

看護専修学校生の学習行動に対する動機づけ4因子の 関与についての仮説モデルの検証

上村 千鶴¹⁾, 八橋 孝介²⁾, 高瀬 美由紀¹⁾, 小林 敏生³⁾

Impacts of Motivation Factors on Nursing Diploma School Students'
Learning Behavior: Evaluation of Hypothesis Models

Chizuru UEMURA¹⁾, Kosuke YABASE²⁾, Miyuki TAKASE¹⁾ and Toshio KOBAYASHI³⁾

¹⁾ 看護学科, 看護学部,
安田女子大学

²⁾ 広島大学大学院医歯薬保健学研究科
保健学専攻

³⁾ 愛知県立大学 看護学部

要 旨

本研究の目的は、看護技術の学年共同演習を経験したA看護専修学校の学生が認知するARCS動機づけ4因子と主体的授業態度が、学習行動に及ぼす影響についての仮説を立て、パス解析を用いて検証することである。A看護専修学校生165名を対象に無記名自記式質問紙調査を実施した。結果、対象者のうち134名から有効回答を得た（有効回答率81.2%）。A: 注意は学習行動に対して、間接的には主体的授業態度を介して正の影響を示し、直接的には負の影響を示した。R: 関連は、学習行動に対し正の直接的な影響をもたらしていた。C: 自信は、主体的授業態度を介して学習行動に正の間接効果を示した。S: 満足は学習行動に対して直接的にも間接的にも有意な影響は示さなかった。また、課外学習時間と主体的授業態度の間には、有意な正の相関が確認され、両者の間には、互いに促進しあう関係があることが可能性として示唆された。

キーワード：ARCS動機づけ、主体的授業態度、学習行動、看護専修学校生、共同演習

I. 緒 言

看護師が、科学や医療の進歩と昨今の予測困難な時代の状況に対応していくためには、主体的な学習を通じた高い教養と高度な専門的能力の獲得が必要である。しかし、主体的に学習していく姿勢や能力は、短期間に獲得できるものではない。そのため看護基礎教育においては、学生が生涯学び続けられる力を獲得できるように、学生による能動的学習を促進するとともに、学生が

主体的に考える力を育成することが求められている。これは、看護実践能力の中核をなす看護技術力の習得においても同様であり、学生が高い看護技術力を習得できるように支援するためには、学生による主体的学習行動力を培っていく必要がある。

特に准看護師を対象とした2年課程（定時制3年コース）のA看護専修学校では、ほとんどの学生が就労しているため、限られた時間の中で、学生が正確な看護技術を習得できるように教育しなければならない。そのためA看護専修学校は、学生による主体的な学習がより求められる環境であると言える。しかし原理原則を学習する看護技術演習授業において、すでに現場で看護技術の実務を経験している就労学生の興味・関心を引き出し、主体的学習姿勢を高めるのは容易ではない。また、日々就業しながらの学業は、持久力と忍耐力を要する。そのため看護専修学校では、学生が看護技術演習授業に興味・関心を示し、学生の主体的な学習行動につながるような教育の工夫が求められている。中でも、上級生が下級生に技術指導を行い、互いに教え合い学び合う共同演習は、学生の主体的な学習に繋がるとともに、看護技術習得の原理原則を再確認できる学習の動機づけの場になると期待されている。

