

## 学級閉鎖の有効性に関する研究

—新型インフルエンザ流行時の小学校におけるクラス内欠席者割合と  
実施日数より予測される学級閉鎖後の欠席者割合—

ヤマモト シュン タカハシ ヒデト ワダ イチロウ  
山本 駿\*1 高橋 秀人\*2 和田 一郎\*4  
ウダ アキヒト マ エンボ  
宇田 晃仁\*5 馬 恩博\*3

**目的** 新型インフルエンザ流行時（平成21年），多くの小中高等学校は，学級閉鎖の有効性や適切な実施期間の知見がほとんどない中で，茨城県では実施主体である地方公共団体，県の助言を参考に，感染拡大防止のため学級閉鎖を実施した。本研究の目的は，学級閉鎖が欠席者減少に有効であるか，もし有効であった場合には，どのタイミングで，どの程度の期間実施すると効果が高いかについての知見を得ることである。

**方法** 対象は茨城県T市の全小学校（37校481クラス）の全クラスおよびその生徒である。各学校の養護教員あてに，質問紙調査（郵送法）を実施した（平成22年7月）。質問項目は，学校名，記入者，平成21年9月1日から12月24日の間の出席簿に基づいた各クラスの生徒数，各日の欠席者数，学級閉鎖の有無，もし学級閉鎖を実施した場合はその期間である。学級閉鎖の有効性は，学級閉鎖実施前後で欠席者数の割合の差を $\chi^2$ 検定で検討した。学級閉鎖をどのタイミングで実施し，どの程度の期間実施すると効果が高いかは，欠席者割合減少差と，学級閉鎖前日の欠席者割合および学級閉鎖実施日数との関連を重回帰分析より検討した。

**結果** 有効回答は小学校17校（実質的回収割合41.0%）で，この中で学級閉鎖を実施したクラスは，16校116クラス3,384人（のべ数では16校130クラス3,711人）であった。学級閉鎖後に欠席者数が有意に減少し（ $p < 0.001$ ），学級閉鎖前後の欠席者割合減少差に，学級閉鎖実施前日の欠席者割合と学級閉鎖実施期間が，それぞれ有意に関連し（すべて $P < 0.001$ ，モデルF検定 $p < 0.001$ ，重相関係数0.764），このモデルより学級閉鎖後の欠席者割合を予測できた。例えば欠席者割合が20%で学級閉鎖を6日間実施する（土日含む）と，学級閉鎖後の欠席者割合を10.9%に減少させることが期待できる。欠席者割合が10%程度では学級閉鎖は効果がなく，欠席者を10%程度まで減少させることを基準とすれば，欠席者割合が15%のクラス数は少ないため除くと，学級閉鎖はクラスの20%以上が欠席した時点で開始し，期間を6日以上とするとよい。

**結論** 新型インフルエンザに対し，感染拡大防止という点で学級閉鎖は有効であった。学級閉鎖実施前日の欠席者割合と，学級閉鎖の実施日数より実施後の欠席者数を予測することが可能であった。学級閉鎖は，少なくとも20%が欠席した時点で開始し期間を6日以上とすれば，欠席者を10%程度まで減少させるという意味で効果があることが示された。

**キーワード** 新型インフルエンザ，学級閉鎖，欠席者割合，実施日数，有効性，予測

\*1 筑波大学医学群医学類 \*2 筑波大学医学医療系准教授 \*3 同助教

\*4 茨城県土浦児童相談所児童福祉司 \*5 筑波大学大学院フロンティア医科学専攻修士課程

## I 諸 言

わが国では平成21年5月に初めての新型インフルエンザ患者が観測され、同年秋から翌年春まで流行した<sup>1)2)</sup>。この疾患には感染力や治療法などの事前情報がなかったため、厚生労働省を中心に各県で感染者を把握して、病態や治療の情報を積み重ねてきた<sup>1)-3)</sup>。茨城県においても、各保健所の定点で確認されたインフルエンザ患者の週別人数や、県内教育施設における臨時休業の情報を、インターネット上に「いばらきの感染症情報」として公開し<sup>3)</sup>、感染拡大を食い止めるための基礎情報を発信した(図1)。次第に新型インフルエンザ感染者の多くは小中高中生であることがわかり、多くの学校で感染拡大防止のため学級閉鎖や学年閉鎖、休校などの臨時休業を行い<sup>2)-4)</sup>、さらなる感染拡大を防ぐための措置を実施してきた。

学級閉鎖や学年閉鎖、休校などの教育施設の臨時休業は、学校保健安全法第20条に基づき学校設置者が実施すると規定されているが、その実施基準となると「感染症の予防上必要があるときは」としか書かれていない<sup>5)</sup>。また、学級閉鎖の実施によりクラス内の欠席者が減少したとする知見や、学級閉鎖の適切な実施期間に関する知見もわずかながらみられるが<sup>6)-8)</sup>、実際に学級閉鎖をどの時期にどの程度の日数で実施すべきかについての知見はほとんどない。このような中で現場では、学校長が学校医や養護教諭と相談しながら、校内の流行等を参考に学級閉鎖の意思決定を行っていた<sup>9)</sup>。

