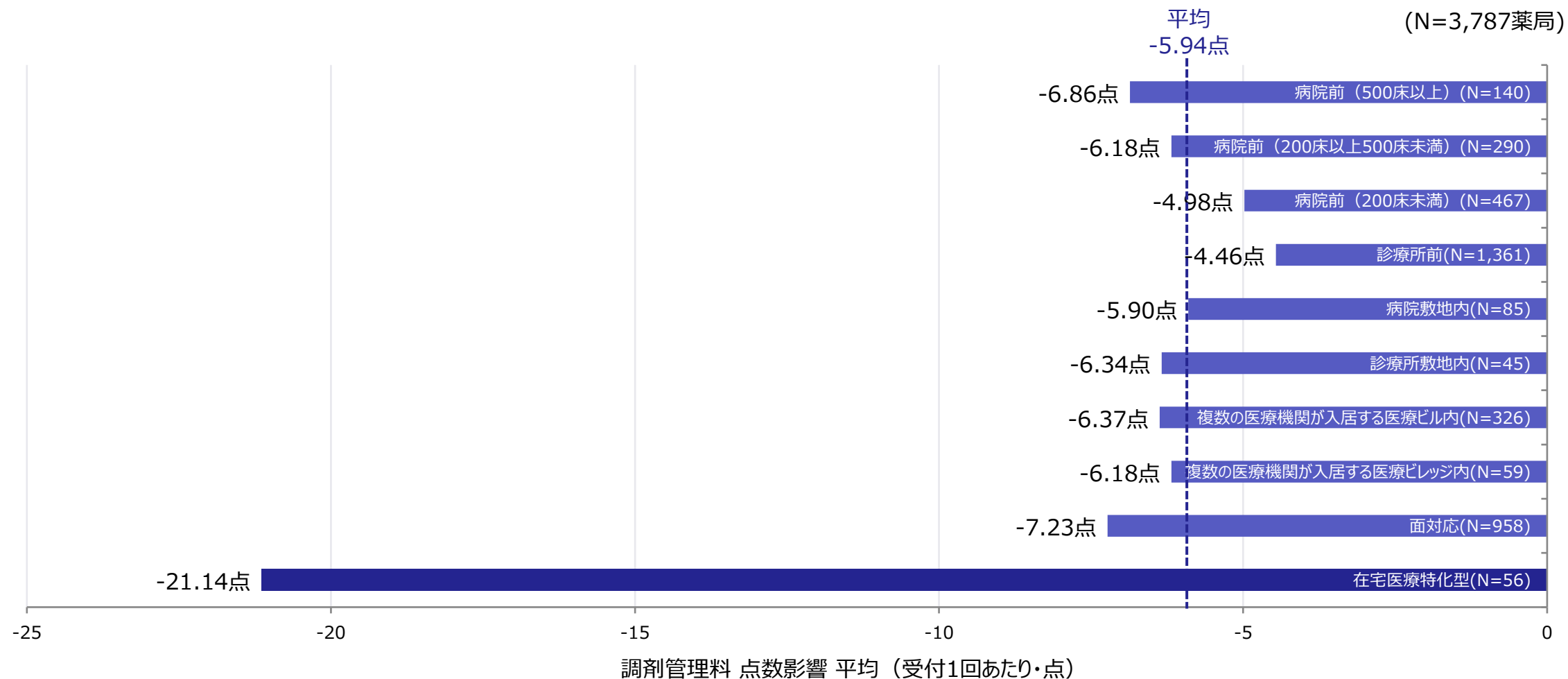
- 2.70点 ~ - 8.10点

中央値ベースの平均値 - 4.32点 ※平均算定回数1.6回より試算



調剤管理料 改定影響推計 × 立地形態

在宅医療特化型が-21.14点と最も大きなマイナス影響と推計された。施設在宅・個人在宅患者への「8日分以上27日分以下の処方」の割合が高いことが背景にあると考えられる。