共同演習によって学生の主体的な学習が促進される一因として、学習動機づけ因子の存在¹⁾³⁾が考えられる。学習の動機づけは、学習への原動力、推進力であり、学習しようという欲求とそれを最後まで実現しようとする意志¹⁾⁴⁾である。そして学習に対する動機づけは、自らの成長のために課題に主体的に取り組もうとする学習態度（行動を起こす前の自分の意志）⁵⁾と目標を達成するために進んで取り組む行動すなわち学習行動に影響を与える⁶⁾。Keller⁷⁾⁹⁾によるARCS動機づけモデルでは、A: 注意 (Attention)、R: 関連 (Relevance)、C: 自信 (Confidence)、S: 満足 (Satisfaction) の4つの学習動機づけ因子が、学習意欲を惹起すると提唱している。即ち、学ぶ人が「面白そうだ」と感じるA: 注意、「役に立ちそうだ」と感じるR: 関連、「これなら自分にもできそうだ」というC: 自信、そして「受けてよかった」と感じるS: 満足の4つの下位概念が、学生の学習意欲を高めるとしている。このARCS動機づけモデルは実践に対して有用であることが示唆されている¹⁾⁷⁾¹¹⁾。また、共同学習と動機づけに関する研究では、梅本、田中ら¹²⁾により共同学習による動機づけ調整方略尺度が開発された。その後の研究では、共同学習による動機づけ調整方略と学習をより効果的に取り組むための行動エンゲージメントについての関連を検討し、他者と積極的に関わることでやる気を調整する動機づけが学習行動に影響を与えたことを示している¹³⁾。看護学生の研究では、上村ら¹⁴⁾は、初年次学生の臨地実習における学習の動機づけと学習行動について検証し、ARCS動機づけのC: 自信と主体的授業態度および学習行動学習に有意な相関を認めている。しかし、共同学習に関する研究には及んでいない。本研究課題である主体的な学習行動が、看護実践能力を高めるためのプロセスとするならば、効果的な学習行動を獲得するための共同学習の動機づけについても検討する必要がある。本研究では、学生の看護技術学年共同演習に対するA: 注意、R: 関連、C: 自信およびS: 満足を学習の動機づけと想定し、これらのARCS動機づけ4因子の認知が高まると学習意欲につながり、主体的授業態度を介して学習行動およびARCS動機づけ4因子が直接的に学習行動に影響を与えると考えた（図1）。

II. 研究目的

本研究は、A看護専修学校2年課程の看護技術学年共同演習授業における学習の動機づけ（ARCS4因子）と、これらの動機づけ因子が主体的授業態度および学習行動（学習活動自己評

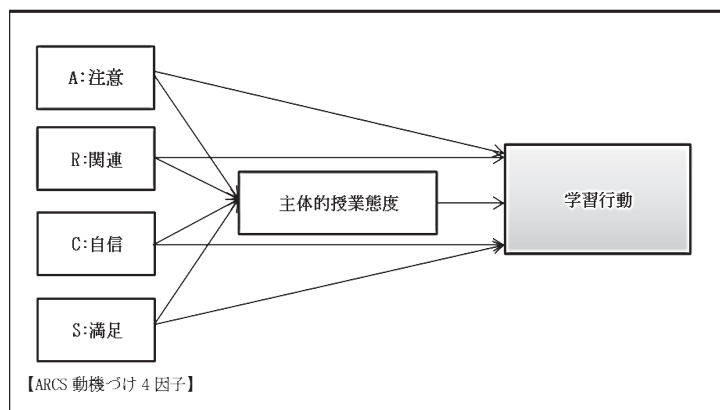


図1. 本研究の概念枠組み

価) とどのように関連しているのかを検証することを目的とする。その検証を通して看護学生が、共同学習の効果的な学習行動を促すための学習の動機づけ4因子および主体的授業態度の影響について示唆を得る。

Ⅲ. 研究方法

1. 研究対象および授業概要

本研究の対象者は、A看護専修学校2年課程（定時制3年コース）に在籍し、看護技術演習における共同演習授業に参加した2年次生および3年次生165名である。共同演習授業の内容は車椅子への移動技術であり、授業方法は3年次生が2年次生の授業に参加し、2年次生は3年次生の技術指導を受け移動技術を習得するというものである。

2. 調査方法と内容

本研究は、自記式質問用紙による調査研究である。調査内容は、対象者の属性（学年、年齢、性別、就労の有無、および本授業に関する1日当たりの課外学習時間数）に関する質問項目と、下記の3尺度に含まれる質問項目とした。質問用紙は、共同演習日の当日に学校に赴き、研究者が学生に文書と口頭で研究に関する説明を行った後に配布した。データ収集期間は、共同演習日終了後の平成28年8月26日～平成28年9月9日とした。

