ว ทันต จุฬาฯ 2552;32:53-68
CU Dent J. 2009;32:53-68

บทวิทยาการ
Original Article

ความเที่ยงและความตรงของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทย

ชาญชัย โห้สงวน วท.บ. (เกียรตินิยม), ท.บ. (เกียรตินิยม), M.S.

ภาควิชาทันตกรรมชุมชน คณะทันตแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย

บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพได้รับการประยุกต์สำหรับทันตแพทย์ไทย โดยผ่านกระบวนการปรับข้ามวัฒนธรรม การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงของดัชนีฉบับภาษาไทย

วัสดุและวิธีการ กลุ่มตัวอย่างชุด ก. ประกอบด้วยทันตแพทย์ที่ได้รับการสุ่มเลือกจำนวน 792 คน ดำเนินการเก็บข้อมูลด้วยแบบสอบถามทางไปรษณีย์ ประเมินความตรงเชิงปัจจัยด้วยเทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ ประเมินความตรงเชิงโครงสร้างด้วยวิธีความตรงร่วมกันของข้อความและวิธีความตรงแบ่งแยกของข้อความ ประเมินความเที่ยงประเภทความพ้องภายในด้วยค่าสถิติครอนห์บาคอัลฟา และประเมินความเที่ยงประเภทแบ่งครึ่งด้วยสัมประสิทธิ์สเปียร์แมน-บราวน์ กลุ่มตัวอย่างชุด ข. ประกอบด้วยทันตแพทย์จำนวน 234 คน ที่ได้รับและส่งคืนแบบสอบถามซ้ำ เพื่อประเมินความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำด้วยสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้น

ผลการศึกษา ผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจได้โครงสร้างปัจจัยประกอบด้วยมิติทั้ง 4 ด้าน ตามดัชนีต้นฉบับ ได้แก่ คุณวุฒิ หน้าที่รับผิดชอบ ความมีอิสระในการทำงาน และอำนาจแห่งตัวแทน รวมทั้งมิติที่ 5 ซึ่งเพิ่มขึ้นมาในด้านคุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ มิติส่วนใหญ่ของแบบจำลอง 5 ปัจจัยนี้มีความตรงร่วมกันของข้อความและความตรงแบ่งแยกของข้อความในระดับที่ดี ยกเว้นเพียงมิติด้านความมีอิสระในการทำงาน ผลการประเมินความพ้องภายในได้ค่าสถิติอัลฟาอยู่ระหว่าง 0.25-0.85 ค่าสัมประสิทธิ์สเปียร์แมน-บราวน์มีค่าระหว่าง 0.34-0.87 สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นของแต่ละข้อความมีค่าอยู่ระหว่าง 0.32-0.60

สรุป การประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรง พบว่ามีระดับค่อนข้างต่ำอยู่บ้างในบางมิติของดัชนี โดยเฉพาะอย่างยิ่งดัชนีฉบับภาษาไทยยังมีโครงสร้างของปัจจัยไม่สอดคล้องตามดัชนีต้นฉบับ จึงสมควรต้องมีการพัฒนาคุณสมบัติทางการวัดผลของดัชนีต่อไป ก่อนที่จะนำไปใช้ประเมินความเป็นวิชาชีพของทันตแพทย์ไทยได้อย่างมีประสิทธิภาพ

(ว ทันต จุฬาฯ 2552;32:53-68)

คำสำคัญ: *ความเที่ยง; ความตรง; ความเป็นวิชาชีพ; ทันตแพทย์*

บทนำ

ความเป็นวิชาชีพ (professionalism) หมายถึง "กลุ่มบุคคลผู้ให้บริการในระดับเชี่ยวชาญชำนาญการ ได้ร่วมกันประกาศโดยเปิดเผย (profess) ว่า จะให้ความยึดมั่นต่อความจำเป็นขั้นพื้นฐาน (existential need) และผลประโยชน์สาธารณะ โดยวางไว้เหนือผลประโยชน์ของหมู่พวกพ้อง และได้รับความศรัทธาเชื่อมั่นจากสาธารณชนว่าจะดำรงตนเยี่ยงนั้นเสมอไป"[1] หัวใจสำคัญของคำจำกัดความนี้อยู่ที่ "การประกาศโดยเปิดเผย" ให้สังคมส่วนรวมรับทราบโดยทั่วกันถึงการอุทิศตนของมวลสมาชิกในวิชาชีพที่ยึดมั่นในหลักการสำคัญหลายประการ ได้แก่ ความซื่อสัตย์สุจริต (integrity) คุณธรรม (morality) สมรรถนะ (competency) และที่สำคัญเหนือสิ่งทั้งปวง คือ จิตสำนึกสาธารณะ (altruism) อันหมายถึง การยึดมั่นในประโยชน์สุขของสาธารณชนเป็นที่ตั้ง ตราบเมื่อปวงชนในสังคมได้ตระหนักถึงเจตจำนงอันแน่วแน่เช่นนั้นแล้ว จึงจะให้ความยินยอมยกมอบสถานภาพแห่งความเป็นวิชาชีพให้แก่คณะบุคคลผู้ได้ประกาศตนเองเหล่านั้น ในการนี้สังคมยังยินยอมผนวกอภิสิทธิ์หลายประการให้แก่ผู้ประกอบวิชาชีพ (professional) ครอบคลุมถึง การผูกขาดในบริการ การปกครองตนเอง (self autonomy) เกียรติยศศักดิ์ศรีทางสังคม รวมถึงรายได้ที่สูง การถือกำเนิดของความเป็นวิชาชีพจึงเสมือนเป็นสัญญาประชาคม (social contract) อย่างหนึ่ง[2] ที่สังคมคาดหวังว่าผู้ประกอบวิชาชีพจะดำรงยึดมั่นในคำประกาศของตน ในอันที่จะดูแลรักษาประโยชน์สุขของสังคมโดยรวมเป็นหลักสำคัญเหนือผลประโยชน์ส่วนตน ดังนั้น วิชาชีพแพทย์จึงต้องทบทวนไตร่ตรองถึงสาระสำคัญในสัญญาประชาคมอยู่เป็นระยะ เนื่องจากหากปล่อยละเลยโดยปราศจากการปรับปรุงเป็นเวลานาน สัญญาประชาคมนั้นจะไม่สามารถติดตามเท่าทันสถานการณ์ในสังคม และหมดสภาพลง เมื่อนั้นภาวะความเป็นวิชาชีพก็จะทรุดโทรม หรือยุติลงด้วย นำมาสู่ปัญหาการเผชิญหน้าและขัดแย้งกันระหว่างสังคมกับวิชาชีพได้ในที่สุด