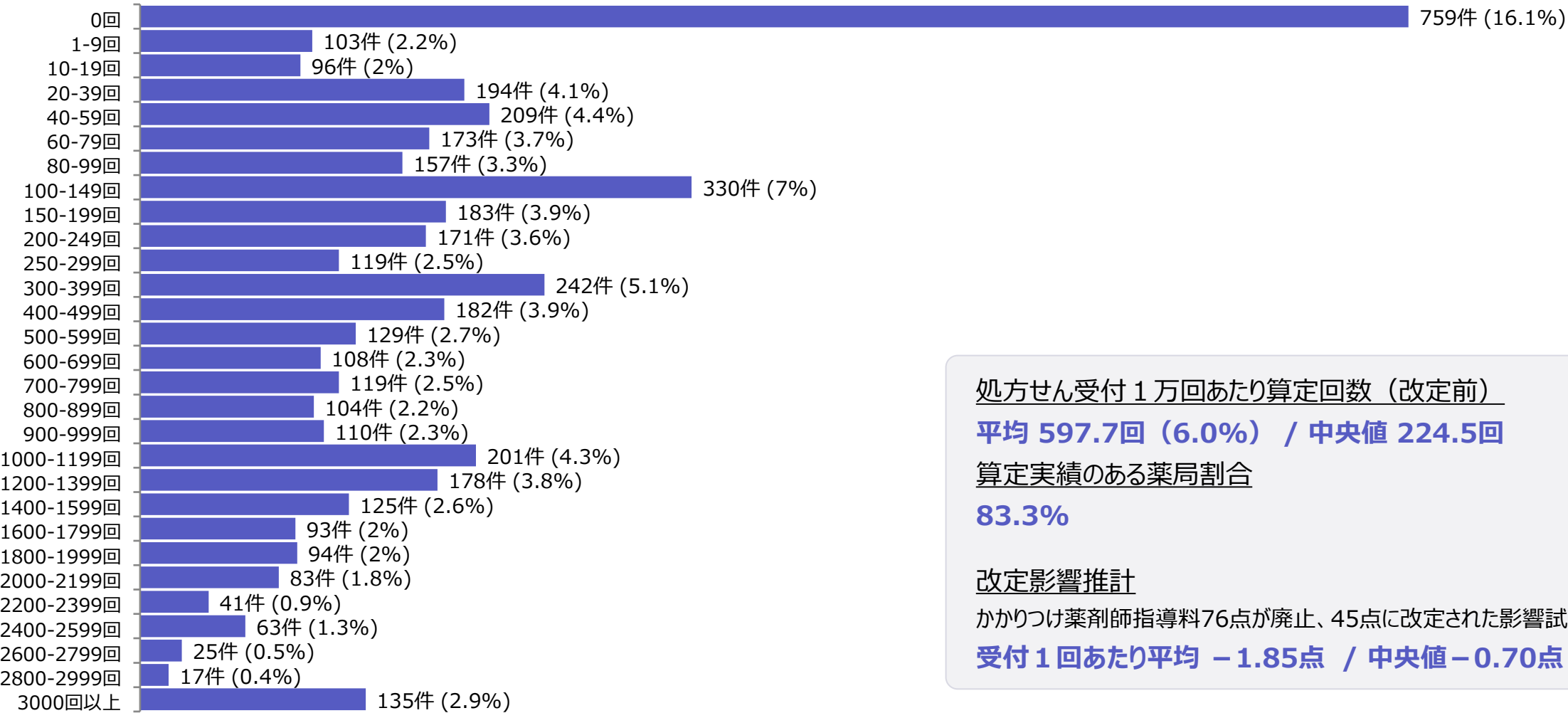


Kruskal-Wallis検定 $H=220.55$ 、自由度=9、 $p<0.001$ (有意差あり、効果量 $\varepsilon^2=0.056$ ・小さい)。多重比較 (Holm補正) で全45ペア中16ペアに有意差。※算定1回あたりの点数影響に平均算定回数1.60回を乗じて受付1回あたりに換算。全体平均は-5.94点。

かかりつけ薬剤師指導料 算定実績（改定前） / 改定影響

かかりつけ薬剤師指導料の処方箋受付1万回当たりの算定回数は、平均597.7回（6.0%相当）であった。かかりつけ薬剤師指導料76点が廃止され、服薬管理指導料45点を算定する場合として影響を試算すると、受付1回あたり平均－1.85点、中央値－0.70点であった。

問. 改定前、直近1年間における処方箋受付1万回当たりのかかりつけ薬剤師指導料（かかりつけ薬剤師包括管理料含む）の算定について教えてください。（N=4,543薬局）