茨城県では過去に学級閉鎖等の措置基準(昭和52年県教育委員会教育長通知)として、「学級等における欠席率が20%に達した場合は、学校医等と相談し、学級閉鎖、学年閉鎖及び休校等の措置をとる」となっていた。新型インフルエンザについては、茨城県教育庁保健体育課の資料では、臨時休業への対応として、保健所と設置者等が感染拡大防止に必要な臨時休業の範囲(学校、学年、学級等)および期間を協議し、茨城県新型インフルエンザ対策会議で関係

者が協議し臨時休業の範囲および期間を決定し、必要に応じ新型インフルエンザ対策本部長名で要請文を作成し通知するとされ、新型インフルエンザ患者との最終接触日の翌日から7日間が臨時休業期間の目安となっていた(平成21年7月24日以前)。しかし平成21年7月24日以降は、保健所は設置者等に対し感染拡大防止に必要な臨時休業の範囲および期間を助言し、臨時休業の範囲・期間を決める際には、学校行事との関連等教育的配慮も加味する必要があるため、学校の判断が求められ、設置者等において臨時休業の範囲および期間を決定するとされた<sup>11)</sup>。これに関し、T市の学校関係者の中では、「欠席者割合が15%に達した時点で学級閉鎖」という基準も聞かれた。

このように実施時期や実施日数決定のための実用的な科学的根拠が乏しい中で、実施基準が先行してきた。

本研究の目的は、学級閉鎖が欠席者減少に有効であるか、もし有効であった場合には、どのタイミングで実施し、どの程度の期間実施すると効果が高いかについての知見を得ることである。

## II 方 法

### (1) 研究対象

研究対象は、茨城県T市の全小学校(37校481クラス)<sup>12)</sup>の全クラスおよびその生徒である。

### (2) 調査法と質問項目

養護教員あてに、平成21年度2学期(9月1日から12月24日まで)の出席簿を基にした欠席者数についての質問紙調査(郵送法)を実施した(平成22年7月)。調査項目は、学校名、記入者名、各クラスの生徒数、各日の欠席者数、学級閉鎖の有無、もし学級閉鎖を実施した場合はその期間の計6項目である。

### (3) 用語の定義

学級閉鎖実施期間は、学級が休みになるという実質的な休みを基に、開始日と終了日を定義

した。すなわち月曜日から学級閉鎖が始まった場合、直前の土曜日と日曜日は休みなので、実質的に学級閉鎖が土曜日から始まったとし、学級閉鎖実施開始日は土曜日と定義した。同様に金曜日が学級閉鎖の最終日の場合、直後の土日も休みで生徒は次の月曜日に登校することになるので、学級閉鎖実施終了日は日曜日とした。これらのケースの場合、土日に何か学校で催しがないことを確認した。この定義に対応する形で、学級閉鎖実施の前日（実施前日）と終了翌日（実施後日）を、実質的な学級閉鎖開始日の直前日と実質的な学級閉鎖終了日の翌日と定義した。これは実際に学級閉鎖が機能する期間であると考えられる。また1回目と2回目の学級閉鎖は機能的に同等であると考え、複数回学級閉鎖を実施しているクラスについては、それぞれの学級閉鎖を独立に、すなわちクラス数と欠席者数をのべ数として扱った。学年閉鎖や休校

については、各クラス単位の学級閉鎖として扱った。

(4) 統計解析

学級閉鎖の有効性については、学級閉鎖実施前後で欠席者の割合の差 ( $a/n-b/n$ , ただし生徒数 $n$ , 実施前日の欠席者数 $a$ , 終了翌日の欠席者数 $b$ ) を、 $\chi^2$ 検定を用いて検討した。ただし、生徒数および学級閉鎖実施前後の欠席者数が欠損しているクラスは解析から除外した。学級閉鎖実施日数（2～4日, 5日, 6日, 7～10日の4群）と欠席者数の関連については、各群の欠席者相対減少度 ( $(a-b)/a$ ) の一様性を、 $\chi^2$ 検定を用いて検討した。各クラスを単位として、学級閉鎖実施前後の欠席者割合の減少度（欠席者割合減少差： $(a-b)/n$ ）と、学級閉鎖実施前日の欠席者割合と学級閉鎖の実施日数の関連を、散布図で直線的な関連性を確認の上、線形重回帰分析を用いて検討した。また、クラス規模と学級閉鎖実施の有無、学級閉鎖実施のタイミング、それぞれの関連については、期待度数に応じて $\chi^2$ 検定またはフィッシャー直接確率検定を用いて検討した。統計解析は統計解析ソフトR2.11.1を用いた。