ในท่ามกลางกระแสโลกาภิวัตน์และการปฏิรูประบบสุขภาพ ความเป็นวิชาชีพทางการแพทย์ได้เผชิญประเด็นปัญหาที่ท้าทาย และบางครั้งก็ถูกกัดกร่อนบั่นทอนจนเกิดภาวะความเสื่อมของความเป็นวิชาชีพ (deprofessionalization)[3] ปัจจุบันจึงมีความพยายามในหลายประเทศที่จะฟื้นฟูความเป็นวิชาชีพขึ้นใหม่ เริ่มต้นด้วยการกำหนดนิยามความหมาย และการพัฒนาดัชนีขึ้นเพื่อวัดประเมินความเป็นวิชาชีพ[4-6] ดัชนีที่ได้รับความนิยมตัวหนึ่ง คือ ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ (Professional Role Orientation Inventory) เป็นดัชนีที่ได้รับการพัฒนาขึ้นจากกลุ่มตัวอย่างทันตแพทย์ในประเทศสหรัฐอเมริกา โดย Bebeau และคณะในปี ค.ศ. 1993[4] ต่อมาได้รับการประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงในกลุ่มทันตแพทย์อเมริกัน[7,8] อีกทั้งยังถูกนำไปประยุกต์สำหรับบุคลากรทางการแพทย์สาขาอื่นๆ ในสหรัฐอเมริกา[9] ดัชนีดังกล่าวได้ถูกนำมาประยุกต์สำหรับทันตแพทย์ไทย[10] โดยผ่านกระบวนการปรับข้ามวัฒนธรรม (cross-cultural adaptation) ตามแบบจำลองของ Brislin[11] ได้ผลลัพธ์เป็นดัชนีฉบับภาษาไทยที่ได้รับการประเมินว่ามีความทัดเทียม (equivalence) กับดัชนีต้นฉบับในเชิงสังกัป ขณะเดียวกันก็มีความสอดคล้องเหมาะสมเชิงวัฒนธรรมภายใต้ระบบบริการสุขภาพของไทย[10] อย่างไรก็ตาม การปรับข้ามวัฒนธรรมมิได้เป็นการรับประกันว่า ดัชนีฉบับแปลจะยังคงคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงไว้เยี่ยงดัชนีต้นฉบับได้[12] ดังนั้น การศึกษานี้จึงมีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทย โดยทำการศึกษาในกลุ่มตัวอย่างทันตแพทย์ไทยทั่วประเทศ

วัสดุและวิธีการ

กลุ่มตัวอย่างและการเก็บข้อมูล

กลุ่มตัวอย่างของการศึกษานี้ได้จากการสุ่มตัวอย่างแบบเป็นระบบ (systematic sampling) ใช้ทะเบียนสมาชิกของทันตแพทยสภาเป็นกรอบแห่งการสุ่มตัวอย่าง (sampling frame) เพื่อให้ครอบคลุมถึงประชากรเป้าหมายของการศึกษา อันหมายถึง ทันตแพทย์ทั่วประเทศที่ยังประกอบวิชาชีพทันตกรรม (active practicing) อยู่ในรอบปี พ.ศ. 2549 กำหนดช่วงห่างของการสุ่มไว้เท่ากับ 4 กล่าวคือ ดำเนินการสุ่มทันตแพทย์ 1 ราย จากทุก 4 ราย ได้ทันตแพทย์ที่สุ่มได้ทั้งหมด 2,267 คน (กลุ่มตัวอย่างชุด ก.) ดำเนินการเก็บข้อมูลด้วยแบบสอบถามทางไปรษณีย์รวม 2 รอบ เพื่อเพิ่มอัตราตอบคืนแบบสอบถาม โดยมีระยะเวลาของการส่งแต่ละรอบห่างกันประมาณ 1 เดือน ทันตแพทย์ผู้ส่งคืนแบบสอบถามโดยสมัครใจถือเป็นการให้ความยินยอม (consent) เข้าร่วมในการวิจัย ชุดแบบสอบถามประกอบด้วยแบบสอบถามและจดหมายนำ ซึ่งชี้แจงวัตถุประสงค์ของการวิจัย และรับรองถึง

การรักษาความลับของข้อมูล

กลุ่มตัวอย่างชุด ข. ได้จากการคัดเลือกโดยวิธีสุ่มอย่างง่าย (simple random) เป็นจำนวน 400 คน จากบรรดาทันตแพทย์ในกลุ่มตัวอย่างชุด ก. ที่ได้ส่งคืนแบบสอบถามมาแล้ว กลุ่มตัวอย่างนี้ได้รับแบบสอบถามซ้ำทางไปรษณีย์ พร้อมทั้งจดหมายนำที่ชี้แจงวัตถุประสงค์เพื่อการประเมินความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำ (test-retest reliability) กำหนดให้มีการทิ้งช่วงระยะเวลาระหว่างการตอบแบบสอบถามห่างกันประมาณ 2 เดือน

ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ

การศึกษานี้ใช้ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพของ Bebeau และคณะ[4] ซึ่งได้รับการพัฒนาขึ้นจากกลุ่มตัวอย่างทันตแพทย์ในสหรัฐอเมริกา ประกอบด้วย 40 ข้อความ จำแนกความเป็นวิชาชีพออกเป็น 4 มิติ มิติละ 10 ข้อความ ได้แก่ 1) คุณวุฒิ (authority) หมายถึง ระดับขนาดที่บุคคลหนึ่งบุคคลใดมองว่าตนเองมีความรู้ความสามารถ มีวิจารณญาณที่ดีต่อผลปฏิบัติงาน ได้รับความเคารพยกย่อง และผู้อื่นให้ความเชื่อถือในความชำนาญการ 2) หน้าที่รับผิดชอบ (responsibility) หมายถึง ขอบเขตที่บุคคลหนึ่งบุคคลใดมีความอุทิศตนต่อผู้อื่น 3) ความมีอิสระในการทำงาน (autonomy) หมายถึง ขอบเขตที่บุคคลหนึ่งบุคคลใดรู้สึกว่ามีเสรีภาพและความเป็นอิสระในการปฏิบัติงานตามหน้าที่ และ 4) อำนาจแห่งตัวแทน (agency) หมายถึง ขอบเขตที่บุคคลหนึ่งบุคคลใดรู้สึกว่าในชีวิตตนมีอำนาจ และความสามารถที่จะควบคุมการปฏิบัติวิชาชีพได้[4] ให้ผู้ตอบประเมินข้อความด้วยมาตรวัดแบบไลเคิร์ต (Likert) 6 ระดับ ตั้งแต่ '1 = ไม่เห็นด้วยอย่างยิ่ง' ถึง '6 = เห็นด้วยอย่างยิ่ง' แต่ละมิติสามารถรวมคะแนนได้มีค่าระหว่าง 10-60 คะแนน ดัชนีนี้ได้รับการประเมินความเที่ยงและความตรงในกลุ่มทันตแพทย์อเมริกัน[7,8] Born และคณะ[7] รายงานค่าสถิติครอนห์บาคอัลฟา (Cronbach's alpha) ของมิติทั้ง 4 อยู่ระหว่าง 0.36-0.70 และค่าสหสัมพันธ์ของการทดสอบซ้ำ (test-retest correlation) มีค่าระหว่าง 0.68-0.82 ดัชนีได้รับการประเมินว่ามีความตรงเชิงโครงสร้าง (construct validity) และความตรงประเภทแจ้งกลุ่ม (know-group validity) อยู่ในระดับที่ดี[7,8]

ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทยได้รับการปรับข้ามวัฒนธรรมตามแนวทางสากล อันประกอบด้วย 5 ขั้นตอน คือ การแปลต้นฉบับเป็นภาษาไทย การรวมร่างแปลฉบับต่าง ๆ เข้าเป็นฉบับร่างรวม (reconciliation) การแปลย้อนกลับ (back translation) การประเมินผลการแปลและความทัดเทียมกันโดยคณะบุคคล (panel review) และการทดสอบภาคสนาม (pilot testing) ดัชนีฉบับภาษาไทยได้รับการประเมินว่ามีความทัดเทียมกันกับดัชนีต้นฉบับในเชิงภาษา เชิงสังกัป และเชิงวัฒนธรรม[10]