1) ARCS動機づけ日本語版「科目興味度調査」尺度（Course Interest Survey：CIS）

ARCS動機づけ日本語版「科目興味度調査」尺度（以下、ARCS動機づけ尺度）は、学習者が特定の科目に関して、どのように動機づけられたかを測定するものであり、Keller⁷⁾によって開発された。本研究では、川上・向後ら^{15),16)}が邦訳・改訂した日本語版CIS尺度を用いた。日本語版尺度は、4因子（A: 注意4項目、R: 関連4項目、C: 自信3項目、S: 満足3項目）14項目からなり、5件法で評定される。点数が高いほど学習の動機づけが高いことを示す。

2) 「主体的授業態度」尺度（Active ClAss Attitude：ACA）

「主体的授業態度」尺度（以下、主体的授業態度尺度）は、学生の主体的授業態度を測定するために、畑野⁵⁾によって開発された。この尺度は9項目からなり5件法で評定され、点数が高い

ほど主体的授業態度が高いことを示す。

3) 「学習活動自己評価表」尺度：看護技術演習用

「学習活動自己評価表」尺度（以下、学習行動尺度）は、宮芝・舟島ら¹⁷⁾⁻¹⁹⁾によって開発され、看護技術演習に取り組む学生が、自身の学習行動を客観的に評価するために用いられている。この尺度は9因子（1：本番さながらの援助、2：手順に沿った練習、3：繰り返しの練習、4：確実な技術の習得、5：色々な方法を活用した問題解決、6教わった内容の理解、7：互いの協力、8：時間の活用方法、9：時間内の目標達成）36項目からなり、各項目は5件法で評定され、点数が高いほど効果的な学習行動がとれていることを示す。

3. 分析方法

まず、対象者の基本属性（学年、年齢、性別、就労の有無、および課外学習時間数）と3つの尺度に対する回答の記述統計値を算出した。次に、各尺度と基本属性の関係をt検定およびPearsonの相関係数を用いて確認した。その後、ARCS動機づけ4因子と主体的授業態度、および学習行動の関係を示すモデルに基づき、パス解析を行った。統計分析には、SPSS version 23およびAmos version 23を用い、有意水準は0.05（両側検定）とした。

4. 倫理的配慮

本研究は、安田女子大学倫理審査委員会の承認を得て実施した（承認番号160001号）。研究者は、アンケート配布時に学校に赴き対象学生全員に本研究の趣旨・目的・方法について口頭および文書で学生に説明した。その上で、研究参加への意思決定は、研究対象者にゆだねられていること、研究に参加しなくても、学生が不利益を受けることはないことを説明した。また匿名性の厳守およびプライバシーの保護を保証する旨を説明した。質問調査紙は郵送法で回収し、データ収集期間は2週間とした。また、無記名自記式質問紙の返却をもって研究参加への同意と判断した。また、測定用具である3尺度は、著作権を有する学会と開発者の許諾を得て使用した。

VI. 結 果

1. 基本属性と各尺度の測定結果

1) 対象者の基本属性

A看護専修学校2年課程に通う2年次生（73名）及び3年次生（92名）165名に質問紙を配布し、回収できた質問紙は136名分であった。調査項目に不備のあった2名を除いた134名（有効回答率81.2%）を分析対象とした。属性に関する項目で欠損があった場合は「回答なし」とし、その他の項目において欠損があった場合は、その調査項目の平均値を当てはめ補正した。

対象学生の基本的属性を表1に示した。対象者の学年は、2年次生45名（33.6%）、3年次生89名（66.4%）であった。性別は、男性35名（26.1%）、女性99名（73.9%）であった。就労については、就労している者が101名（75.4%）、就労していない者が32名（23.9%）であった。対象者の年齢は20歳～44歳であり、平均は27.0±6.2歳であった。1日の課外学習時間数は0時間～8時間であり、平均1.9±1.7時間であった。

2) 各尺度の測定結果

(1) ARCS動機づけ

ARCS動機づけ4因子の平均得点は、3.05±0.44点であり、下位因子では、A: 注意（2.83±0.48点）、R: 関連（3.13±0.63点）、C: 自信（3.17±0.57点）、S: 満足（3.02±0.61点）であった。

