

ความนำ

การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (Confirmatory Factor Analysis: CFA) เป็นสถิติวิเคราะห์โมเดลการวัด ซึ่งเป็นส่วนหนึ่งของโมเดลสมการโครงสร้าง (Structural Equation Model: SEM) สำหรับหาความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรแฝงกับตัวแปรสังเกตได้ งานวิจัยทางสังคมศาสตร์และพฤติกรรมศาสตร์ใช้ CFA ศึกษาเกี่ยวกับการพัฒนาเครื่องมือทางจิตวิทยาโดยมีวัตถุประสงค์เพื่อตรวจสอบคุณสมบัติของเครื่องมือที่ดีที่ให้ผลการวัดสอดคล้องกับคุณลักษณะที่มุ่งจะวัดในทางทฤษฎี บางครั้งปรากฏว่า การใช้ CFA วิเคราะห์ข้อมูลอาจทำให้เกิดปัญหาเกี่ยวกับโมเดลองค์ประกอบตามทฤษฎีไม่สอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์ (Not Fit) ในการวิเคราะห์ได้ เนื่องจากการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง (Model Misspecification) การแจกแจงของตัวแปรสังเกตได้ไม่เป็นแบบปกติ ขนาดของกลุ่มตัวอย่างเล็กเกินไป และโมเดลเกือบจะระบุไม่ได้พอดี (นงลักษณ์ วิรัชชัย, 2542) และเมื่อเกิดปัญหาดังกล่าว ค่าสถิติวัดความสอดคล้องของโมเดลจะชี้ว่า โมเดลองค์ประกอบไม่สอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์ ผู้วิจัยสามารถปรับพารามิเตอร์ในโมเดลสมมติฐานแล้วทดสอบผลการปรับโมเดล ซึ่งหลังจากปรับโมเดลแล้วโมเดลองค์ประกอบที่ปรับใหม่ต้องสมเหตุสมผลและเป็นไปตามทฤษฎีที่คาดการณ์ไว้ (เสรี ชัดแจ้ง, 2547) และในกรณีที่โมเดลองค์ประกอบตามทฤษฎีไม่สอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์ ในการวิเคราะห์ที่มีสาเหตุมาจากการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องนั้น ถ้าแก้ปัญหาโดยการปรับพารามิเตอร์ในโมเดลสมมติฐาน จะทำให้เกิดการผิดรูป (Distort) ของน้ำหนักองค์ประกอบ และส่งผลทำให้ความสัมพันธ์ของโมเดลผิดรูปไปจากความเป็นจริง

โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ (Exploratory Structural Equation Modeling : ESEM) เป็นวิธีใหม่ที่เกิดจากการบูรณาการระหว่างการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (CFA) โมเดลสมการโครงสร้าง (SEM) และการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงสำรวจ (Exploratory Factor Analysis : EFA) โดยการพัฒนาของ Asparouhov และ Muthén (2009) เพื่อการแก้ปัญหาดังกล่าวข้างต้น วิธีการของ ESEM คือการเปลี่ยนโมเดลการวัดจาก CFA มาเป็น EFA พร้อมการหมุนแกนแบบจีโอมิน (Geomin) และประมาณค่าด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด (Maximum Likelihood: ML) ที่สามารถเข้าถึงพารามิเตอร์ทุกตัวของ SEM ได้ วิธีการของ ESEM ได้รับบรรจุไว้ในโปรแกรม Mplus 6.1 ปัจจุบันมีนักวิจัยหลายคนได้นำวิธีการของ ESEM มาประยุกต์ใช้วิเคราะห์ข้อมูลที่ได้จากเครื่องมือวัดทางจิตวิทยาที่เป็นมาตรฐาน เช่น Marsh, Muthén, Asparouhov, Lüdtke, Robitzsch, Morin, and Trautwein (2009); Marsh, Muthén, Morin, Lüdtke, Asparouhov, Trautwein, and Nagenast (2010); Kristjanson, Pergadia, Agrawal, Lessov-Schlaggar, McCarthy, Piasecki, Duncan, Bucholz, Madden, Sher, and Heath (2011); Marsh, Liem, Martin, Morin, and Nagengast (2011); Marsh, Nagengast, Morin, Parada, Craven, and Hamilton (2011); Morin and Maïano (2011) และ Sánchez-Carracedo, Barrada, López-Guimera, Fauget, Almerara, and Trepas (2012) โดยสรุปผลว่า โมเดล ESEM เหมาะสมกับข้อมูลเชิงประจักษ์มากกว่าโมเดล CFA