(5) 倫理的配慮

本研究は筑波大学大学院人間総合科学研究科医の倫理委員会において承認されている。

Ⅲ 結 果

(1) 対象の特性

回答があった小学校は、24校（291クラス、回収割合60.5%）であった。有効回答は17校（197クラス、実質的回収割合41.0%）で、この中で学級閉鎖を実施したクラスは16校116クラス、3,384人、のべ数では16校130クラス、3,711人であった。生徒数または学級閉鎖終了翌日の欠席者数の記載が欠損していた7クラス（のべ11クラス）は解析から除外した。学級閉鎖を実施した116クラスでは、20～29人のクラスが24（20.7%）、30～39人のクラスが73

表1 対象の特性

	学級閉鎖実施クラス		学級閉鎖非実施クラス		P値
	n	%	n	%	
各クラスの生徒数					
計	116	100.0	81	100.0	
0～19人	8	6.9	5	6.2	0.9893 <sup>3)</sup>
20～29	24	20.7	17	21.0	
30～39	73	62.9	47	58.0	
40～49	4	3.4	2	2.5	
欠損	7	6.0	10	12.3	
学級閉鎖実施日数					
計	130 <sup>2)</sup>	100.0			
1日	1	0.8			
2日	3	2.3			
3日	5	3.8			
4日	7	5.4			
5日	41	31.5			
6日	40	30.8			
7日	7	5.4			
8～10日 <sup>1)</sup>	24	18.5			
欠損	2	1.5			
各クラスの生徒数	学級閉鎖開始前日の欠席者割合(%)				
計	23.5				0.1097 <sup>5)</sup>
0～19人	23.3				
20～29	26.8				
30～39	22.8				
40～49	25.7				

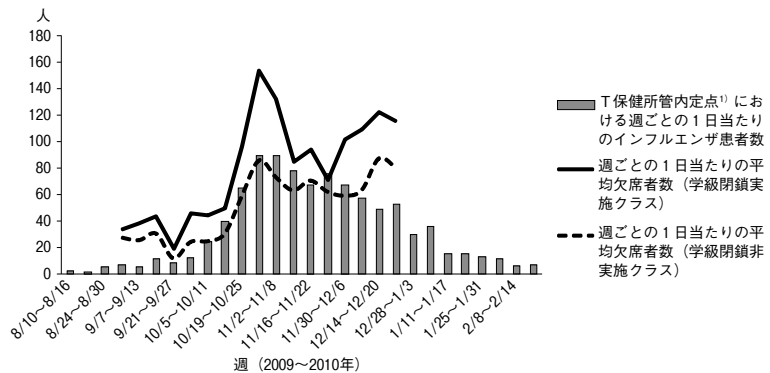
注 1) 学級閉鎖実施日数の最大値は10日であった。  
 2) 学級閉鎖実施クラス数は、のべ130クラス、学級閉鎖実施クラスの総生徒数は、のべ3,711人。以降の解析では、クラス生徒数および学級閉鎖実施前後の欠席者数が欠損していない、119クラス（のべ数）を対象とした。  
 3) クラス規模と学級閉鎖の有無の関連（フィッシャー直接確率検定）  
 4) 欠損と学級閉鎖の有無の関連（フィッシャー直接確率検定）  
 5) クラス規模と学級閉鎖実施のタイミングの関連（ $\chi^2$ 検定）

(62.9%)であった。また学級閉鎖を実施していない81クラスでは、20～29人のクラスが17(21.0%)、30～39人のクラスが47(58.0%)であった(表1)。学級閉鎖実施群と学級閉鎖非実施群のそれぞれについて、クラス規模(生徒数)の割合に大きな違いがみられず、特定の生徒数のクラスに学級閉鎖が集中していなかった( $p=0.9893$ )。また学級閉鎖の実施日数は、5日(31.5%)、6日(30.8%)、8～10日(18.5%)であり、5日以上が全体の86.2%であった。116クラスのうち、学級閉鎖を1度のみ実施したのは102クラス

(87.9%)で、2度実施したのは14クラス(12.1%)であった。またクラス生徒数別の学級閉鎖前日の欠席者割合は、0～19人、20～29人、30～39人、40～49人について、それぞれ23.3%、26.8%、22.8%、25.7%と、学級閉鎖を開始するタイミングと学級規模は関連していなかった( $p=0.1097$ )。

T保健所管内定点における週ごとの1日当たりのインフルエンザ患者数の経時変化に対し、調査対象小学校の1日当たりの平均欠席者数(学級閉鎖実施別)の推移を表した(図1)。T保健所管内全体のインフルエンザ患者数は10月上旬から増え始め、11月第1週にピークのある一峰性を示しているのに対し、小学校では学級閉鎖実施クラス非実施クラスともに、全体と同様に11月上旬に1回ピークがあり、その後12月に向けて再びピークを呈しているように見える。学級閉鎖実施クラスでは10月からの増加後11月にピークに達し、その後急激に減少し、11月下旬から再び増加傾向を示している。これに