การประเมินความเที่ยงและความตรง

ทำการประเมินความตรงเชิงปัจจัย (factorial validity) ของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทยด้วยเทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัย (factor analysis) ในข้อมูลที่ได้จากกลุ่มตัวอย่างชุด ก. ด้วยเหตุที่การศึกษาครั้งนี้ นับเป็นครั้งแรกที่มีการพัฒนาดัชนีความเป็นวิชาชีพเป็นภาษาไทย อีกทั้งยังไม่เคยปรากฏว่ามีรายงานวิจัยใดที่ศึกษาในหัวข้อความเป็นวิชาชีพของทันตแพทย์ในบริบทของสังคมไทยมาก่อน จึงใช้การวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ (exploratory factor analysis)[13] ทำการสกัดด้วยวิธีองค์ประกอบหลัก (principal component) กำหนดจำนวนของปัจจัยตามเกณฑ์การได้ค่าอายเก้น (eigen-values) มากกว่า 1.0 และพิจารณาร่วมกับตำแหน่งจำนวนปัจจัยในแผนภูมิสกรี (scree plot) ที่เป็นจุดหักเหของแนวระนาบเส้น (elbow point) ทำการหมุนแกนโดยวิธีวาริแมกซ์ (Varimax rotation) และประเมินความเหมาะสมของข้อมูลด้วยค่าสัมประสิทธิ์ไกเซอร์-มายเออร์-ออลคิน (Kaiser-Meyer-Olkin coefficient) ร่วมกับการทดสอบสเฟียริซิตีของบาร์เลต (Barlett's test of sphericity)

การประเมินความตรงเชิงโครงสร้างในระดับข้อความ (item-level construct validity) เป็นเทคนิคการประเมินความตรงเชิงโครงสร้างประเภทหนึ่งที่พิจารณาได้จากข้อมูลที่มีอยู่ภายในมาตรวัด ใช้วิธีของ Campbell และ Fiske[14] ซึ่งจำแนกออกเป็น 2 รูปแบบ คือ ความตรงร่วมกันของข้อความ (item convergent validity) หมายถึง การที่ข้อความใดข้อความหนึ่งมีความสัมพันธ์กับคะแนนรวมของปัจจัยที่ข้อความนั้นสังกัดอยู่ โดยมีค่าสหสัมพันธ์ตั้งแต่ระดับ 0.40 ขึ้นไป และความตรงแบ่งแยกของข้อความ (item discriminant validity) หมายถึง การที่ข้อความใดข้อความหนึ่งมีความสัมพันธ์กับคะแนนรวมของปัจจัยที่ข้อความนั้นสังกัดอยู่ ด้วยระดับขนาดที่มากกว่าความสัมพันธ์ที่มีต่อคะแนนรวมของปัจจัยอื่น ๆ ที่ข้อความนั้นไม่ได้สังกัด

การประเมินความเที่ยงประเภทความพ้องภายใน (internal consistency) ใช้ค่าสถิติครอนห์บาคอัลฟา โดยใช้เกณฑ์ตัดสินของ Nunnally และ Bernstein[15] ซึ่งระบุว่าดัชนีหรือมิติย่อยควรมีค่าสถิติอัลฟาตั้งแต่ระดับ 0.70 ขึ้นไป จึงถือว่ามีความเที่ยงในระดับใช้งานได้ดี

การประเมินความเที่ยงประเภทแบ่งครึ่ง (split-half reliability) เป็นการประเมินความสัมพันธ์ระหว่างเครื่องมือที่ถูกแบ่งเป็น 2 ส่วนอย่างทัดเทียมกัน การศึกษานี้ใช้สูตรพยากรณ์ของสเปียร์แมน-บราวน์ (Spearman-Brown Prophecy Formula)[16] ทำการเปรียบเทียบระหว่างข้อความเลขคู่และเลขคี่ของดัชนี

การประเมินความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำใช้ข้อมูลจากกลุ่มตัวอย่างชุด ข. เพื่อวิเคราะห์เปรียบเทียบคำตอบระหว่าง 2 ช่วงเวลา ด้วยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้น (intraclass correlation coefficient)[17] เลือกแบบจำลองประเภทอิทธิพลสุ่มสองทาง (two-way random effect model) และกำหนดความแปรปรวนชนิดเห็นพ้องสมบูรณ์ (absolute agreement) การวิเคราะห์ทางสถิติทั้งหมดกระทำด้วยโปรแกรมเอสพีเอสเอสสำหรับวินโดวส์ (SPSS for Windows, version 15.0)

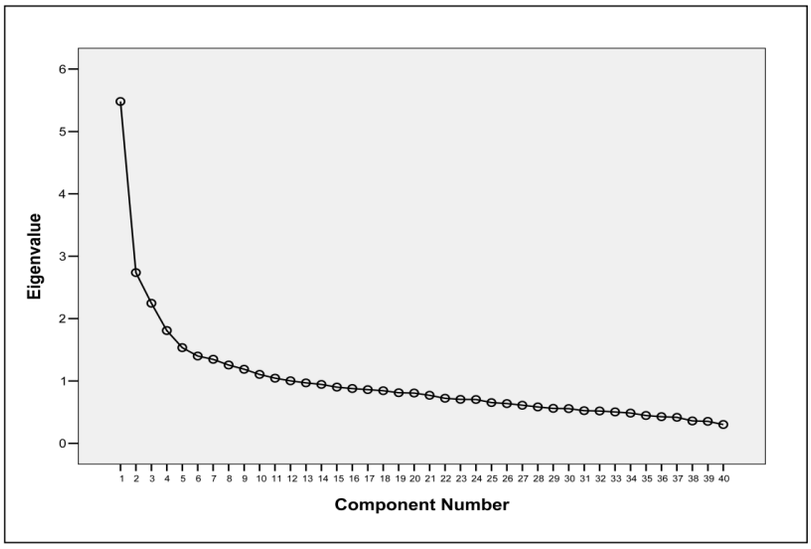
ผลการศึกษา

ความตรงเชิงปัจจัย

หลังจากส่งแบบสอบถามรวม 2 รอบ มีทันตแพทย์ในกลุ่มตัวอย่างชุด ก. ส่งแบบสอบถามกลับคืน 911 คน ในจำนวนนี้ มีทันตแพทย์ถูกคัดออกรวม 119 คน จำแนกตามเกณฑ์การคัดออกดังนี้ เสียชีวิต 2 คน เลิกประกอบวิชาชีพ 21 คน อยู่ต่างประเทศ 2 คน ที่อยู่ทางไปรษณีย์ไม่ถูกต้องหรือย้ายที่อยู่ 76 คน และไม่ได้ตอบแบบสอบถามในส่วนของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ 18 คน ดังนั้น จึงได้ขนาดตัวอย่างในกลุ่มนี้รวม 792 คน คิดเป็นอัตราการส่งคืนร้อยละ 36.9 (792 คน จาก 2,148 คน) ทันตแพทย์กลุ่มนี้มีอายุเฉลี่ย 37.1 ปี (±10.1 ปี) ประกอบด้วยทันตแพทย์หญิงเป็นส่วนใหญ่ (ร้อยละ 68.0) ประมาณร้อยละ 41.9 ทำงานอยู่ในภาคเอกชน และร้อยละ 58.1 ทำงานในภาครัฐ/รัฐวิสาหกิจ

ข้อความทั้ง 40 ข้อ ของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพมีอัตราที่ไม่ตอบในแต่ละข้ออยู่ในช่วงระหว่างร้อยละ 0.0-2.1 โดยมีข้อความจำนวน 3 ข้อ (ข้อ 14 16 และ 19) ที่ตอบครบทุกคน ข้อความจำนวน 34 ข้อ มีอัตราที่ไม่ตอบอยู่ระหว่างร้อยละ 0.1-1.0 ข้อความจำนวน 2 ข้อ (ข้อ 24 และ 38) มีอัตราที่ไม่ตอบอยู่ระหว่างร้อยละ 1.1-2.0 และมีข้อความเพียง 1 ข้อ มีอัตราที่ไม่ตอบเกินร้อยละ 2.0 (ข้อ 2 ร้อยละ 2.1)

