

# KANSAI GAIDAI UNIVERSITY

早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究：  
小学校外国語活動及び中学校1年生英語学習のモデルの構築と検証

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 関西外国語大学・関西外国語大学短期大学部 公開日: 2016-09-05 キーワード (Ja): 小学校外国語活動(日本型早期英語教育), 共分散構造分析, 英語学習モデル, 構成概念, 因果関係 キーワード (En): 作成者: 松宮, 新吾 メールアドレス: 所属: 関西外国語大学
URL	<a href="https://doi.org/10.18956/00006103">https://doi.org/10.18956/00006103</a>

# 早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究 (小学校外国語活動及び中学校1年生英語学習モデルの構築と検証)

松 宮 新 吾

## 要 旨

本調査研究では、学習指導要領の改訂に伴い、2011年4月から全国の小学校5、6年で一斉に実施されている小学校外国語活動に関わる児童生徒の英語学習実態調査及び意識調査の分析結果に基づき、共分散構造分析による小学校外国語活動学習モデル及び中学校1年生英語学習モデルの構築を試みた。

その結果、英語学習を構成する要因として、第一次調査と第二次調査で解釈・特定することができた5因子解を構成概念とする適合度の高い英語学習モデル(仮説構成体)を構築することができた。このモデルを用いることにより、児童生徒の自己有能感をはじめとする能力要因に、コミュニケーション・スキル要因、情意要因、認知学習要因、態度要因の各要因がどのような因果関係や共変動の関係を有しているのかを明確に記述することができた。また、第一次調査と第二次調査の分析結果に基づく英語学習モデルの比較分析を行い、日本型早期英語教育の抱える課題と展望をまとめた。

**キーワード：**小学校外国語活動(日本型早期英語教育)、共分散構造分析、英語学習モデル、構成概念、因果関係

## 1. はじめに

本調査研究は、学習指導要領の改訂に伴い、2011年4月から全国の小学校5、6年生で一斉に実施されている小学校外国語活動(日本型早期英語教育、以下、「小学校英語」)について、大阪府下の児童生徒を対象に実施した英語学習実態・意識調査の分析結果を、小学校英語に関わる英語学習モデルとして報告するものである。

そのために、本稿では、筆者が運営委員として関わっている大阪府教育委員会の「使える英語プロジェクト事業」(以下、「プロジェクト」)において、2011年7月に実施した第一次調査の分析結果(松宮2012)をベースに、同プロジェクトが2012年2月に実施した第二次調査との比較分析を行うことにより、大阪府における小学校英語初年次段階での実施状況や課題について考察を加える。

## 2. 第一次調査の結果概要

第一次調査では、プロジェクトにより指定された大阪府内の33市町村の50の中学校区を対象に、小学校5年生6,891名、6年生7,102名、及び、中学校1年生6,884名、合計20,877名を対象に質問紙調査を実施した。

収集したデータは、探索的因子分析により複数のデータを整理・圧縮した。その結果、小学校5、6年生では、「Ⅰ：コミュニケーション志向因子」、「Ⅱ：外国・英語好意性因子」、「Ⅲ：理解・表現有能因子」、「Ⅳ：理解明確化因子」、「Ⅴ：インターアクション形成因子」の解釈可能な5因子解を抽出することができた。

特に、第一次調査での因子分析の結果・考察から、全調査対象学年で抽出することができ、英語学習成績と最も強い関係を示す因子解（「理解・表現有能因子」）と他の因子解との交互作用や直接・間接効果等の因果関係を解明することが第二次調査で求められるとしている。さらに、下位尺度得点が他と比較し有意に低くなっている因子解（「理解明確化因子」）が、他の学習因子に対しどのような影響を及ぼしているのかについての分析・考察も併せて行うこととしている。

## 3. 研究の目的

本調査研究では、第一次調査の考察・結果と第二次調査の分析結果に基づき、小学校英語における英語学習因子間の因果関係や因子構造を特定し、小学校英語の英語学習モデルを探求・解明することがその主たる目的である。そのために、抽出することができた因子解による小学校英語学習モデルを仮定し、そのモデルの適合度を検証するとともに、必要に応じ修正モデルを作成し、大阪府下の小学校英語における英語学習モデルを提示する。

これにより、小学校英語初年次の実態と課題を取りまとめ、今後のあるべき小学校英語の方向性を追究する。

## 4. 研究の方法と流れ

本調査研究の主目的は、小学校英語に関わる英語学習モデルを構築することである。そのために、探索的因子分析により、英語学習という複雑系に関わっている要因を特定する。次に、回帰分析によりそれぞれの要因が英語学習とどのような相互関係や因果関係を有しているのかを探る。これに基づき、英語学習モデルA（仮説）を作成し、共分散構造分析により、仮説モデルAの修正モデルである英語学習モデルB（修正仮説）を提案する。

(1) 第一次調査結果分析に基づく英語学習モデルA（仮説）の作成と検証

第一次調査の因子分析により抽出した因子解を用いた学習モデルを仮定し、モデルの妥当性を重回帰分析とパス解析により検証する。

(2) 第二次調査に基づくデータ分析と考察

第二次調査で実施した質問紙調査のデータに基づき、探索的因子分析を行い、第二次調査による因子解と第一次調査の結果とを比較分析し、因子構造の相違を分析する。

(3) 第二次調査分析結果に基づく英語学習モデルB（仮説）の作成と検証

第二次調査の因子分析により特定することができた因子解を、英語学習モデルAに当てはめ、モデルの妥当性や適合度を検証し、英語学習モデルB（修正仮説）を作成する。

(4) 英語学習モデルの比較分析による初年次小学校英語の実施状況と課題の明示

第一次調査と第二次調査の分析結果に基づき仮定した英語学習モデルから、小学校英語の汎用型英語学習モデルを提案する。また、中学1年生英語学習モデルとの対比により、小中一貫英語教育の推進に関わる基礎データを得る。

## 5. 第一次調査の結果に基づく英語学習モデルA

第一次調査で特定することができた5因子解を構成概念とする英語学習モデル（仮説構成体）を提案する。そのために、表1に示すとおり、松宮（2010, 2011a, 2011b）の因子分析モデルに準じ、各因子を構成する質問項目内容を参考に、各因子を、英語学習を構成する要因として、それぞれスキル要因、情意要因、英語能力要因、認知学習要因、態度要因として解釈することとした。