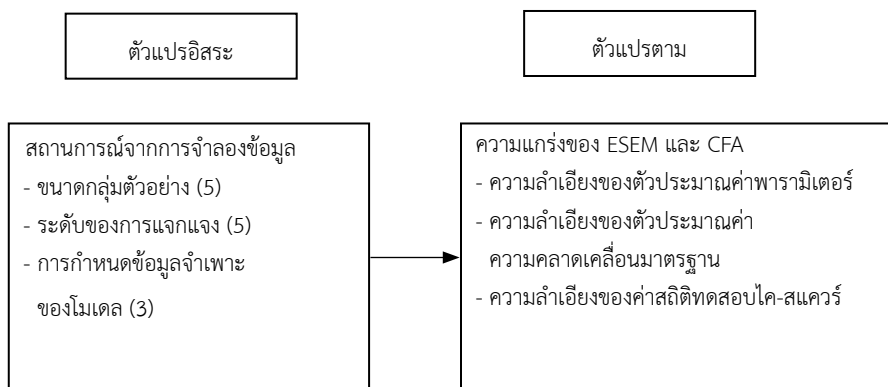
จากการศึกษางานวิจัยปรากฏว่า มีผู้สนใจใช้ ESEM กันมากขึ้น แต่ยังไม่พบว่ามีผู้ศึกษาถึงความแกร่งของ ESEM ทำให้ผู้วิจัยสนใจที่จะศึกษาความแกร่งของ ESEM และเปรียบเทียบความแกร่งของ ESEM กับ CFA โดยจากการจำลองข้อมูลด้วยวิธีมอนติคาร์โลตามสถานการณ์ของตัวแปร 3 ตัว ได้แก่ ขนาดกลุ่มตัวอย่าง 5 ขนาด ระดับของการแจกแจงไม่ปกติ 5 ระดับ และการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง 3 ระดับ ซึ่งได้มาจากการสังเคราะห์งานวิจัยที่ศึกษาความแกร่งของ CFA ของ Curran (1994); Hau and Marsh (2004); Min (2008), และ Yang-Wallentin, Jöreskog, and Luo (2010) โดยทำการทดลองซ้ำ 2,000 ครั้ง ซึ่งผลการวิจัยจะทำให้ทราบความแกร่งของ ESEM ภายใต้สถานการณ์ต่างๆ อันจะเป็นประโยชน์ในการนำ ESEM ไปใช้ต่อไป

วัตถุประสงค์ของการวิจัย

เพื่อเปรียบเทียบความแกร่งของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจกับโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันของข้อมูลจากการจำลองข้อมูลด้วยวิธีมอนติคาร์โล ภายใต้สถานการณ์ 75 สถานการณ์ จากตัวแปร 3 ตัว (5x5x3) คือ ขนาดกลุ่มตัวอย่าง 5 ขนาด (100, 200, 400, 800 และ 1,600) ระดับของการแจกแจงไม่ปกติ 5 ระดับ (ระดับ 0 (ความเบ้ (Skewness: sk) (0) และความโด่ง (Kurtosis: ku) (0) หรือระดับการแจกแจงปกติ), ระดับ 1 (sk (0.5) ku (0.6) หรือระดับการแจกแจงไม่ปกติทางบวกเล็กน้อย), ระดับ 2 (sk (-0.5) ku (0.6)) หรือระดับการแจกแจงไม่ปกติทางลบเล็กน้อย), ระดับ 3 (sk (1) ku (1.6)) หรือระดับการแจกแจงไม่ปกติทางบวกปานกลาง), และระดับ 4 (sk (-1) ku (1.6) หรือระดับการแจกแจงไม่ปกติทางลบปานกลาง)) และระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง 3 ระดับ (ระดับ 0 (M 0 หรือการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลถูกต้อง), ระดับ 0.1 (M 0.1), และ ระดับ 0.3 (M 0.3))

กรอบแนวคิดการวิจัย

จากการศึกษางานวิจัยของ Asparouhov and Muthén (2009) ที่นำเสนอ ESEM และจากการสังเคราะห์งานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการจำลองสถานการณ์ด้วยวิธีมอนติคาร์โล คือ งานวิจัยความแกร่งของ Curran (1994) ได้กล่าวถึงวิธีการศึกษาโดยการจำลองสถานการณ์ด้วยวิธีมอนติคาร์โลของการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดล โดยมี 3 สถานการณ์ คือขนาดกลุ่มตัวอย่าง 3 ขนาด มีการแจกแจง 3 แบบ และใช้วิธีการประมาณค่า 3 วิธี ทำการทดลองซ้ำ 200 ครั้ง งานวิจัยความแกร่งของ Hau and Marsh (2004) ได้กล่าวถึงวิธีการศึกษาโดยการจำลองสถานการณ์ด้วยวิธีมอนติคาร์โลของการแจกแจงตัวแปรสังเกตได้ 4 แบบ และขนาดกลุ่มตัวอย่าง 4 ขนาด โดยทำการทดลองซ้ำ 100 ครั้ง งานวิจัยความแกร่งของ Min (2008) ได้กล่าวถึงวิธีการศึกษาโดยการจำลองสถานการณ์ด้วยวิธีมอนติคาร์โลของการประมาณค่า 4 แบบ โมเดล 3 แบบ การแจกแจงตัวแปรสังเกตได้ 4 แบบ และขนาดกลุ่มตัวอย่าง 4 ขนาด โดยทำการทดลองซ้ำ 1,000 ครั้ง งานวิจัยความแกร่งของ Yang-Wallentin, Jöreskog, and Luo (2010) ได้กล่าวถึงวิธีการศึกษาโดยการจำลองสถานการณ์ด้วยวิธีมอนติคาร์โลของขนาดกลุ่มตัวอย่าง 5 ขนาด ขนาดโมเดล 2 ขนาด และการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง 4 ระดับ โดยทำการทดลองซ้ำ 2,000 ครั้ง และ Gregory, and Ralph (2006) ได้กล่าวถึงตัวแปรตามของการใช้วิธีมอนติคาร์โลสำหรับงานวิจัยโมเดลสมการโครงสร้าง คือ ความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ ความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน และความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ (Chi-square) จากงานวิจัยดังกล่าวข้างต้น ผู้วิจัยได้สรุปกรอบแนวคิดการวิจัยดังนี้