図1 T保健所管内におけるインフルエンザ患者数(定点情報)およびT市小学校(17校197クラス)の欠席者の経時変化



注 1) T市医療機関(医院186, 病院13)より、抽出された定点(医院8, 病院2)における数である。

表2 学級閉鎖実施日数と欠席者数の変化

実施日数	クラス数 n	実施前日の 欠席者数(a) n (%)	終了翌日の 欠席者数(b) n (%)	欠席者相対 減少度 ((a-b)/a) (%)	P値 ( $\chi^2$ 検定)	欠席者減少 クラス n (%)
全体(欠席者割合%)	119	873(23.5)	390(10.5)	55.3	<0.001	92(77.3)
2～4日	15	115(22.8)	85(16.8)	26.1	<0.001	11(73.3)
5	37	281(25.0)	175(15.6)	37.7		24(64.9)
6	40	341(27.9)	88(7.2)	74.2		37(92.5)
7～10	27	136(15.8)	42(4.9)	69.1		20(74.1)

注 n=119 (のべ数)

対し学級閉鎖を実施しないクラスでは10月上旬からの増加は認められるものの、その後はあまり変化せず、12月に向けて再び増加しているように見える。

## (2) 学級閉鎖の有効性、実施日数による効果の違い

のべ119クラス(のべ3,711人)において、欠席者割合は実施前日で23.5%、実施後日(終了翌日)で10.5%となり、学級閉鎖前後と欠席者数に有意差( $p<0.001$ )が認められた(表2)。学級閉鎖実施日数2～4日、5日、6日、7～10日のカテゴリーにおいて、欠席者の相対減少度(%)はそれぞれ26.1、37.7、74.2、69.1と大きく変化し、実施日数と欠席者変化は有意に関連( $p<0.001$ )していた。これより学級閉鎖を6日間実施するとき、その欠席者を最も減少させる(74.2%)という意味で効果が大きいことがわかる。

(3) 欠席者割合減少差と実施日数および欠席者割合との関連

単変量解析において、学級閉鎖前後の欠席者割合の変化（減少差）について、学級閉鎖を実施する前日の欠席者割合および学級閉鎖日数はそれぞれ直線的に関連しており、このことから学級閉鎖実施前後の欠席者割合の減少差に対する、学級閉鎖実施前日の欠席者割合および学級閉鎖の実施日数の関連を、線形重回帰分析を用

いて検討した（表3）。この線形回帰モデルはデータに適合しており（ $F=81.5$ ,  $P<0.001$ , 重相関係数0.764），このモデルにおいて学級閉鎖実施前日の欠席者割合および学級閉鎖実施期間は、それぞれ学級閉鎖前後の欠席者割合の変化（減少差）に有意に関連していた（いずれも  $P<0.001$ ）。

表3 学級閉鎖実施前後欠席者割合減少差に対する学級閉鎖実施日数、学級閉鎖実施前日の欠席者割合の関連

変数	標準偏回帰係数	標準誤差	T値	P値
定数項	-0.2756	0.04604	-5.986	<0.001
学級閉鎖実施期間（日）	0.02496	0.005927	4.211	<0.001
学級閉鎖開始前日の欠席者割合	1.084	0.08506	12.744	<0.001
重相関係数	0.764			
モデルに関するF統計量	81.5			<0.001

注 n=119（のべ数）

(4) 欠席者割合と実施日数より予測される学級閉鎖前後における欠席者割合の差

この線形回帰モデルの下で、学級閉鎖実施前日の欠席者割合と学級閉鎖実施日数から欠席者割合減少差の予測値をその観測値とともにまとめた（表4）。このモデルでは学級閉鎖実施日数の両端に近い部分で、観測値のサイズの小さいセルに誤差が大きくなるので、主に4～7日の部分でn=5以上のセルを中心に解釈する。