表1. 対象学生の基本属性

N=134

		人数 (n)	%
学年	2年次生	45	33.6
	3年次生	89	66.4
性別	男子	35	26.1
	女子	99	73.9
就労	有	101	75.4
	無	32	23.9
年齢 (歳)	最小値-最大値	20-44	
	mean±SD	27.0±6.2	
課外学習時間数 (時間)	最小値-最大値	0-8	
	mean±SD	1.19±1.7	

(2) 主体的授業態度

主体的授業態度の平均得点は 3.14 ± 0.55 点で、9項目の中で得点の高かった上位3項目は、「演習の参加態度」(3.85 ± 0.95 点)、「演習授業の参加」(3.34 ± 0.89 点)、「授業参加に対する気持ち」(3.32 ± 1.02 点)であった。一方、9項目中で得点の低かった項目は「演習授業の事前の取り組み」(2.64 ± 0.95 点)、「課題学習に対する納得する取り組み」(2.85 ± 0.86 点)、「レポート内容の満足」(3.01 ± 0.93 点)であった。

(3) 学習行動

学習行動の平均得点は、 3.20 ± 0.61 点であった。9因子の中で得点の高かった因子は、「F7:互いの協力」(3.47 ± 0.82 点)、「F2:手順に沿った練習」(3.44 ± 0.72 点)および「F1:本番さながらの援助」(3.40 ± 0.75 点)の3因子であった。一方、得点の低かった因子は「F3:繰り返しの練習」(2.90 ± 0.71 点)、「F4:確実な技術の習得」(2.97 ± 0.79 点)、「F5:いろいろな方法を使用した問題解決」(3.05 ± 0.70 点)であった。

2. 基本属性と各尺度の関係

属性別による尺度の平均得点を独立サンプルのt検定を用いて比較した。学年別のARCS動機づけ4因子は、2年次生が3年次生より高い傾向を示した。特にR: 関連は、有意に高値 ($p < 0.05$) を示し、A: 注意についても高い傾向 ($p < 0.1$) を示した。一方、学習行動については、3年次生が2年生に比べ有意に高値 ($p < 0.05$) を示した (表2)。

対象者の年齢、課外学習時間数および各尺度間の相関関係では、課外学習時間数と主体的授行態度との間に有意な正の相関 ($r = .250$, $p < 0.01$) が認められた。

表2. 属性 (学年, 性別, 就労) と各尺度平均得点との関係

	学年		t 値	性別		t 値	就労		t 値
	2年次生	3年次生		男	女		している	していない	
A: 注意	2.94±0.62	2.78±0.41	.071†	2.75±0.45	2.87±0.49	.235	2.82±0.52	2.89±0.33	.363
R: 関連	3.43±0.66	2.99±0.5*	.001*	3.02±0.72	3.18±0.60	.249	3.17±0.64	3.03±0.62	.289
C: 自信	3.24±0.66	3.13±0.53	.334	3.24±0.63	3.15±0.55	.457	3.22±0.59	3.04±0.48	.132
S: 満足	3.11±0.70	2.97±0.55	.254	3.08±0.60	2.99±0.61	.456	2.99±0.67	3.09±0.37	.435
主体的 授業態度	3.16±0.62	3.13±0.51	.793	3.03±0.58	3.18±0.53	.178	3.13±0.56	3.18±0.51	.679
学習行動	3.06±0.65	3.27±0.58	.076†	3.13±0.53	3.23±0.64	.444	3.17±0.60	3.27±0.62	.426

独立サンプルのt検定 († $p < 0.1$, * $p < 0.05$)

3. 各尺度間の関係

表3に、ARCS動機づけ4因子と主体的授業態度および学習行動の相関関係を示した。A: 注意 ($r=.244$, $p<0.01$) R: 関連 ($r=.253$, $p<0.01$)、S: 満足 ($r=.320$, $p<0.01$) は主体的授業態度と有意な正の相関を認めた。また、R: 関連 ($r=.397$, $p<0.01$)、C: 自信 ($r=.210$, $p<0.01$)、S: 満足 ($r=.308$, $p<0.01$) は、学習行動とも有意な正の相関を認めた。さらに、主体的授業態度と学習行動 ($r=.513$, $p<0.01$) との間に、有意な正の相関を認めた。

