HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	中学生の学年移行期における学校生活享受感と欠席行動との関連
Author(s)	侯, 月江; 太田, 正義; 加藤, 弘通
Citation	北海道大学大学院教育学研究院紀要, 134, 1-15
Issue Date	2019-06-27
DOI	https://doi.org/10.14943/b.edu.134.1
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/75120
Type	departmental bulletin paper
File Information	04-1882-1669-134.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

北海道大学大学院教育学研究院紀要
第134号　2019年6月

中学生の学年移行期における学校生活享受感と欠席行動との関連

侯　　玥　江*・太　田　正　義**・加　藤　弘　通***

【要旨】　不登校児童生徒の割合は，とりわけ中学校1年生と中学校2年生において顕著に増加する。本研究はこの問題を受けて，学年移行期における欠席行動の説明要因を明らかにすることを主たる目的とする。具体的には，学校適応状態の指標である学校享受感を移行前後で測定し，そのレベルと変化が移行後の欠席行動と関連するのかを，短期縦断調査によって検討した。1年生に進級した484名，2年生に進級した543名を対象に調査を行った結果，(1) 1年生，2年生への移行前後において，学校享受感のレベルと変化には個人差があることが示された。(2) 学年移行後の欠席日数はゼロ過剰ポアソン分布に従う可能性が示された。(3) 欠席行動の有無には，学校享受感のレベルと変化の両方が影響していることが確認された。これらの結果を受けて，学年移行期における不登校の予防に向けて，学校享受感の視点から支援方策について考察した。
【キーワード】欠席行動　学年移行期　学校享受感　不登校　ベイズ統計

問題

学年移行と不登校児童生徒の割合

文部科学省の定義によれば，不登校とは「何らかの心理的，情緒的，身体的，あるいは社会的要因・背景により登校しない，あるいはしたくともできない状態にあるため，年度間連続又は断続して30日以上欠席した者のうち，病気や経済的な理由による者を除いたもの」であり，以前から社会問題として注目されてきた。とりわけ中学校における不登校生徒の割合は平成28年度に3％を超え（文部科学省，2018a），その背景要因の解明および予防・対応策の検討は喫緊の課題である。

また，不登校の児童・生徒の割合は学年とともに増加する（Figure1）。その中でも，過去10年間一貫して，中学校1年生（以下，中1）と中学校2年生（以下，中2）での増加が顕著であり，それぞれ「中1ギャップ」，「中2スロープ」と呼ばれている（神村・上野，2015）。

こうした現象があることから，不登校の予防や対応策を検討していくためには，中1，中2における不登校，欠席行動の生起メカニズムの解明，ならびにその規定因を明らかにする基礎的研究が重要であると考えられる。

* 北海道大学大学院教育学院博士後期課程，日本学術振興会特別研究員
** 常葉大学教育学部・准教授
*** 北海道大学大学院教育学研究院・准教授
DOI：10.14943/b.edu.134.1

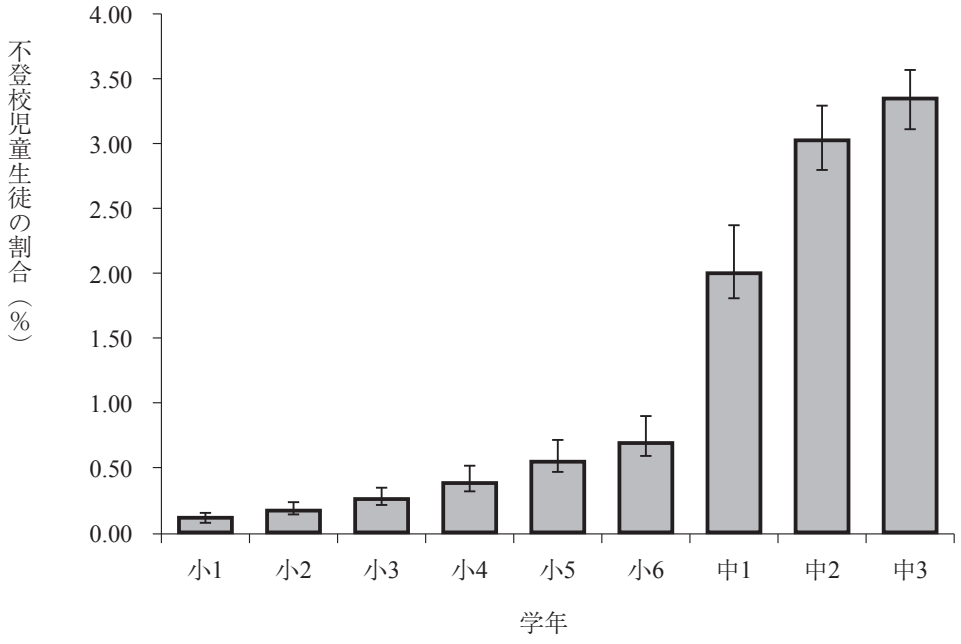


Figure 1　平成19年度から28年度における不登校者の割合の平均

注）各年度の児童生徒の総数（文部科学省，2018a）と不登校者の数（文部科学省，2018b）をもとに作成した。エラーバーの下限は，10年間における最小値を，上限は10年間における最大値を示している。