表4 欠席者割合と実施日数より予測される、学級閉鎖前後における欠席者割合の差（欠席者割合減少差）

（単位 %）

欠席者割合 (%) <sup>1)</sup>	欠席者割合の差 (学級閉鎖前-学級閉鎖後)	学級閉鎖実施日数						
		3日	4	5	6	7	8	9
10	モデル 観測値 クラス数	△ <sup>2)</sup> (-) <sup>3)</sup>	△ (-)	△ (-10.9) (n=5)	△ (1.3) (n=5)	0.75 (-)	3.2 (-)	5.7 (4.9) (n=7)
15	モデル 観測値 クラス数	△ (-)	△ (-)	1.2 (0.88) (n=11)	3.7 (6.3) (n=7)	6.2 (8.5) (n=2)	8.7 (-)	11.2 (9.5) (n=6)
20	モデル 観測値 クラス数	1.6 (9.1) (n=3)	4.1 (8.3) (n=3)	6.6 (5.7) (n=14)	9.1 (14.4) (n=11)	11.6 (12.0) (n=3)	14.1 (-)	16.6 (10.6) (n=4)
25	モデル 観測値 クラス数	7.0 (10.5) (n=4)	9.5 (-2.7) (n=4)	12.0 (10.2) (n=15)	14.5 (16.3) (n=14)	17.0 (24.2) (n=2)	19.5 (23.7) (n=2)	22.0 (15.3) (n=2)
30	モデル 観測値 クラス数	12.4 (17.5) (n=2)	14.9 (-5.3) (n=3)	17.4 (14.2) (n=12)	19.9 (20.2) (n=11)	22.4 (-)	24.9 (23.7) (n=2)	27.4 (24.2) (n=2)
35	モデル 観測値 クラス数	17.9 (-)	20.4 (14.0) (n=2)	22.9 (16.0) (n=6)	25.4 (28.9) (n=9)	27.9 (-)	30.3 (-)	32.8 (-)
40	モデル 観測値 クラス数	23.3 (-)	25.8 (-)	28.3 (22.1) (n=5)	30.8 (34.0) (n=7)	33.3 (-)	35.8 (-)	38.3 (-)

注 1) 各欄の1段目はモデルから算出した欠席者割合減少差を、2段目は観測値から算出した欠席者割合減少差を、3段目は2段目の算出に用いた観測値のサンプルサイズ（クラス数）を表す。

2) △は負の値を表す。

3) (-)は観測値が複数存在しないことを表す。

4) 結果の安定性のために、x%は(x-5)%≦x<(x+5)%のレンジに属するクラスから求めている。

まず欠席者割合が10%では、学級閉鎖実施日数が7日以上にならないければ、予測値がマイナス、すなわち欠席者が逆に増加する状況となり、この状況では学級閉鎖に欠席者減少の効果があるとはいえない。欠席者割合が15%では学級閉鎖実施日数が5日以上で効果が認められるが、その減少の大きさは1.2%、3.7%、6.2%と、実際のクラスが20～50人程度であることを考えればあまり大

きいとはいえない。しかし欠席者割合が20%以上になると、学級閉鎖実施日数が5日で6.6%、6日で9.1%、7日で11.6%と、6日以上で欠席者割合減少差がほぼ10%となる。欠席者割合25%では5日で12.0%、6日で14.5%、7日で17.0%、30%では5日で17.4%、6日で19.9%、7日で22.4%と、欠席者割合が大きくなればなるほど、実施日数が増えればそれに応じて欠席者割合の減少度が大きくなるのがわかる。

(5) 学級閉鎖実施前日の欠席者(%)と学級閉鎖実施日数から予測される学級閉鎖実施後の欠席者の予測値(%)と観測値(%)

表4より欠席者割合が10%では学級閉鎖に欠席者減少の効果があるとはいえず、これは学級閉鎖によって減らすことができる欠席者割合の限界と考えることができる。このことから「学級閉鎖後の欠席者割合10%程度」を学級閉鎖のゴールと考え、これを1つの基準とする。表5は学級閉鎖実施前の欠席者割合が15%以上について、表4の結果を学級閉鎖実施後の欠席者割合に注目して作りなおしたものである。

欠席者割合15%では学級閉鎖実施日数が5日で学級閉鎖後の欠席者割合を13.8%、6日で11.3%、7日で8.8%と予測することができ、欠席者割合20%では5日で13.4%、6日で10.9%、7日で8.4%、欠席者割合25%では5日で13.0%、6日で10.5%、7日で8.0%、欠席者割合30%では5日で12.6%、6日で10.1%、7日で7.6%と予測することができる。すなわち欠席者割合が20%のところ学級閉鎖を実施し、その実施日数を6日以上とすれば、学級閉

表5 学級閉鎖実施前日の欠席者(%)と学級閉鎖実施日数から予測される学級閉鎖実施後日の欠席者の予測値(%)と観測値(%)

(単位 %)

欠席者(%) <sup>2)</sup>	実施後日の欠席者予測値(%)および観測値(%)	学級閉鎖実施日数						
		3日	4	5	6	7	8	9
15	予測値 観測値(クラス数)	18.8	16.3	13.8 14.1(11)	11.3 8.7(7)	8.8 6.5(2)	6.3	3.8 5.5(6)
20	予測値 観測値(クラス数)	18.4 10.9(3)	15.9 11.7(3)	13.4 14.3(14)	10.9 5.6(11)	8.4 8.0(3)	5.9	3.4 9.4(4)
25	予測値 観測値(クラス数)	18.0 14.5(4)	15.5 27.7(4)	13.0 14.8(15)	10.5 8.7(14)	8.0 0.8(2)	5.5 1.3(2)	3.0 9.7(2)
30	予測値 観測値(クラス数)	17.6 12.5(2)	15.1 35.3(3)	12.6 15.8(12)	10.1 9.8(11)	7.6	5.1 6.3(2)	2.6 5.8(2)
35	予測値 観測値(クラス数)	17.1	14.6 21.0(2)	12.1 19.0(6)	9.6 6.1(9)	7.1	4.7	2.2
40	予測値 観測値(クラス数)	16.7	14.2	11.7 17.9(5)	9.2 6.0(7)	6.7	4.2	1.7

