

# 日韓會計學教育において授業の影響要因が授業満足度と 授業成果に及ぼす影響に関する研究

## The Influence of Accounting Course on Course Satisfaction and Course Performance in Accounting Education in Japan and Korea

李 瓊 球\* · 金 川 一 夫\*\*

### 목 차

- |                 |             |
|-----------------|-------------|
| I.はじめに          | IV. 實証分析の結果 |
| II. 理論的背景と先行研究  | V. 結論       |
| III. 研究モデルと研究仮説 |             |

## I.はじめに

教育は「國家百年の計」と呼ばれるほど、健全な國の維持・發展に繋がる重要な要素であると同時に、社會を成す一般的な個人の生涯において必要不可欠な相互補完的關係を持っていて、特に教育はある時期までに正しい自我を形成し、個人の成熟と價值觀の形成にこの上なく大きな影響を及ぼし、授業中に様々な環境的要素の影響を受けて、参加者の自發的關心が引き出されることもある。これにより、個人は自分だけの獨特な判斷基準と關心分野に興味を持つようになる。また、このような個人的な關心分野と興味は事前満足と事後教育参加を通して、活動する際に發生する多くの條件を満足させるための仕分けをすることができる。このような一連の結果は、ある特定分野に影響を与えるだけでなく、廣くは國家次元で文化を形成して發展するような先循環的關係を持っている。すなわち、教育を提供する供給

· 투고일자: 2020. 04. 16 · 수정일자: 2020. 05. 03 · 게재확정일자: 2020. 05. 04

\* 東義大學校經營學部 教授、E-mail: rhee@deu.ac.kr

\*\* 九州産業大學商學部 教授、E-mail: kanekawa@ip.kyusan.ac.jp

者とサービスを受取る需要者との相互満足度には連鎖性が見られる。

本研究では異なる國々の授業の影響要因が授業満足度と授業成果に及ぼす影響を分析する。姜漢均,李瓊球(2006)<sup>1)</sup>は日本は韓国と地理的、経済的、文化的にもっとも隣接した國家で韓国最大の外國人直接投資流入國の中のひとつである。ですから、日本と韓国は教育に関して比較することも意味がある。特に日韓會計學教育において、實証分析を通じて授業の影響を及ぼす要因を探索し、様々な影響要因の中から大學教育環境、教授カリキュラム手法と参加者の自己効力感(self-efficacy)などに對して分析した。また、この研究を通じて日韓會計學教育を中心にした文化形成において述べられている様々な要因の重要性を比較分析した。そのために授業満足度と學習成果に及ぼされる影響に對して分析を實施した後、日韓會計學教育の影響要因に關連してより良い提言を提示しようとした。

本研究の構成は、日韓會計學教育において授業の影響要因が授業満足度と授業成果に及ぼす影響に關する研究を目的とし、これに適切な目標と範圍を設定して先行研究を検討した。日韓會計學教育の授業に關する影響要因を研究するために研究モデルを設計し、研究仮説を設定した。設定された研究仮説を檢証するために統計方法で仮説を檢証した。研究結果を通じて、日本と韓国大學の教育環境は授業満足度に影響を及ぼさないこと、會計學の教育環境が授業の満足度には影響を及ぼさないことが分かった。しかし、教授カリキュラム手法と學生自己効力感は日本と韓国の授業満足度に影響を及ぼすことが分かった。

## Ⅱ. 理論的背景と先行研究

### 1. 授業影響要因-學校

最近急変している社會変化の渦のもと、教育の一軸を担っている大學も変化を試みて行っている。學校に所屬している學生にとって、教育サービスが提供され、参加者はこれを通じて求めている価値創出と社會が必要とする力量を習得する場所でもある。そして社會構成員としての正しい自己實現と最終的に成し遂げようとする目標と結果を果たすことができる自助具(self-help device)の役目をする。特に教育機關と稱する學校は参加者ひとりひとりの構成員が集まって一つの共同体を形成する1つの組織であり、目標設定とそれに応じた結果を導出するために活動する構成員を包含する。學校は構成員が進路を探求できる能力を備え

1) 姜漢均, 李瓊球(2006) “日本の對韓国直接投資の特性と經濟的效果”, 韓日經商學會, 『韓日經商論集』第35卷, p.210

るために、助力者としての媒介の役目を伴っている。すなわち、学校という構成員が集まった有機體的組織は、参加者の組織活動に直観的に感じて応じるような需要者を満足させるための一連のサービス活動が側面で見られる。特に学校は参加者が共通して所屬している情報共有の場であり、組織の一員として心理的、社会的そして物理的に影響を与える意識において多大なる影響を及ぼすこともあり、それぞれ異なる固有な環境を持っている。

ムース(Moos,1973)はこのような背景を基礎として学校環境を測定するために生態學的な接近と行動觀察的な接近に加えて、心理的側面を基準として学校環境を測定するための研究を行った。このことは、個々の学校には固有で獨特な文化が存在し、歴史、風土、法規など様々な要因により、現在の教育機關である学校を獨特な集団に構成することができる。ユピョングス(2011)は、集団が求めている領域において診断が求められている核心的文化と表出的文化で説明しているように、最近変化してきている参加者に對するひとりひとりの需要に對してに固有で、獨特で、畫一的な方法を樹立することが必要である。

## 2. 授業影響要因-教授

授業満足度とは學生が授業に關連して經驗する感情の状態である。イゾングスグ(1992)<sup>2)</sup>は授業満足度を教授と學習者のコミュニケーション過程の結果として定義した。すなわち、授業満足度の把握を授業における重要な課題として見ている。それ以外にもゴゾングユ(2009)<sup>3)</sup>は授業満足度とは學習に對して成功的な遂行と學生自ら感じる學問的な教授効果の程度として定義した。教授の専攻に對する専門性と教え方、學生が尊敬し信頼を得る能力、學生たちが授業に自發的に参加する學習雰囲気造成などが授業満足度を向上する要因であると見ている。

金川・手嶋(2019)<sup>4)</sup>は、習熟度別に階級を設けて、スモールステップによる成功体験を重視した段階別學修の教授法を提案し、實施した授業アンケートの統計分析の結果、この教授法により「學生自己効力感」を高め、さらに難易度の高い學修に移行するのに効果的であることが判明したとしている。

Miller(1984)<sup>5)</sup>は授業評価の目的を6つにまとめた。問題の原因探求と解決、授業の長所と

2) イゾングスグ(1992), "學生による教授講義評価制", 大學教育, 60, 69-76.