（表1： 因子と英語学習構成要因）

因子No.	因子名	構成要因
第Ⅰ因子	コミュニケーション志向因子	スキル要因
第Ⅱ因子	外国・英語好意性因子	情意要因
第Ⅲ因子	理解・表現有能因子	能力要因
第Ⅳ因子	理解明確化因子	認知要因
第Ⅴ因子	インタラクション形成因子	態度要因

中学生と高校生を対象とした英語学習実態調査（拙論2010, 2011a, 2011b）では、「英語の学力」という構成概念にもっとも大きな影響を及ぼす要因が「自己有能因子」（英語能力）と「異文化・英語志向因子」（情意要因）であることから判断して、本調査研究では「理解・表現有能因子」（能力要因）と「外国・英語好意性因子」（情意要因）を英語学習の中核に位置づけた小学校英語学習モデルA（図1）を仮定し、仮説モデルの妥当性を検証した。

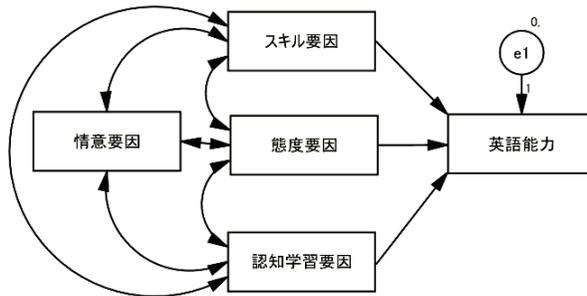
### 5.1 小学校5年生・6年生における仮説英語学習モデルA

第一次調査における5年生と6年生の因子分析では、因子負荷量は異なるものの、同一項目群により構成された因子が同一順序で抽出されているため、5年生と6年生に対しては同一の英語学習モデルを適用することとした。

設定した英語学習モデルでは、英語や異文化に対する好意性を意味する「情意要因」と、コミュニケーションにおける情報のやりとりを行うための「スキル要因」、コミュニケーションに関わる積極的な態度の指標となる「態度要因」、さらに、コミュニケーション内容を理解するための「認知学習要因」との間に変動関係を仮定した。また、コミュニケーションに関わる「スキル要因」と「態度要因」との間だけではなく、コミュニケーション内容を理解しようとする「認知学習要因」についてもそれぞれコミュニケーションを介在とする共変動関係を位置づけた。

次に、実質的なコミュニケーション経験を通じて得ることができる自己有能感や自己効力感をモデル内に組み込むため、「スキル要因」と「態度要因」と「英語能力」との間に因果関係を仮定した。さらに、コミュニケーション内容を理解することにより生じる自己有能感の関係を示すため、「認知学習要因」と「英語能力」との間にも因果関係を仮定した。

これらの関係を表すパス図を、図1に示す。



(図1：小学校英語学習モデルA)

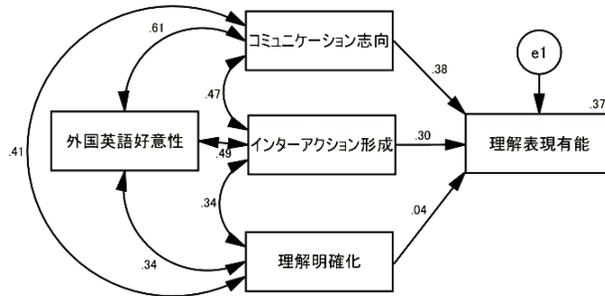
この仮説英語学習モデルの特徴は、英語や外国に対する好意性（情意要因）が、従属変数として設定した「英語能力」に対する直接効果を有するのではなく、コミュニケーションに関わるスキル、態度や認知理解という他の要因を介在して間接的に「英語能力」に効果を及ぼす独立変数であると位置づけていることである。

### 5.2 小学校5年生・6年生における英語学習モデルAの検証

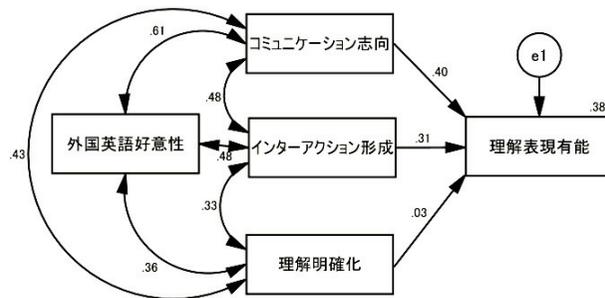
設定した小学校英語学習モデルAを検証するために、共分散構造分析による各要因（観測変

数)の標準化係数とモデル適合度指標を算出した。その結果、図2-1に示したとおり1%水準ですべて有意である標準化推定値が得られた。特徴的なことは、理解明確化と理解表現有能因子との因果関係の強さを表す偏回帰係数が、他の要因と比較して10分の1程度と小さくなっていることである。それにも関わらず有意差が算出されたことは、第一次調査のサンプル数が7,000件という大規模な調査であったことが原因であると考えられる。

一方、仮説モデルAの適合度指標は、5年生においては、CFI=.973, NFI=.973と.9以上の適合度を示しているものの、RFI=.591, TLI=.591が低い値を示しており、設定した英語学習モデルは説明力のあるパス図ではないと判断した。また、適合度を示す代表的な指標であるRMSEAは、.199で.1以上の値を示しており、データとの当てはまりが良くないモデルであることが判明した。



(図2-1：第一次調査小学校5年生英語学習モデルAの標準化推定値によるパス図)



(図2-2：第一次調査小学校6年生英語学習モデルAの標準化推定値によるパス図)

## 5.2 小学校5年生・6年生の仮説英語学習モデルAの修正

小学校5、6年生用英語学習モデルAの適合度が満足できるものでなかったため、英語能力と他の要因との因果関係をより詳細に検討するため、英語能力(理解表現有能因子)を従属変