欠席志向性・欠席行動と学校適応要因

これまでの研究では不登校を予防しようとする立場から，調査の実施には不登校でない生徒を対象として，「学校に行きたくない」などの登校回避感情（森田，1993; 﨑田・髙坂，2018），欠席願望（本間，2000），不登校傾向（五十嵐・萩原，2004）が測定されてきた。これらに共通していることは，不登校を連続量（スペクトラム）として捉え，欠席への志向性を測定することで不登校にアプローチしていることである。本研究ではこうした欠席への志向性を「欠席志向性」，また風邪や法事などのやむを得ない事情以外の理由で実際に欠席することを「欠席行動」と定義し，議論を進める。

欠席志向性は不登校や欠席行動の「前駆的状態」であると考えられており（五十嵐・萩原，2004），欠席志向性の高い生徒ほど実際の欠席行動も多いとされるものの（e.g., 本間，2000），それらのスペクトラム性には疑問が残る。また，不登校や欠席行動はどの子どもにも起こりうる事象と考えられている一方で，現実としては少数の子どもにのみ生起する稀な事象であることを考慮すべきだろう。実際，森田（1993）は欠席志向性の要因は，必ず実際の欠席行動へと移行させる強いプッシュ要因でないことを明らかにしている[1]。欠席志向性の高い生徒ほど実際の欠席行動も多い傾向はあるものの，欠席志向性と欠席行動では関連する変数に違

1 森田（1993）は一般生徒と不登校生徒を対象に登校回避と不登校の要因を調査した。また要因ごとに，一般生徒に占める不登校生徒の比率を算出し，不登校の「行動化率」とした。行動化率が低い要因は不登校の強いプッシュ要因ではないと述べられている。

いがあることから，欠席志向性と欠席行動の規定要因は異なる可能性も指摘されている[2]（本間，2002）。

先行研究によって，学校魅力，学校生活享受感（以下，学校享受感），学級適応感などの学校適応要因が欠席志向性の影響要因として想定され，その関連性が実証されている（e.g., 本間，2000；五十嵐・萩原，2004；五十嵐・萩原，2009）。しかしながら，これまでに欠席志向性との関連が示されてきた学校適応要因が実際の欠席行動とも関連しているかどうかについて検討した例はほとんど見当たらない。

以上のことから，学校適応要因と欠席行動との関連は未検討の課題となっている。

学年移行期における学校享受感の個人差

学校適応要因には様々な側面が存在するが，本研究ではとりわけ学校享受感に着目する。学校享受感は児童生徒が認識している学校生活における楽しさ・期待・好意などのポジティブな感情を指し（古市・玉木，1994），様々な学校適応要因と関連する変数である[3]。（e.g., 大久保，2005；岡田，2015）

思春期，特に小中学校移行期には，学校に対するポジティブな感情が低下することが報告されている（Eccles & Roeser, 2011；Symonds & Galton, 2014）。しかしその低下は一部の生徒にのみ生じ（Eccles, Lord, Roeser, Barber, & Hernandez Jozefowicz, 1997; Eccles & Roeser, 2011），こうした生徒は学校での失敗やドロップアウトの確率が高いともいわれている（Rumberger & Lim, 2008）。つまり，学年移行期の学校享受感の変化量は生徒間で均一に生じるものではなく，低下する生徒としない生徒といった顕著な個人差がある可能性が示唆されている。したがって，学年移行期の学校享受感の変化量の平均値だけではなく，変化量の分布を検討する必要もある。

また，学年移行期の学校享受感は，変化量以外に，学校享受感のレベルも注目すべき変数である。たとえ変化量が同じであっても，学校享受感が5.00から4.00に変化した子どもと，3.00から2.00に変化した子どもの間には，欠席行動に違いがみられると予想される。学年移行後に欠席しやすいのは，学校享受感が低下した生徒なのか，それとも学校享受感のレベルが低い生徒なのか，それぞれの要因に切り分けて検討する必要があると考えられる。

欠席行動データの記述的モデル

また，そもそも一般生徒の欠席行動を測定した先行研究が乏しいため，その実態は不明である。説明要因の分析に先立って，欠席行動のデータ自体の数理的な特徴を考える必要がある。

実際の欠席行動は少数の生徒にしか観察されない，離散的で稀な事象である。こうした稀な事象の生起回数はポアソン分布（Poisson distribution）によって表わせられることが知られている（e.g., 登藤，2018）。一方，不登校の割合は3％程度であることを考慮すると，実際の

---

2 欠席願望の高群と低群では対友人適応，学習理解，規範的価値など複数の変数において有意差が確認されたのに対して，欠席日数の高群と低群では規範的価値において有意差が見られたのみであった。

3 学校適応感は研究者によって定義や尺度や下位因子が異なるが，学校享受感は様々な学校適応感尺度と中〜高程度の相関が示されている（e.g., 大久保，2015；岡田，2015）。

欠席回数データはポアソン分布で想定されるよりも0回である生徒が多い可能性がある。このような0の多いカウントデータの記述的モデルとして，ゼロ過剰ポアソン（Zero-Inflated Poisson）分布が挙げられる。

ゼロ過剰ポアソン分布は，ベルヌーイ分布とポアソン分布の混合分布である（eg.,松浦，2016）。この確率分布を用いることによって，欠席行動のデータは以下のように分析される。中学生の中には欠席行動を取りうる生徒と取らない生徒がおり，その割合（確率θ）はベルヌーイ分布に従う。また欠席行動を取りうる生徒の単位時間当たりの実際の欠席回数は平均λ回とするポアソン分布に従うと考えられる。つまり，研究目的とゼロ過剰ポアソン分布の数理的機序との対応関係でいえば，欠席行動の有無はゼロ過剰部分（Zero-Inflation Portion），欠席日数の長さはポアソン部分（Possion Portion）に対応すると考えられる。