3) ゴゾングユ(2009), 初等体育指導教師の類型による學生の身体的自己概念と情緒及び収入満足度關係, 韓國教員大學博士學位論文.

4) 金川一夫, 手嶋龍二(2019), "自己効力感を高める簿記教育の提案 -環太平洋大學における『簿記演習』の取り組みと實証研究-", 日本會計教育學會『會計教育研究』7, 49-56.

5) Miller, A. H. (1984) The evaluation of university courses. *Studies in Higher Education*, 9(1), 1-15.

短所の探索、授業媒体の理解、授業プログラムの妥当性の検証、学生のモチベーションへの刺激、教授の昇進などの目的がそれである。Sander(2000)<sup>6)</sup>は、教育の満足度において教授が専門科目の優れた知識と教授法を活用し、授業に対する熱意を持って授業を進めるとき、学生の教育に対する満足度が高くなるという結果を提示した。Kellerら(1999)<sup>7)</sup>は大學での学習の動機を測定することにおいて統合的に測定することができる道具がないという点に着目して学習意欲の問題を体系的に解決するためのARCSモデルを提示した。このモデルは学習動機として4つの基本的な要因である注意集中・関連性・自信・満足度を高めたとき、実際の学習での成功率が高くなるということである。

教員中心の観点では、学生は教員から与えられる情報や知識を受動的に受け入れる状態であるために、教員は学ぶべき内容について責任を持って、重要で核心的な内容をよくまとめて教えなければならない。(Kember&Kwan、2000)<sup>8)</sup>講義法や發問法などの既存の伝統的な教員中心の授業方法は学生に効率的に知識を伝達することを最も優先していた。教員は自分が伝達しようとする教育目標と内容や方法などを学生に伝え、どれだけ正確に理解したのが最も重要であるとしている。(Grant&Hill、2006)<sup>9)</sup>; Greeno、Collins、及びResnick、1996)<sup>10)</sup>

多数の研究者は講義式の方法のような一方的で畫一的な指導方法は、学習者の学習参加に無力感を与えて、学習者が学習の主体となるのではなく、教員の指示に順応し受け入れる存在に轉落すると主張した(Dole、Bloom、&Kowalske、2016)<sup>11)</sup>; Fullan&Langworthy、2013)<sup>12)</sup>。このような理由からして、学習者は学習の主体となって授業を積極的に導いていかなければならないという主張である。

- 
- 6) Sander, P., Stevenson, K., King, M. & Coates, D.(2000). University students' expectations of teaching, *Studies in Higher Education*, 25(3), 309-323.
  - 7) Keller, J. M., ソンサンホ(1999), 魅力的な授業設計:注意集中, 関連性, 自信感, そして満足感, ソウル:教育科學社.
  - 8) Kember, D., & K. D. (2000) Lecturers' approaches to teaching and their relationship to conceptions of good teaching. *Instructional science*, 28(5), 469-490.
  - 9) Granf, M. M., & Hill, J. R. (2006) *Weighing the risks with the rewards: Implementing student-centered pedagogy within high-stakes testing*. Understanding teacher stress in an age of accountability, 19-42.
  - 10) Greeno, J. G., Collins, A. M., & Resnick, L. B. (1996) Cognition and learning *Handbook of educational psychology*, 77, 15-46.
  - 11) Dole, S., Bloom, L., & Kowalske, K. (2016), Transforming pedagogy; Changing perspectives from teacher-centered to learner-centered. *Interdisciplinary Journal of Problem-Based Learning*, 10(1), 1.
  - 12) Fullan, M., & Langworthy, M. (2013). *Towards a new end: New pedagogies for deep Learning*. Seattle: Creative Commons.

### 3. 授業影響要因-學生

授業の満足度のための効果的な要因は、學生にひたすら知識的な面で一方的に伝達することではなく、授業を聞いている學生が自發的に参加しなければならない。このことは同時に求める方向の相互一致性といえる。Astleitner(2005)<sup>13)</sup>は學生の授業満足効果の側面において、學生が授業に参加するモチベーション的側面と感情的な側面を反映した授業指導方法に、肯定的な感性とこれを臨む態度的側面が非常に重要であることを主張している(キム・イエナ、2012)。授業の満足度は、参加者が活動する間に様々な要素で本人が定めた期待に満足し(ソンギョンオク、2014)、ファンヨジョン(2015)<sup>14)</sup>は、一般的に参加者の教育サービスにおいて顧客の立場だと言える参加者が満足する程度の尺度の概念を主張している。

手嶋・金川(2019)<sup>15)</sup>は、授業開始直後に約束事(ルーティン)として電卓を利用した演算演習を行った。このルーティンを行うことで授業に取り組む準備ができたかについて尋ねた結果、93.4%の學修者からポジティブな回答を得た。したがって、電卓演習による条件づけの試みは成功したと判断している。

満足度は優れた授業環境が特に授業参加者の授業手順や媒体使用などに外的条件・言語・態度など指導行動の行動過程を認知して初めて内的条件も區別することができる(キム・イエナ2012)。さらに、参加者の個人的な特性や参加時間と参加形態に応じて影響を与えることもあり、参加者の性別や参加者の年齢および心理的な感情に大きく左右される。特に普段参加者の關心によって、授業の満足要素は様々に現れる。したがって、参加者が授業へ期待する満足度について、単純に一律的なシステムの構築を通じて、参加者すべてを満足させることは非常に難しいため、十分な時間をかけて参加者の満足度をもたらし努力が必要である。

### 4. 授業満足度

満足は幅広い意味で使われ、これを単純に明瞭化して定義することは非常に難しい。満足とは個人の性向と受け入れる方法によって様々な形で現れる、個人の過去と現在の経験そ

---

13) Astleitner, H.(2005), "Principles of Effective Instruction-general Standards for Teachers and Instructional Designers", *Journal of Instructional Psychology*, 32(1), 3-8.

14) ファンヨジョン(2005),一般系高校生の學校の満足度影響要因に関する構造的分析、高麗大學修士學位論文。

15) 手嶋龍二、金川一夫, "簿記の授業における集中力維持に関する研究-『電卓演習』導入の効果測定について-"九州産業大學商學會『商経論叢』59(4),43-59.