ประเด็นแรกในการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ คือ การกำหนดจำนวนปัจจัย แม้ว่าดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพในต้นฉบับได้เสนอแนะถึงโครงสร้าง 4 ปัจจัย แต่เมื่อพิจารณาแผนภูมิสกรีดังแสดงในรูปที่ 1 ร่วมกับค่าอายเก้น พบว่า แบบจำลอง 5 ปัจจัยมีความเหมาะสมกับข้อมูลชุดนี้มากกว่า ดังนั้น จึงได้นำเสนอผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจด้วยแบบจำลอง 5 ปัจจัย แบบจำลองนี้มีค่าสัมประสิทธิ์



รูปที่ 1 แผนภูมิสกรีสำหรับการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ

Fig 1 Scree plot for exploratory factor analysis

ไกเซอร์-มายเออร์-ออลคิน เท่ากับ 0.806 ผลการทดสอบสเฟียริซิตีของบาร์เลตได้ค่าสถิติไคสแควร์เท่ากับ 5,646.64 ($p < 0.001$) ปัจจัยทั้ง 5 รวมกันสามารถอธิบายความแปรปรวนได้ร้อยละ 34.44 โดยปัจจัยแรกสามารถอธิบายความแปรปรวนร้อยละ 12.13 ตารางที่ 1 แสดงค่าน้ำหนักปัจจัยของทั้ง 40 ข้อความ ประเด็นที่น่าสังเกต คือ ข้อความทั้ง 10 ของมิติทั้ง 4 ตามโครงสร้างของดัชนีต้นฉบับ มิได้แสดงค่าน้ำหนักปัจจัยสูงสุดอยู่ในปัจจัยเดียวกัน ดังตัวอย่างเช่น มิติด้านคุณวุฒิมี 5 ข้อความ (ข้อ 1 3 9 14 และ 16) ซึ่งมีค่าน้ำหนักปัจจัยสูงสุดอยู่ในปัจจัยที่ 2 ข้อความที่ 6 และ 8 มีค่าน้ำหนักปัจจัยสูงสุดอยู่ในปัจจัยที่ 3 และข้อความที่ 10 13 และ 19 มีค่าน้ำหนักปัจจัยสูงสุดในปัจจัยที่ 4 เป็นต้น

ตารางที่ 1 ค่าน้ำหนักปัจจัยจากการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ

Table 1 Exploratory factor analysis factor loadings for the Professional Role Orientation Inventory

	Item	[a]ICC	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
Authority							
	1	.544	-.166	.393	-.063	-.262	-.025
	3	.415	-.084	.567	.115	.031	-.081
	6	.397	.055	.114	-.573	.208	-.155
	8	.465	-.114	-.157	-.316	.017	-.074
	9	.522	-.362	.403	-.169	.101	.023
	10	.474	.006	-.037	-.090	.348	-.178
	13	.396	.029	.059	-.291	.537	-.198
	14	.528	-.074	.534	.052	.224	-.233
	16	.443	-.035	.380	.144	-.269	-.146
	19	.372	.055	-.096	.066	.350	.014
Responsibility							
	2	.506	.025	-.429	-.196	.103	-.035
	4	.537	-.011	.088	.686	.060	-.002
	5	.598	-.065	-.002	.781	.084	.021
	7	.506	.212	-.171	-.283	.229	.068
	11	.574	.030	.330	.079	-.053	-.165
	12	.392	.026	.054	.667	.074	-.127
	15	.402	.106	.078	.215	-.267	-.141
	17	.424	.032	-.084	.167	.589	.114
	18	.461	-.149	.064	.096	-.419	-.032
	20	.399	.140	-.066	.235	.526	.190

ตารางที่ 1 (ต่อ)

Table 1 (cont.)

	Item	[a]ICC	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
Autonomy							
	22	.502	.041	-.108	-.018	.033	.643
	24	.475	.319	-.006	.065	.156	.540
	26	.462	.656	-.025	.053	.058	.122
	28	.423	.057	.321	.022	-.162	.552
	29	.381	.258	-.112	.030	.047	.434
	30	.477	.538	-.085	-.024	-.059	-.014
	33	.492	.572	.038	.025	.192	.184
	35	.502	.145	.278	.103	-.172	.013
	37	.486	.666	-.051	-.023	.195	-.008
	40	.526	.731	-.066	.040	.059	-.029
Agency							
	21	.477	-.043	.449	-.046	-.128	.119
	23	.505	-.011	.462	-.128	-.212	-.120
	25	.354	.533	-.014	-.044	-.004	.326
	27	.551	-.093	.523	-.063	-.064	.122
	31	.482	-.661	.160	-.072	-.009	.110
	32	.368	.546	.067	-.029	.172	.234
	34	.323	-.036	.369	.085	.118	.177
	36	.395	.500	-.191	-.119	-.201	.093
	38	.390	.696	.005	-.032	.083	.053
	39	.525	.755	.011	.023	.054	.080
Eigenvalues			4.85	2.59	2.46	2.06	1.82
% variance explained			12.13	6.46	6.15	5.15	4.55

[a]ICC = Intraclass Correlation Coefficient, calculated from Sample B.

ตารางที่ 2 จัดเรียงลำดับค่าน้ำหนักปัจจัยและแสดงเฉพาะรายการที่มีค่าน้ำหนักปัจจัยตั้งแต่ 0.3 ขึ้นไป พบว่าปัจจัยที่ 1 ประกอบด้วย 11 ข้อความ ได้แก่ ข้อที่ 25 26 30 31 32 33 36 37 38 39 และ 40 ข้อความเหล่านี้ส่วนใหญ่มาจากมิติด้านอำนาจแห่งตัวแทนของดัชนีต้นฉบับ (6 ข้อความ: 25 31 32 36 38 และ 39) โดยมี 5 ข้อความ มาจากมิติด้านความมีอิสระในการทำงาน (26 30 33 37 และ 40) จึงตั้งชื่อปัจจัยนี้ว่า 'อำนาจแห่งตัวแทน' ปัจจัยที่ 2 ประกอบด้วย 11 ข้อความ ได้แก่ ข้อที่ 1 2 3 9 11 14 16 21 23 27 และ 34 ข้อความเหล่านี้ส่วนใหญ่มาจากมิติด้านคุณวุฒิของดัชนีต้นฉบับ (5 ข้อความ: 1 3 9 14 และ 16) โดยมี 2 ข้อความ มาจากมิติด้านหน้าที่รับผิดชอบ (2 และ 11) และ 4 ข้อความ มาจากมิติด้านอำนาจแห่งตัวแทน (21 23 27 และ 34) จึงตั้งชื่อปัจจัยว่า 'คุณวุฒิ' ปัจจัยที่ 3 ประกอบด้วย 5 ข้อความ คือ ข้อที่ 4 5 6 8 และ 12 โดยมีข้อความส่วนใหญ่มาจากมิติด้านหน้าที่รับผิดชอบ (3 ข้อความ: 4 5 และ 12) โดยมี 2 ข้อความ มาจากมิติคุณวุฒิ (6 และ 8) จึงตั้งชื่อปัจจัยนี้ว่า 'หน้าที่รับผิดชอบ' ปัจจัยที่ 4 ประกอบด้วย 6 ข้อความ คือ ข้อที่ 10 13 17 18 19 และ 20 ข้อความเหล่านี้บางส่วนมาจากมิติด้านคุณวุฒิ (3 ข้อความ: 10 13 และ 19) บางส่วนมาจากมิติด้านหน้าที่รับผิดชอบของดัชนีต้นฉบับ (3 ข้อความ: 17 18 และ 20) จึงตั้งชื่อปัจจัยนี้ว่า 'คุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ' ปัจจัยสุดท้าย ประกอบด้วย 4 ข้อความ คือ ข้อที่ 22 24 28 และ 29 ข้อความทั้งหมดมาจากมิติด้านความมีอิสระในการ

ตารางที่ 2 ค่าน้ำหนักปัจจัยจากการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพเรียงลำดับตามค่าน้ำหนักปัจจัยเฉพาะที่มีค่าตั้งแต่ 0.3 ขึ้นไป

Table 2 Factor loadings for the Professional Role Orientation Inventory with sorted values above 0.3

Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
39	.755				
40	.731				
38	.696				
37	.666				
31	-.661				
26	.656				
33	.572				
32	.546				
30	.538				
25	.533				.326
36	.500				
3		.567			
14		.534			
27		.523			
23		.462			
21		.449			

ตารางที่ 2 (ต่อ)

Table 2 (cont.)

Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
2		-.429			
9	-.362	.403			
1		.393			
16		.380			
34		.369			
11		.330			
5			.781		
4			.686		
12			.667		
6			-.573		
8			-.316		
17				.589	
13				.537	
20				.526	
18				-.419	
19				.350	
10				.348	
22					.643
28		.321			.552
24	.319				.540
29					.434

ทำงานของดัชนีต้นฉบับ จึงตั้งชื่อว่า 'ความมีอิสระในการทำงาน' จากตารางนี้ พบข้อความ 3 ข้อ (ข้อที่ 7 15 และ 35) ที่ไม่มีค่าน้ำหนักปัจจัยลงในปัจจัยใดเลย (ค่าน้ำหนักปัจจัยสูงสุดไม่ถึง 0.3) และพบข้อความ 4 ข้อ ที่มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยร่วมกันมากกว่า 1 ปัจจัย (cross loading) ได้แก่ ข้อ 25 มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยในปัจจัยที่ 1 และ 5 ข้อที่ 9 มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยในปัจจัยที่ 1 และ 2 ข้อที่ 28 มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยในปัจจัยที่ 2 และ 5 และข้อที่ 24 มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยในปัจจัยที่ 1 และ 5

ค่าเฉลี่ยของปัจจัย (factor mean) เป็นค่าเฉลี่ยคะแนนรวมของปัจจัย คำนวณได้จากค่าเฉลี่ยของผลรวมของคะแนนรายข้อ (item score) ของข้อความทั้งหมดในปัจจัยนั้น ๆ ส่วนค่าเฉลี่ยรายข้อ (item mean) คำนวณได้จากค่าเฉลี่ยของปัจจัยหารด้วยจำนวนข้อความในแต่ละปัจจัย ตารางที่ 3 แสดงค่าเฉลี่ยของปัจจัยและค่าเฉลี่ยรายข้อของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ รวม 2 แบบจำลอง แบบจำลองแรก คือ แบบจำลองของดัชนีต้นฉบับ อันประกอบด้วย 4 มิติ มิติละ 10 ข้อความ แบบจำลองนี้มีค่าเฉลี่ยของปัจจัยอยู่ในช่วงระหว่าง

33.17-39.23 ปัจจัยด้านความมีอิสระในการทำงานมีค่าเฉลี่ยต่ำสุด (33.17) และปัจจัยด้านคุณวุฒิมีค่าเฉลี่ยสูงสุด (39.23) แบบจำลองที่ 2 คือ แบบจำลอง 5 ปัจจัย ที่ได้จากการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ เนื่องจากปัจจัยทั้ง 5 ของแบบจำลองนี้มีจำนวนข้อความไม่เท่ากัน การแปลผลจึงพิจารณาที่ค่าเฉลี่ยรายข้อเป็นหลัก พบว่า ปัจจัยทั้ง 5 มีค่าเฉลี่ยรายข้ออยู่ระหว่าง 2.73-4.90 ปัจจัยด้าน 'คุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ' มีค่าเฉลี่ยต่ำสุด (2.73) และปัจจัยด้าน 'หน้าที่รับผิดชอบ' มีค่าเฉลี่ยสูงสุด (4.90)

ความตรงเชิงโครงสร้างในระดับข้อความ

ตารางที่ 4 แสดงผลการประเมินความตรงเชิงโครงสร้างในระดับข้อความของแบบจำลอง 5 ปัจจัย พบว่า ปัจจัยทั้ง 5 ในแบบจำลองมีความตรงร่วมกันของข้อความอยู่ระหว่างร้อยละ 75.0-100.0 โดยที่ปัจจัยด้าน 'ความมีอิสระในการทำงาน' มีความตรงชนิดนี้ต่ำที่สุด (ร้อยละ 75.0) ในด้านความตรงแบ่งแยกของข้อความ มีค่าอยู่ระหว่างร้อยละ 87.5-100.0 โดยปัจจัยด้าน 'ความมีอิสระในการทำงาน' แสดงความตรงประเภทนี้ต่ำที่สุดเช่นกัน (ร้อยละ 87.5)

ตารางที่ 3 ค่าเฉลี่ยของปัจจัย ค่าเฉลี่ยรายข้อ และผลการประเมินความเที่ยงของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ

Table 3 Factor means, item means, and reliability results of the Professional Role Orientation Inventory

Scale (Number of items)	Factor Mean	Item Mean	Cronbach's Alpha	Speaman-Brown coefficient	[a]ICC
Original model					
Authority (10)	39.23	3.92	0.40	0.42	0.56
Responsibility (10)	38.27	3.82	0.44	0.44	0.58
Autonomy (10)	33.17	3.31	0.61	0.64	0.57
Agency (10)	36.61	3.66	0.62	0.69	0.58
[b]EFA 5-factor model					
Agency (11)	37.46	3.41	0.85	0.87	0.66
Authority (11)	43.91	3.99	0.62	0.65	0.65
Responsibility (5)	24.48	4.90	0.63	0.70	0.65
Authority-Responsibility (6)	16.35	2.73	0.46	0.52	0.47
Autonomy (4)	13.39	3.35	0.25	0.34	0.53

[a]ICC = Intraclass Correlation Coefficient, calculated from Sample B

[b]EFA = Exploratory Factor Analysis

ตารางที่ 4 ผลการวิเคราะห์ความตรงรายข้อย่อยเชิงคอนเวอร์เจนท์และเชิงดิสคริมิแนนท์ของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ

Table 4 Results of tests of item convergent validity and item discriminant validity for the Professional Role Orientation Inventory

[a]Scale	Convergent validity		Discriminant validity
	Range of correlations	[b]% Success rate	[c]% Success rate
Authority	0.33 - 0.52	90.9	100.0
Responsibility	0.51 - 0.75	100.0	100.0
Autonomy	0.12 - 0.73	75.0	87.5
Agency	0.50 - 0.74	100.0	100.0
Authority-Responsibility	0.49 - 0.55	100.0	100.0

[a]From exploratory factor analysis: 5-factor model

[b]Percentage of item-scale correlations ≥ 0.40

[c]Percentage of item-scale correlations higher with the item's own scale than with any other scales