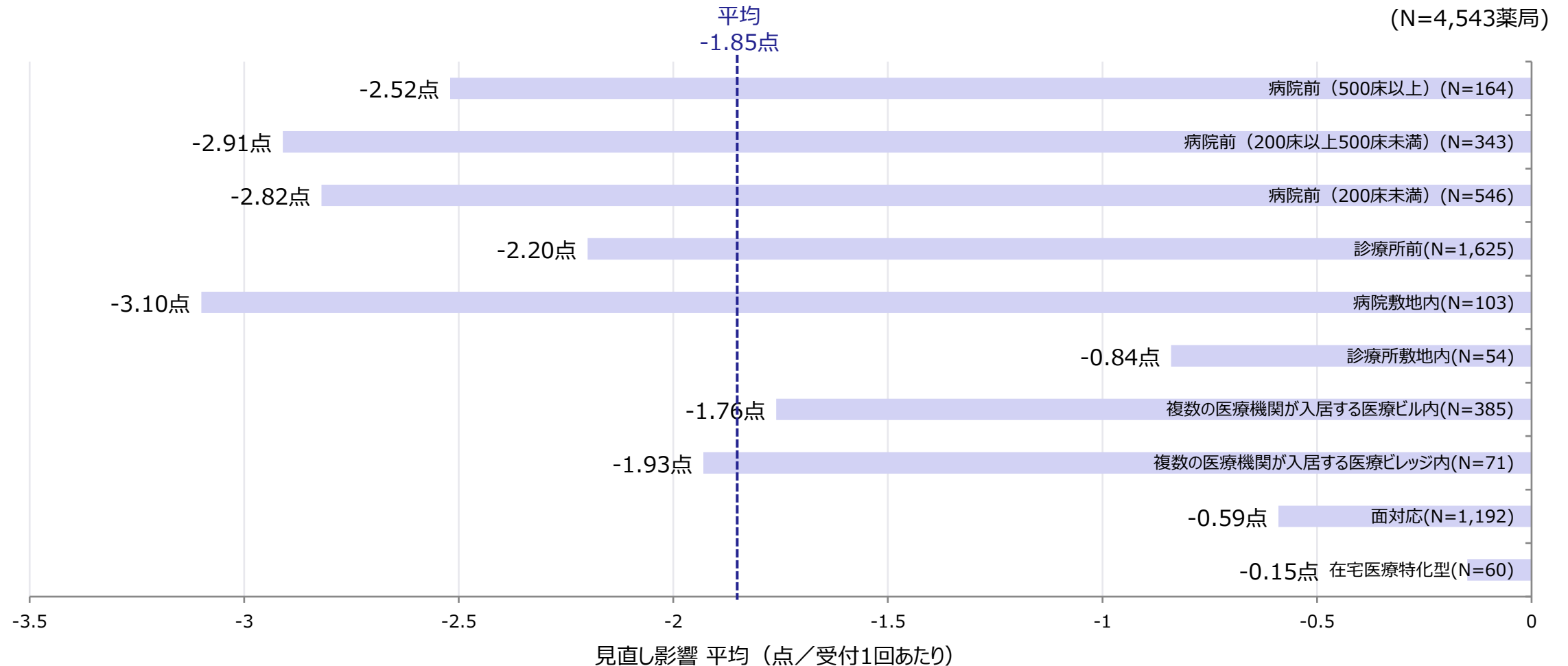


処方せん受付 1 万回あたり算定回数（改定前）
平均 597.7回（6.0%） / 中央値 224.5回
算定実績のある薬局割合
83.3%

改定影響推計
かかりつけ薬剤師指導料76点が廃止、45点に改定された影響試算
受付 1 回あたり平均 －1.85点 / 中央値－0.70点

かかりつけ薬剤師指導料 見直し影響 × 立地形態

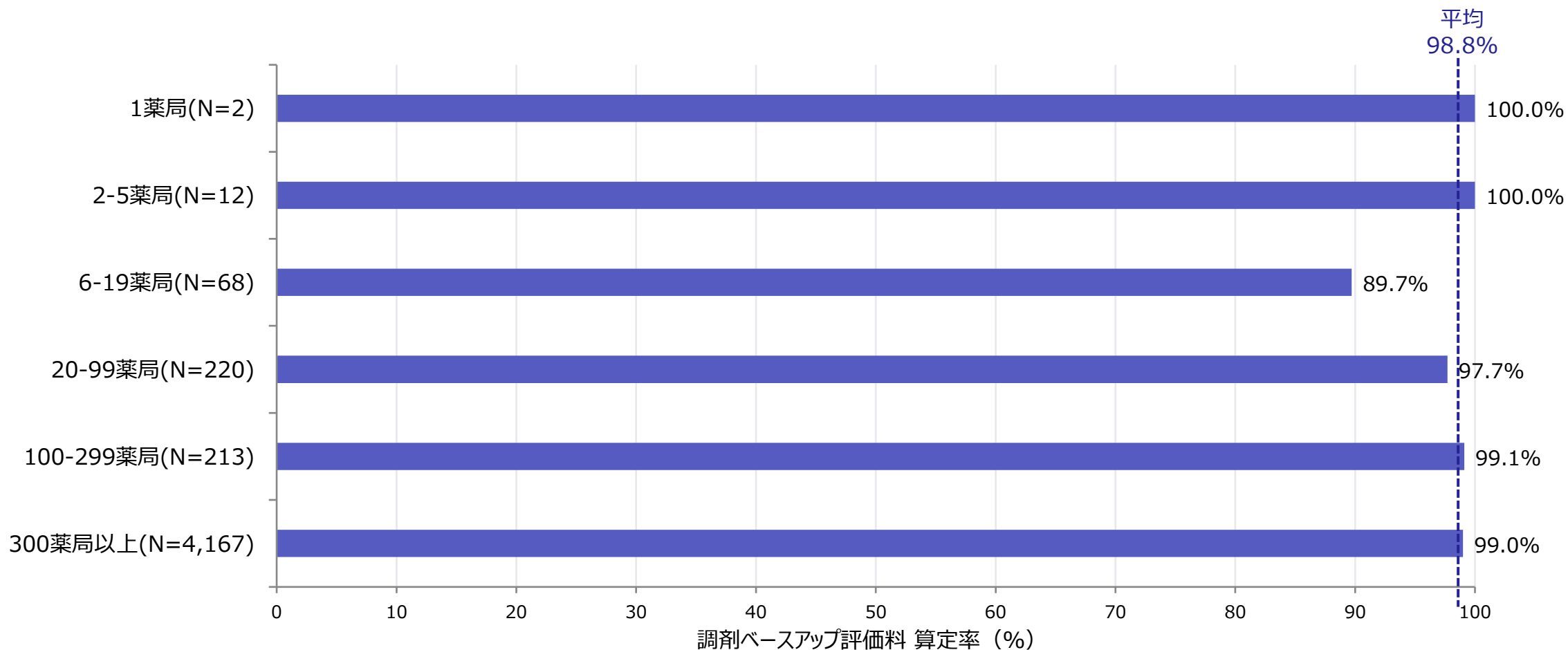
見直しの影響は算定率が高い立地形態ほど大きい。改定前の算定率が高い薬局ほど、減点が大きくなる。



Kruskal-Wallis検定 $H=986.25$ 、 $p<0.001$ (有意、効果量 $\varepsilon^2=0.216$ ・大きい)。

調剤ベースアップ評価料 × 薬局グループ規模

グループ規模と届出状況には統計的に有意な関連があるが、関連の強さは弱い（Cramér's $V=0.105$ ）。6-19薬局のグループで89.7%とやや低いものの、いずれの規模でも約9割以上が算定していた。
(N=4,682薬局)