して個人の期待に応じて影響の程度が異なるからである。満足とはラテン語のSatis(十分)とFacereに由来しており、一個人が目指す期待と期待の結果に関する一致度によって異なり、これを表現するなら楽しいと楽しくないの現象とも見ることができる(キム・イエナ、2012)。したがって、授業の領域において授業の満足度を高めるためには、授業の参加者の没入が非常に重要である。これは、授業に臨む態度や状態に影響を及ぼす肯定的な側面としての影響は、参加者に積極的に参加動機を呼び起こすことができ、授業の満足度を高めることができる。ベサンギ(2013)<sup>16</sup>は、授業の没入について参加者が周囲の環境にこだわらない状態で、目標達成するための動機と知識の習得の過程での能力向上の進取的な行爲と見ており、Csikszentmihalyi(1975)<sup>17</sup>は彼の著書である『Beyond Boredom and Anxiety』において参加者が目標とする期待に最も理想的に参加し実行する段階に完全に入っている状態と説明をするように、授業に参加している期間中には周辺の変化を認知できないほど集中された現象を示す。これにより、自分が参加している分野に深い興味の誘発を引き出して、注意力が一箇所に決まった自分だけの目標にのみ接続される。

つまり、アンミジョン(2018)<sup>18</sup>は学習没入を通じて一つの目標を持ち、現在直面している問題に没頭して、時間や周辺の状況に楽しさを感じる心理的な状態と見ることができる。その一方、教員の授業を指導する態度や性向に基づいて参加者の授業参加満足度に影響を与えることができ、これはすぐに教員の指導力と教育の指導法の質的能力を計ることができる尺度として活用することが出来る。したがって、参加者の授業満足度のために長く参加している人たちの満足度を引き出すためには、過去の教育は単に教え込み方式と伝達式ではなく、需要者側からの参加者の顧客満足度という方式でアプローチしていく必要がある。

## 5. 授業成果

社会が急速に発展するにつれて、社会が要求する期待水準が徐々に高まっている。これは授業に参加する学習者一人一人の特性も多様化している様相で、授業の質的価値も高まらなければならない状況である。授業の成果と関連した要因として、チェジョンユン(2009)<sup>19</sup>

16) ベサンギ(2013), 特性化高校の生徒の授業没入と学習没入と学習心理の弁人および教師の授業行動の関係, ソウル大学博士學位論文.

17) Csikszentmihalyi, M.(1975), *Beyond Boredom and Anxiety*, Washington, Jossey-Bass Publishers.

18) アンミジョン(2018), 初等學生の教師愛着と学習没入の関係で學業的自己効能感および情緒調節の媒介効果, 韓國教員大學修士學位論文.

19) チェジョンユン(2009), “大學生の學習成果への影響要因の探索:大學の效果分析を中心に,” 教育行政學研究 27(1), 199-222.

は授業の成果のいくつかの要因は、個人的な背景と性別・社会的・経済的な背景などの色々な人口統計的な要因に起因するとしている。授業の成果を引き出す場合において、最終的な要因は授業に参加した参加者の行動や態度が授業成果に直結することもある。肯定的で積極的な性向を示した参加者は自分の目標範囲を設定し、授業で必要とされるコンテンツに基づいて、自分の授業成果を最大化するために没頭していくはずである。つまり、これを満足するために自ら学習し、必要に応じて求めている資源を確認し、拡張しようとする。(キム・ヘヨンのほか、2017)。

学習の成果を正確に規定し、これを定義することは非常に難しいが、参加者と授業成果の両方を引き出すための制度的な次元の相互作用の結果とすることができ、参加者が参加した授業の全般的な教育課程で体験できる知識や技術などの成果とすることもできる(イ・ジョンウォンら、2018)。チェ・ジョンユン(2009)は、計画的で意図された肯定的な教育経験は参加者の授業の成果に肯定的な影響を及ぼし、適切なフィードバックと評価・多様性の経験により高度な能力を高めてくれることが分かり、授業の成果とは単に授業に重点を置いたというよりは、学習と関連した活動、関係した活動など、授業以外の要因が授業の成果にも影響を与える可能性があるということを表している。

一方、過去において一般的に求められていた対面的教育システムから離れ、最近になって参加者の意見や過去と現代の経験など様々な形態のソーシャルメディア(Social Media)が急速に発展しており、Webベースの中心であるスマートフォン(Smart-Phone)を活用したスマートメディアも発展し場所的な制約をなくすことも、過去の授業への参加を通じた知識の習得と授業満足度から離れて開放・参加・コミュニティ・対話を通じて限定教育の境界が崩れている傾向にある(ファンホンソプ、2014)。これはすぐに、参加者のニーズに多様性を加重させ、教育機関で一線を担当している学校側では、社会全般にわたる変化の渦の期待ニーズに応えているのが実情である。結果的に授業の成果かどうかの成否は、消費者の視点からの参加者のニーズ(Needs)にタイムリーに適合させて、さらにより高度な教育環境の枠組みを着実に創出していかなければならない。

### Ⅲ. 研究モデルと研究仮説

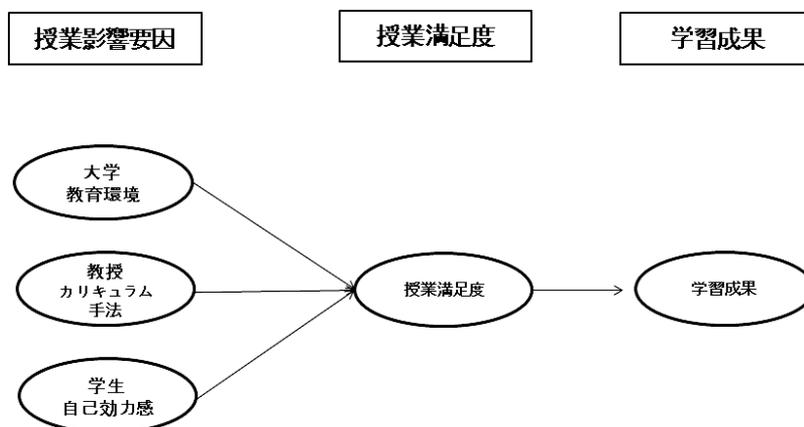
#### 1. 研究モデル

本研究では、日韓會計教育における授業の影響要因が授業の満足度と学習成果に直接または間接的にどのような影響を与えるかを明らかにすることである。研究モデルを設計する

前に、独立変数を授業影響の要因として定義し、それに応じた変数を、大學教育環境、教授カリキュラム手法、學生自己効力感に区分した。媒介変数を授業満足度とし、從屬変数を學習成果とした。