表3. ARCS動機づけ4因子と主体的授業態度および学習行動の相関関係 $N=134$

	A: 注意	R: 関連	C: 自信	S: 満足	主体的授業態度	学習行動
A: 注意	1.000					
R: 関連	.502**	1.000				
C: 自信	.097	.125	1.000			
S: 満足	.359**	.353**	.318**	1.000		
主体的授業態度	.244**	.253**	.155	.320**	1.000	
学習行動	.090	.397**	.210*	.308**	.513**	1.000

Pearson (* $p<0.05$, ** $p<0.01$) の相関係数

4. ARCS動機づけ・主体的授業態度・学習行動のモデル検証

概念枠組み(図1)に基づき、仮説モデルを作成しパス解析を行った結果、十分な適合度指数が得られなかった。そこで、各尺度間の相関を参考にしながら修正したモデルにつき適合度を検証し、最も適合度の良好なモデルを採用した。さらに、そのモデルから学習行動への直接的および間接的影響の有無を確認した。

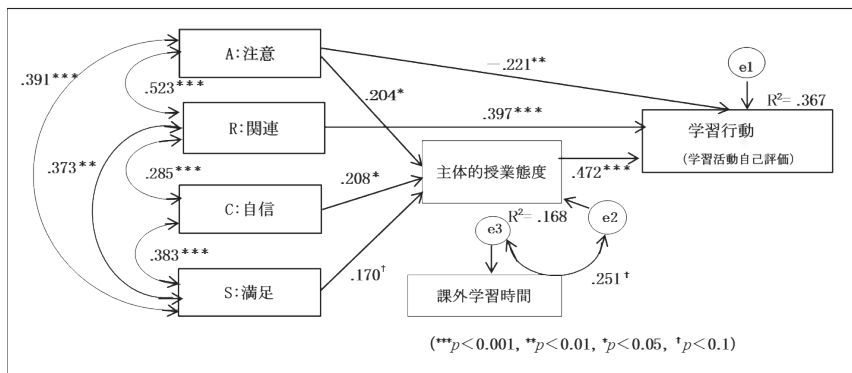
最も良好な適合度を示したモデルは、R: 関連から主体的授業態度、C: 自信から学習行動、S: 満足から学習行動への影響を除外し、さらに課外学習時間と主体的授業態度の間に相関を想定したものであった(図2: CMIN/DF=.982 ($p=0.452$), CFI=1.000, RMSEA<0.001)。

まず、A: 注意 (パス係数=.204, $p=0.016$) とC: 自信 (パス係数=.208, $p=0.014$) は、主体的授業態度に対し正の影響を及ぼしていた。さらに主体的授業態度は学習行動に正の影響を及ぼしていた (パス係数=.472, $p=0.001$)。つまり、A: 注意とC: 自信は主体的授業態度を介して間接的に学習行動を促進していた。一方、A: 注意 (パス係数=-.221, $p=0.007$) は、学習行動に負の直接的影響を示していた。R: 関連 (パス係数=.397, $p=0.001$) は、学習行動に対し直接的に有意な正の影響を示した。S: 満足は、主体的授業態度 (パス係数=.172, $p=0.060$) に有意な影響はなく、結果的に学習行動への有意な影響を示さなかった。つまりS: 満足は直接的にも間接的にも学習行動に有意な影響はなかった。主体的授業態度は、課外学習時間数に有意な正の相関 (相関係数=.251, $p=0.006$) を認めた。

Ⅶ. 考 察

1. 本研究の基本属性の特性

本研究対象の看護専修学校生は、134名で2年次生45名、3年次生は89名であった。性別については、女性73.9%、男性26.9%であり、就労については、有りが75.4%、無しが23.9%であった。年齢の全体の平均は、 27.0 ± 6.2 歳で先行研究²⁰⁾の看護学校2年課程定時制3年コースの学