注 1) 空欄は観測値が複数存在しないことを表す。  
2) 結果の安定性のために、x%は (x-5)% ≤ x < (x+5)% のレンジに属するクラスから求めている。

鎖後の欠席者割合を10%台まで下げることができると予測されている。これらの結果はその実際の観測値でも同様の結果を得ることができる。

ここで欠席者割合が15%で学級閉鎖を7日実施した場合も、8.8%と10%より下げることができるかと予測されるが、この場合のクラス数はn=2のため、この値の精度を考慮し、学級閉鎖は少なくとも20%以上の時点で開始し、その日数を6日以上とすれば効果的であると考えるのが自然と思われる。

IV 考 察

(1) 対象の特性について

まず本研究の質問紙調査において、実質的回収割合が41.0%であった点について、インフルエンザによる混乱が収まった時期で、比較的時間に余裕があると考えられた夏休みの初めを利用して調査を実施したが、前年度の記録に遡る調査であったために、担任や担当者が替わったりして養護教諭が記録を追えないような状況の存在が理由として考えられる。

本研究において「インフルエンザいじめ」の防止のため、欠席理由の情報が多くの学校で得られず、インフルエンザ様症状で欠席した生徒

数が不明であった。しかし一部の学校では、インフルエンザ様症状を呈した生徒数を把握していたので確認したところ、実施前日、終了翌日の欠席者数のうち、それぞれ96.2% (=25/26)、62.5% (=5/8) がインフルエンザ様症状で欠席していた。また図1から、インフルエンザ患者数の経時変化と、本研究における学校欠席者数の経時変化が似た形状をしていることから、本研究における欠席者の多くがインフルエンザ様症状で欠席したと考えてもよいと思われる。

また本研究で用いたデータが連結不可能匿名化されているために、学級閉鎖実施期間中に回復や逆に発症した生徒の存在により、個人単位の回復の割合は不明である。しかし、本研究は、クラスを単位とした回復の割合（欠席者割合減少度）への関連に焦点を当てているため、本研究結果はこの連結不可能匿名化による大きな影響は受けていないと考えられる。欠損状況はバイアスになることがあるが、学級閉鎖実施群と非学級閉鎖実施群内の欠損状況には有意な差はなく（ $P=0.6396$ ）、本研究においては欠損状況によるバイアスはないと考えられる。

## （2）学級閉鎖の有効性について

学級閉鎖前後の欠席者数と実施日数において有意な関連が認められ、学級閉鎖の有効性に実施日数が影響しており、6日で欠席者相対減少度が最大になる結果を得たが、本研究においてたとえ学級閉鎖を実施しても欠席者が増加してしまうケースがあった。これについて学級閉鎖後で欠席者が減少したクラスの割合（学級閉鎖が機能した割合）を実施日数別に算出したところ（表2）、2～4日（73.3%）、5日（64.9%）、6日（92.5%）、7～10日（74.1%）となり、最も欠席者が減少したクラスの割合は6日間の実施が一番高かった。これからも、それぞれのクラス数の大きさを考えると、6日以上の実施で、欠席者が減少するという意味で学級閉鎖が機能すると考えられる。これらから6日間の実施には意味があると考えられる。

7日以上学級閉鎖を実施した学級において、実施前日の欠席者割合が低い傾向がみられるが、

これは特に学年閉鎖や休校とは関係せず（学年閉鎖は2～4日で8/15、5日で11/37、6日で15/40、7～10日で6/27、 $P=0.1947$ 、解析に用いたデータに休校はなし）、該当する27クラス中14クラス（51.9%）では、欠席者数が最大であった週（図1）の直前（10月25日）までに学級閉鎖を実施しており、たとえ欠席者数が少なくとも予防的に学級閉鎖を実施したのではないかと思われる。

## （3）重回帰分析の結果について

重回帰分析より、学級閉鎖実施日数および学級閉鎖実施前日の欠席者割合は、欠席者割合減少差と有意な関連が示され、この2因子が学級閉鎖の効果に影響を与えていることが明らかになった。このモデルより学級閉鎖は欠席者の割合をクラス人数の10%程度で始めても、その効果は低く、欠席者割合が20%以上であればその効果が高いと考えられる。T市の学校関係者の中では、「欠席者割合が15%に達した時点での学級閉鎖」という基準も聞かれ、これは学級閉鎖を実施開始時点の判断としては予防的な意味で妥当であったと思われる。また、20%での学級閉鎖の実施基準（昭和52年県教育委員会教育長通知）は妥当であった。今回の学級閉鎖直前の欠席者割合（のべ119クラス）は23.5%であり、複数の基準があったので意思決定に際しては現場で混乱が生じたのではないかと思われるが、妥当な数字であったと思われる。しかしながら、欠席者割合が20%以上かつ実施日数が6日以上であったクラスは表4から37.6%（=70/186）であり、もしより多くのクラスが実施期間を6日以上実施していれば、効果はより高まっていたと考えられる。