数、他の4要因を説明変数とし、強制投入法による重回帰分析を行った。

重回帰分析により算出された標準偏回帰係数 ( $\beta$ ) と重相関係数 (R) を基準に、各説明変数の影響の大きさと向き、また、説明変数全体による影響の大きさを検証した (表2-1、2-2)。その結果、認知学習要因の「理解明確化因子」と英語能力の要因である「理解表現有能因子」との因果関係が他の要因と比べて小さくなっていることが確認できた。特に、小学校6年生の分析においては、標準偏回帰係数における有意差が確認できなかった。

なお、本分析で得た重回帰式の判定結果は全て1%の有意水準を示しており、誤差が少ない分析であると評価することができた。一方、重相関係数 (R) の値は、.04で、求められた回帰方程式の精度はやや劣る可能性があることが示唆されている。

(表2-1：第一次調査5年生重回帰分析結果)

説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.279	**	0.539	**
外国英語好意性	0.211	**	0.515	**
理解明確化	0.030	** (p=0.005)	0.301	**
インターアクション形成	0.251	**	0.496	**
R2	0.393	**		
Adj. R2	0.392	**		
N	6725			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\* p<.01 \* p<.05

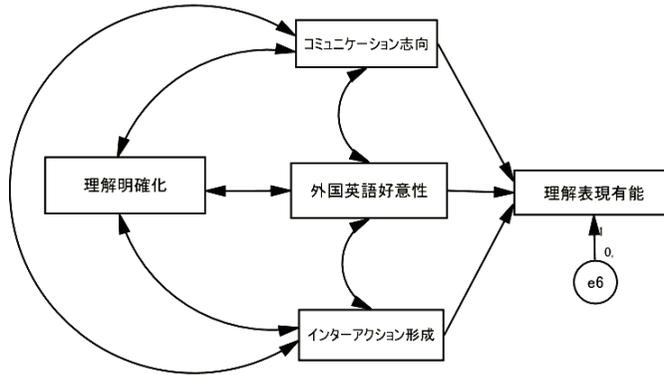
(表2-2：第一次調査6年生重回帰分析結果)

説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.325	**	0.556	**
外国英語好意性	0.154	**	0.489	**
理解明確化	0.013	なし (p=0.209)	0.300	**
インターアクション形成	0.272	**	0.507	**
R2	0.398	**		
Adj. R2	0.398	**		
N	7053			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\* p<.01 \* p<.05

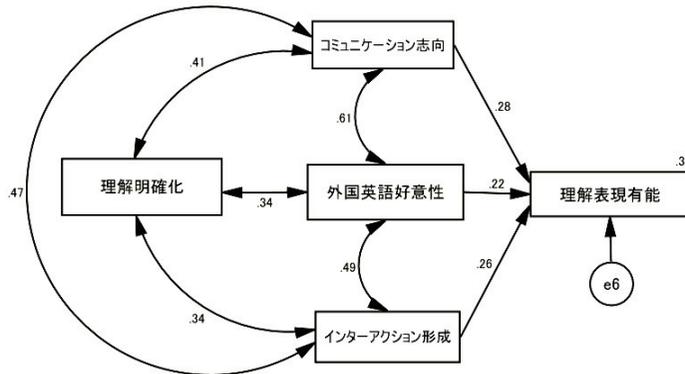
### 5.3 修正した小学校英語学習モデルBの検証

重回帰分析の結果を受け、英語学習モデルAにおける認知学習要因を、従属変数である英語能力に対する直接効果を有する関係から、英語能力に対して大きな標準偏回帰係数を示したスキル要因 (「コミュニケーション志向因子」と態度要因 (「インターアクション形成因子」) を介して英語能力に間接的な影響・効果を与える要因として位置づけた小学校英語学習モデルB (図3：以下、モデルB) を作成した。



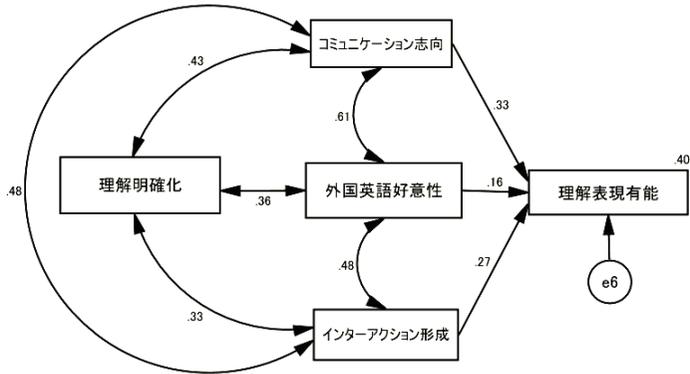
(図3：第一次調査小学校5年生英語学習モデルB)

第一次調査の小学校5年生と6年生のデータを、修正した小学校英語学習モデルBに基づき、共分散構造分析にかけ、各要因（観測変数）の標準化係数とモデル適合度指標を算出した結果、図4-1（小学校5年生）、4-2（小学校6年生）に示すとおり、全ての観測変数において1%水準で有意な標準化推定値が得られた。



(図4-1：第一次調査小学校5年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

これにより、英語学習モデルBでは、理解明確化が外国英語好意性、インターアクション形成や、コミュニケーション志向要因に及ぼす共変動の強さを表す標準化推定値（偏回帰係数）が.3以上で1%水準の有意差を示す結果となった。



(図4-2：第一次調査小学校6年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

さらに、仮説モデルBの適合度指標は、5年生においては、CFI= .999, NFI= .999、RFI=.989, TLI= .990と高い値を示し、モデルBは高い説明力があるパス図であると判断することができた。また、RMSEAは、.031で .05以下の値を示しており、観測データとの当てはまりが良好なモデルであると評価することができた。

同様に、6年生のパス図においては、CFI=1.000, NFI=1.000、RFI= .999, TLI= .999、RMSEA= .011と全てにおいて高い値が示され、高レベルでのモデルの適合性を検証することができた。