研究モデルの設計では、實踐經營學を基に設計し表現する。〈図 3-1〉の通りである。

〈図 3-1〉 研究モデル



## 2. 研究仮説

本研究では日韓會計教育における授業の影響要因として、授業の影響要因に關心を持つまたは利害關係者を對象に調査を行った。加えて、授業の影響要因が授業の満足度と學習成果にどのような影響を与えるかについて調べる目的で研究仮説を次のように設定した。

### 1) 授業の影響要因と授業満足度との關係

授業の影響要因は、大學の授業環境・教授カリキュラム手法・學生自己効力感とし、授業の満足度との關係を構成した。これにあわせて研究仮説を設定した。そして授業の満足度が學習成果にどのような影響を与えるかを調べるために研究の仮説を設定した。

**仮説H1: 授業影響要因は授業満足度に正(+)**の影響を与える。

仮説H1-1: 大學教育環境は授業満足度に正(+)の影響を与える。

仮説H1-2: 教授カリキュラム手法は授業の満足度に正(+)の影響を与える。

仮説H1-3: 学生自己効力感は授業の満足度に正(+)の影響を与える。

**仮説H2: 授業満足度は授業成果に正(+)の影響を与える。**

### 3. データ収集方法

本研究では、日韓會計教育における授業の影響要因に関する研究として、授業の影響要因が授業満足度と授業成果に及ぼす影響を調べるためにアンケート調査を実施した。調査のためのデータ収集期間は、2019年11月11日から2020年1月15日までであり、會計の授業に利害関係のある日本と韓國の大學生を対象に調査を実施した。対象の大學生は日本の福岡市に所在する九州産業大學の會計學をはじめとする經營系の學生と韓國の釜山廣域市に所在する東義大學校の會計學をはじめとする經營系の學生である。

データ収集の方法は米國専門調査機關のサーベイモンキーシステムを利用して、會計を専攻するものや關連する經營系の學生の利害關係者に電子調査とSNSシステムを利用して調査を行った。アンケート調査を開始した際に、調査に応じない自由が十分であることを告知して、本研究の目的を十分に事前に説明した後、研究者の趣旨に同意する人のみを対象とした。

本研究のアンケート調査は、本人の電子メールまたはスマートフォン(Smart-Phone)で自由にアンケートに答えられる環境で行われた。したがって、アンケート調査への参加は非常に自然で、本人の意思が十分に反映された環境のもとで調査されている。アンケートも、スマートフォンで作成し、最後に送信ボタンを押すと、アンケートのサーバーに保存されるというシステムである。したがって、調査は参加者が非常に自然で自由に回答できるように作成された。アンケートの配布方法は、SNSやE-mailを介して700人以上の対象者に發送した。参加した495人のうち無効なアンケート39人を除いて、456人の調査内容に基づいて有効アンケートとして確定して統計分析に使用した。

### 4. データ解析方法

本研究で収集されたアンケート資料はIBM SPSS statistics version 25.0 for windowsを利用して、次のような手順で分析した。

まず、日韓會計教育における授業の影響要因の一般特性について、頻度と割合を実施した。

次に日韓會計教育における授業の影響要因の各変数についてCronbach's $\alpha$ 係数を用いて信頼性を測定した。

3番目に、日韓會計教育における授業の影響要因に関連して提示された授業の影響要因としての学生の教育環境要因・教授カリキュラム手法・学生自己効力感と、授業満足度と学習成果などの妥当性を提示するために探索的要因の分析を実施した。

4番目に、集中妥当性と判別妥当性を探索的因子分析を介して統計的に再検証して、授業の影響要因の各変数の確認的な因子分析を実施し、構造モデルデータとの適合性を検証した。

最後に、本研究の日韓會計教育における授業の影響要因から引き出された仮説の検証のために、多数の変数間の構造の関係を確認するためにAMOS 25.0を使用してパス解析を実施した。

## 5. 研究倫理

本研究は、東義大学の論文作成をするための倫理教育を受けており、基準を遵守して作成した。研究としては、アンケートを作成し、専門調査機関を利用して調査を実施した。アンケートへの参加は、研究者が授業の影響要因と関連がある対象者を中心に調査を実施した。調査では非常に自由な雰囲気の中で実施し、参加者の意思が十分に反映されているものと判断している。

## IV. 実証分析の結果

### 1. 研究対象者の一般的特性

研究対象者の一般的な特性を把握するために頻度分析を行った結果、変数による構成人員との比率の分布は<表 4-1>の通りである。総有効標本数は456人だった。

国別では日本が233人(51.1%)、韓国が223人(48.9%)であった。性別は男が277人(60.7%)、女性が179人(39.3%)であった。学年別では1年生が51人(11.2%)、2年生が51人(11.2%)、3年生が221人(48.5%)、4年生が117人(25.7%)、卒業生16人(3.5%)であった。専攻別では経営系が338人(74.1%)、自然科学系が12人(%)、その他106人(23.2%)であった。資格は電算會計129人(74.1%)、税務會計56人(12.3%)、該当なし271人(23.2%)で、資格について、韓国の学生

のほとんどが資格を取得しており、日本のほとんどが「該当なし」に属していた。會計教育を受けた學生が1年未満が205人(45%)、1年以上が251人(55%)であった。會計を勉強する目的において、資格を取得に興味がある學生が205人(45%)、會計學の知識を得るための學生が251人(55%)であった。

〈表 4-1〉 研究對象者の一般的特性

n=456

変數	項目	頻度(人)	割合(%)
國	日本	233	51.1
	韓國	223	48.9
性別	男性	277	60.7
	女性	179	39.3
學年	1年生	51	11.2
	2年生	51	11.2
	3年生	221	48.5
	4年生	117	25.7
	卒業生	16	3.5
専攻所屬系	經營系	338	74.1
	自然科学系	12	2.6
	その他	106	23.2
資格	電算會計(コンピュータ會計)	129	28.3
	電算稅務	56	12.3
	該当なし	271	59.4
期間	1年未満	205	45.0
	1年以上	251	55.0
目的	資格取得	205	45.0
	受講(會計實務)	251	55.0