ความเที่ยงประเภทความพ้องภายใน

ค่าสถิติครอนห์บาคอัลฟาของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพแสดงในตารางที่ 3 แบบจำลองของดัชนีต้นฉบับ มีค่าสถิติอัลฟาอยู่ระหว่าง 0.40-0.62 ปัจจัยด้านอำนาจแห่งตัวแทนมีค่าสถิติอัลฟาสูงสุด (0.62) และปัจจัยด้านคุณวุฒิมีค่าสถิติอัลฟาต่ำสุด (0.40) สำหรับแบบจำลอง 5 ปัจจัย ที่จำแนกตามผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ พบค่าสถิติอัลฟาอยู่ในช่วงระหว่าง 0.25-0.85 ปัจจัยด้าน 'อำนาจแห่งตัวแทน' แสดงค่าสถิติอัลฟาสูงสุด (0.85) และปัจจัยด้าน 'ความมีอิสระในการทำงาน' มีค่าสถิติอัลฟาต่ำสุด (0.25)

ความเที่ยงประเภทแบ่งครึ่ง

ค่าสัมประสิทธิ์สเปียร์แมน-บราวน์ของแบบจำลองดัชนีต้นฉบับ มีค่าระหว่าง 0.42-0.69 ปัจจัยด้านอำนาจแห่งตัวแทนมีค่าสูงสุด (0.69) และปัจจัยด้านคุณวุฒิมีค่าต่ำสุด (0.42) สำหรับแบบจำลอง 5 ปัจจัย มีค่าสัมประสิทธิ์สเปียร์แมน-บราวน์ อยู่ระหว่าง 0.34-0.87 โดยมีปัจจัยด้าน 'อำนาจแห่งตัวแทน' แสดงค่าสูงสุด (0.87) และปัจจัยด้าน 'ความมีอิสระในการทำงาน' มีค่าต่ำสุด (0.34) (ตารางที่ 3)

ความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำ

จากกลุ่มตัวอย่างชุด ข. 400 คน ที่ได้รับแบบสอบถามซ้ำ มีทันตแพทย์ตอบแบบสอบถามซ้ำจำนวน 234 คน (ร้อยละ 58.5) มีช่วงเวลาระหว่างการตอบห่างกันโดยเฉลี่ย 60.5 วัน (±19.1 วัน) มีค่ามัธยฐานเท่ากับ 56 วัน สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นรายข้อมีค่าระหว่าง 0.32-0.60 จากข้อความทั้งหมด 40 ข้อ พบว่า 11 ข้อความมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นต่ำกว่า 0.40 (ตารางที่ 1) สำหรับสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นในระดับมิติแสดงอยู่ในตารางที่ 3 แบบจำลองต้นฉบับมีค่าระหว่าง 0.56-0.58 แบบจำลอง 5 ปัจจัย มีค่าระหว่าง 0.47-0.66 ปัจจัยที่มีค่าค่อนข้างต่ำ คือ ปัจจัยด้าน 'คุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ' (0.47) และ 'ความมีอิสระในการทำงาน' (0.53)

วิจารณ์

แม้ว่าดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทยได้ผ่านกระบวนการปรับข้ามวัฒนธรรม และได้รับการประเมินว่ามีความทัดเทียมกับดัชนีต้นฉบับ[10] อย่างไรก็ตาม ขั้นตอนต่อไปก่อนที่ดัชนีจะถูกนำไปใช้งานจริง คือ การตรวจประเมิน

คุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรง ทั้งนี้ เนื่องจากกระบวนการปรับข้ามวัฒนธรรมไม่สามารถประกันได้ว่า ดัชนีฉบับแปลจะยังคงคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงไว้ในระดับดีเทียบเท่าดัชนีต้นฉบับได้[12,18] การศึกษานี้ใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจเพื่อประเมินความตรงเชิงปัจจัยของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทย ในเชิงอุดมคตินั้น ดัชนีฉบับแปลใดๆ ที่มีความตรงเชิงปัจจัยเป็นอย่างดี ควรมีโครงสร้างปัจจัยแต่ละมิติคงที่ ไม่เปลี่ยนแปลงต่างไปจากของดัชนีต้นฉบับแม้จะถูกประยุกต์ข้ามวัฒนธรรม (transcultural factorial invariance) ดังที่ได้กล่าวแล้วว่าดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพตามต้นฉบับมีโครงสร้างปัจจัยประกอบด้วย 4 มิติ มิติละ 10 ข้อความ แต่ผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจของการศึกษานี้ หลังจากที่ได้พิจารณาแผนภูมิสกรีและความชัดเจนของโครงสร้างปัจจัยแล้ว พบว่าแบบจำลอง 5 ปัจจัยมีความเหมาะสมกับข้อมูลมากกว่า โดยมิติที่ 5 ซึ่งเพิ่มขึ้นมา คือ มิติด้านคุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ มิตินี้ประกอบด้วย 6 ข้อความ จำแนกเป็นข้อความที่มาจากมิติด้านคุณวุฒิของดัชนีต้นฉบับจำนวน 3 ข้อความ (ข้อ 10 13 และ 19) และอีก 3 ข้อความมาจากมิติด้านหน้าที่รับผิดชอบของดัชนีต้นฉบับ (ข้อ 17 18 และ 20) นอกจากประเด็นความแตกต่างในเรื่องจำนวนปัจจัยแล้ว ผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจยังชี้ให้เห็นปัญหาหลายประการเกี่ยวกับโครงสร้างปัจจัยของแบบจำลอง 5 ปัจจัย อันแสดงถึงการขาดความตรงเชิงปัจจัยกับดัชนีต้นฉบับ ประการแรก คือ มิติส่วนใหญ่ในแบบจำลอง 5 ปัจจัย ประกอบด้วยข้อความในจำนวนที่ไม่เท่ากัน อีกทั้งยังผสมผสานกันจากหลายมิติของดัชนีต้นฉบับ ตัวอย่างเช่น มิติด้านคุณวุฒิของแบบจำลอง 5 ปัจจัยอันประกอบด้วย 11 ข้อความ แม้ว่าข้อความจากมิติด้านคุณวุฒิของดัชนีต้นฉบับจะมีจำนวนมากเป็นส่วนใหญ่ (ข้อ 1 3 9 14 และ 16) แต่ก็มี 2 ข้อความมาจากมิติด้านหน้าที่รับผิดชอบ (ข้อ 2 และ 11) และอีก 4 ข้อความที่มาจากมิติด้านอำนาจแห่งตัวแทนของดัชนีต้นฉบับ (ข้อ 21 23 27 และ 34) ในประเด็นนี้ มีเพียงมิติด้านความมีอิสระในการทำงานอันเป็นมิติเดียวเท่านั้นในแบบจำลอง 5 ปัจจัย ที่มีข้อความทั้งหมดมาจากมิติดั้งเดิมของดัชนีต้นฉบับ ประการที่ 2 คือ มีข้อความบางข้อที่มีค่าน้ำหนักปัจจัยต่ำกว่า 0.3 อันถือได้ว่าไม่มีค่าน้ำหนักปัจจัยลงในมิติใดเลย ได้แก่ ข้อที่ 7 15 และ 35 นั่นคือ แบบจำลอง 5 ปัจจัย ประกอบด้วยข้อความเพียง 37 ข้อความ ประการที่ 3 คือ มีข้อความจำนวน 4 ข้อความ (ข้อ 9 24 25 และ 28) ที่มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยร่วมกันมากกว่า 1 มิติ และประการสุดท้าย คือ ปัจจัยทั้ง 5 ในแบบจำลอง รวมกันแล้วอธิบายความแปรปรวนของข้อมูลได้ค่อนข้างน้อย (ร้อยละ 34.44)