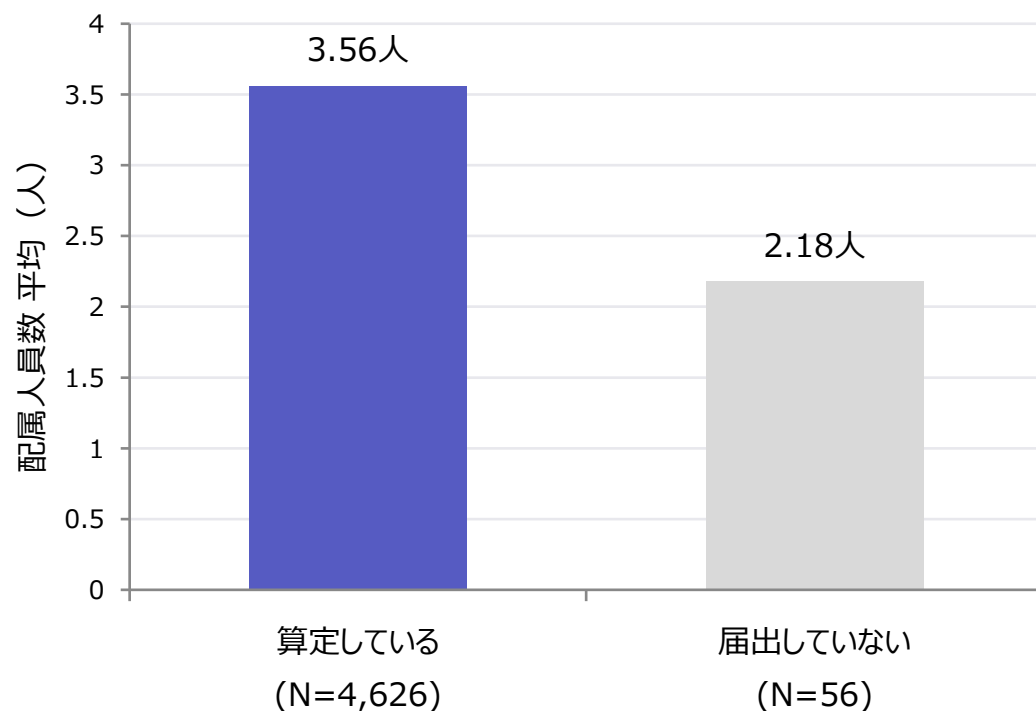
カイ二乗検定 $\chi^2=51.32$ 、 $p<0.001$ （有意、Cramér's $V=0.105$ ・弱い～中程度）。※1薬局・2-5薬局は回答数が少ないため参考値。

調剤ベースアップ評価料 × 人員体制

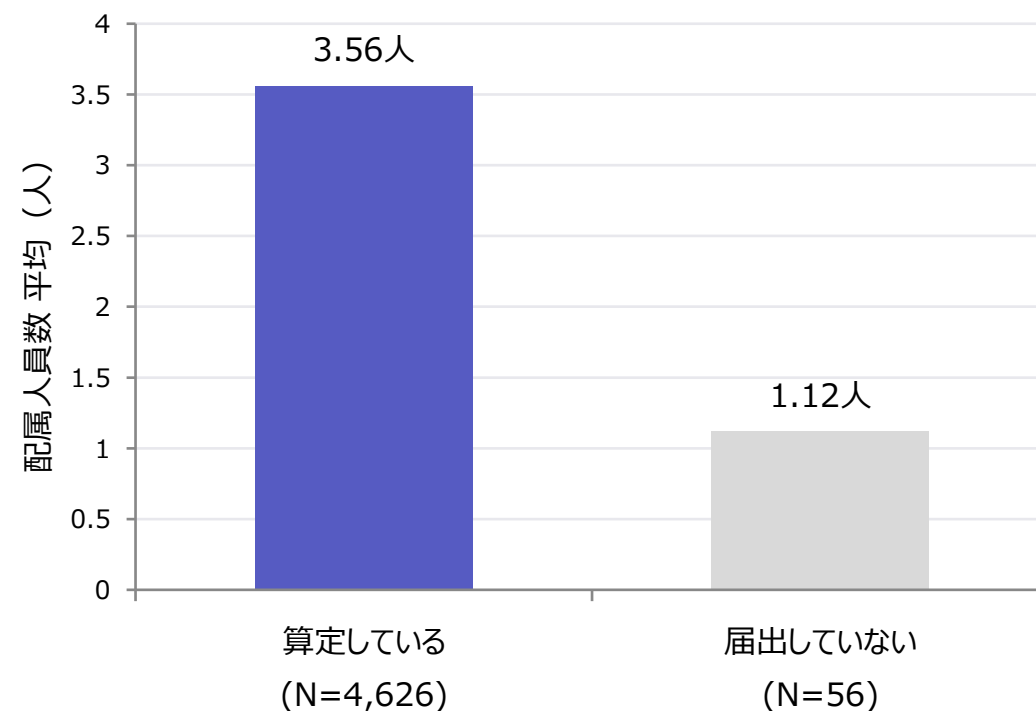
算定している薬局は、届出していない薬局と比べて薬剤師・非薬剤師のいずれの人員数も有意に多かった。

(N=4,682薬局)

× 薬剤師配属人員数 (有意差あり・ $r=0.084$)



× 非薬剤師配属人員数 (有意差あり・ $r=0.127$)



Mann-Whitney U検定 薬剤師 : $p<0.001$ (効果量 $r=0.084$) / 非薬剤師 : $p<0.001$ ($r=0.127$)。いずれも小さい効果量。

5項目による改定影響の試算

5項目を統合すると受付1回あたり平均-12.25点、88.3%の薬局がマイナスとなる。調剤基本料はプラスだが、他4項目のマイナスがそれを大きく上回る。本試算の対象とした主要5項目では、総じて厳しい結果となった。

(N=3,639薬局)