そこで本研究では，欠席行動の説明要因の分析に先立って，欠席行動の記述的モデルについてポアソン分布とゼロ過剰ポアソン分布のどちらがより適合するかを検討する。

本研究の目的と分析方針

上述した背景を受け，本研究では中1，中2の学年移行期に注目し，学校享受感と移行後の欠席行動との関連性を検討することを目的とする。

分析の方針として，まず，学年移行期における学校享受感を捉えるため，潜在変化モデル（latent change model；McArdle, 2009）を用い，移行前後の学校享受感のレベル（個人間）と変化（個人内）を潜在変数として抽出する。潜在変数の分散と共分散の推定を通して，学校享受感のレベルと変化における個人差の有無を検証する。

そして，欠席行動の記述的モデルを検討するため，ベイズ推定の手法を用いて，ポアソン分布およびゼロ過剰ポアソン分布を想定した記述的モデルを比較し，それぞれのモデルのパラメータを求める。

最後に，欠席行動の記述的モデルを踏まえ，潜在変化モデルによって求められた学校享受感のレベルと変化を説明変数，欠席行動を目的変数とした回帰分析を行うことによって，学校享受感の変化パターンと学年移行後の欠席行動との関連性を検討する。

方法

研究協力者

2017年および2018年に，東海地方の公立小中学校2校に通う児童生徒を対象に調査を行った。小6から中1に移行した群（以下，中1移行群）では，少なくとも1時点の回答をした参加者484名（男子245名，女子217名，性別無記入22名）を分析対象とした。中1から中2に移行した群（以下，中2移行群）では，少なくとも1時点の回答をした参加者543名（男子294名，女子241名，性別無記入8名）を分析対象とした。縦断調査における調査時期および回答者の内訳はTable1 に示した。

Table 1　調査時期と回答者の内訳

	T1（2月）	T2（7月）	T1−T2
中1移行群	433（小6）	427（中1）	377
中2移行群	523（中1）	528（中2）	508

注）T1−T2はT1,T2ともに回答した人数である。

調査手続き

調査は2017年および2018年のそれぞれの学年移行前（2月: T1）と学年移行後（7月: T2）に行った。

調査は無記名であり，フェイスシートには，回答が任意であること，回答の有無と内容によって不利益は一切被らないこと，個人情報や回答内容が厳守されることを文面と口頭で教示した。担任教師はその場で解答用紙を封筒に入れ封をした。個人を紐付けるために誕生日，一つ前の学年のクラス，出身小学校（中1移行群のみ）を尋ねた。これらの個人情報は紐付けにのみ使用し，分析時には個人情報を削除した二次ファイルを使用した。なお調査の実施に際しては，学校長および学級担任から実施の許可を得た上で行われ，また第一著者が所属する機関の倫理審査を受け，承認を得た。

質問紙

学校享受感　学校生活享受感尺度（古市・玉木，1994）から3項目（「私は学校に行くのが楽しみだ」,「学校は楽しいので，少しぐらい体の調子が悪くても学校に行きたい」,「学校では楽しいことがたくさんある」）を使用した。回答は5件法（1 あてはまらない—5 あてはまる）で尋ね，T1, T2の両方で回答してもらった。

欠席行動　欠席行動の指標として，T2の調査を行った前の週に欠席した日数の回答を求めた。先週1週間という期間を採用した理由は，児童生徒に自己報告してもらうに際して，記憶の正確さの観点より，欠席日数の正確な報告が期待される期間を考慮したためであった。項目では「先週，病気やけが，お葬式以外の理由で学校を休んだ」日数を尋ね，回答は0日，1日，2日，3日，4日以上の5段階で求めた。

統計処理

本研究で使用した統計分析用ソフトは以下の通りである。記述統計量および相関分析にはHAD（Ver16; 清水2016）を使用した。潜在変化モデルの推定にはMplus（Ver.8; Muthén & Muthén, 1998–2017）を使用した。欠席行動の記述的モデルの検討，および欠席行動を目的変数とした回帰分析には統計ソフトR（Ver. 3.5.0）とそのベイズ推定用のパッケージであるrstan（Ver.2.17.3），brms（Ver.2.7.0），およびloo（Ver.2.0.0）を使用した。欠損値推定は完全情報最尤法によった。

結果

各変数の記述統計と相関分析

中1移行群，中2移行群のそれぞれの記述統計量と相関係数を算出した（Table2）。学校享受感尺度の内的一貫性を確認するためにω係数を算出したところ，各移行群の各時点で .888 ― .924と十分な値が得られた。

学校享受感は得点範囲が1－5点となり，平均値が3.65－4.00と高いレベルを示した[4]。中1移行群は学年移行の前後の学校享受感と欠席日数との間に明確な相関性が確認されなかった（移行前 $r = -.042$, *n.s.*; 移行後 $r = -.085$, $p = .079$）。中2移行群は学年移行の前後とも学校享受感と欠席日数との間に弱い負の相関があった（移行前 $r = -.158$，移行後 $r = -.175$）。

Table 2　各変数の記述統計と変数間相関分析

	中１移行群			相関分析			中２移行群		
	Mean	*(SD)*	ω	1	2	3	*Mean*	*(SD)*	ω
1 学校享受感（T1）	4.00	(1.01)	.889		.650 ***	－.158 ***	3.79	(1.14)	.924
2 学校享受感（T2）	3.97	(1.00)	.888	.573 ***		－.175 ***	3.65	(1.17)	.924
3 欠席日数	0.03	(0.26)		－.042	－.085 †		0.06	(0.32)	