これらより学級閉鎖の期間については、「欠席者割合10%まで欠席者割合を下げることを一つの基準とすれば、欠席者割合が20%に達した時点で6日間以上の実施が必要となる。一般にインフルエンザウイルスの感染経過は、1～2日の潜伏後に突然の発熱と全身症状が3～4日続いた後に回復すること<sup>13)</sup>から、生物学的にも6日間以上の実施は有効であると思われる。

表5では、学級閉鎖終了翌日の欠席者割合は、学級閉鎖直前の欠席者の割合に依存しないようにみえる。これは重回帰モデルにおける学級閉鎖実施前日の欠席者割合の回帰係数が1.08と学級閉鎖実施前日の欠席者割合が10%増加すると10.8%欠席者を減少させる効果が高まる点に対応し、結果的に学級閉鎖終了翌日の欠席者割合ではほぼ相殺しているからである。しかしながら、学級閉鎖の効果そのものは、前述のように学級閉鎖直前の欠席者割合に依存し、欠席者割合が20%になって初めてその効果をはっきりと表れてくる。線形単回帰モデルにおいても学級閉鎖終了翌日の欠席者割合は実施日数と有意に関連するが、その関連性の強さを表す相関係数0.345と算出され、重回帰モデルにおける(重)相関係数0.764と比較すると45%と低く、このことより、学級閉鎖直前の欠席者割合を組み込んだモデルを用いる方が、現実をよく説明しているといえる。

解析対象を学級閉鎖を初回のみ実施したクラスとした場合も、線形重回帰モデル( $F=69.0$ ,  $P<0.001$ , 重相関係数0.755)で、定数項、実施日数、閉鎖前日の欠席者割合の標準偏回帰係数はそれぞれ、 $-0.3012$ ,  $0.02963$ ,  $1.054$ となり(すべて $P<0.001$ )、本研究で用いた解析(対象を学級閉鎖を初回および複数回実施したクラス)と傾向は同じであった。

ところで学級閉鎖を考えると、実質的に生徒が学校を休む期間(本研究の立場)と、登校日における学級閉鎖日数という観点も考えられる。後者において同様の解析を行っても同様の結果となり( $F=78.8$ ,  $P<0.001$ , 重相関係数0.759, 欠席者割合減少差と閉鎖前日の欠席者割合, 実施日数の関連,  $P<0.001$ ,  $P<0.001$ )、つまり後者の下で、欠席者割合が20%の段階で1~5日それぞれの日数とした場合、終了翌日の欠席者割合はそれぞれ18.9%, 15.2%, 11.6%, 7.9%, 4.2%と予測される。前者の立場と比較して、単純に2日追加した日数(3~7日)の予測値(表5)と比較すると、18.4%, 15.9%, 13.4%, 10.9%, 8.4%であり、1~3日に関してはほぼ等しいが、4, 5

日に関してはやや乖離がある。これは休みが長くなればなるほど週の前後の土日と連続する可能性が高くなることによる影響だと考えられ、これは5日の予測値(4.2%)が本研究の9日の予測値(3.4%)と近い値を取ることもから推測された。

表5では学級閉鎖実施日数が7日以上の場合の予測値と観測値に若干乖離がみられる。これは、学級閉鎖実施日数が7日を超えるクラス数が少ないことに依存する。これを調整するために7日以降を平均化してみれば、たとえば欠席者割合が15%, 20%, 25%, 30%の場合、学級閉鎖実施日数7~9日では(8日の値)、予測値(観測値)がそれぞれ6.3%(6.0%), 5.9%(8.7%), 5.5%(5.7%), 5.1%(6.1%)と、モデルの当てはまりは悪くないことがわかる。

#### (4) 本研究の限界について

第1に、研究対象がT市のみであることおよび実質的な回収割合が低かったことが挙げられる。これについて、より一般的な結果を得るためには、より対象地域を広げた研究が求められる。また実質的な回収割合が低かった点であるが、新型インフルエンザが流行していた時期の混乱は予想以上に大きく、学級担任の欠席や出欠簿への記載が正確でないという認識を持っている養護教員があった(本解析ではそのような学校は解析から除外した)。これらはバイアスとなるので、この研究結果の一般化には注意が必要で、結果についてはさらなるエビデンスが必要であろう。本研究がきっかけとなりこの分野のさらなる研究が進むことを期待したい。