N=134

モデルの適合度	
CMIN/DF=0.982, CFI=1.000	
RMSEA<0.001	

図2. ARCS動機づけ、主体的授業態度および学習行動の関係についてのモデル

生の基本属性と類似していた。

2. 各尺度の測定結果

共同演習授業におけるARCS動機づけ4因子の平均得点では、A: 注意 (2.83±0.48点)とS: 満足 (3.01±0.61点) についての動機づけが平均値より低値を示した。特に興味・関心を示すA: 注意は、2点台を示した。この理由としては、准看護師資格を持つ対象学生にとっては、再学習である技術演習授業に退屈さを感じて、興味・関心を示さない学生が少なからず存在していた可能性が考えられる。主体的授業態度については、9項目のうち「演習の参加態度」(3.85±0.95点)がより高値を示し、学生は受け身で聞いているだけではないことや、ただ単位を取るだけの気持ちで授業を受けてはいないことが示された。その一方で、「演習授業の事前の取り組み」や「課題学習に対する学習の取り組み」は、2.6～2.8点台と値を下回った。多くの学生が就労をしながらの学業であり、やる気はあるものの学習時間や学習習慣等が主体的な学習の取り組みに繋がって可能性も考えられる。また、学習行動では、9因子のうち「互いの協力」と「手順に沿った練習」および「本番さながらの援助」が3.4点台を示し、共同しながら積極的に演習に参加し基本に沿って演習を進めていることが示された。反面、「繰り返しの練習」や「確実な技術の習得」は、2.9点台で中間値を下回った。つまり、対象学生の学習行動は、共同演習での学生同士の学び合いに関する学習行動はとれているものの、看護技術を習得する繰り返し学習に対する学習行動については、主体的授業態度同様に十分な練習ができていないため正確な技術の習得につながっていないことが推察される。2年課程の限りある時間の中での学習時間の確保や、学習の質を担保した学習課題の提示の工夫が必要である。

学年別の分析では、ARCS動機づけ4因子において、2年次生が3年次生よりR: 関連 (p<0.05)とA: 注意 (p<0.1) 得点が高い傾向を示した。一方、学習行動の得点では、3年次生が2年生に比べ有意に高値 (p<0.05) を示した。高野ら²¹⁾は、共同演習における学年相互間の学び

について研究し、下級生が上級生を身近な目標・役割モデルとして学習意欲に影響を与えることを示唆している。また、吉田ら²²⁾は、看護技術向上を目指した学習サポート制度を実施し、上級生が下級生に対して、教えることの責任感や技術の反復練習など下級生に教えるための学習行動につながったことを示している。本研究においても、2年次生は、初めての共同演習に対して3年次生から学ぶ演習に教員とは違う身近な存在として、演習授業に興味・関心を示したと推察する。また3年次生は、人に教えるために事前の学習や技術練習を行うなどの学習行動が2年次生より有意な結果を示したと考えられる。

3. 学習行動に影響をおよぼすARCS動機づけ4因子

本研究では、共同演習授業の学習の動機づけが主体的授業態度を介して学習行動に影響を及ぼす仮説モデルを建てた。仮説モデルに対して、主体的授業態度を介し学習行動の間接効果と学習行動の直接効果について検証した。

パス解析の結果、A: 注意は、主体的授業態度を介して学習行動に間接的に有意な影響をおよぼす一方で、学習行動に直接的な負の影響が示された。本来A: 注意は、努力志向の学習者の好奇心と興味を表し学習行動を促進するとされている。しかし、本研究ではA: 注意に内在する興味・関心は直接的には学習行動を阻害するという結果となった。A: 注意は、状況依存的な要素の強い動機づけであり、結果的にある特定の領域にのみ興味や注意を向けてしまうことにつながり、継続的で総合的な学習行動に繋がらない可能性がある²³⁾。しかしA: 注意が主体的授業態度を引き出すことにより間接的に学習行動を促進していた。つまり主体的授業態度を介しての学習行動の促進は、A: 注意が学習行動に持つ直接的な負の影響を与えた。そのための方策として教育者側の要因と学生側の要因があると考えられる。もともと自律度が高い学生においては、A: 注意によって主体的授業態度が刺激されやすいし、自律を促進されるような教育者側の工夫も学生の主体的授業態度を刺激することにつながると思われた。また、A: 注意は、後述するが、学習行動に直接的影響をもたらすR: 関連との間に正の相関が示されていた。