以上の分析結果と考察から、小学校英語学習モデルとしてモデルBを採用することが妥当であると判断した。

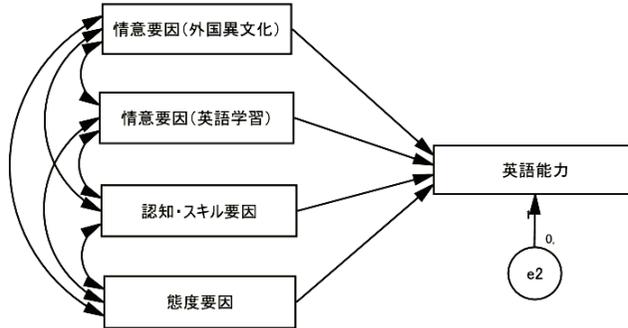
#### 5.4 中学校1年生における仮説英語学習モデルA

第一次調査による因子分析の結果、英語能力要因（「英語理解表現自己有能因子」）、コミュニケーションスキル・認知要因（「コミュニケーション志向因子」）、コミュニケーションに関わる態度要因（「インタラクション形成因子」と、外国・異文化と英語に関する情意要因（「異文化志向因子」、「英語好意性因子」）をそれぞれ抽出することができた。そこで、これらの要因を用い仮定した中学校1年生英語学習モデルAを図5に示す。中学校1年生英語学習モデルAでは、英語能力要因と他の要因との因果関係モデルを想定した。また、英語能力要因を除く他の4要因間には共変動の関係を仮定した。

#### 5.5 中学校1年生英語学習モデルAの検証

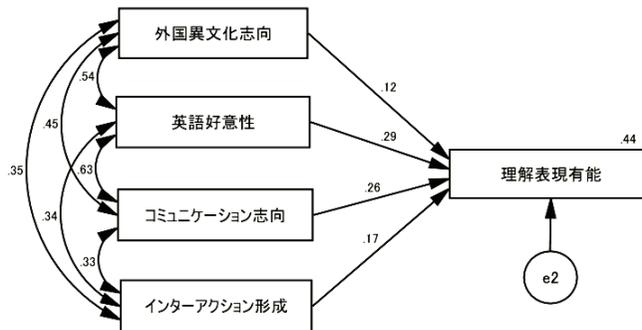
設定した中学校1年生英語学習モデルAを検証するために、共分散構造分析による各要因（観測変数）の標準化係数とモデル適合度指標を算出した。図6に示したとおり、1%水準で

すべて有意である標準化推定値が得られた。



(図5：第一次調査中学校1年生英語学習モデルA)

また、モデルAの適合度指標は、CFI= 1.000, NFI=1.000と高い説明力を示してはいるものの、データの適合度を示す代表的な指標であるRMSEAは、.320で .1以上の値を示しており、データの適合度が悪いモデルであると判断した。



(図6：第一次調査中学校1年生英語学習モデルAの標準化推定値によるパス図)

### 5.6 第一次調査における中学校1年生英語学習モデルAの修正

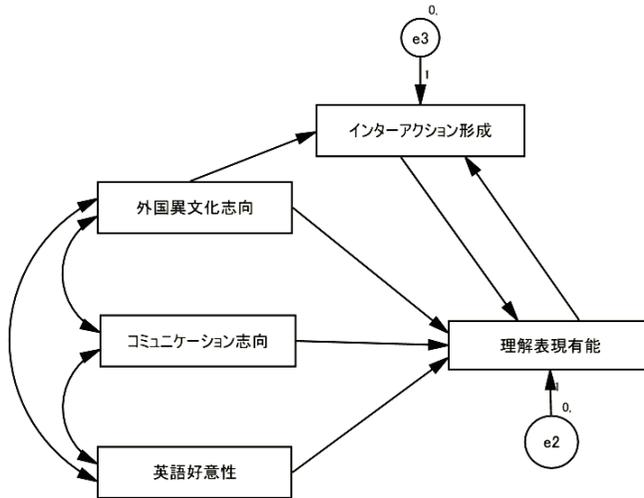
設定した中学校1年生英語学習モデルAの適合度が満足できるものでなかったため、英語能力と他の要因との因果関係をより詳細に検討するため、英語能力（「英語理解表現自己有能因子」）を従属変数、他の4因子を説明変数とし、強制投入法による重回帰分析を行った。結果を表3に示す。本分析で得た重回帰式の判定結果は1%の有意水準を示しており、誤差が少ない分析であると評価することができる。また、重相関係数（R）の値は、.04で、求められた回帰方程式の精度はやや劣る可能性があることが示唆されている。

(表3：第一次調査中学1年生重回帰分析結果)

説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.262	**	0.555	**
外国異文化志向	0.118	**	0.453	**
英語好意性	0.291	**	0.577	**
インターアクション形成	0.174	**	0.400	**
R2	0.436	**		
Adj. R2	0.435	**		
N	6468			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\*  $p < .01$  \*  $p < .05$

重回帰分析により算出された標準偏回帰係数 ( $\beta$ ) と重相関係数 (R) を基準に、各説明変数の影響の大きさと向き、また、説明変数全体による影響の大きさを検証しつつ、探索的にモデル構築を試みた。特に、標準偏回帰係数と相関係数が小さくなっている「外国・異文化志向因子」と「インターアクション形成因子」の組み替えを試みた。その結果、態度要因である「インターアクション形成因子」を観測される内生変数とした。すなわち、「インターアクション形成因子」を、モデルの中に組み込まれている他の観測変数(要因)の影響を受けて変動する観測変数として位置づけることにより、「インターアクション形成因子」と「外国異文化志向因子」及び「英語理解表現有能因子」との因果関係を組み込むことが可能なモデル(図7)を導き出した。



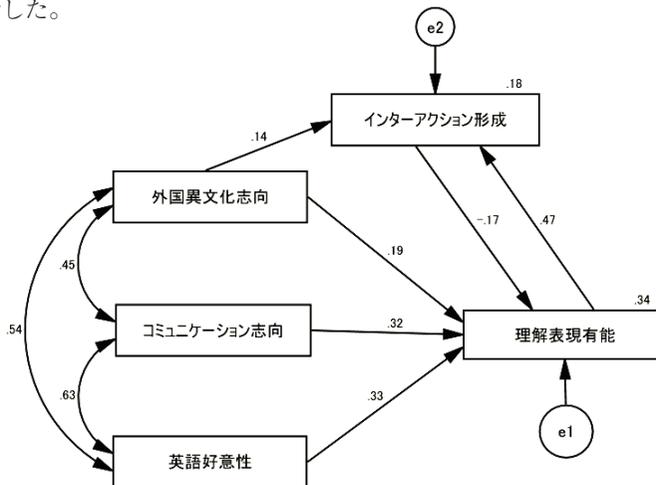
(図7：第一次調査中学校1年生英語学習モデルB)