ภาพที่ 1 กรอบแนวคิดในการวิจัยความแกร่งของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ

สมมติฐานการวิจัย

1. ESEM มีค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์น้อยกว่า CFA สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีระดับของการแจกแจงไม่ปกติ 4 ระดับ (sk (0.5) ku (0.6), sk (-0.5) ku (0.6), sk (1) ku (1.6) และ sk (-1) ku (1.6)) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องระดับ 0.1, และ 0.3
2. ESEM มีค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานน้อยกว่า CFA สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีระดับของการแจกแจงไม่ปกติ 4 ระดับ (sk (0.5) ku (0.6), sk (-0.5) ku (0.6), sk (1) ku (1.6) และ sk (-1) ku (1.6)) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องระดับ 0.1, และ 0.3
3. ESEM มีค่าความลำเอียงของค่าสถิติการทดสอบไค-สแควร์น้อยกว่า CFA สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีระดับของการแจกแจงไม่ปกติ 4 ระดับ (sk (0.5) ku (0.6), sk (-0.5) ku (0.6), sk (1) ku (1.6) และ sk (-1) ku (1.6)) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องระดับ 0.1, และ 0.3

วิธีดำเนินการวิจัย

การศึกษาเปรียบเทียบความแกร่งของ ESEM กับ CFA มีดำเนินการ 2 ขั้นตอน ประกอบด้วย

ขั้นตอนที่ 1 การจำลองข้อมูลด้วยวิธีมอนติคาร์โล มีขั้นตอนดังนี้

1. ศึกษาทฤษฎี เอกสารและงานวิจัยที่เกี่ยวกับการจำลองข้อมูลด้วยวิธีมอนติคาร์โลสำหรับงานวิจัย SEM ปรากฏว่า การจำลองข้อมูลที่กำหนดความเบ้ (sk) และความโด่ง (ku) ต้องอาศัยวิธีการจำลองข้อมูลสำหรับงานวิจัย SEM เกี่ยวกับการแจกแจงไม่ปกติของ Mattson (1997)
2. สร้างข้อมูลจากสถานการณ์ 75 สถานการณ์ แต่ละสถานการณ์ทดลองซ้ำ 2,000 ครั้ง โดยใช้โปรแกรม LISREL 8.50 (PRELIS) จะได้ข้อมูลจำนวน 150,000 ไฟล์

ขั้นตอนที่ 2 การวิเคราะห์ข้อมูล มีขั้นตอนดังนี้

1. วิเคราะห์ข้อมูล 150,000 ไฟล์ ด้วยวิธี ESEM โดยใช้โปรแกรม Mplus 6.1
2. วิเคราะห์ข้อมูล 150,000 ไฟล์ ด้วยวิธี CFA โดยใช้โปรแกรม Mplus 6.1
3. จากข้อ 1 และข้อ 2 ตรวจสอบไฟล์ผลคำตอบทุกสถานการณ์ เพื่อหาไฟล์ที่มีผลคำตอบไม่ลู่เข้าหากัน (Nonconvergence: NC) และไฟล์ที่มีผลคำตอบไม่เหมาะสม (Improper Solution: IS) ของ ESEM และ CFA และตัดสถานการณ์ที่มีไฟล์ NC และ ISทิ้ง เพราะสถานการณ์นั้นมีไฟล์ผลคำตอบที่ถูกต้องไม่ครบ 2,000 ไฟล์
4. หาค่าความแกร่งของ ESEM และ CFA โดยคำนวณค่าต่างๆ ดังนี้
 - 4.1. ความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ สูตรการคำนวณดังนี้
 - 4.1.1 ค่าความลำเอียงสัมพัทธ์ของตัวประมาณค่า $\hat{\theta}_j$ สำหรับพารามิเตอร์ของประชากร θ_j มีสูตรดังนี้

$$B(\hat{\theta}_j) = \frac{\hat{\theta}_j - \theta_j}{\theta_j}, j = 1, 2, 3, \dots, t$$

เมื่อ $\hat{\theta}_j$ เป็นค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าพารามิเตอร์

4.1.2 ค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริง (Mean Absolute Relative Bias: MARB) ของตัวประมาณค่า $\hat{\theta}_j$ สำหรับพารามิเตอร์ของประชากร θ_j มีสูตรดังนี้

$$MARB(\hat{\theta}_j) = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t |B(\hat{\theta}_j)|, \quad j = 1, 2, 3, \dots, t$$