改定項目	平均	中央値	標準偏差	マイナスの薬局割合
調剤基本料	+0.67点	+2点	5.38	8.3%
地域支援・医薬品供給対応体制加算	-4.6点	-3点	9.84	94.0%
電子的調剤情報連携体制整備加算※	-0.43点	0点	1.63	39.8%
調剤管理料	-5.94点	-4.35点	7.85	79.0%
かかりつけ薬剤師指導料	-1.95点	-0.7点	2.48	84.1%
【5項目統合】	-12.25点	-9.56点	14.4	88.3%

※電子的調剤情報連携体制整備加算および改定前の医療DX推進体制整備加算は月1回の算定であるが、本試算では区分ごとの点数差をそのまま合算している。同項目の影響は-0.43点であり、受付1回あたりに厳密に換算した場合でも統合値への影響は軽微である。

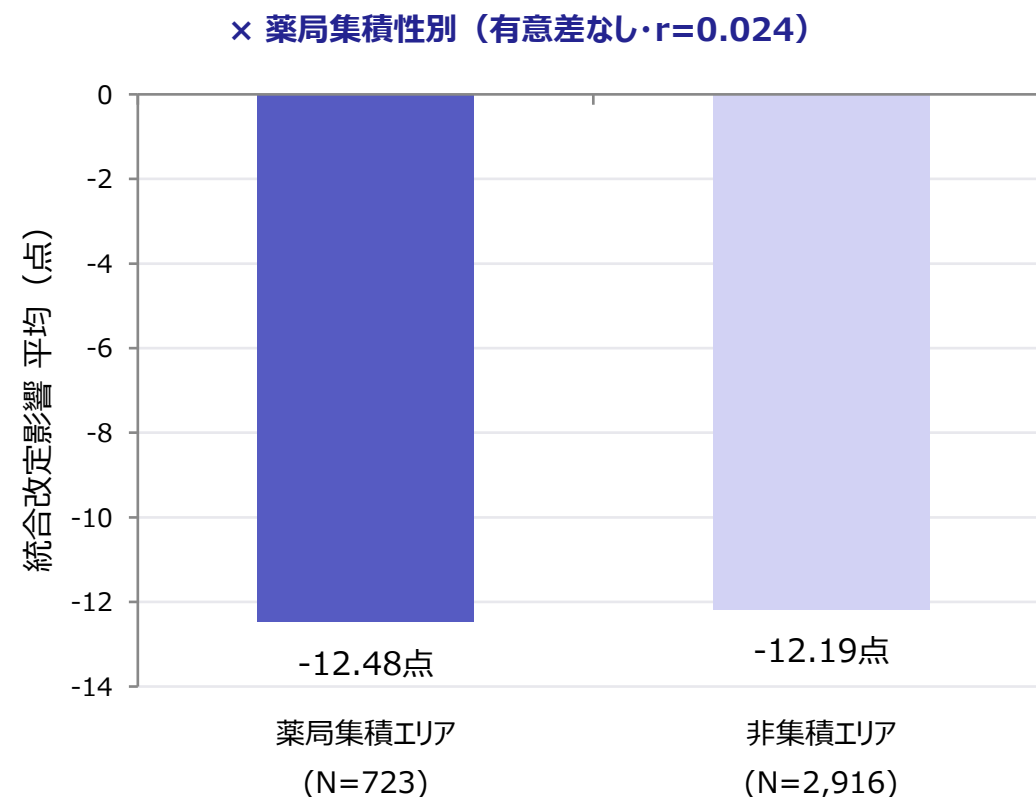
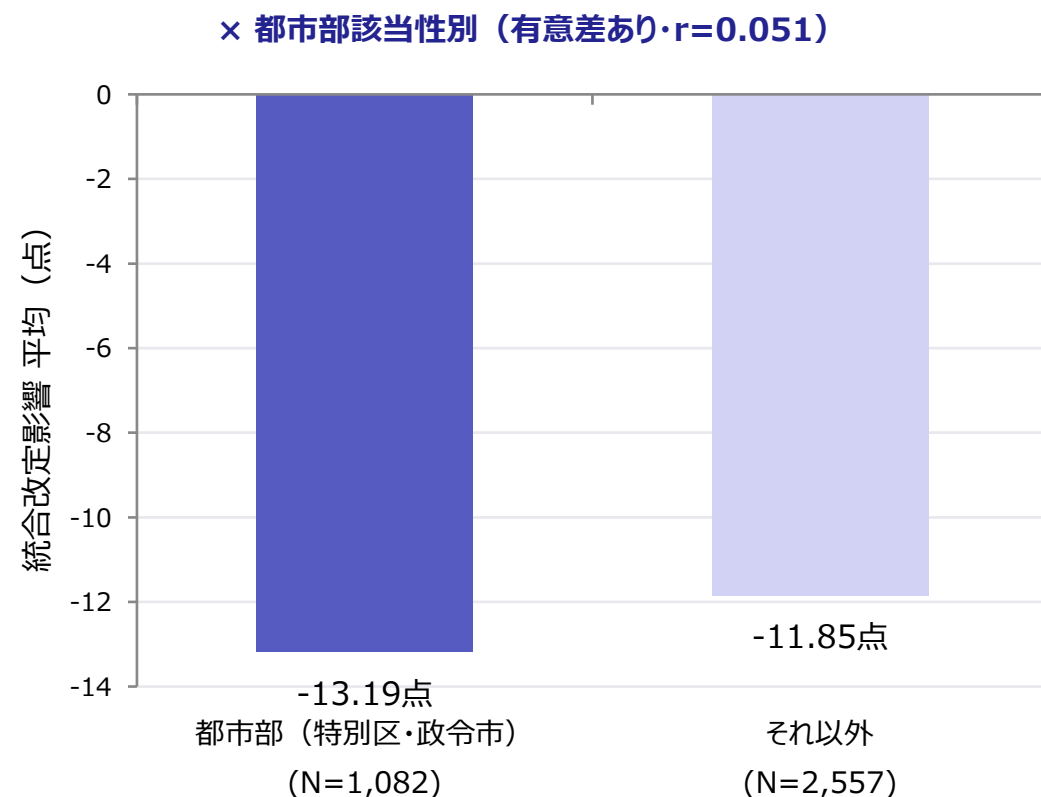
※中央値は「順番に並べた真ん中の値」であるため、各項目の中央値を合計しても統合値とは一致しない（各項目で真ん中に位置する薬局が異なるため）。同様に標準偏差も、項目間の相関があるため単純合計とは一致しない。平均値のみが加法性を持つ。