## 2. 測定道具の探索的因子分析

### 1) 外生變數探索的因子分析

本研究の外生變數の測定項目の探索的因子分析は、主成分分析(Principal Components Analysis)として、要因積載量はVarimax回轉を利用した。要因積載値0.5以上、固有値1.0以

上を基準とした外生変数の探索的因子分析の結果、学校・教授・学生の3つの要因に結ばれた。抽出された3つの要因の累積分散説明力は68.507%で<表 4-2>の通りである。

〈表 4-2〉 外生変数探索的因子分析

アンケートの内容	要因		
	教授	学生	学校
教授4	0.837	0.278	0.164
教授2	0.830	0.224	0.112
教授3	0.819	0.177	0.139
教授5	0.780	0.268	0.152
教授1	0.685	0.397	0.251
学生5	0.288	0.775	0.094
学生3	0.161	0.773	0.161
学生2	0.303	0.720	0.078
学生4	0.132	0.690	0.149
学生1	0.407	0.680	0.183
学生3	0.113	0.100	0.853
学生2	0.175	0.148	0.836
学生1	0.182	0.187	0.729
固有値	6.070	1.549	1.290
説明分散%	46.691	11.916	9.924
Kaiser-Meyer-Olkinの標本適合度			.906
Bartlettの単位行列検証	近似カイ二乗		3143.322
	df		78
	有意水準		.000

## 2) 内生変数探索的因子分析

本研究の内生変数の測定項目の探索的因子分析は主成分分析(Principal Components Analysis)として、要因積載量はVarimax回轉を利用した。<表 4-3>で要因積載値0.5以上、固有値1.0以上を基準とした授業の満足、授業の成果の2つの要因に結ばれた。抽出された2つの要因の累積分散説明力は75.128%であった。

〈丑 4-3〉 内生変数の探索的因子分析

アンケートの内容	要因	
	授業満足度	授業成果
授業満足度4	0.833	0.247
授業満足度1	0.833	0.241
授業満足度3	0.831	0.255
授業満足度2	0.741	0.290
授業満足度5	0.739	0.324
授業成果3	0.263	0.870
授業成果2	0.267	0.861
授業成果4	0.340	0.842
固有値	4.872	1.139
説明分散%	60.894	14.234
Kaiser-Meyer-Olkinの標本適合度		.898
Bartlettの単位行列検証	近似カイ二乗	2309.604
	df	28
	有意水準	.000

3. 測定道具の確認的因子分析と妥当性、信頼性検査

1) モデル適合度確認

確認的因子分析(Confirmative Factor Analysis)の結果は次の〈表 4-4〉の通りである。

モデル適合度を評価するために $\chi^2$ 値とp値( $\geq 0.05$ )、GFI( $\geq 0.9$ )、AGFI( $\geq 0.90$ )、RMR( $\leq 0.05$ )、SRMR( $\leq 0.05$ )、CFI( $\geq 0.9$ )、NFI( $\geq 0.9$ )、RMSEA( $\leq 0.05$ )などを利用した。分析の結果は、〈表 4-7〉の通りである。その結果、 $\chi^2=507.211$ 、 $p=0.000$ 、GFI=0.905、AGFI=0.878、RMR=0.032、IFI=0.945、CFI=0.945、NFI=.918、RMSEA=0.063となった。すべての変数が適切で、全体的なモデル適合度は適していると見ることができる。

2) 集中妥当性の検証

確認的因子分析を介しての要因負荷量・AVE(平均分散抽出)・コンセプト信頼性(CR)を確認した。結果は、〈表 4-5〉の通りである。

各測定項目の要因負荷がすべて0.5を超えており、各項目のt値も1.965以上であり、p値は

また、0.05以下ですべて統計的に有意になった。また、平均分散抽出(AVE)と概念の信頼性(CR)を計算した結果、それぞれ推薦基準値である0.5と0.7より高く現れたモデルを構成する尺度は、集中妥当性を持っているとすることができる(オジョンピル、2012)。

〈表 4-4〉 確認的因子分析モデル適合度を確認

区分	$\chi^2(p)$	GFI	AGFI	RMR	IFI	CFI	NFI	RMSEA
変数	507.211 (p=.000)	.905	.878	.032	.945	.945	.918	.063
基準	$\geq 0.05$	$\geq 0.90$	$\geq 0.90$	$\leq 0.05$	$\leq 0.05$	$\geq 0.90$	$\geq 0.90$	$\leq 0.05$
適合與否	不適合	適合	良好	適合	適合	適合	適合	適合

〈表 4-5〉 変数の集中妥当性確認

要因	項目	非標準化係数	標準化係数	t	p	AVE	CR
教授	教授 - 教授5	1.000	.803			.665	.908
	教授 - 教授4	1.135	.875	21.638	.000		
	教授 - 教授3	.988	.789	18.816	.000		
	教授 - 教授2	1.096	.811	19.496	.000		
	教授 - 教授1	.920	.785	18.686	.000		
學生	學生 - 學生5	1.000	.778			.664	.907
	學生 - 學生4	.818	.604	12.658	.000		
	學生 - 學生3	.865	.706	15.027	.000		
	學生 - 學生2	.916	.735	15.716	.000		
	學生 - 學生1	.946	.784	16.867	.000		
授業満足度	満足 - 満足5	1.000	.767			.663	.907
	満足 - 満足4	1.027	.809	18.171	.000		
	満足 - 満足3	1.049	.827	18.654	.000		
	満足 - 満足2	.920	.751	16.661	.000		
	満足 - 満足1	1.056	.835	18.884	.000		
大學	學校 - 學校3	1.000	.763			.680	.863
	學校 - 學校2	1.108	.832	13.943	.000		
	學校 - 學校1	.852	.637	12.259	.000		
授業成果	成果 - 成果3	1.000	.880			.792	.919
	成果 - 成果2	.956	.848	22.407	.000		
	成果 - 成果1	.924	.834	21.916	.000		

3) 判別妥当性の検証

各要因間の相関関係について分析の結果は、<表 4-6>の通りである。

すべての分散抽出指数平方根の値が、相関係数より大きいことを確認して、判別妥当性が最終確認された(ノギョンソプ、2014)。

<表 4-6> 要因間の相関関係の分析結果

	学校	教授	学生	授業満足度	授業成果	AVE	CR
大学	0					.665	.908
教授	.410**	0				.664	.907
学生	.386**	.623**	0			.663	.907
授業満足度	.307**	.736**	.613**	0		.680	.863
授業成果	.197**	.468**	.432**	.608**	0	.792	.919