เกณฑ์การยอมรับคือ $MARB(\hat{\theta}_j)$ น้อยกว่า 0.025

4.2 ความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของการประมาณค่าพารามิเตอร์ สูตรการคำนวณมีดังนี้

4.2.1 ค่าความลำเอียงสัมพัทธ์ของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน $\widehat{se}(\hat{\theta}_j)$ มีสูตรดังนี้

$$B(\widehat{se}(\hat{\theta}_j)) = \frac{\widehat{se}(\hat{\theta}_j) - SD(\hat{\theta}_j)}{SD(\hat{\theta}_j)}, \quad j = 1, 2, 3, \dots, t$$

เมื่อ $\widehat{se}(\hat{\theta}_j)$ เป็นค่าเฉลี่ยของการประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน

และ $SD(\hat{\theta}_j)$ เป็นค่าความเบี่ยงเบนมาตรฐานของการประมาณค่าพารามิเตอร์

4.2.2 สูตรของค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริง (MARB) ของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน $\widehat{se}(\hat{\theta}_j)$ มีสูตรดังนี้

$$MARB(\widehat{se}(\hat{\theta}_j)) = \frac{1}{t} \sum_{j=1}^t |B(\widehat{se}(\hat{\theta}_j))|, \quad j = 1, 2, 3, \dots, t$$

เกณฑ์การยอมรับคือ $MARB(\widehat{se}(\hat{\theta}_j))$ น้อยกว่า 0.05

4.3 ความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ โดยใช้สูตรของการประเมินสถิติสำหรับทดสอบโมเดลไค-สแควร์ (Behavior of the Chi-Square Model Test Statistics T) กำหนดให้ $\bar{T}$ เป็นค่าเฉลี่ยของสถิติทดสอบไค-สแควร์ (Mean Value of Chi-Square Test Statistics) เมื่อทำซ้ำมากกว่า 300 ครั้ง (NR=300) และ t^* เป็น Student t-test Statistics ซึ่งมีสูตร ดังนี้

$$t^* = \frac{(\bar{T} - df)\sqrt{NR - 1}}{SD(T)}$$

เกณฑ์การยอมรับของความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ คือ

เมื่อทดสอบสมมติฐานหลัก $H_0: E(|T|) = df$ แล้ว ไม่ปฏิเสธ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ .01

เมื่อ $|t^*|$ เป็นค่าสัมบูรณ์ของค่าที่แสดงความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์

5. เปรียบเทียบความแกร่งของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ (ESEM) กับโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (CFA) โดยดำเนินการดังนี้

5.1 เปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของ ESEM กับ CFA ทุกสถานการณ์ของตัวแปร 3 ตัว

5.2 เปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ ESEM กับ CFA ทุกสถานการณ์ของตัวแปร 3 ตัว

5.3 เปรียบเทียบค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ (การประเมินสถิติสำหรับทดสอบโมเดลไค-สแควร์) ของ ESEM กับ CFA ทุกสถานการณ์ของตัวแปร 3 ตัว

ผลการวิจัย

1. ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริง ($MARB(\hat{\theta}_i)$) ของตัวประมาณ ค่าพารามิเตอร์ของ ESEM กับ CFA แสดงดังตารางที่ 1, 2 และภาพที่ 2

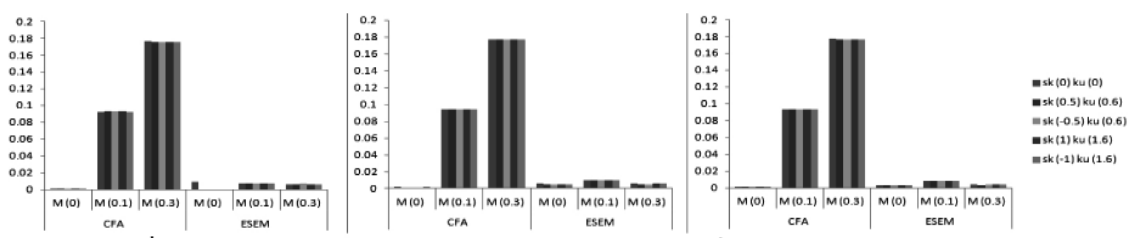
n	ระดับของการแจกแจง	CFA			ESEM		
		M 0	M 0.1	M 0.3	M 0	M 0.1	M 0.3
100	sk (0) ku (0)	IS	IS	IS	NC, IS	NC, IS	NC, IS
	sk (0.5) ku (0.6)	IS	IS	IS	NC, IS	NC, IS	NC, IS
	sk (-0.5) ku (0.6)	IS	IS	IS	NC, IS	NC, IS	NC, IS
	sk (1) ku (1.6)	IS	IS	IS	NC, IS	NC, IS	NC, IS
	sk (-1) ku (1.6)	NC, IS	IS	IS	NC, IS	NC, IS	NC, IS
200	sk (0) ku (0)	.002	.094	.177	IS	IS	IS
	sk (0.5) ku (0.6)	.002	.094	.177	IS	IS	IS
	sk (-0.5) ku (0.6)	.002	.094	.177	NC, IS	IS	IS
	sk (1) ku (1.6)	.002	.094	.177	IS	IS	IS
	sk (-1) ku (1.6)	.002	.094	.177	IS	IS	IS