Swisher และคณะ[9] ได้นำดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพมาประยุกต์ข้ามวิชาชีพแต่มิได้ปรับข้ามวัฒนธรรม โดยศึกษาในกลุ่มตัวอย่างนักกายภาพบำบัดชาวอเมริกัน และได้รายงานถึงผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจที่พบปัญหาคล้ายคลึงกัน แม้ว่าแบบจำลองของ Swisher และคณะประกอบด้วย 4 ปัจจัย สอดคล้องตามดัชนีต้นฉบับ แต่ปัจจัยทั้งหมดก็ประกอบด้วยข้อความในจำนวนที่ไม่เท่ากันและเป็นข้อความที่ผสมผสานมาจากหลายมิติของดัชนีต้นฉบับเช่นเดียวกัน ตัวอย่างเช่น ปัจจัยแรกในแบบจำลองของ Swishier และคณะประกอบด้วยข้อความที่ได้จากมิติด้านความมีอิสระในการทำงานและด้านอำนาจแห่งตัวแทนของดัชนีต้นฉบับเป็นต้น ประการถัดมา แบบจำลองของ Swisher และคณะมีค่าน้ำหนักปัจจัยค่อนข้างต่ำมาก มีข้อความเป็นจำนวนมากถึง 14 ข้อที่มีค่าน้ำหนักปัจจัยต่ำกว่า 0.3 (ได้แก่ ข้อ 2 3 8 9 10 11 13 14 15 18 19 22 28 และ 35) อีกประการหนึ่ง แบบจำลองของ Swisher และคณะมีข้อความจำนวน 4 ข้อความ (ข้อ 32 33 39 และ 40) ที่มีการลงค่าน้ำหนักปัจจัยร่วมกันมากกว่า 1 มิติ และประการสุดท้าย คือ ปัจจัยทั้ง 4 ในแบบจำลองของ Swisher และคณะอธิบายความแปรปรวนได้ต่ำเพียงร้อยละ 21.8 จากรายงานของ Swisher และคณะ และรายงานฉบับนี้รวมกันเพียง 2 การศึกษายังเป็นการยากที่จะตัดสินใจได้ว่า ลักษณะของการขาดความตรงเชิงปัจจัยเท่าที่ปรากฏให้เห็นเป็นผลมาจากการปรับข้ามวิชาชีพ หรือการปรับข้ามวัฒนธรรมอย่างใดอย่างหนึ่งมากกว่ากัน แนวทางหนึ่งซึ่งน่าที่จะช่วยคลี่คลายประเด็นนี้ได้ อยู่ที่การพิจารณาเปรียบเทียบถึงขนาดของ 'ส่วนต่าง' ระหว่างต้นทางกับปลายทาง กล่าวคือ พิจารณาว่าวิชาชีพต้นทางมีส่วนแตกต่างจากวิชาชีพปลายทางมากน้อยเพียงใด และพิจารณาว่าวัฒนธรรมต้นทางมีส่วนแตกต่างจากวัฒนธรรมปลายทางมากน้อยเพียงใด การออกแบบการศึกษาเช่นนั้นต้องมีทั้งการประยุกต์ข้ามวิชาชีพและการประยุกต์ข้ามวัฒนธรรมอยู่ด้วยในการศึกษาเดียวกัน

Thoma และคณะ[8] เสนอรายงานการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจของดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพในกลุ่มทันตแพทย์ชาวอเมริกัน และผลการศึกษายืนยันถึงมิติทั้ง 4 ตามดัชนีต้นฉบับ พ่วงด้วยมิติที่ 5 อันผสมผสานขึ้นด้วยข้อความจากมิติด้านอำนาจแห่งตัวแทน ความมีอิสระในการทำงาน และ

คุณวุฒิ จากผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจของการศึกษาครั้งนี้ รวมทั้งการศึกษาอื่นๆ ที่กล่าวมา ดูเหมือนว่าการประยุกต์ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพยังขาดความตรงเชิงปัจจัยเมื่อเทียบกับดัชนีต้นฉบับ อย่างไรก็ดี ในทางปฏิบัติยังมีปัญหาในการตัดสินใจว่าต้องได้ผลการวิเคราะห์ออกมาเป็นอย่างไรจึงจะถือได้ว่ามีหรือไม่มีความตรงเชิงปัจจัย เนื่องจากผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจโดยทั่วไปมักได้โครงสร้างปัจจัยที่ 'ไม่ตรง' กับต้นฉบับหรือโครงสร้างเชิงทฤษฎีทั้งหมดเสียทีเดียว Lim และคณะ[19] ระบุว่าในปัจจุบันนี้ยังปราศจากหลักเกณฑ์สากลอันเป็นที่ยอมรับที่ระบุถึงเงื่อนไขว่า การวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจจะต้องได้โครงสร้างเหมือนกันหรือใกล้เคียงกันมากน้อยแค่ไหน จึงจะถือว่าใช้ได้ ในระหว่างที่ยังไม่มีหลักเกณฑ์สำหรับพิจารณาตัดสินอย่างแน่ชัด อาจต้องใช้เทคนิคการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงยืนยัน (confirmatory factor analysis) เพื่อทดสอบประเมินความสมรูป (fit) ของแบบจำลองที่มีโครงสร้างปัจจัยต่างๆ กัน

การประเมินความตรงเชิงโครงสร้างในระดับข้อความเป็นเทคนิคการประเมินความตรงเชิงโครงสร้างประเภทหนึ่งที่พิจารณาได้จากข้อมูลภายในตัวมาตรวัด (internal construct validity) จากผลการประเมินความตรงร่วมกันของข้อความและความตรงแบ่งแยกของข้อความพบว่า ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทยมีความตรงทั้ง 2 แบบ ในระดับที่ดีเกือบทุกมิติ ยกเว้นเพียงมิติด้านความมีอิสระในการทำงาน ซึ่งมีความตรงค่อนข้างต่ำ ทั้งความตรงร่วมกันของข้อความ (ร้อยละ 75) และความตรงแบ่งแยกของข้อความ (ร้อยละ 87.5)

การประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงประเภทความพ้องภายในของแบบจำลอง 5 ปัจจัย ได้ค่าสถิติอัลฟาอยู่ในช่วงระหว่าง 0.25-0.85 มิติด้านอำนาจแห่งตัวแทนมีค่าอัลฟาสูงสุด (0.85) และเป็นเพียงมิติเดียวที่มีระดับสูงกว่า 0.70 ตามเกณฑ์ของ Nunnally และ Bernstein[15] มิติด้านคุณวุฒิ (0.62) และด้านหน้าที่รับผิดชอบ (0.63) มีค่าอัลฟาต่ำกว่าเกณฑ์เล็กน้อย แต่ยังถือว่าอยู่ในระดับที่ใช้ได้ ในขณะที่มิติด้านความมีอิสระในการทำงานมีค่าอัลฟาต่ำสุด (0.25) อันอาจเนื่องมาจากมิตินี้มีจำนวนข้อความน้อยที่สุดเพียง 4 ข้อ