5項目すべてに回答のある3,639薬局（全体の77%）を対象に薬局単位で合算。項目別に全回答から算出した平均値の合計-12.43点と近い値であった。

5項目による改定影響 × 都市部該当性 / 薬局集積性

都市部の薬局がやや影響が大きいものの差はわずかであり、薬局集積性による差は確認されなかった。

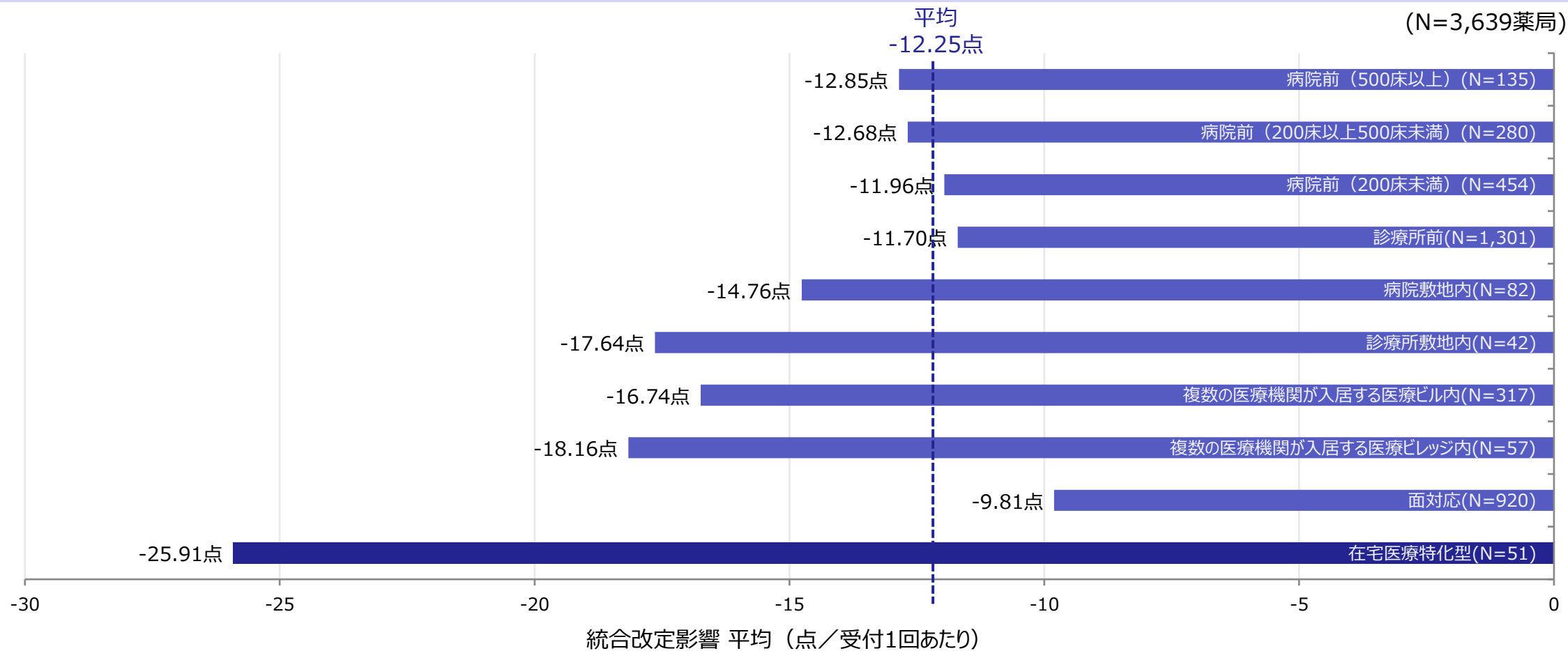
(N=3,639薬局)



Mann-Whitney U検定 都市部 : $p=0.002$ (効果量 $r=0.051$ ・小さい) / 薬局集積性 : $p=0.147$ (有意差なし)。