หมายเหตุ. NC แทนผลคำตอบไมู่่เข้าหากัน, IS แทนผลคำตอบไม่เหมาะสม เกณฑ์การยอมรับคือ $MARB(\hat{\theta}_i)$ น้อยกว่า 0.025

ตารางที่ 1 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของ ESEM กับ CFA เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก

<i>n</i>	ระดับของการแจกแจง	CFA			ESEM		
		M 0	M 0.1	M 0.3	M 0	M 0.1	M 0.3
400	sk (0) ku (0)	.001	.093	.177	.010	.008	.008
	sk (0.5) ku (0.6)	.001	.094	.176	IS	.008	.007
	sk (-0.5) ku (0.6)	.001	.094	.176	IS	.008	.007
	sk (1) ku (1.6)	.001	.094	.176	IS	.008	.007
	sk (-1) ku (1.6)	.001	.093	.176	IS	.008	.007
800	sk (0) ku (0)	.002	.094	.177	.006	.010	.006
	sk (0.5) ku (0.6)	.001	.094	.177	.005	.010	.005
	sk (-0.5) ku (0.6)	.001	.094	.177	.005	.010	.005
	sk (1) ku (1.6)	.001	.094	.177	.005	.010	.006
	sk (0) ku (0)	.001	.094	.178	.003	.008	.004
1,600	sk (0.5) ku (0.6)	.001	.094	.177	.003	.008	.003
	sk (-0.5) ku (0.6)	.001	.094	.177	.003	.008	.004
	sk (1) ku (1.6)	.001	.094	.177	.003	.008	.004
	sk (-1) ku (1.6)	.001	.094	.177	.003	.008	.004

หมายเหตุ. IS แทนผลคำตอบไม่เหมาะสม เกณฑ์การยอมรับคือ $MARB(\hat{\theta}_j)$ น้อยกว่า 0.025



ภาพที่ 2 ผลการเปรียบเทียบ $MARB(\hat{\theta}_j)$ ของ ESEM กับ CFA เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่

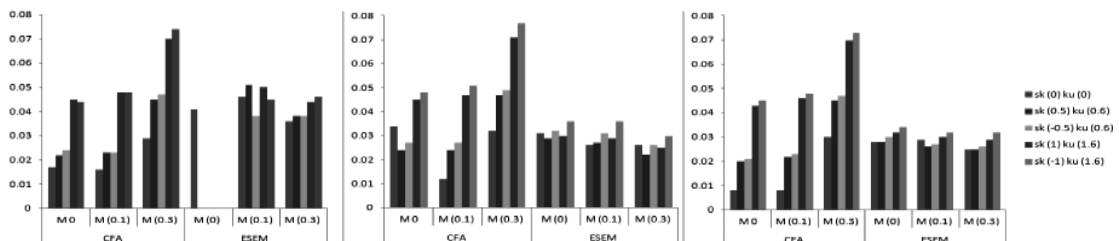
จากตารางที่ 1, 2 และภาพที่ 2 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ ($MARB(\hat{\theta}_j)$) ของ ESEM กับ CFA ปรากฏว่า สำหรับกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลาง (400) และขนาดใหญ่ (800 และ 1,600) ที่มีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องระดับ 0.1 และ 0.3 (M 0.1 และ M 0.3) ESEM มีค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์น้อยกว่า CFA ทุกระดับการแจกแจง แต่กรณีที่มีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลถูกต้อง (M 0) ESEM มีค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์มากกว่า CFA และไม่สามารถเปรียบเทียบค่าความลำเอียง ESEM กับ CFA ในขนาดกลุ่มตัวอย่างขนาดเล็ก (100 และ 200) ได้ เพราะ ESEM และ CFA มีไฟล์ที่มีผลคำตอบไม่ลู่เข้าหากัน (Nonconvergence: NC) และไฟล์ที่มีผลคำตอบไม่เหมาะสม (Improper Solution: IS) อยู่ในทุกสถานการณ์

2. ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน ($MARB(\hat{\theta}_j)$) ของ ESEM กับ CFA แสดงดังตารางที่ 3 และภาพที่ 3