### 5.7 修正した中学校1年生英語学習モデルBの検証

第一次調査での中学校1年生の因子分析の結果から、各因子に関わる下位尺度得点を算出し、修正した中学校1年生英語学習モデルBに当てはめ、共分散構造分析を行い、各要因(観測変数)の標準化係数とモデル適合度指標を算出した(図8)。その結果、全ての観測変数において1%水準で有意な標準化推定値が得られた。

さらに、中学校1年生英語学習モデルBの適合度指標は、CFI= 1.000, NFI= 1.000、RFI=.994, TLI= .995と高い値を示し、英語学習モデルBは高い説明力があるパス図であることが確認できた。また、RMSEAは、.022で .05以下の値を示しており、観測データとの当てはまりが良好なモデルであると評価することができた。

以上、中学校1年生の英語学習モデルに関する考察結果から、モデルBを採用することが妥当であると判断した。



(図8：第一次調査中学校1年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

## 6. 第二次調査について

### 6.1 第二次調査の概要

第二次調査では、プロジェクトにより指定された大阪府内の33市町村の50の中学校区を対象に、小学校5年生7,072名、6年生7,118名、及び、中学校1年生6,708名、合計20,898名を対象に(表4)、第一次調査と同一の質問紙を用いた英語学習実態調査及び英語学習に関わる意識調査を、2012年1月16日(月)から2月16日(木)にかけて実施しデータを収集した。なお、質問紙調査の実施要領は、第一次調査と同様とした。

### 6.2 分析の手順と方法

第二次調査の分析は、第一次調査で実施した多変量解析の結果と、第二次調査のデータに基づく分析結果との比較分析を行うことにより、小学校英語に関わる英語学習因子の構造の変容を探るとともに、大阪府内の小学校5、6年生及び中学校1年生で設定した英語学習モデルの一般化を図ることを目的として実施する。

そのために、第二次調査のデータを用いて、各学年における英語学習に関わる学習者要因を

特定するための探索的因子分析と、それ (表4: 英語学習実態調査実施対象一覧及び調査対象人数)

No.	市町村名	第二次調査 (2012年2月)			計
		5年生	6年生	7年生	
1	豊中市	379	398	411	1,188
2	池田市	348	359	352	1,059
3	箕面市	31	23	15	69
4	能勢町	85	98	102	285
5	豊能町	33	43	52	128
6	吹田市	117	88	59	264
7	高槻市	119	106	104	329
8	茨木市	154	142	124	420
9	摂津市	176	178	175	529
10	守口市	354	370	357	1,081
11	枚方市	1,408	1,432	1,371	4,211
12	寝屋川市	404	392	228	1,024
13	大東市	223	228	182	633
14	門真市	143	153	168	464
15	四条畷市	223	209	225	657
16	交野市	231	239	193	663
17	東大阪市	531	552	610	1,693
18	八尾市	82	50	70	202
19	柏原市	15	17	11	43
20	富田林市	99	127	86	312
21	河内長野市	51	79	69	199
22	松原市	157	172	136	465
23	大阪狭山市	171	170	167	508
24	太子町	158	158	171	487
25	河南町	133	119	157	409
26	千早赤阪村	49	44	38	131
27	和泉市	257	259	237	753
28	高石市	250	255	174	679
29	岸和田市	197	209	188	594
30	貝塚市	51	92	64	207
31	泉南市	255	207	194	656
32	阪南市	83	73	59	215
33	熊取町	105	77	159	341
	合計	7,072	7,118	6,708	20,898

### 6.3 因子分析の結果

各学年で探索的因子分析を行うに際し、小学校5、6年生、及び、中学1年生の調査データにおいては分析の対象となる22項目の平均値と標準偏差から、それぞれ天井効果 (ceiling effect) とフロア効果 (floor effect) の有無を検証した。その結果、小学校5、6年生で4項目 (項目6、7、9、17)、中学校1年生で4項目 (項目7、9、17、18) 該当することが判明した。そこでこれらの項目を

以降の分析から除外し、学年毎に因子分析を実施した。

小学校5、6年生の因子分析においては、分析の対象となる18項目に対し「重みなし最小二乗法」による因子抽出を行い、「Kaiser の正規化を伴うPromax法」による回転を用い、因子の収束を図った。

その結果、因子負荷量 .400を基準として解釈可能な因子解をそれぞれ5つ抽出することができた。なお、小学校6年生の因子分析においては、第IV因子を構成する質問項目15の因子負荷量が .39、また、第V因子を構成する質問項目24の因子負荷量が .33と基準値を下回っていたが、因子解釈を行う上での一貫性を備えた項目であると判断し、当該項目を含め因子解釈を行った。その結果、各学年における因子の出現順位と因子負荷量は異なるものの、各因子を構成する質問項目は第一次調査で実施した因子分析結果と同一であることから、第一次調査で解釈した因子解および因子名を使用することとした。この時の累積因子寄与率はそれぞれ61.66% (5年生)、63.69% (6年生) であった。

また、各因子を構成する項目間の内的整合性をCronbachの  $\alpha$  係数を算出し検定した結果、

小学校5年生においては .80から .63の値を、小学校6年生においては、.83から .65の値を示しており、十分な信頼性を有しているものと判断した。(5年生:表5-1、5-2、6年生:表6-1、6-2)

中学校1年生の因子分析では、分析の対象となる18項目に対し「重みなし最小二乗法」による因子抽出を行い、「Kaiser の正規化を伴うPromax法」による回転を用い、因子の収束を図った。

(表5-1:第二次調査小学校5年生因子分析結果)