\*\* p<0.001

4) 測定道具の信頼性分析

内的整合性(internal consistency)の検証のためにCronbach's $\alpha$ 係数を用いた。独立変数である学校・教授・学生のパラメータの授業満足度と従属変数である授業成果の信頼性分析を実施した。信頼性分析の結果は<表 4-7>のように0.783から0.906までの信頼性を示した。

<表 4-7> 信頼性分析の結果

変数	数	Cronbach's $\alpha$
授業影響要因	大学	.783
	教授	.906
	学生	.842
授業満足度	5	.896
授業成果	3	.890

4. 研究モデルの適合度分析

モデル適合度を評価するために $\chi^2$ 値とp値( $\geq 0.05$ )、GFI( $\geq 0.9$ )、AGFI( $\geq 0.90$ )、RMR( $\leq 0.05$ )、SRMR( $\leq 0.05$ )、CFI( $\geq 0.9$ )、NFI( $\geq 0.9$ )、RMSEA( $\leq 0.05$ )などを利用した。

モデル適合度の分析結果は、 $\chi^2=510.042$ 、 $p=0.000$ 、 $GFI=0.904$ 、 $AGFI=0.879$ 、 $RMR=0.032$ 、 $IFI=0.945$ 、 $CFI=0.945$ 、 $NFI=0.917$ 、 $RMSEA=0.063$ となった。全体的なモデル適合度は適していると見ることができる。

$\chi^2$ は標本の大きさの影響を多く受けるために、 $\chi^2$ の指数が不適合であるとして現れても、他の適合指数が適している場合に、本モデルは適していると判断することができ、 $AGFI$ が良好な水準で現れたが、そのほかのすべての変数が適切であるために、全体的なモデル適合度は適していると見ることができる。モデル適合度の分析結果は、〈表 4-9〉の通りである。

〈表 4-8〉 モデル適合度を確認

区分	$\chi^2$	GFI	AGFI	RMR	IFI	CFI	NFI	RMSEA
モデル	510.042 ( $p=0.000$ )	.904	.879	.032	.945	.945	.917	.063
基準	$P \geq 0.05$	$P \geq 0.90$	$\geq 0.90$	$\leq 0.05$	$\leq 0.05$	$\geq 0.90$	$\geq 0.90$	$\leq 0.05$
モデル與否	不適合	適合	良好	適合	良好	適合	適合	良好

## 5. 仮説検証と分析結果

授業の影響要因が認識した大學教育環境・教授カリキュラム手法・學生自己効力感の關係を示した仮説を実証的に検証した。

仮説H1は日韓會計教育における授業の影響要因について、授業の影響要因が授業満足度に影響を与えるかを把握するために設定された。つまり、日韓會計教育における授業の影響要因が、認識された授業影響要因の3つの要因群である大學教育環境・教授カリキュラム手法・學生自己効力感が授業の満足度に与える影響を調べるということである。仮説H2は日韓會計教育における授業の影響要因が授業満足度と學習成果に与える影響を調べるということである。仮説H1、H2へのパス解析の検証は、〈表 4-9〉の通りである。

〈表 4-9〉 仮説検証結果

仮説	経路	非標準化 経路係數	標準化 経路係數	C.R	p	採擇與否
H1-1	大學 - 授業満足度	-.064	-.063	-1.453	.164	棄却
H1-2	教授 - 授業満足度	.647	.657	10.320	.000	採用
H1-3	學生 - 授業満足度	.270	.247	4.180	.000	採用
H2	授業満足度 - 授業成果	.660	.673	13.446	.000	採用

$p < 0.05$  채택

〈表 4-10〉 仮説検証結果

仮説	採用與否
仮説H1: 授業影響要因は授業満足度に正(+)の影響を与える。	部分採擇
仮説H1-1: 大學教育環境は授業満足度に正(+)の影響を与える。	棄却
仮説H1-2: 教授カリキュラム手法は授業の満足度に正(+)の影響を与える。	採用
仮説H1-3: 學生の自己効力感は授業の満足度に正(+)の影響を与える。	採用
仮説H2: 授業満足度は授業成果に正(+)の影響を与える。	採用

p<0.05採用

## 6. 日韓大學調整効果

日韓會計教育において授業の影響要因が授業の満足度と授業の成果に与える影響について検証した。日本と韓國に区分し、これらの影響の変化の違いを調整効果分析を介して確認した。

〈表 4-11〉 モデルの比較

Model	DF	CMIN	P	NFI Delta-1	NFI Delta-2	RFI rho-1	RFI rho-2
制約モデル	4	67.456	.000	.011	.011	.012	.012

制約モデルの有意水準が.000<.05を満足し、歸無仮説が棄却されるために、國別の違いによって異なる影響を受けないことが分かった。

〈表 4-12〉 効果の分析(日本)

区分	Estimate	S. E.	C. R.	P
大學- 授業満足度	-.037	.054	-.694	.488
教授-授業満足度	.269	.082	3.275	.001
學生-授業満足度	.317	.083	3.835	.000
授業満足度-授業の成果	1.167	.098	11.884	.000

〈表 4-13〉 効果の分析(韓国)

区分	Estimate	S. E.	C. R.	P
大學- 授業満足度	.079	.063	1.249	.212
教授-授業満足度	.822	.092	8.896	.000
學生-授業満足度	.307	.087	3.518	.000
授業満足度-授業の成果	.396	.065	6.136	.000

## V. 結論

### 1. 要約

日韓會計教育における授業の影響要因が授業満足度と授業の成果に及ぼす影響を研究するために、日韓會計教育の授業の影響要因を検討し、研究モデルによる各変数の理論的背景を記述した。本研究のテーマについて、先行研究の文献を検討して本研究に多く引用した。本研究のモデルは、獨立変數として授業影響要因、媒介變數として授業満足度、從屬變數として學習成果を設定し、獨立變數としての授業影響要因に大學教育環境、教授カリキュラム手法、學生自己効力感を設定した。媒介變數としては授業満足度を設定した。從屬變數として、學習の成果を定義し、研究の仮説は、研究モデルに基づいて設定した。調査を遂行するためのデータ収集は2019年11月11日から2020年1月15日までの期間に釜山廣域市東義大學校經營學部の學生と日本の福岡市九州産業大學商學部の學生を對象とした。