ตารางที่ 3 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของการประมาณค่าพารามิเตอร์ ของ ESEM กับ CFA เมื่อกลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลาง (400) และขนาดใหญ่ (800 และ 1,600)

n	ระดับของการแจกแจง	CFA			ESEM		
		M 0	M 0.1	M 0.3	M 0	M 0.1	M 0.3
400	sk (0) ku (0)	.017	.016	.029	.041	.046	.036
	sk (0.5) ku (0.6)	.022	.023	.045	IS	.051	.038
	sk (-0.5) ku (0.6)	.024	.023	.047	IS	.038	.038
	sk (1) ku (1.6)	.045	.048	.070	IS	.050	.044
	sk (-1) ku (1.6)	.044	.048	.074	IS	.045	.046
800	sk (0) ku (0)	.034	.012	.032	.031	.026	.026
	sk (0.5) ku (0.6)	.024	.024	.047	.029	.027	.022
	sk (-0.5) ku (0.6)	.027	.027	.049	.032	.031	.026
	sk (1) ku (1.6)	.045	.047	.071	.030	.029	.025
	sk (-1) ku (1.6)	.048	.051	.077	.036	.036	.030
1,600	sk (0) ku (0)	.008	.008	.030	.028	.029	.025
	sk (0.5) ku (0.6)	.020	.022	.045	.028	.026	.025
	sk (-0.5) ku (0.6)	.021	.023	.047	.030	.027	.026
	sk (1) ku (1.6)	.043	.046	.070	.032	.030	.029
	sk (-1) ku (1.6)	.045	.048	.073	.034	.032	.032

หมายเหตุ. IS แทนผลคำตอบไม่เหมาะสม, เกณฑ์การยอมรับได้ คือ $MARB(\hat{\theta}_j) < 0.05$



ภาพที่ 3 ผลการเปรียบเทียบ $MARB(\hat{\theta}_j)$ ระหว่างโมเดล ESEM กับ CFA

จากตารางที่ 3 และภาพที่ 3 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน $MARB(\hat{\theta}_j)$ ของ ESEM กับ CFA ปรากฏว่า สำหรับขนาดกลุ่มตัวอย่าง 800 และ 1,600 ที่มีการแจกแจงไม่ปกติระดับปานกลาง (ความเบ้ ± 1 ความโด่ง 1.6) และมีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดล

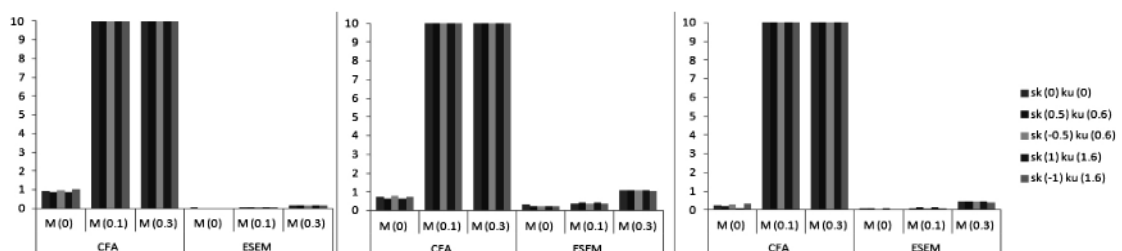
ไม่ถูกต้อง ระดับ 0 และ 0.1 กับขนาดกลุ่มตัวอย่าง 400, 800 และ 1,600 ที่มีการแจกแจงไม่ปกติระดับเล็กน้อย (ความเบ้ ± 0.5 ความโด่ง 0.6) และปานกลาง (ความเบ้ ± 1 ความโด่ง 1.6) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.3 ค่าความลำเอียงสัมพัทธ์โดยเฉลี่ยอย่างแท้จริงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของ ESEM น้อยกว่า CFA

3. ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ (|T|) ของ ESEM กับ CFA แสดงดังตารางที่ 4 และภาพที่ 4

ตารางที่ 4 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ (|T|) ของ ESEM กับ CFA

n	ระดับการแจกแจง	CFA			ESEM		
		M 0	M 0.1	M 0.3	M 0	M 0.1	M 0.3
400	sk (0) ku (0)	0.94	20.81	89.69	0.09	0.05	0.17
	sk (0.5) ku (0.6)	0.90	20.84	89.60	IS	0.03	0.18
	sk (-0.5) ku (0.6)	0.99	20.81	88.98	IS	0.05	0.17
	sk (1) ku (1.6)	0.87	20.86	89.23	IS	0.01	0.18
	sk (-1) ku (1.6)	1.06	20.78	88.12	IS	0.07	0.17
800	sk (0) ku (0)	0.75	34.02	131.97	0.32	0.41	1.09
	sk (0.5) ku (0.6)	0.67	34.17	131.98	0.25	0.42	1.10
	sk (-0.5) ku (0.6)	0.79	33.79	130.56	0.24	0.40	1.08
	sk (1) ku (1.6)	0.62	34.37	131.60	0.26	0.42	1.10
	sk (-1) ku (1.6)	0.76	33.64	129.01	0.23	0.39	1.06
1,600	sk (0) ku (0)	0.24	53.55	186.77	0.09	0.12	0.44
	sk (0.5) ku (0.6)	0.18	53.42	185.71	0.11	0.14	0.46
	sk (-0.5) ku (0.6)	0.29	53.62	185.62	0.07	0.10	0.43
	sk (1) ku (1.6)	0.12	53.36	184.26	0.12	0.15	0.47
	sk (-1) ku (1.6)	0.33	53.74	184.14	0.05	0.08	0.41