因子 No.	項目内容	因子負荷量	$\alpha$
	3 外国語活動の授業は好きだ。	0.845	
	14 外国語活動の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生とするコミュニケーションは楽しい。	0.734	
I	11 外国語活動の授業には、積極的に参加している。	0.692	0.798
	12 外国語活動の授業では、相手の話す英語をしっかりと聞いている。	0.526	
	13 外国語活動の授業で英語を話すときは、わかりやすく話すことを心がけている。	0.395	
	21 外国語活動の授業中に、担任の先生や友だちが使う英語の意味はわかる。	0.873	
II	22 外国語活動の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生が使う英語の意味はわかる。	0.869	0.780
	23 外国語活動の授業中に、先生や友だちに英語を使って自分の考えを伝えることができる。	0.508	
	1 外国に興味がある。	0.688	
	5 将来、外国で、自分の好きな事や仕事をしたい。	0.582	
III	4 中学校で、英語の勉強をすることが楽しみだ。	0.499	0.745
	2 英語は好きだ。	0.483	
	18 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、どうにかして解決しようとする。	0.790	
IV	16 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、友人や家の人にたずねる。	0.587	0.634
	15 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、学校の先生にたずねる。	0.437	
	20 学校以外の場所でも外国の人が英語で話しかけてきたら、知っている英語を使って受け答える。	0.741	
V	19 学校以外の場所でも外国の人が英語で話しかけてきたら、どうにかして対応しようとする。	0.556	0.657
	24 学校以外の場所でも、外国の人に英語を使ってあいさつや自己紹介などのやりとりができると思う。	0.412	

(表5-2:第二次調査小学校5年生因子一覽)

因子	因子名
I	コミュニケーション志向因子
II	理解・表現有能因子
III	外国・英語好意性因子
IV	理解明確化因子
V	インターアクション形成因子

(表6-2:第二次調査小学校6年生因子一覽)

因子	因子名
I	外国・英語好意性因子
II	コミュニケーション志向因子
III	理解・表現有能因子
IV	理解明確化因子
V	インターアクション形成因子

(表6-1:第二次調査 小学校6年生因子分析結果)

因子 No.	項目内容	因子負荷量	$\alpha$
	2 英語は好きだ。	0.727	
	1 外国に興味がある。	0.687	
I	4 中学校で、英語の勉強をすることが楽しみだ。	0.604	0.762
	5 将来、外国で、自分の好きな事や仕事をしたい。	0.505	
	14 外国語活動の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生とするコミュニケーションは楽しい。	0.710	
	11 外国語活動の授業には、積極的に参加している。	0.694	
II	12 外国語活動の授業では、相手の話す英語をしっかりと聞いている。	0.634	0.823
	3 外国語活動の授業は好きだ。	0.593	
	13 外国語活動の授業で英語を話すときは、わかりやすく話すことを心がけている。	0.556	
	22 外国語活動の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生が使う英語の意味はわかる。	0.879	
III	21 外国語活動の授業中に、担任の先生や友だちが使う英語の意味はわかる。	0.876	0.798
	23 外国語活動の授業中に、先生や友だちに英語を使って自分の考えを伝えることができる。	0.495	
	18 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、どうにかして解決しようとする。	0.787	
IV	16 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、友人や家の人にたずねる。	0.580	0.651
	15 外国語活動の授業中に分からないことがあったときには、学校の先生にたずねる。	0.387	
	20 学校以外の場所でも外国の人が英語で話しかけてきたら、知っている英語を使って受け答える。	0.699	
V	19 学校以外の場所でも外国の人が英語で話しかけてきたら、どうにか対応しようとする。	0.660	0.668
	24 学校以外の場所でも、外国の人に英語を使ってあいさつや自己紹介などのやりとりができると思う。	0.329	

その結果、因子負荷量 .400を基準として解釈可能な因子解を5つ特定することができた。なお、第IV因子を構成する質問項目4の因子負荷量が .38と基準値を下回っていたが、因子解釈を行う上での一貫性を備えた項目であると判断し、当該項目を含め因子解釈を行った。その結果、因子負荷量は異なるものの、各因子を構成する質問項目と因子出現順位は第一次調査で実施した因子分析結果と同一であることから、第一次調査で解釈した因子解および因子名を使用することとした。この時の累積因子寄与率は63.17%であった。

また、各因子を構成する項目間の内的整合性をCronbachの  $\alpha$  係数を算出し検定した結果、.83から .59の値を示しており、因子解釈を行う上で、十分な信頼性を有しているものと判断した。(表7-1、7-2)

(表7-1: 第二次調査 中学校1年生因子分析結果)

因子 No.	項目内容	因子負荷量	$\alpha$
I	12 英語の授業では、相手の話す英語をしっかりと聞いている。	0.783	0.780
	11 英語の授業には、積極的に参加している。	0.672	
	13 英語の授業で英語を話すときは、わかりやすく話すことを心がけている。	0.617	
	15 英語の授業中に分からないことがあったときには、学校の先生にたずねる。	0.500	
	16 英語の授業中に分からないことがあったときには、友人や家の人にたずねる。	0.481	
II	14 英語の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生とするコミュニケーションは楽しい。	0.409	0.799
	23 英語の授業中に、先生や友だちに英語を使って自分の考えを伝えることができる。	0.777	
	24 学校以外の場所でも、外国の人に自分の考えや意見を英語で伝えることができると思う。	0.679	
	22 英語の授業中に、外国人指導助手や英語教育支援員の先生が使う英語の意味はわかる。	0.627	
	21 英語の授業で習った英語は、理解している。	0.569	
III	5 将来、外国で、自分の好きな事や仕事をしたい。	0.738	0.734
	1 外国に興味がある。	0.722	
	6 外国の人と英語を使って、コミュニケーションができるようになりたい。	0.608	
IV	2 英語は好きだ。	0.854	0.826
	3 英語の授業は好きだ。	0.809	
	4 英語で表現できることが、増えるのは楽しみだ。	0.380	
V	20 学校以外の場所で外国の人が英語で話しかけてきたら、知っている英語を使って受け答える。	0.771	0.594
	19 学校以外の場所で外国の人が英語で話しかけてきたら、どうにか対応する。	0.600	

(表7-2: 第二次調査 中学校1年生因子一覧)

因子	因子名
I	コミュニケーション志向因子
II	英語理解表現自己有能因子
III	異文化志向因子
IV	英語好意性因子
V	インターアクション形成因子

## 6.4 重回帰分析の結果

第二次調査の因子分析により抽出することができた各因子間の構造を検証するために、英語能力との因果関係が強い「理解・表現有能因子」を従属変数に、他の4因子を説明変数とし、強制投入法による重回帰分析を実施した。その結果を表8-1(小学校5年生)、表8-2(小学校6年生)、表8-3(中学校1年生)に示す。