研究者は、調査にサーベイモンキー(ko.surveymonkey.com)を利用して、電子アンケートを実施して、合計700人以上に配布した。アンケートを配布して521部を回収した。回収率74.4%であり、回収されたアンケートの中で答えが無効な65部を除いて、最終的に456部の有効アンケートを統計分析資料として活用した。本研究の分析方法は、収集されたアンケート資料をIBM SPSS statistics version 25.0 for windowsを利用して、次のような手順で分析した。

まず、日韓會計教育の授業影響要因の一般特性については、頻度と割合を実施した。

次に日韓會計教育の授業影響要因の各變數を測定するために使用されたツールの信頼性はCronbach's $\alpha$ 係數を用いて確認した。

3番目に、日韓會計教育の授業影響要因に関連して提示された授業影響要因としての大學教育環境、教授カリキュラム手法、學生自己効力感と、授業満足度と學習成果の質問との妥

当性を提示するために探索的因子分析を実施した。

4番目に、探索的因子分析を介して確認された集中妥当性と判別妥当性を統計的に再検証し、構造モデルデータとの適合を検証するために日韓會計教育の授業影響要因の各変数の確認的因子分析を実施した。

最後に本研究の日韓會計教育の授業影響要因で導出した仮説の検証として、多数の変数間の構造の関係を確認するためにAMOS 25.0を使用した経路解析を実施した。

結論として仮説検定した結果、授業影響要因は、「授業満足度に正(+)の影響を与えるものである」という仮説は部分的に採用されている。一方、「学校の教育環境は授業満足度に正(+)の影響を与えるものである」という仮説を検証した結果、棄却され影響を及ぼさないことが分かった。「教授カリキュラム手法は、授業満足度に正(+)の影響を与えるものである」と「学生の自己効力感は授業満足度に正(+)の影響を与えるものである」という仮説は採用されて影響を与えることが分かった。そして「授業満足度は授業の成果に正(+)の影響を与えるものである」という仮説は採用され、影響を与えることが分かった。

## 2. 研究結果からの示唆

本研究の結果を通して、實務に適用できる示唆点をいくつか提案することができる。仮説を検定した結果、「授業影響要因は授業満足度に正(+)の影響を与えるものである」という仮説は部分的に採用されており、日韓の會計教育で授業影響要因は部分的に一致し、部分的に異なるものである。しかし、日韓の會計教育には大きな差がないことを示した。日韓兩國で大學の教育環境は授業満足度に影響を及ぼさないことが分かった。これは、日韓兩國の同様の教育環境で、會計教育は授業の満足度には影響を与えないものである。そして教授カリキュラム手法と学生自己効力感は、日韓兩國のクラスの満足度に影響を与えることが分かった。これは、日韓兩國で教授カリキュラム手法は會計の授業満足度に影響を与えるということである。

結果として、文化が異なっている場合でも、一般的に授業の満足度は感じられているという点である。これを反映するように、日韓兩國で、授業の満足度が學習の成果に影響を与えることを示した。したがって、結果的に、日韓兩國の會計教育環境について、同じクラスの満足度と學習の成果の結果は、同じ方向になった。つまり、日韓兩國では會計教育による環境要因は同じであるという結論を得た。

### 3. 研究の限界と今後の研究の方向

本研究は次のような限界を持つために、今後、より体系的かつ発展した研究を介して結果をより正確にする後続の研究が必要である。

まず、実証分析では面接法による調査方法は、データの信頼と精度に貢献できるとみているが、会計教育における授業の影響要因が授業満足度と授業の成果に及ぼす影響についての研究では、時間とコストなどの制約があるためにアンケートを活用した研究を行った。したがって、調査方法による測定誤差が発生することを推測できる。これらのデータをもとに研究した本研究の結果は、注意して受け取られなければならない。今後、回答者による測定誤差を減らすことができるように、より体系化した研究が必要である。

次に、本研究では会計教育における授業の影響要因は、授業満足度と授業の成果への影響について、独立変数である授業の影響要因、媒介変数である授業満足度と授業成果という従属変数を使用した。そして、本研究では授業の影響要因と授業満足度の間に存在する多くの要因について、大學教育環境、教授カリキュラム手法、學生自己効力感など3つの要因を考慮した。しかし、会計教育における授業の影響要因として、授業満足度と授業成果の先行要因が存在するということができる。

最後に、本研究では、釜山廣域市東義大學校經營學部の學生と、日本の福岡市九州産業大學商學部の學生を對象とした。研究對象者の一般的特性で確認したように、選擇された學生は、すべての會計教育における授業の影響要因が授業満足度と授業の成果を代弁するのは難しく、回答者の學年が3~4年生に74.2%も集中しているために、研究結果は限定的に受け入れられなければならない。さらに、一般的特性であるグレード、専攻系などの指標を用いて學習者の特性を分析する必要がある。

## 参考文献

- 姜漢均, 李瓊球(2006) “日本の対韓国直接投資の特性と経済的效果”, 韓日経商学会, 『韓日経商論集』第35巻, 209-230
- ゴボンギョ(2009), 初等体育指導教師の類型による学生の身体的自己概念と情緒及び収入満足度関係, 韓国教員大学博士学位論文.
- キムイェナ(2012), 学生が認識した教師の性格特性と授業満足度の関係, テジン大学博士学位論文.
- キムヘヨン・パクソヨン・イスクジョン(2017), “大学教育の学習成果に影響を与える要因についての研究: 授業の質と授業外の活動を中心に”, 教育総合研究, 15(2), 1-18.
- ノギョンソブ(2014), ちゃんと分かって書く論文統計分析 SPSS&AMOS21, ハンビツアカデミー.
- ベサンギ(2013), 特性化高校の生徒の授業没入と学習没入と学習心理の弁人および教師の授業行動の関係, ソウル大学博士学位論文.
- ソングジョン(2014), 専門大学生の学校満足度測定道具の開発, ソウル大学博士学位論文.
- アンミジョン(2018), 初等学生の教師愛着と学習没入の関係で学業的自己効能感および情緒調節の媒介効果, 韓国教員大学修士学位論文.
- イジョンウォ・イジョンウン(2018), “大学の電算会計授業の影響要因が授業満足度及び学習成果に及ぼす影響に関する研究”, 大韓経営学会誌, 31(11), 2063-2078.
- イグングスグ(1992), “学生による教授講義評価制”, 大学教育, 60, 69-76.
- オジョンピル(2012), 構造方程式モデルの概念と理解, ハンナレ出版社.
- ユピョングス(2011), 教育行政および経営, 学理党.
- チェジョンユン(2009), “大学生の学習成果への影響要因の探索: 大学の効果分析を中心に”, 教育行政学研究 27(1), 199-222.
- ファンヨジョン(2005), 一般系高校生の学校の満足度影響要因に関する構造的な分析, 高麗大学修士学位論文.
- ファンホンソブ(2014), “SNSを活用した大学社会科の授業における協同学習が学習者の学習成果、学習態度及び学習満足度に及ぼす影響”, 韓国社会科教育研究学会, 53(4), 125-144.
- リヘンオ(2019) 日本中小製造企業のグローバル化と韓国に対する時事点韓日経商学会, 『韓日経商論集』第84巻, 35-63
- 金川一夫, 手嶋竜二(2019), “自己効力感を高める簿記教育の提案 - 環太平洋大学における『簿記演習』の取り組みと実証研究 -”, 日本会計教育学会 『会計教育研究』7, 49-56.
- 手嶋竜二, 金川一夫(2019), “簿記の授業における集中力維持に関する研究 - 『電卓演習』導入の効果測定について -”, 九州産業大学商学会 『商経論叢』59(4), 43-59.