*** $p < .001$, † $p < .10$

注）欠席行動との相関はSpearmanの順位相関による。左下は中１移行群，右上は中２移行群の係数である。

学校享受感の平均的な変化傾向と変化量の個人差

測定時点（T1,T2）と移行群（中1, 中2）を要因とした2要因混合計画による分散分析を行ったところ，測定時点（F (1, 883) = 6.35, $p = .012$, $\eta_p^2 = .007$）と移行群（F (1, 883) = 15.68, $p < .001$, $\eta_p^2 = .017$）の主効果が有意であった。ただし測定時点の効果量η_p^2は小さい効果量の目安.01よりも小さかった。

続いて，変化量の個人差を検討するため，移行群ごとに移行後の学校享受感から移行前の学校享受感を引いて変化量を算出した。中1移行群においては，変化量の平均値が－0.02，最頻値が0, 標準偏差が0.93であった。中2移行群においては，変化量の平均値が－0.14, 最頻値が0, 標準偏差が0.97であった。変化量の分布をFigure 2, Figure 3に示した。両群とも変化量の分布が0付近に集中し, 正規分布よりも裾の広い分布である特徴が伺えた。変化の個人差（分散）の統計的な有意性を検討するため，T1とT2の学校享受感について潜在変化モデルによる分析を行った（Table 3）。いずれの学年の移行群においても適合度指標は良好であり，両群とも学校享受感のレベルと変化の分散が有意であった（変化の分散は中1移行群では$Var = 0.75$, $p < .001$; 中2移行群では$Var = 0.89$, $p < .001$）。また，レベルと変化の間には $r = -.48$，$-.38$ の弱～中程度の負の相関が認められた。

4 Table2で中1移行群の学校享受感（T1）に天井効果が見られた。この結果は小学校６年時のほうが中学１年時より得点が高いほうに偏っていることを反映していると考えられる。

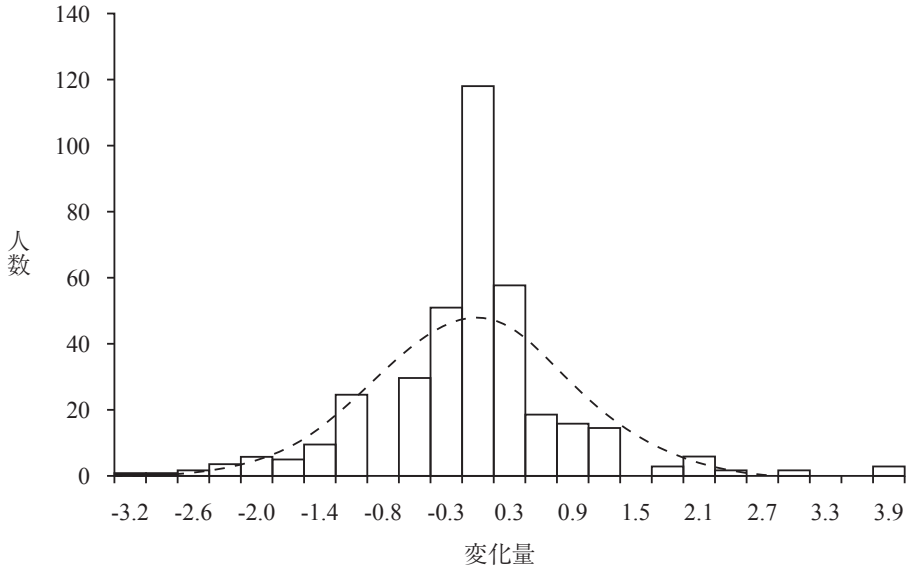


Figure 2　中１移行群における学校享受感の変化量の分布

注　1）点線は正規曲線である。
　　2）変化量分布は尖度が3.63であり，正規分布の尖度0より大きい。

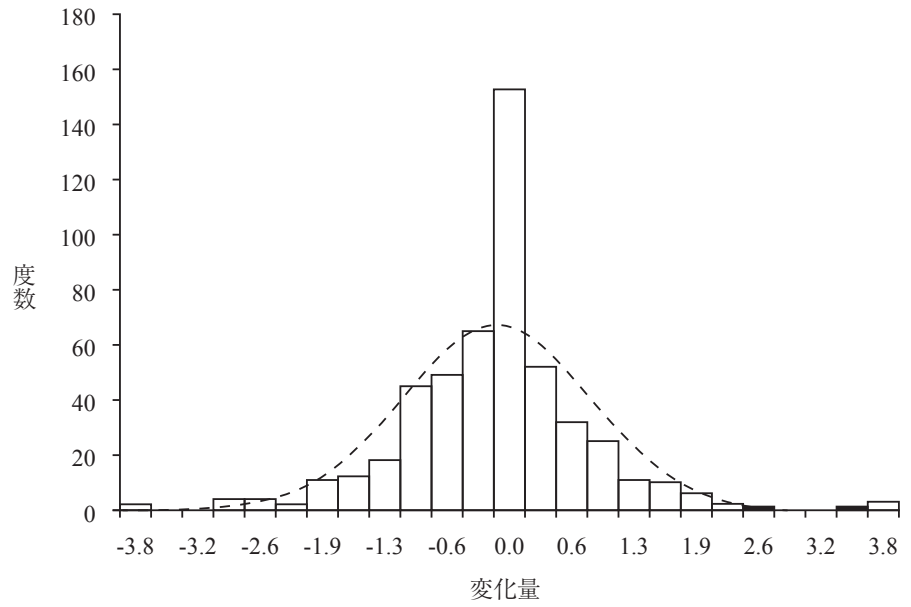


Figure 3　中２移行群における学校享受感の変化量の分布

注　1）点線は正規曲線である。
　　2）変化量分布は尖度が3.20であり，正規分布の尖度0より大きい。

Table 3　学校享受感の潜在変化モデルの分析結果

	レベル		変化		*Cov*		適合度指標				
	Var	*(SE)*	*Var*	*(SE)*	*(r)*		CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90%CI
中1移行群	1.03***	(0.10)	0.75***	(0.12)	−0.42***	(−.48)	1.00	1.00	0.03	0.00	[0.00 , 0.05]
中2移行群	1.32***	(0.09)	0.89***	(0.11)	−0.41***	(−.38)	1.00	1.01	0.01	0.00	[0.00 , 0.02]