次にR: 関連は最終的な学習行動には直接的な影響をもたらした。一方、主体的授業態度を介しての間接経路は確認できなかった。目的志向は、外発的動機づけの中でも自律度と統合度が最も高い統合調整もしくは次の高い同一化調整の要素が強い。本研究でも看護専修学校生が持つ看護師を目指す今後の役に立つという将来志向の動機づけが、学習行動に直接的な影響を与えたと考えられる¹⁾。この結果は、梅本ら¹³⁾の課題価値方略(目的志向の動機づけ)と学習行動の相関($r = .37, p < 0.001$)と類似している。

さらに、C: 自信は、A: 注意と同様に主体的授業態度を介して学習行動を促進するという結果が得られた。Deci & Ryan²⁴⁾によれば内発的動機付けと強く関連しているのが自律と有能感である。ARCSモデルのC: 自信とDeci & Ryanの有能感とは類似の概念であり、自律的もしくは主体的授業態度を介して学習行動を促進している可能性がある。

しかし、本研究では、S: 満足は、主体的授業態度を介しての学習行動への間接的影響は有意ではなく、また直接的影響のパス係数を削除したモデルにおいて良好な適合度を示した。S: 満足単独では効果が認められないものの、S: 満足と有意な相関が認められたR: 関連やC: 自信は学習行動に対し、直接的、もしくは間接的な促進効果が認められている。ただし、前述の通り、S: 満足だけでは、主体的学習態度や学習行動を促進しないことが示された。満足体験は4つの動機づけの中では受身的要素が強いことに起因している可能性も考えられる。

課外学習時間における事前学習に関しては、主体的授業態度との間には有意な正の相関が見ら

れた。両者の間には、互いに促進しあう関係があることが可能性として考えられる。学生は、限られた時間（課外学習時間）を活用して事前学習したうえで授業に参加することが主体的な授業態度に結びついた可能性があり、主体的授業態度がさらなる課外学習時間の確保をもたらしたものと推察する。

3. 本研究の限界

本研究では、看護技術の学年共同演習を経験した2年課程の看護専修学校生のA:RCS学習の動機づけの4因子と主体的授業態度が学習行動にどのように関係しているかを検証した。しかし今回の研究においては、あくまでも横断研究であり仮説モデルの因果方向について十分検討したものではない。加えて、対象者数が134名と少なく、調査施設が一教育施設に限られたため、得られた結果に偏りがある可能性がある。

VIII. 結 論

本研究におけるA看護専修学校2年課程の共同演習授業のARCS学習の動機づけ4因子と主体的授業態度を介して学習行動に影響をおよぼすモデル検証では、以下の点が明らかになった。

- 1) A: 注意は、主体的授業態度を介して学習行動に間接効果を示した。一方で、間接効果と共に学習行動に負の直接効果を示した。状況依存型内発動機づけが強いと学習行動に繋がらないため主体的授業態度を刺激し学習行動を促進させるといった教育者側の工夫が必要である。
- 2) R: 関連は、学習行動に直接効果として正の影響を示した。目的志向の要素を持つ学習の動機づけが学習行動を促進させる。
- 3) C: 自信は、主体的授業態度を介して学習行動に間接効果を示した。自信あるいは有能感を高めていくことが自律的学習行動に繋がると言える。
- 4) S: 満足は、主体的授業態度および学習行動に有意な影響は示さなかった。満足は、意欲の刺激にも減退にもつながらとは言えない。
- 5) 課外学習時間と主体的授業態度の間には有意な正の相関が確認され、両者は互いに促進しあう関係があることが可能性として示唆された。

謝 辞

本研究を実施するにあたり、研究にご理解いただき、研究協力を快諾してくださいました、教育機関の先生方ならびに学生の皆様に心より深謝申し上げます。

X. 引 用 文 献

1. Keller, J.M. (2010) Motivational design for learning and performance. The ARCS model approach. New York: Springer. 鈴木克明: 監訳. 学習意欲をデザインする-ARCSモデルによるインストラクショナルデザイン. pp. 4-204. 北大路書房, 京都.
2. 溝上慎一. (1996) 大学生の意欲. 京都大学高等教育研究, 2: 184-197.