5 項目による改定影響 × 立地形態

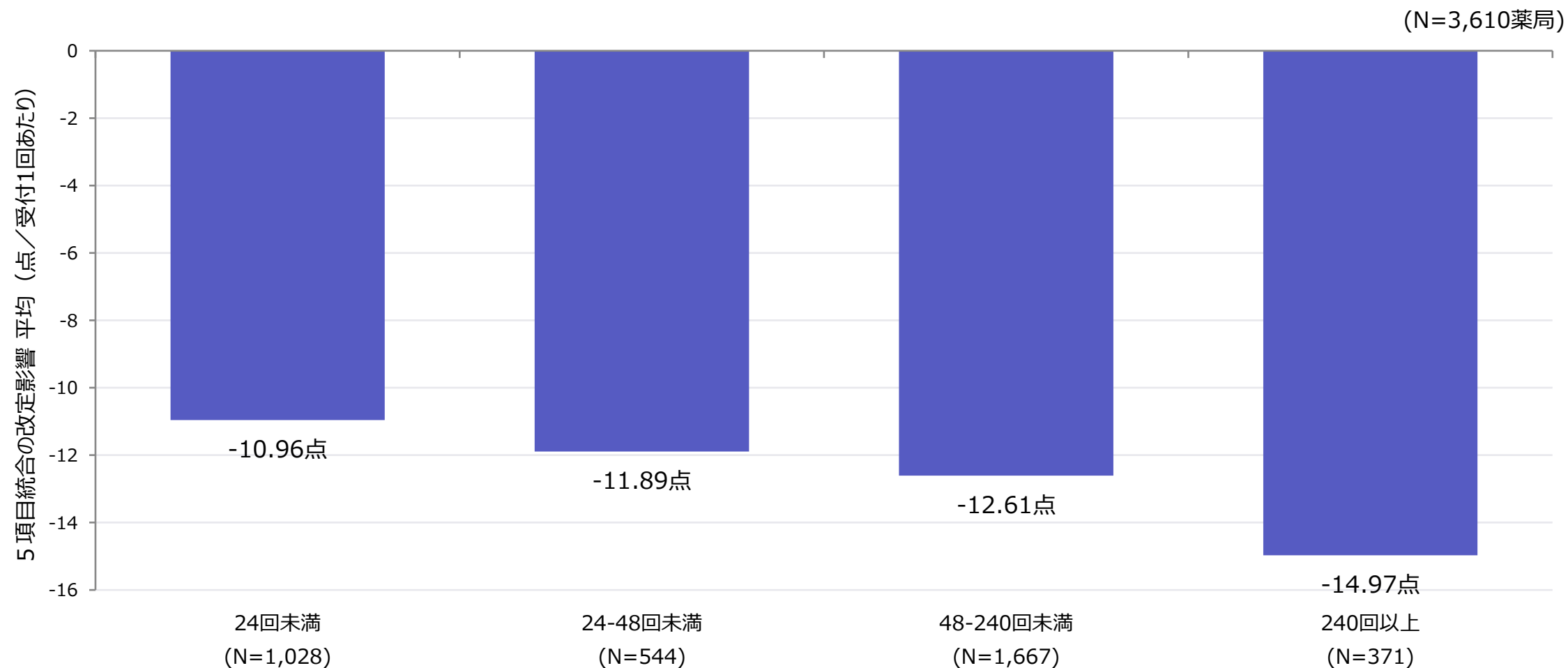
影響の大きさは立地形態によって異なる。調剤基本料において、医療モール型の一部が区分変更により大きなマイナス影響を受けており、また、調剤管理料において在宅医療特化型の薬局が比較的影響が大きい（ただし、在宅患者の割合が高い薬局ではマイナスが緩和される可能性がある。）。在宅医療特化型は在宅薬学総合体制加算2を算定できない場合に、大きな影響を受けると推計される。



Kruskal-Wallis検定 $H=156.50$ 、 $p<0.001$ （有意、効果量 $\varepsilon^2=0.041$ ・小さい）。多重比較（Holm補正）で45ペア中17ペアに有意差。※本試算には在宅薬学総合体制加算の改定影響を含んでいない（在宅患者の処方せんにのみ算定されるため受付1回あたりに換算できない）。同加算は加算1が15点→30点、加算2が50点→100点（個人宅）と増点されており、在宅患者の割合が高い薬局ではマイナスが緩和される可能性がある。