*** $p < .001$

学年移行後における欠席行動の記述的モデル

移行群ごとに，移行後の欠席日数の度数分布をTable4に示した。実際に欠席行動が確認された人数は少数であった。

Table 4　欠席日数の度数分布

欠席日数	中1移行群（$n = 392$）			中2移行群（$n = 483$）		
	男子	女子	無記入	男子	女子	無記入
0日	193	170	20	245	213	6
1日	3	3	1	8	6	0
2日	0	1	0	1	2	0
3日	0	0	0	1	0	0
4日以上	1	0	0	0	1	0

注）*n*は欠席の欠損値を除いたサンプル数となっている。

欠席日数の記述的モデルを検討するため，MCMC法（アルゴリズム：ハミルトニアン・モンテカルロ法）によるベイズ推定によって各モデルのパラメータを求めた（Table 5）。反復回数が20000のチェインを4つ発生させ，前半半分をバーンイン期間とし（chain = 4, iter = 20000, warmup = 10000），サンプリング間隔を2とした（thin = 2）。事前分布にはデフォルトの無情報分布を用いた。収束の判断基準はRhatが1.05以下であること，有効サンプル数が総サンプル数の10%以上であることとし，すべてこれを満たすことを確認した。点推定値には事後分布の期待値であるEAPを，区間推定には95%両側確信区間（以下，95%CI）を採用した。

Table 5　欠席日数のデータ分布ベイズモデリング

	θ				λ				WAIC
			95%CI				95%CI		
	EAP	(post.sd)	lower	upper	EAP	(post.sd)	lower	upper	
中1($n = 392$)									
ポアソン分布					0.04	(0.01)	0.02	0.06	125.44
ゼロ過剰ポアソン分布	0.05	(0.03)	0.02	0.13	0.84	(0.39)	0.24	1.75	108.73
中2($n = 483$)									
ポアソン分布					0.06	(0.01)	0.04	0.08	226.68
ゼロ過剰ポアソン分布	0.08	(0.03)	0.04	0.16	0.77	(0.26)	0.35	1.34	198.83

注　1）パラメータθは，ゼロ過剰ポアソン分布において，欠席日数がポアソン分布に従う確率を示す（ベルヌーイ分布において0にならない確率）。
2）パラメータλは，欠席日数ポアソン分布に従うとしたときの欠席日数の期待値（平均値）を示す。
3）EAPは事後分布の期待値を，post.sdは事後標準偏差を示す。

いずれの移行群においても，ポアソン分布よりもゼロ過剰ポアソン分布の方が情報量規準（WAIC）の値が小さく，より適合していることが示された。この結果は，欠席日数のデータ生成メカニズムとして，欠席の有無における質的な個人差と，欠席日数に関する量的な個人差の2つの確率分布が存在することを示唆する。ゼロ過剰ポアソン分布におけるパラメータθ, λの推定結果より，中１移行群において欠席行動は2%—13%の生徒に生じうると考えられ，欠席行動を取りうる生徒は1週間に平均0.24日—1.75日欠席する傾向があると考えられる。中2移行群において，欠席行動は4%—16%の生徒に生じうると考えられ，欠席行動を取りうる生徒は1週間に平均0.35日—1.34日欠席する傾向があると考えられる。

学年移行期における学校享受感と欠席行動との関連性

学年移行期における学校享受感が移行後の欠席行動を説明できるかについて検討するため，学校享受感のレベルと変化を説明変数，欠席行動を目的変数とした，ゼロ過剰ポアソン回帰分析を行った。学校享受感のレベルと変化は，前述の潜在変化モデルによる因子得点を抽出したものを使用した。中1移行群，中2移行群の分析結果をTable 6，Table 7に示した。

Table 6　中1移行群の欠席に対するゼロ過剰ポアソン回帰分析

	Zero-Inflated				Poisson			
			95%CI				95%CI	
	EAP	(post.sd)	lower	upper	EAP	(post.sd)	lower	upper
レベル	3.02	(1.18)	0.90	5.55	1.45	(0.50)	0.42	2.39
変化	1.49	(0.74)	0.12	3.05	0.35	(0.45)	−0.53	1.22

注）brmsによるゼロ過剰ポアソン分布では，ベルヌーイ分布で1だと欠席日数は0に，ベルヌーイ分布が0だと欠席日数はポアソン分布に従うようにコードが記述されている。そのため，Zero-inflated過程に対する回帰係数の符号は，正ならば学校享受感のレベルや変化の値が大きいほど欠席日数が0日になりやすく，負ならば欠席日数がポアソン分布に従う確率が高いことを意味する。