分析の結果は、第一次調査における重回帰分析の結果と合致しており、小学校5年生、6年生においては、「理解明確化因子」の標準偏回帰係数と相関係数が他と比較して小さくなっていることが確認できた。また、中学校1年生の分析結果においては、「外国異文化志向因子」

と「インターアクション形成因子」の標準偏回帰係数と相関係数が小さいことが判明した。

## 6.5 共分散構造分析の結果

重回帰分析の結果から、第二次調査における英語学習モデルとして、第一次調査で設定した小学校英語学習モデルBと中学校1年生英語学習モデルBを適当と認め、第二次調査のデータによるモデリング（当てはめ）を行い、仮説モデルの妥当性及び適合度を検証し、モデルの一般化についての示唆を得る。

小学校英語学習モデルBを第二次調査での小学校5年生と6年生に適用し、各要因（観測変数）の標準化係数とモデル適合度指標を算出した結果を図9-1（5年生）と図9-2（6年生）に示す。全ての観測変数において1%水準で有意な標準化推定値が得られた。

（表8-1：第二次調査5年生重回帰分析結果）

説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.303	**	0.548	**
外国英語好意性	0.172	**	0.489	**
理解明確化	0.032	** (p=0.002)	0.326	**
インターアクション形成	0.271	**	0.509	**
R2	0.399	**		
Adj. R2	0.398	**		
N	6988			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\* p<.01 \* p<.05

（表8-2：第二次調査6年生重回帰分析結果）

説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.277	**	0.555	**
外国英語好意性	0.185	**	0.514	**
理解明確化	0.042	**	0.328	**
インターアクション形成	0.288	**	0.529	**
R2	0.415	**		
Adj. R2	0.415	**		
N	6994			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\* p<.01 \* p<.05

（表8-3：第二次調査中学1年生重回帰分析結果）

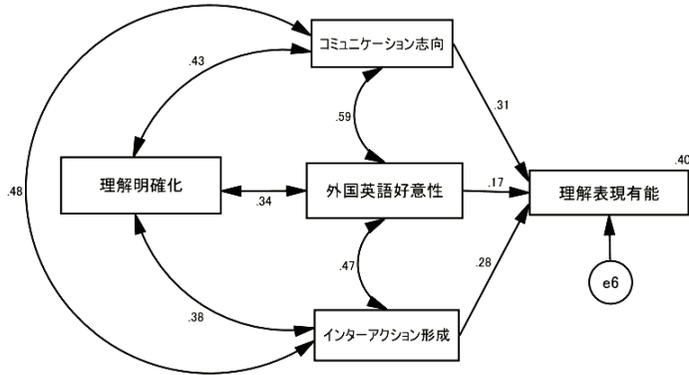
説明変数	$\beta$	有意差	$\gamma$	有意差
コミュニケーション志向	0.308	**	0.593	**
外国異文化志向	0.102	**	0.465	**
英語好意性	0.302	**	0.603	**
インターアクション形成	0.139	**	0.380	**
R2	0.465	**		
Adj. R2	0.465	**		
N	6537			

注)  $\beta$  : 標準偏回帰係数  $\gamma$  : 相関係数 \*\* p<.01 \* p<.05

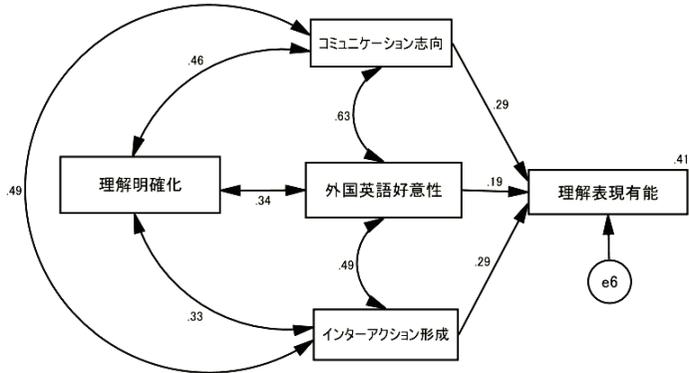
また、小学校英語学習モデルBの適合度指標は、5年生のパス図においては、CFI=1.000、NFI=1.000、RFI=.999、TLI=.999、RMSEA=.011、6年生のパス図においては、CFI=1.000、NFI=1.000、RFI=.999、TLI=.999、RMSEA=.011と全てにおいて高い値が示され、高レベル

でのモデルの適合性を検証することができた。

以上の分析結果から、小学校英語学習モデルとして本調査研究で仮定したモデルBの汎用性は、一定のレベルに達していると判断することができる。



(図9-1：第二次調査小学校5年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

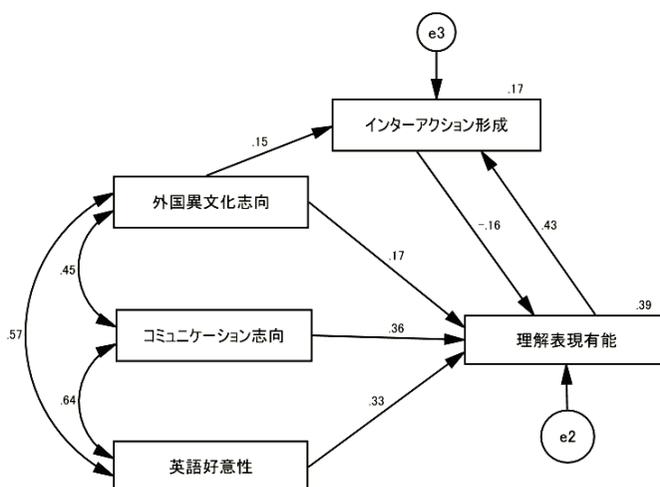


(図9-2：第二次調査小学校6年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

次に、中学校1年生英語学習モデルBに、第二次調査で得た中学校1年生のデータを当てはめ、共分散構造分析による仮説モデルの妥当性と適合度を検証した。その結果を図10に示す。第二次調査の分析においても、第一次調査の分析結果同様、全ての観測変数において1%水準で有意な標準化推定値が得られた。