5 項目による改定影響 × 個人宅訪問および個人宅・施設への緊急訪問

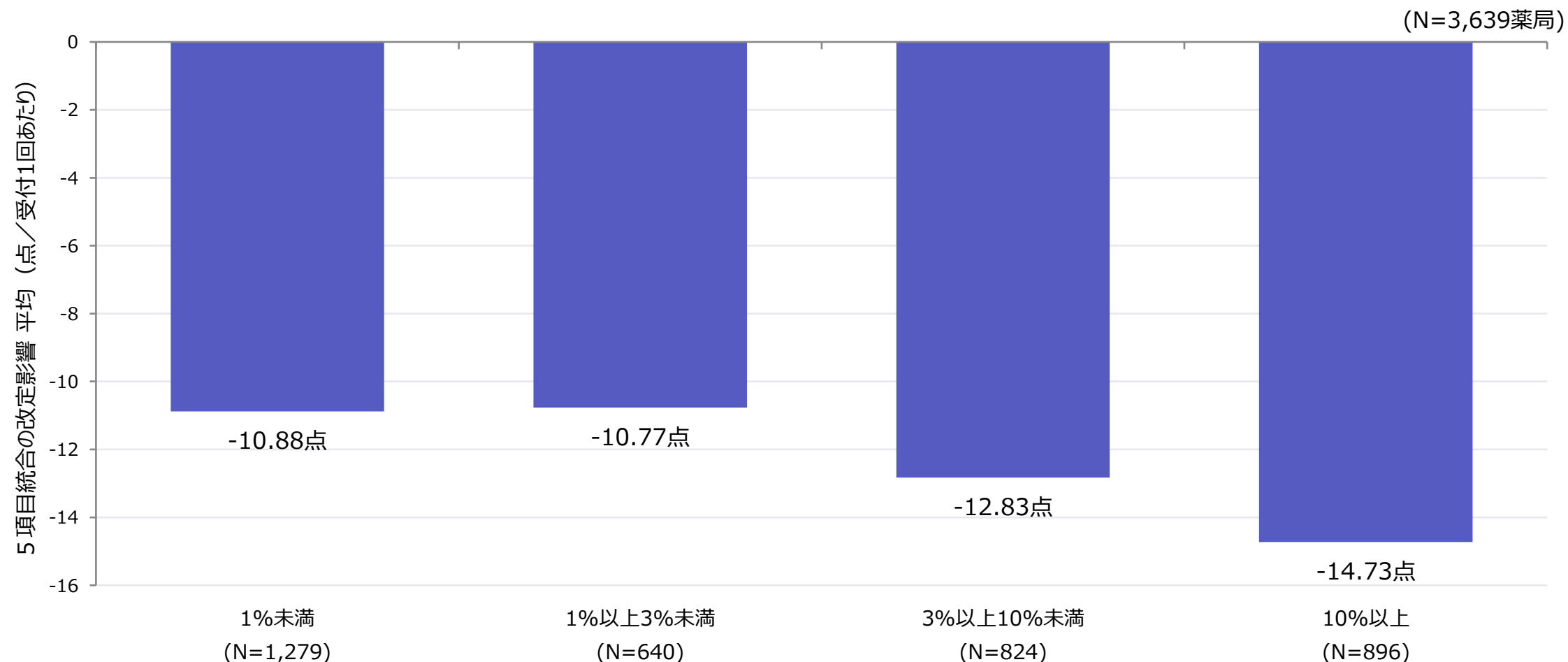
訪問実績が多い薬局ほど改定影響がやや大きい。24回未満-10.96点に対し、240回以上は-14.97点と段階的に増している。ただし効果量は $\epsilon^2=0.015$ と小さく、差は限定的である。なお本試算には在宅薬学総合体制加算の改定影響が含まれておらず、訪問実績が多く、加算の算定要件も満たしている薬局では実際の影響は本試算より小さい可能性がある。



Kruskal-Wallis検定 $H=58.34$ 、 $p<0.001$ (有意、効果量 $\epsilon^2=0.0153$ ・小さい)。

5項目による改定影響 × かかりつけ薬剤師指導料 算定率

かかりつけ薬剤師指導料の算定率が高い薬局ほど、5項目の改定影響がやや大きい。算定率1%未満の-10.88点に対し、10%以上では-14.73点である。ただし効果量は $\varepsilon^2=0.030$ と小さく、算定率だけで影響の大小が決まるわけではない。差は限定的ながら、対人業務の実績を上げている薬局ほど影響を受ける向きにある点は留意を要する。



Kruskal-Wallis検定 $H=110.81$ 、 $p<0.001$ (有意、効果量 $\varepsilon^2=0.0297$ ・小さい)。Spearman順位相関 $\rho=-0.165$ 。※算定率は改定前の受付1万回あたり算定回数を百分率化した値。

第4部 改定影響における解析 まとめ

目的変数	説明変数	効果量・関連の強さ	要点
5項目の改定影響 5項目：調剤基本料、地域支援・医薬品供給対応体制加算、電子的調剤情報連携体制整備加算、調剤管理料、かかりつけ薬剤師指導料	立地形態	$\varepsilon^2=0.041$ ・小さい	影響の差を生む要因の中では最も大きい。
	かかりつけ薬剤師指導料 算定率	$\varepsilon^2=0.030$ ・小さい	算定率が高いほど影響がやや大きい。
	在宅薬学総合体制加算 加算区分	$\varepsilon^2=0.017$ ・小さい	上位区分ほど影響がやや大きい。
	個人宅訪問・緊急訪問 年間実績	$\varepsilon^2=0.015$ ・小さい	訪問実績が多いほど影響がやや大きい。
	都市部該当性	$r=0.051$ ・小さい	有意差はあるが、効果量は小さい。
	かかりつけ薬剤師在籍割合	$\varepsilon^2=0.002$ ・ほぼなし	在籍割合による差はほとんどない。
	薬局集積性	有意差なし	周辺の薬局密度は影響の大小と有意な関連は認められなかった。

効果量の判断の目安

- ・ Cramér's V : 0.1未満=弱い / 0.1~0.3=中程度 / 0.3以上=強い
- ・ ε^2 (イプシロン二乗) : 0.06未満=小さい / 0.06~0.14=中程度 / 0.14以上=大きい
- ・ r : 0.3未満=小さい / 0.3~0.5=中程度 / 0.5以上=大きい
- ・ p (ロー) : 0.1~0.3=弱い / 0.3~0.5=中程度 / 0.5以上=強い

第4部 Summary

- ・ 5項目すべてに回答した3,639薬局の試算では、受付1回当たり平均-12.25点となり、88.3%がマイナスだった。調剤基本料の増点を他4項目の減点が上回った。ただし、調剤ベースアップ評価料、調剤物価対応料、在宅薬学総合体制加算等の影響は含まれていない。
- ・ 調剤基本料では医療モール型の一部、調剤管理料では在宅医療特化型で、大きなマイナス影響がみられた。在宅分野全体の影響は、在宅薬学総合体制加算の移行区分や患者構成によって異なる。
- ・ 訪問実績が多い薬局ほど、マイナス影響がやや大きかった。かかりつけ薬剤師指導料算定率でも同様の傾向がみられたが、同算定率を用いて減点を試算している点に留意が必要である。対人業務への影響は、新設加算等も含めて検証する必要がある。
- ・ 開設1年以上の回答薬局では、都市部該当性による差は小さく、薬局集積性による有意差は認められなかった。



Nippon Pharmacy Association

日本保険薬局協会