Table 7　中2移行群の欠席に対するゼロ過剰ポアソン回帰分析

	Zero-Inflated				Poisson			
			95%CI				95%CI	
	EAP	(post.sd)	lower	upper	EAP	(post.sd)	lower	upper
レベル	27.17	(14.15)	5.20	60.58	−0.11	(0.25)	−0.58	0.41
変化	22.58	(11.85)	4.39	50.63	0.06	(0.28)	−0.48	0.62

注）ゼロ過剰ポアソン回帰モデルでは，収束が不十分であったため，反復回数200000，バーンイン期間100000，サンプル取得間隔を4とした。

中1移行群，中2移行群の両方とも，欠席行動の有無（ゼロ過剰部分；Zero-Inflated Portion）に対して，学校享受感のレベルと変化の両方が説明していた。中1移行群ではレベルと変化の回帰係数のEAP推定値がともに正の値であり（それぞれ3.02, 1.49），95%CIに0を含んでいなかった。同様に，中2移行群でも，レベルと変化の回帰係数のEAP推定値が正の値であり（それぞれ27.17, 22.58），95%CIに0を含んでいなかった。

欠席行動を取りうる生徒における欠席日数（ポアソン部分；Poisson Portion）において，中2移行群における学校享受感のレベルと変化，そして中1移行群における学校享受感の変化は回帰係数のEAP推定値の95%CIにゼロを含んでいた。それに対して，中1移行群の学校享受

感のレベルの回帰係数のEAP推定値が正の値（1.45）であり，95%CIにゼロを含んでいなかった。

考察

学年移行期における学校享受感のレベル

学校享受感のレベルに関しては，中1と中2の学年移行前と後の記述統計量から平均値が高いことが示された。中1，中2とも学年移行後の不登校増加が問題視されているが，学校享受感の平均値からみると，こうした問題は可視化されないといえる。すなわち，全体的な学校享受感のレベルが低いことによる問題ではないと考えられる。学校享受感のレベルに存在する個人差に目を向けると，潜在変化モデルの検証の結果，分散が有意であったことから，学校享受感は明らかに個人差が存在する変数であるといえる。

学年移行期における学校享受感の変化

まず全体の平均的な変化傾向について，変化量の平均値がマイナスであり，分散分析の結果で測定時点による学校享受感の差が有意であったことから，全体として移行前後で学校享受感が低下する傾向があるといえる。また，中1移行群よりも中2移行群の方が平均値は低いことが示された。この結果はこれまでの先行研究の知見と一致するものである。ただし，測定時点の効果量は非常に小さかったことからは，学年移行期における平均的な低下傾向は顕著なものではないといえる。

次に学校享受感の変化量の個人差については，潜在変化モデルによる学校享受感の変化の分散を検討したところ，両群において変化の分散が有意であったため，学年移行に伴った学校享受感の変化量にも個人差があるといえる。また両群とも変化量の分布を検討したところ（Figure6,7），変化量がゼロ付近に高度に集中すること，そして正規分布よりも裾の広い分布であることは，正負を問わず値が変化した生徒がいることを意味する。すなわち，中１移行群も中2移行群も，学年移行前後で学校享受感に変化がない生徒が最も多いものの，顕著に変動した生徒も存在するといえる。

学校享受感のレベルと変化から見る学年移行期の移行軌跡

学校享受感のレベルと変化の間には負の相関があったことから，移行前の学校享受感が高い生徒ほど移行後に低下しやすい傾向があるものの，相関の大きさは弱～中程度の水準であったことから，学年移行前に同じ水準の学校享受感であっても，その軌跡には個人差があり，必ずしも同じような変化を辿るとは限らないといえる。

学年移行期において，学校に対する楽しい感情は平均値から見れば決して低くないものの，平均水準から離れて，楽しくないと思う生徒もいる。また，学校に対する感情の変化は平均的にみると小さな効果量で低下傾向が示されるものの，全員が均一に低下するのではなく，割合は多くないが顕著に低下する生徒や上昇する生徒がいる。さらに，移行前の学校享受感の値が移行後の値と実質的に相関していないという結果からは，学年移行期における変化パターンの多様性が伺える。こうした現実を考慮すると，中1で生じる学校不適応は全体で生じている問題というよりも，個々の生徒における個別的な問題であると考えられる。

学校心理学では三段階の心理教育的援助サービスが提出されている（石隈，1999）。その

うち，一次的援助サービスはすべての生徒を対象とした一般の発達過程に起こりうる問題への予防的・発達促進的なものである。学年移行の文脈でいえば，すべての児童生徒を対象に，移行前の見学活動や移行後のオリエンテーションなどがそれにあたると考えられる。それに対して，二次的援助サービスは，問題を抱え始めている生徒をスクリーニングし，早期発見・早期介入を目指すものである。移行軌跡の個人差を鑑みると，学年移行の学校適応問題においては，全体的な措置だけではなく，個別の生徒に対するサービスが特に必要だと考えられる。学校享受感の視点からは，学校享受感のレベルが低い特徴と学校享受感が明確に低下する特徴を示した生徒がおり，二次的援助サービスの対象に該当する可能性が考えられる。

欠席行動の記述的モデル

得られた欠席日数のデータをポアソン分布，ゼロ過剰ポアソン分布の確率分布に当てはめ，その適合性を比較したところ，どちらの学年移行群においてもゼロ過剰ポアソン分布が採択された。この結果は，欠席の有無と欠席日数を決定するメカニズムには独立した異なるメカニズムが存在することを示唆している。数理モデルによって記述された欠席日数の記述的モデルは，学校を「休むようになること」と「休み続けること」では異なるメカニズムが働いているという指摘（加藤，2001）と一致するものである。