- Astleitner, H.(2005), “Principles of Effective Instruction-general Standards for Teachers and Instructional Designers”, *Journal of Instructional Psychology*, 32(1), 3-8.
- Csikszentmihalyi, M.(1975), *Beyond Boredom and Anxiety*, Washington, Jossey-Bass Publishers.
- Dole, S., Bloom, L., & Kowalske, K. (2016), Transforming pedagogy; Changing perspectives from teacher-centered to learner-centered. *Interdisciplinary Journal of Problem-Based Learning*, 10(1).
- Fuilan, M., & Langworthy, M.(2013). *Towards a New End: New Pedagogies for Deep Learning*, Seattle: Creative Commons.
- Grant, M. M., & Hill, J. R.(2006), “Weighing the Risks with the Rewards: Implementing Student-centered Pedagogy within High-stakes Testing”, *Understanding teacher stress in an age of accountability*, 19-42.
- Greeno, J. G., Collins, A. M., & Resnick, L. B.(1996), “Cognition and Learning”, *Handbook of Educational Psychology*, 77, 15-46
- Keller, J. M., ソンサンホ(1999), 魅力的な授業設計:注意集中, 関連性, 自信感, そして満足感, ソウル:教育科学社.
- Kember, D., & K. D. (2000), Lecturers’ approaches to teaching and their relationship to conceptions of good teaching. *Instructional science*, 28(5), 469-490.
- Miller, A. H.(1984), “The Evaluation of University Courses”, *Studies in Higher Education*, 9(1), 1-15.
- Moos(1973), “Social Environment of Junior High and High School Classrooms”, *Journal of Educational Psychology*, 65(1), 93 - 102.
- Sander, P., Stevenson, K., King, M. & Coates, D.(2000), “University Students Expectations of Teaching”, *Studies in Higher Education*, 25(3), 309-323.

Abstract

## The Influence of Accounting Course on Course Satisfaction and Course Performance in Accounting Education in Japan and Korea

Rhee, Kyonggu · Kanekawa, kazuo

The purpose of this study is to examine the influence of accounting course on course satisfaction and course performance in accounting education in Japan and Korea.

The research model has in design an influence factor of a course as an independent variable, course satisfaction as a mediating variable and learning outcomes as a dependent variable. Independent variables have three components: a college education environment, teaching curriculum technique, and student self-efficacy as influence factor of a course. Course satisfaction is a mediating variable. Learning outcomes is a dependent variable. The research hypothesis is set according to the research model.

For this study, data collection was conducted from November 11, 2019 to January 15, 2020, with students from the Department of Business Administration at Dong-Eui University in Busan, and students from the Department of Business and Business Administration at Kyushu Industrial University in Fukuoka City, Japan.

As a result of the study, the hypothesis that influence factor of a course will have a positive effect on the course satisfaction was partly adopted. On the other hand, the hypothesis that the educational environment of the school will have a positive(+) effect on course satisfaction was dismissed and found to have no effect. The hypothesis that the professor's teaching curriculum and teaching techniques will have a positive effect on course satisfaction, and the hypothesis that the students' self-efficacy will have a positive effect on course satisfaction were adopted and found to have an effect. In

addition, the hypothesis that course satisfaction was found to have a positive effect on the class performance was adopted and found to have an effect.

*Key words: Accounting education in Japan and Korea, Course influence factors, Course satisfaction, Course performance, AMOS*

국문요약

## 일한 회계학 교육에서 수업의 영향요인이 수업만족도 및 수업성과에 미치는 영향

이 경 구 · 가네가와 가즈오

본 연구의 목적은 일한 회계학교육에 있어서 수업의 영향요인이 수업만족도와 수업성과에 미치는 영향에 대해서 알아본다.

연구모형은 독립변수로 수업영향요인, 매개변수로 수업만족도 및 종속변수로 학습 성과로 설계하였으며, 독립변수를 수업영향요인으로 대학교육환경, 교수교육과정기법, 학생 자기효능감으로 설계하였다. 매개변수로는 수업만족도로 설계하였다. 종속변수로는 학습 성과로 정의하였으며, 연구가설은 연구모형에 따라 설정하였다.

본 연구의 수행하기 위해 자료 수집은 2019년 11월 11일부터 2020년 1월 15일까지 부산광역시 소재 동의대학교 경영학부 학생과 일본 후쿠오카시 소재 규슈산업대학 상학 및 경영학계열 학생을 대상으로 하였다.

연구결과, 수업영향요인은 수업만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이라는 가설에는 부분적으로 채택되었다. 반면 학교의 교육환경은 수업만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이라는 가설을 검증한 결과 기각되어 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 교수의 교육과정과 기법은 수업만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이라는 가설과 학생의 자기효능감은 수업만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이라는 가설은 채택되어 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 수업만족도는 수업성과에 정(+)의 영향을 미칠 것이라는 가설은 채택된 것으로 나타났다.

핵심주제어: 한일회계교육, 수업영향요인, 수업만족도, 수업성과, AMOS