หมายเหตุ. IS แทนผลคำตอบไม่เหมาะสม



ภาพที่ 4 แสดงการเปรียบเทียบ |T| ระหว่างโมเดล ESEM กับ CFA

จากตารางที่ 4 และภาพที่ 4 ผลการเปรียบเทียบค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ ($|t^*|$) ของ ESEM กับ CFA ปรากฏว่า สำหรับขนาดกลุ่มตัวอย่าง 400, 800 และ 1,600 ที่มีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง ทุกระดับ และทุกระดับการแจกแจง ESEM มีค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์น้อยกว่า CFA

อภิปรายผลการวิจัย

โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีความแกร่งของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์มากกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน เมื่อใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีการแจกแจงไม่ปกติ ซึ่งมีความเบ้และความโด่งเท่ากับ (0.5, 0.6), (-0.5, 0.6), (1, 1.6) และ (-1, 1.6) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และ 0.3 เพราะว่าโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์น้อยกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐานการวิจัยทั้งนี้เพราะความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจสำหรับระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และ 0.3 มีค่าอยู่ในเกณฑ์การยอมรับได้ (น้อยกว่า 0.025) แต่ความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันมีค่ามากกว่าเกณฑ์การยอมรับได้ (มากกว่า 0.025) ดังนั้นเมื่อนำมาเปรียบเทียบกัน ค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ จึงน้อยกว่าค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน ซึ่งผลการวิจัยนี้สอดคล้องกับผลงานวิจัยของ Asparouhov and Muthén (2009) ที่ศึกษาเรื่องโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ พบว่าเมื่อโมเดลมีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง และใช้การวิเคราะห์ด้วยโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจดีกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน

โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีความแกร่งของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานมากกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน เมื่อใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ (800 และ 1,600) ที่มีการแจกแจงไม่ปกติ ซึ่งมีความเบ้และความโด่งเท่ากับ (1, 1.6) และ (-1, 1.6) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และเมื่อใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีการแจกแจงไม่ปกติ ซึ่งมีความเบ้และความโด่งเท่ากับ (0.5, 0.6), (-0.5, 0.6), (1, 1.6) และ (-1, 1.6) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.3 เพราะว่าโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานน้อยกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐานที่ตั้งไว้บางส่วน ทั้งนี้เพราะความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจเปลี่ยนแปลงเล็กน้อยเมื่อระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเพิ่มขึ้น และระดับการแจกแจงไม่ปกติเพิ่มขึ้น แต่ความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันเปลี่ยนแปลงอย่างมากเมื่อระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเพิ่มขึ้น และระดับการแจกแจงไม่ปกติเพิ่มขึ้น ซึ่งสอดคล้องกับงานวิจัยของ Curren (1994) ที่กล่าวไว้ว่า เมื่อระดับการแจกแจงไม่ปกติเพิ่มขึ้น ค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันเพิ่มขึ้น ดังนั้นเมื่อนำมาเปรียบเทียบกัน ค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจจึงน้อยกว่าค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันตามสถานการณ์ดังกล่าว ซึ่งผลการวิจัยนี้สอดคล้องกับผลงานวิจัยของ Asparouhov and Muthén (2009) ที่ศึกษาเรื่องโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ พบว่าเมื่อโมเดลมีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง และใช้การวิเคราะห์ด้วยโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจดีกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน

โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีความแกร่งของสถิติทดสอบไค-สแควร์มากกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน เมื่อใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดปานกลางและขนาดใหญ่ (400, 800 และ 1,600) ที่มีการแจกแจงไม่ปกติ ซึ่งมีความเบ้และความโด่งเท่ากับ (0.5, 0.6), (-0.5, 0.6), (1, 1.6) และ (-1, 1.6) และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และ 0.3 เพราะว่าโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจมีความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์น้อยกว่า CFA ซึ่งสอดคล้องกับสมมติฐานการวิจัย ทั้งนี้เพราะความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ สำหรับระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และ 0.3 มีค่าอยู่ในเกณฑ์การยอมรับได้ และเพิ่มขึ้นเล็กน้อยเมื่อระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเพิ่มขึ้น แต่ความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน มีค่าเริ่มจากค่าอยู่ในเกณฑ์การยอมรับได้ และเพิ่มขึ้นอย่างมากจนมีค่ามากกว่าเกณฑ์การยอมรับได้ เมื่อระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเพิ่มขึ้น ดังนั้นเมื่อนำมาเปรียบเทียบกับ ค่าความลำเอียงของสถิติทดสอบไค-สแควร์ของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจจึงน้อยกว่าค่าความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ของโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน ซึ่งผลการวิจัยนี้สอดคล้องกับผลงานวิจัยของ Asparouhov and Muthén (2009) ที่ศึกษาเรื่องโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ พบว่าเมื่อโมเดลมีการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้อง และใช้การวิเคราะห์ด้วยโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจดีกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน

ข้อค้นพบของการวิจัยนี้ คือ โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ (ESEM) มีความแกร่งกว่าโมเดลการวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน (CFA) เมื่อใช้โมเดลที่มีการแจกแจงไม่ปกติปานกลางกับกลุ่มตัวอย่าง 800 และ 1,600 ตัวอย่าง และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.1 และ 0.3 นอกจากนี้ยังชี้ให้เห็นว่าโมเดล ESEM มีความแกร่งเพิ่มมากขึ้น เมื่อกลุ่มตัวอย่างมีขนาด 400, 800 และ 1,600 ตัวอย่าง เป็นโมเดลที่มีการแจกแจงไม่ปกติเล็กน้อย และมีระดับการกำหนดข้อมูลจำเพาะของโมเดลไม่ถูกต้องเท่ากับ 0.3 โดยพิจารณาจากความลำเอียงของตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ ความลำเอียงของค่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน และความลำเอียงของค่าสถิติทดสอบไค-สแควร์

งานวิจัยนี้ชี้ให้เห็นว่า การเลือกใช้โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจ (ESEM) เพื่อวิเคราะห์องค์ประกอบสำหรับข้อมูลที่มีการแจกแจงไม่ปกติเล็กน้อยถึงปานกลาง ควรใช้กลุ่มตัวอย่างขนาดใหญ่ (800 หรือ 1,600 ตัวอย่าง) แต่ในกรณีที่ใช้การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยันแล้ว ค่าสถิติวัดความสอดคล้องของโมเดลชี้ว่า โมเดลองค์ประกอบไม่สอดคล้องกับข้อมูลเชิงประจักษ์ เสนอแนะให้ใช้โมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจวิเคราะห์ข้อมูล อย่างไรก็ตาม ควรมีการศึกษาความแกร่งของโมเดลสมการโครงสร้างเชิงสำรวจในโมเดลขนาดใหญ่ (ตัวแปรแฝงมากกว่า 2 ตัว) เพิ่มเติมด้วย

เอกสารอ้างอิง

- นางลักษณ์ วิรัชชัย. (2542). *โมเดลลิสเรล: สถิติวิเคราะห์สำหรับการวิจัย*. (พิมพ์ครั้งที่ 3). กรุงเทพฯ: โรงพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.
- เสรี ชัดเข้ม. (2547). การวิเคราะห์องค์ประกอบเชิงยืนยัน. *วารสารวิจัยและวัดผลการศึกษา มหาวิทยาลัยบูรพา*, 2(1), 15-42.
- Asparouhov, T., & Muthén. B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397-438.
- Curran, P. J. (1994). *The robustness of confirmatory factor analysis to model misspecification and violations normality*. Doctoral dissertation of Philosophy, Arizona State University.

- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Gregory, R. H., & Ralph, O. M. (2006). *Structural equation modeling: a second course*. New York: Information Age Publishing, Inc.
- Hau, K. T., & Marsh, H. W. (2004). The use of item parcels in structural equation modeling: non-normal data and small sample sizes. *British Journal of Mathematical Statistical Psychology*, 57, 327-351.
- Kristjanson, S.D., Pergadia, M. L., Agrawal, A., Lessov-Schlaggar, C. N., McCarthy, D. M., Piasecki, T. M., Duncan, A. E., Bucholz, K. K., Madden, P. A. F., Sher, K. J., & Heath, A. C. (2011). Smoking outcome expectancies in young adult female smokers: individual differences and associations with nicotine dependence in a genetically informative sample. *Drug and Alcohol Dependence*, 116(1), 37-44.
- Mattson, S. (1997). How to generate non-normal data for simulation of structural equation models. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 355-373.
- Marsh, H. W., Liem, G. A. D., Martin, A. J., Morin, A. J. S., & Nagengast, B. (2011). Methodological measurement fruitfulness of exploratory structural equation modeling (ESEM): new approaches to key substantive issues in motivation and engagement. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 322-346.
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, Integrating CFA and EFA: Application to Students' Evaluations of University Teaching. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 439-476.
- Marsh, H. W., Muthén, B., Morin, A. J. S., Lüdtke, O., Asparouhov, T., Trautwein, U., & Nagenast, B. (2010). A new look at the big-five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491.
- Marsh, H. W., Nagengast, B., Morin, A. J. S., Parada, R. H., Craven, R. G., & Hamilton, L. R. (2011). Construct validity of the multidimensional structure of bullying and victimization: An application exploratory structural equation modeling. *Journal of Educational Psychology*, 103(3), 701-732.
- Min, Y. (2008). *Robustness in confirmatory factor analysis: the effect of sample size, degree of non-normality, model, and estimation method on accuracy of estimation for standard errors*. Doctoral dissertation of Philosophy, University of Florida.
- Morin, A. J. S., & Maïano, C. (2011). Cross-validation of the short form of the physical self-inventory (PSI-S) using exploratory structural equation modeling (ESEM). *Psychology of Sport and Exercise*, 12(5), 540-554.

- Sánchez-Carracedo, D., Barrada, J. R., López-Guimera, G., Fauget, J., Almernara, C. A., & Trepát, E. (2012). Analysis of the factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3) in Spanish secondary-school students through exploratory structural equation modeling. *Body Image*, 9(1), 163-171.
- Schumacker, R.E., & Lomax, R. G. (2004). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. London: Lawrence Erlbaum associates.
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., & Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17(3), 392-423.