また、第二次調査における中学校1年生英語学習モデルBの適合度指標は、CFI= 1.000, NFI= 1.000, RFI= .994, TLI= .995と高い値を示し、英語学習モデルBは高い説明力を有するパス図であることが確認できた。また、RMSEAは.022で、観測データとの当てはまりが良好なモデルであると評価した。

以上の分析結果から、中学校1年生英語学習モデルとして本調査研究で設定した仮説モデルBは、他の調査対象集団に対しても一定レベルの汎用性を有しているものと判断した。



(図10：第二次調査中学校1年生英語学習モデルBの標準化推定値によるパス図)

## 7. 考察

英語学習モデルの検証を行うために、因子分析の結果をベースに算出した下位尺度得点を用い、共分散構造分析を行った。その結果、1%水準で、全て有意である標準化推定値が得られた。また設定した仮説修正モデルBの適合度指標も全てにおいて十分な値を示した。

本考察においては、この仮説モデルを用い、小学校英語と中学校1年生の英語学習に関わる特徴や傾向を記述する。これにより、大阪府下で実践されている小学校英語の特色や課題を浮かび上がらせるとともに、小中一貫英語教育の推進に関わる提言を行うための基礎データや根拠を得る。

### 7.1 小学校英語学習モデルについて

小学校英語学習モデルでは、観測変数の双方に共変動を仮定した項目間の相関係数が高くなっている。特に、スキル要因である「コミュニケーション志向因子」と共変動の関係にある各項目の相関係数は.61から.41までの値を示し、他の項目間における相関関係や因果関係と比べ、プラスの高い値となっている。中でも、「コミュニケーション志向因子」と「外国英語好意性因子」との相関係数が+.61であることから、双方の因子が相乗効果を生み出すような教授・学習方略を導入することにより、英語能力と関わりを表す「理解表現有能因子」が、両因子からより強いプラス方向への影響を受けることが期待される。

小学校英語学習モデルでは、当初の想定に反し、認知理解要因である「理解明確化因子」と「理解表現有能因子」との直接効果が現れず、他の要因を介在して「理解表現有能因子」に影響を及ぼす間接効果としてのみ確認することができた。これは、現在の大阪府下で実施されている小学校英語の課題が端的に表出したものであると考える。すなわち、文字認識や言語理解等の認知理解学習よりも、「音声に慣れ親しむ」といった習慣形成的な学習活動が中心に展開されているということである。言語の形式操作を行うことが十分可能な年齢に達している小学校5、6年生の英語学習活動において、認知理解学習をしっかりと位置づけ、「理解表現有能因子」と連動させることの必要性が示唆されているものと考えられる。

さらに特徴的なこととして、英語学習モデルにおいて「理解表現有能因子」との因果関係を仮定した各項目の影響力は、標準偏回帰係数から判断して、それほど大きくなっていないと判断される。今後は、実践的、かつ、体験的なコミュニケーション活動を授業内に位置づけ、児童生徒が実際に英語を使用しタスクを達成するなどの直接的な英語使用に関わる経験値や成功体験を積み上げることにより、「理解表現有能因子」へ強い影響を及ぼすことができるよう小学校英語の学習内容や学習展開を創意工夫する必要があるということが示唆されていると考える。

## 7.2 中学校1年生英語学習モデルについて

情意要因である「英語好意性因子」と「コミュニケーション志向因子」を中心とした共変動関係を仮定した項目間の相関係数は高くなっている。一方、英語能力と関係の深い「理解表現有能因子」との因果関係にある各項目間の標準偏回帰係数はやや低いものとなっている。また、特徴的なものとして、態度要因である「インターアクション形成因子」と「理解表現有能因子」は、それぞれの標準偏回帰係数の符号と大きさから判断して、自己有能感の高い生徒はコミュニケーションに対し積極的な態度や好意的な態度をとるのに対し、インターアクションを形成したことが必ずしも自己有能感を高めるまでには至っておらず、マイナス方向に弱い影響を及ぼしていることが判明した。これは、生徒がインターアクションを起こしたにもかかわらず、英語使用による成功体験が十分に達成されていなかったことを示唆しているものと推察される。日本の中・高校生が韓国や中国の中・高校生と比較しても、英語使用に関する経験値や自信の度合いが有意に低くなっていること（Kwon 2005）を裏付ける結果となっている。この「インターアクション形成因子」が「理解表現有能因子」に対し、プラスの方向へ強い影響を与えることができるような教授・学習方略を考案することが急務であると考えられる。このことは、学習指導要領の改訂により、中学校英語において新設された「活用の時間」の在り方を検討する上においても、重要な示唆を与えてくれるものと考えられる。

## 8. 今後の課題

本調査研究では、共分散構造分析（パス解析）により、小学校5、6年生における小学校英語学習モデルと中学校1年生における中学校1年生英語学習モデルを提示し、それぞれの英語学習モデルから解釈することができる教育課題について議論した。今後は、本調査研究により構築した仮説モデルの精度を高めると共に、より広範囲な集団にも適合させることができる汎用的なモデルを構築することが期待される。それにより、これら仮説モデルが個別の英語学習実態や授業実態を的確に反映し、英語教育に関わる授業・学習の改善等についての具体的な提案を行うための指標モデルとしての機能を持たせることが可能になると考える。

### 参考文献

- Kwon, Oryan. (2005) “The Effect of Elementary School English Education on Korean High School Students’ English Abilities.” 東アジア高校英語教育GTEC調査『高校生の意識と行動から見る教育の成果と課題』 67-84.
- 松宮新吾 (2010) 「早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究（第二次調査）」 関西外国語大学『研究論集』 91：225-245.
- 松宮新吾 (2011a) 「早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究（第三次調査）」 関西外国語大学『研究論集』 93：215-235.
- 松宮新吾 (2011b) 「早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究（第四次調査）」 関西外国語大学『研究論集』 94：99-115.
- 松宮新吾 (2012) 「早期英語教育が中等学校英語教育に及ぼす影響についての調査研究（小学校外国語活動及び中学校1年生の英語学習に関わる実態調査分析）」 関西外国語大学『研究論集』 95：207-225.

(まつみや・しんご 英語キャリア学部教授)