また，一般生徒の欠席行動の実態において，ゼロ過剰ポアソン分布のパラメータθとλの推定値より，以下のような示唆が得られたといえる。欠席日数のデータのみを参照すると，中1移行群ではおよそ2%（*all n* = 392, 欠席*n* = 9），中2移行群ではおよそ4%（*all n* = 483, 欠席*n* = 19）の生徒が実際に欠席していたが，θのEAPより，実際に欠席行動を取りうる生徒は中1移行群でおよそ5%，中2移行群ではおよそ8%存在すると推察される。観測された欠席行動があった生徒はθのEAPの約半分程度であった。この結果は潜在的に欠席行動を取りうる生徒は実際に欠席行動を取った生徒と同数ほど存在していることを示唆している。心理教育的援助サービスを提供すべき子どもをスクリーニングする際に，実際の欠席行動の有無のみをその判断材料とすると，潜在的な欠席行動予備軍の存在を見落としてしまう可能性があるが，欠席行動の記述的モデルの分析によって得られた欠席確率を参照することでより実態に迫ることができると考えられる。

学年移行期の学校享受感と移行後の欠席行動との関連

学校享受感と欠席日数との間の相関係数を算出したところ，中2移行群では移行前後の学校享受感が，欠席日数と有意の負の相関があった。中学生の欠席志向性と学校適応感の関連を扱った先行研究よりも係数の値は小さいが（五十嵐・萩原，2004: $r = -.29$ ― $-.60$; 五十嵐・萩原，2009: $r = -.24$ ― $-.35$），その符号は一致している。正規分布に従うとされる欠席志向性と比較して，欠席行動は稀にしか生起しない現象であることを考慮すると，相関係数の値は妥当であると考えられる。

学校享受感のレベルと変化を説明要因に移行後の欠席行動との関連を検討したところ，欠席の有無に対しては，中1移行群，中2移行群とも共通して，学校享受感のレベルと変化の両方が説明していた。学校享受感の測定値そのものが低い子どもほど，また学年移行前後で学校享受感に大きな落差があった生徒ほど，欠席行動をとりやすいと考えられる。偏回帰係数は他の説明変数の影響を統制した上での影響力を意味することから，この結果は学校享受感

の値そのものを統制した上でも，その落差が大きかった子どもほど欠席行動を取りやすいことを示している。またレベルと変化の間には負の相関があることから，移行前の学年で高い学校享受感を示していた生徒には，移行に伴う学校享受感の低下リスクがあるといる。この結果より，前学年での学校享受感が高い生徒にも，移行に伴う学校適応に注目する必要があると考えられる。

欠席行動を取る生徒の中で，学校享受感のレベルと変化が欠席日数に及ぼす影響を検討したところ，中2移行群においてはその影響は確認されなかった。学校享受感は欠席日数の決定要因ではないと考えられる。一方，中1移行群において，学校享受感のレベルが高いほど欠席日数が長い傾向が示された。この現象には欠席のタイプが関与している可能性が推察される。例えば，石川（2010）は不登校の中には「開放型不登校」という，学校に行かず在宅するが落ち込まずに明るく生活するタイプが存在すると述べている。また，学校では比較的に楽しく過ごせるものの欠席行動をとるいわゆる「不良型」や，中1では学校に適応するように頑張った結果，T1時点では学校享受感が高かったものの，疲れ果てて欠席する，いわゆる「バーンアウト型」が存在する可能性が考えられる。本研究では欠席の理由を検討していないため，今後さらなる検討が必要である。

本研究の結果より，欠席行動生起の予防という観点では，学校生活の楽しさに注目することに意義があるといえる。学校生活の中に楽しい側面を見つける，または作りだすことに取り組むことが重要だろう。また学年移行に際して，移行前の学校適応の状態をあらかじめ把握すること，そして新学年で学校の楽しさが低下することを防ぐことが必要だろう。

本研究の限界と今後の課題

本研究の限界として以下の3点が挙げられる。1点目は実際に欠席行動が確認された子どもの人数は少数であったため，結果の一般化には慎重になる必要がある。ただし，本研究はベイズ推定法を用いて現在のデータより事後分布を求めている。後続研究では本研究の事後分布を事前分布として採用することで，より確かな知見の集積が可能となる。そのため本研究は後続研究の積み重ねの一歩目として位置づけられると考える。

2点目は文部科学省が実施する公式調査では不登校率の増加を，年間を通して30日以上欠席したという基準で比較しているのに対し，本研究では学年移行期の短期間の学校享受感と移行後の一週間の欠席日数に注目している点である。すなわち本研究の知見は中1，中2の1年間を通した学校適応感と不登校事象の全貌を捉えたわけではない。また，本研究で用いた欠席行動の指標が妥当であったかという点について，自己報告の精度を優先し1週間という期間で尋ねたため，記憶の歪みによる誤回答は防げたものと考えられる。その一方で，短い期間での欠席行動を測定対象としたことから日数の安定性の保証はできない。今後は異なる期間での自己報告を求めたり，学校が記録している欠席日数の提供を求めたりするなど，より信頼性の高い欠席行動の指標を検討する必要がある。

3点目は本研究で分析した欠席行動は，学年移行後のみであり，欠席行動の変化は捉えていない。前時点の欠席行動を統制した上で検討する必要がある。一方で，欠席行動はゼロ過剰ポアソン分布に従うことを鑑みると，前時点の欠席行動をコントロールした分析は技術的に難しいと考えられる。今後は分析手法の洗練が必要だろう。

本研究の知見を実際の教育実践に役立てるために，今後は一年間複数時点を縦断的に調査

し，学校享受感と欠席行動の共変関係を精緻に検証する必要がある。さらに学校享受感は抽象度の高い概念であることから，学校享受感を規定する具体的な要因を検討する必要があると考えられる。

引用文献

Eccles, J. S., Lord, S. E., Roeser, R. W., Barber, B. L., & Hernandez Jozefowicz, D. M. (1997). The association of school transitions in early adolescence with developmental trajectories through high school. In J. Schulenberg, J. L. Maggs, & K. Hurrelmann (Eds.), *Health risks and developmental transitions during adolescence* (pp. 283-320). New York, NY, US: Cambridge University Press.