第2に、T市の学校関係者の中では、「欠席者割合が15%に達した時点での学級閉鎖」という基準も聞かれた点で、学級閉鎖時点がある程度コントロールされた情報を用いた結果になっていることである。これにより、ある一部の情報により重きを置いた結果が導出されている。しかしこれは実施する側の状況をかながみれば当然のことであり、その旨を理解し本研究結果を解釈する必要がある。

最後に本研究では7日以上学級閉鎖を行った



クラスは、4～6日と比較すると、やや少なかった点があげられる。これは7日以上の結果については4～6日の結果よりやや精度がやや劣ると考えられるので、その旨を理解し本研究結果を解釈する必要がある。

## V 結 論

欠席者割合を減少させるという意味で学級閉鎖は有効であり、学級閉鎖実施前日の欠席者割合と実施日数から、学級閉鎖実施後の欠席者割合を予測することが可能となった。今回の研究では、欠席者割合が15%のクラス数は少ないことから信頼性を考慮し、少なくともクラスの20%以上が欠席した時点で学級閉鎖を開始し、期間を6日以上とすれば、欠席者を10%程度まで減少させるという意味で効果があることが示された。

## 謝辞

本研究の実施に際し、調査に協力いただいたつくば市の小中学校に厚く御礼申し上げます。

## 文 献

- 1) 厚生労働省新型インフルエンザ対策推進本部. 新型インフルエンザの発生動向 (<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/kekkaku-kansenshou04/pdf/091120-01.pdf>) 2011.7.26.
- 2) 茨城県保健福祉部保健予防課新型インフルエンザ対策総括会議. 資料1 昨年の新型インフルエンザ発生を振り返って (<http://www.pref.ibaraki.jp/bukyoku/hoken/yobo/influenza3.htm>) 2011.7.25.
- 3) 茨城県保健福祉部保健予防課・茨城県感染症情報センター. いばらきの感染症情報 2009シーズン(8月～) 資料 (<http://www.pref.ibaraki.jp/bukyoku/hoken/yobo/kansen/idwr/infomation/influenza/index.html>) 2011.8.11.
- 4) 杉浦弘明, 秦正, 児玉和夫, 他. 学校欠席者情報システムを用いた新型インフルエンザに対する学

級閉鎖の有効性の検討. 学校保健研究 2010; 52(3): 214-8.

- 5) 電子政府の総合窓口イーガブ(総務省). 学校保健安全法 ([http://law.e-gov.go.jp/cgi-bin/idxselect.cgi?IDX\\_OPT=3&H\\_NAME=&H\\_NAME\\_YOMI=%82a0&H\\_NO\\_GENGO=S&H\\_NO\\_YEAR=33&H\\_NO\\_TYPE=2&H\\_NO\\_NO=&H\\_FILE\\_NAME=S33H0056&H\\_RYAKU=1&H\\_CTG=1&H\\_YOMI\\_GUN=1&H\\_CTG\\_GUN=1](http://law.e-gov.go.jp/cgi-bin/idxselect.cgi?IDX_OPT=3&H_NAME=&H_NAME_YOMI=%82a0&H_NO_GENGO=S&H_NO_YEAR=33&H_NO_TYPE=2&H_NO_NO=&H_FILE_NAME=S33H0056&H_RYAKU=1&H_CTG=1&H_YOMI_GUN=1&H_CTG_GUN=1)) 2011.7.26.
- 6) 蓮井正樹, 岡本力, 北谷秀樹, 他. インフルエンザ流行時期における学級閉鎖の有効性. 日本小児科学会雑誌 2009; 113(6): 939-44.
- 7) 廣津伸夫. 新型インフルエンザ流行時における家庭内と学校内でのウイルス伝播-季節性インフルエンザとの比較を含めて-. 日本臨床内科医会誌 2010; 25(4): 469-74.
- 8) 竹内昌平. インフルエンザの流行に対する学級閉鎖効果の数理モデルによる検証 (<http://plaza.umin.ac.jp/~takeshou/study/sotu.pdf>) 2011.7.26.
- 9) 杉崎弘周, 斎藤玲子, 関奈緒, 他. 小・中学校におけるインフルエンザ流行時の措置と意思決定の実態. 日本小児科学会雑誌 2008; 112(4): 696-703.
- 10) インフルエンザ様疾患による学級閉鎖等の措置について(第6報) (<http://www.pref.ibaraki.jp/bukyoku/hoken/yobo/kansen/influenza-taisaku/school-close/19report6.pdf>) 2011.9.9.
- 11) 茨城県教育庁保健体育課. 新型インフルエンザへの対応チェックポイント(例) (<http://www.edu.pref.ibaraki.jp/board/news/h21/news/influenza/checkpoint.pdf>) 2011.9.9.
- 12) 茨城県教育委員会ホームページ. 平成21年度学校一覧(5月1日現在) (<http://www.edu.pref.ibaraki.jp/board/toukei/09toukei/09gako.htm>) 2011.7.23.
- 13) 平松啓一, 中込治. 標準微生物学 第10版. 東京都: 医学書院, 2009; 455.