3. 溝上慎一. (2007) アクティブラーニング導入の実践的課題. 名古屋大学高等教育研究, 7 : 269-287.
4. 岡葉子. (2017) 日本語教育における「学習動機」の概念について. 東京外国語大学留学生日本語教育センター論集, 43 : 19-32.
5. 畑野快. (2013) 大学生の主体的な授業態度と学習時間に基づく学生タイプの検討. 日本教育工学会論文誌, 37 : 13-32.
6. 溝上慎一. (2015) 主体的な学習からアクティブラーニングを理解する
7. Keller, J.M. (1987) ARCS model of motivational design. *Journal of Instructional Development*, 10(3) : 2-10.
8. Keller, J.M. (2012) 教育公演 看護教育に活かすARCS動機づけモデル. 日本看護教育学会誌, 12(2) : 79-90.
9. 鈴木克明, 根本淳子, 合田美子. (2010) 我が国におけるARCSモデルをめぐる研究動向. 教育システム情報システム学会第35回全国大会論文集, pp. 99-100.
10. Nakajima, K. Nakano, H. Ohmori, F. Suzuki, K. (2011) The Effectiveness of campus-wide e-learning supports designed by an extended ARCS model. *International Journal for Educational Media and Technology*, 5(1) : 150-161.
11. 中島康二, 中野裕司, 鈴木克明. (2013) 拡張版 ARCS 動機づけモデルの実践有効検証ツールの設計と評価. 日本教育工学会研究報告集, 13(2) : 147-154. <http://smizok.net/E-mail/mizokami.shinichi.4u@kyoto-u.ac.jp>. 2017.12. 閲覧.
12. 梅本貴豊, 田中健史朗, 矢田尚也. (2018) 協同学習における動機づけ調整方略尺度の作成. 心理学研究, 3 : 89-98.
13. 梅本貴豊, 田中健史朗, 矢田尚也. (2019) 協同学習における動機づけ調整方略と行動的エンゲージメントの関連—Relative Weight Analysis による検討—. 関西大学高等教育研究, 10 : 55-63.
14. 上村千鶴, 田村美子, 高瀬美由紀. (2020) 基礎看護学臨床実習における初年次履修学生の学習の動機づけと学習行動：パイロットスタディ. 安田女子大学紀要, 48 : 371-380
15. 川上祐子, 向後千春. (2012) ARCS動機づけモデルに基づく Course Interest Survey 日本語版尺度の試作とその検討. 日本教育工学会研究報告集, 12(4) : 103-110.
16. 川上祐子, 向後千春. (2013) ARCS動機づけモデルに基づく Course Interest Survey 日本語版尺度の検討. 日本教育工学会研究報告集, 13(1) : 289-294.
17. 宮芝智子, 舟島なをみ. (2010) 学習行動尺度(看護技術演習用)の開発 信頼性・妥当性の検討. 日本看護学教育学会学術集会講演集, 20-23.
18. 宮芝智子, 舟島なをみ. (2011) 看護学生のための学習行動尺度—看護技術演習用—の開発. 千葉看護学会会誌, 17(2) : 31-38.
19. 舟島なをみ監修. (2015) 看護実践・教育のための測定用具ファイル第3版 開発過程から活用の実際まで. pp. 263-273. 医学書院, 東京.
20. 垣上正裕, 松田安弘. (2016) 2年課程看護専門学校学生が学習上直面する問題. 群馬県立県民健康科学大学紀要, 11 : 81-95.
21. 高野真由美, 松本佳子, 山之井麻衣. (2011) 先輩が後輩を導く老年看護方法演習の相互学習効果. 川崎市立看護短期大学紀要, 16(1) : 65-71.
22. 吉田和美, 川西美佐, 岡田淳子他. (2014) 看護技術向上を目指した学習サポート制度における上級生の学びと本制度の課題. 日本赤十字広島看護大学紀要, 14 : 75-83.
23. Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985) *Intrinsic motivation and self-determination*. New York: Plenum.
24. Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000) The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.

[2020. 9. 17 受理]

コントリビューター：宇治 雅代 教授 (看護学科)