Eccles, J. S., & Roeser, R. W. (2011). Schools as developmental contexts during adolescence. *Journal of Research on Adolescence*, *21*(1), 225- 241.

古市 裕一・玉木 弘之（1994）．学校生活の楽しさとその規定要因　岡山大学教育学部研究集録，*96*，105−113.

本間 友巳（2000）．中学生の登校を巡る意識の変化と欠席や欠席願望を抑制する要因の分析　教育心理学研究，*48*（1），32- 41.

五十嵐 哲也・萩原 久子（2004）．中学生の不登校傾向と幼少期の父親および母親への愛着との関連　教育心理学研究，*52*（3），264-276.

五十嵐 哲也・萩原 久子（2009）．中学生の一学年間における不登校傾向の変化と学級適応感との関連　愛知教育大学教育実践総合センター紀要，*12*，335-342.

石川 瞭子（2010）．不登校に対する基本的対応　五十嵐 隆（総編集）小児科臨床ピクシス 15 不登校・いじめ その背景とアドバイス 中山書店

石隈 利紀（1999）．学校心理学ー教師・スクールカウンセラー・保護者のチームによる心理教育的援助サービス　誠信書房

神村 栄一・上野 昌弘（2015）．中1ギャップ――新潟から広まった教育の実践――　ブックレット新潟大学65　新潟日報事業社

加藤 弘通（2001）．不登校・ひきこもり　矢島 正見（編）新版 生活問題の社会学（pp. 38-48）　学文社

松浦 健太郎（2016）．Wonderful R 2 StanとRでベイズ統計モデリング（pp. 213-218）共立出版

McArdle, J.J. (2009). Latent variable modeling of differences and changes with longitudinal data. *Annual Review of Psychology, 60*, 577-605.

森田 洋司（1993）．「不登校」現象の社会学　第二版　学文社

文部科学省（2018a）．学校基本調査-結果の概要 Retrieved from http:// www.mext.go.jp / b_menu/toukei/chousa01/kihon/kekka/1268046. htm（2018年5月24日）

文部科学省（2018b）．児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査 e-Stat 政府統計の総合 窓 口 Retrieved from https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00400304&kikan=00400&result_page=1.（2018年5月24日）

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide: Statistical analysis with latent variables, eighth edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

岡田 有司（2015）．中学生の学校適応の支えの理解　ナカニシヤ出版

大久保 智生（2005）．青年の学校への適応感とその規定要因――青年用適応感尺度の作成と学校別の検討――　教育心理学研究，*53*（3），307-319.

Rumberger, R. W., & Lim, S. A. (2008) . Why students drop out of school: A review of 25 years of research. Santa Barbara, CA: California Dropout Research Project. Retrieved from http://www.lmri.ucsb.edu/dropouts. (May 20, 2018.)

崎田 亜紀穂・高坂 康雅（2018）．中学1年生における内的作業モデルが登校回避感情に及ぼす影響と学級機

能との関連 教育心理学研究, *66*（4）, 276-285.

清水裕士（2016）. フリーの統計分析ソフトHAD：機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案　メディア・情報・コミュニケーション研究, *1*, 59-73.

Symonds, J. E., & Galton, M. (2014). Moving to the next school at age 10-14 years: An international review of psychological development at school transition. *Review of Education, 2*(1), 1-27.

登藤直弥（2018）. 一般化線形モデルとは　荘島宏二郎・宇佐美慧・橋本貴充・登藤直弥・高野慶輔（2018）. 研究委員会企画チュートリアルセミナー　統計モデルの違いを理解する――一般線形モデル・一般化線形モデル・階層線形モデル・階層的重回帰モデル――　教育心理学年報, *57*, 302-308.

Relationships between school enjoyment and absence behavior in the context of transition across grade levels in junior high school

Yuejiang HOU, Masayoshi OTA, Hiromichi KATO

Keyword

absence behavior, transition across grade levels, school enjoyment, school non-attendance, bayes statistics

Abstract

In Japan, school non-attendance remarkably increases in 1st and 2nd grade of junior high school. The present study was aimed to investigate the factors that influenced absence behaviors in the new school year of secondary school. To be specific, firstly we measured students' school enjoyment before and after the school year transition, which made a two-wave longitudinal research. Then the mechanism was discussed that level and change of school enjoyment influenced absence behavior. As a result of the analysis of 484 students who transited to the 1st grade and 543 students who transited to the 2nd grade of junior high school, we figured out as following. (1) There were significant individual differences in the level and change of school enjoyment during the school year transition. (2) The data of school absence behavior was verified to fit the zero-inflated poisson distribution well. (3) Both level and change of school enjoyment were examined to affect absence behavior in new school year. The higher level school enjoyment remained, or the more school enjoyment improved, the less possible the student would conduct the absence behavior. Based on the results, support measures were discussed in order to prevent the phenomenon of school non-attendance.