หนทางในการเพิ่มความเที่ยงประเภทความพ้องภายในให้แก่มิติที่มีความเที่ยงต่ำอาจทำได้ 2 วิธี คือ การลดข้อความและการเพิ่มข้อความ จากผลการวิเคราะห์รายข้อความ (ไม่ได้แสดงในตาราง) พบว่า หากเอาข้อความที่ 28 ออกจากมิติด้านความมีอิสระในการทำงานของแบบจำลอง 5 ปัจจัย จะทำให้ค่าอัลฟาของมิติดังกล่าวเพิ่มขึ้นอีกเท่าตัวเป็น 0.50 การวิเคราะห์ในแบบจำลองดัชนีต้นฉบับก็พบเช่นกันว่า หากเอาข้อความที่ 28 ออกจากมิติด้านความมีอิสระในการทำงาน จะได้ค่าอัลฟาเพิ่มขึ้นจาก 0.61 เป็น 0.66 อย่างไรก็ดี เนื่องจากมิติด้านความมีอิสระในการทำงานของแบบจำลอง 5 ปัจจัย มีข้อความอยู่น้อยที่สุดเพียง 4 ข้อความ แนวทางการเพิ่มความเที่ยงประเภทความพ้องภายในด้วยวิธีลดจำนวนข้อความจะยิ่งทำให้มีจำนวนข้อความเหลืออยู่น้อยลงอีกจนอาจไม่ครอบคลุมการประเมินคุณลักษณะของมิตินี้ได้ ดังนั้น จึงสมควรที่จะมีการปรับปรุงความเที่ยงด้วยการพิจารณาเพิ่มจำนวนข้อความใหม่ๆ ให้แก่มิติดังกล่าวในการพัฒนาดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพรอบต่อไปในอนาคต

ในรายงานของ Born และคณะ[7] ที่ใช้ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพกับกลุ่มตัวอย่างทันตแพทย์ในมลรัฐมินนิโซตา ประเทศสหรัฐอเมริกา ระบุถึงค่าสถิติอัลฟาระหว่าง 0.36-0.70 และสรุปว่ามีความเที่ยงอยู่ในระดับที่ดีสำหรับเครื่องมือที่มีลักษณะและจำนวนข้อเช่นนี้ การศึกษาของ Born และคณะใช้วิธีจำแนกมิติโดยใช้โครงสร้างมิติละ 10 ข้อความตามต้นฉบับ ซึ่งหากพิจารณาค่าสถิติอัลฟาของแบบจำลองต้นฉบับในการศึกษาครั้งนี้ก็พบว่ามีค่าอยู่ในช่วงใกล้เคียงกัน คือ ระหว่าง 0.40-0.62 ส่วนการศึกษาของ Swisher และคณะ[9] นั้น ใช้วิธีจำแนกมิติตามผลการวิเคราะห์ปัจจัยเชิงสำรวจ และได้ค่าสถิติอัลฟาต่ำกว่าการศึกษาครั้งนี้มาก คือ อยู่ในช่วงระหว่าง 0.05-0.73 ดังนั้น แม้ผลการประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงของดัชนีฉบับภาษาไทยจะพบค่าสถิติอัลฟาค่อนข้างต่ำในบางมิติ แต่ก็ยังถือว่าอยู่ในระดับที่ใกล้เคียงกันหรือสูงกว่าผลการประยุกต์ดัชนีตัวนี้ในกลุ่มตัวอย่างอเมริกัน

การประเมินความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำบ่งบอกถึงความมั่นคงตามกาลเวลา (stability over time) ของดัชนี โดยพิจารณาจากผลการวัดสิ่งเดียวกันซ้ำที่ช่วงเวลาต่างๆ กัน หากดัชนีมีความเที่ยงประเภทนี้สูงก็ควรได้ผลการวัดเป็นเช่นเดียวกันในแต่ละครั้ง ความเที่ยงประเภทนี้มีความสำคัญโดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่ต้องมีการวัดประเมินคุณลักษณะในระยะยาวเพื่อติดตามดูผลการเปลี่ยนแปลงตามเวลา ในบริบทของทันตแพทยศาสตร์ศึกษาที่มีการจัดหลักสูตรเน้นหนักที่สมรรถนะด้านความเป็นวิชาชีพนั้น การนำดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพมาใช้เพื่อเฝ้าติดตามผลการพัฒนาความเป็นวิชาชีพในนิสิต จึงต้องการคุณสมบัติด้านความเที่ยงประเภท

ทดสอบซ้ำที่สูงพอ โดยปกติแล้ว ถือเกณฑ์ว่าสัมประสิทธิ์-สหสัมพันธ์ภายในชั้นควรมีค่าเกิน 0.70 แสดงถึงความเที่ยงที่ดี[20] นักวิจัยบางท่านยังเสนอแนะให้ใช้เกณฑ์ที่ระดับ 0.60[21] การศึกษานี้พบว่า แบบจำลอง 5 ปัจจัยมีอยู่ 3 มิติที่ได้ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นอยู่ระหว่าง 0.60-0.70 ในขณะที่มิติด้านความมีอิสระในการทำงาน (0.53) และด้านคุณวุฒิ-หน้าที่รับผิดชอบ (0.47) มีค่าต่ำกว่าระดับ 0.60 (ตารางที่ 3) ยิ่งไปกว่านั้น เมื่อพิจารณาที่ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นที่ระดับข้อความพบว่าไม่มีข้อความใดที่ได้ค่าเกินระดับ 0.60 (ตารางที่ 1) อันแสดงว่าดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพยังมีความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำต่ำเกินไปที่จะนำมาใช้งานในลักษณะเฝ้าติดตามระยะยาวได้

ข้อระวังที่สำคัญของการประเมินความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำ คือ การกำหนดช่วงเวลาที่พอเหมาะระหว่างการตอบแต่ละครั้ง หากช่วงเวลาสั้นเกินไป อาจได้ผลการประเมินความเที่ยงสูงเกินความเป็นจริง เนื่องจากผู้ตอบยังจำคำตอบครั้งแรกได้ในขณะที่ตอบครั้งหลัง (learning effect) ในทางตรงกันข้าม หากทิ้งช่วงเวลานานเกินไป ก็อาจมีโอกาสที่ผู้ตอบจะมีคุณลักษณะที่ต้องการวัดเกิดการเปลี่ยนแปลงขึ้นโดยแท้จริงได้ (maturation effect) การศึกษาครั้งนี้ มีช่วงเวลาระหว่างการตอบ 2 ครั้ง ห่างกันประมาณ 2 เดือน ซึ่งถือได้ว่าอยู่ในระยะเวลาที่เหมาะสมสำหรับการวัดคุณลักษณะด้านความเป็นวิชาชีพ เมื่อวิเคราะห์เปรียบเทียบระหว่างกลุ่มที่มีระยะเวลาระหว่างการตอบนาน (106 คน ระยะเวลาเกินค่ามัธยฐาน 56 วัน) และกลุ่มที่มีระยะเวลาระหว่างการตอบสั้น (126 คน ระยะเวลาไม่เกิน 56 วัน) พบว่าทั้ง 2 กลุ่มมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ภายในชั้นของมิติ ต่าง ๆ ใกล้เคียงกัน (ข้อมูลไม่ได้แสดงในตาราง) ดังนั้นช่วงเวลาระหว่างการตอบที่กำหนดไว้ในการศึกษานี้ จึงไม่น่าจะมีอิทธิพลต่อความเที่ยงประเภททดสอบซ้ำ

การศึกษานี้มีข้อจำกัด คือ มีอัตราการตอบกลับที่ค่อนข้างต่ำ (ร้อยละ 36.9) อันอาจก่อให้เกิดอคติเหตุไม่ตอบกลับได้ (non-response bias) ดังนั้น การแปลผลการศึกษาจึงต้องใช้ความระมัดระวังและคำนึงถึงทันตแพทย์กลุ่มที่ไม่ตอบแบบสอบถามด้วย อย่างไรก็ดี เนื่องจากวัตถุประสงค์ของรายงานฉบับนี้อยู่ที่การประเมินคุณสมบัติเชิงการวัดผลของดัชนี การประเมินความตรงเชิงปัจจัยต้องการขนาดกลุ่มตัวอย่างอย่างน้อยที่สุด 10 คน ต่อหนึ่งข้อความ ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพอันประกอบด้วย 40 ข้อความ จึงต้องการขนาดกลุ่มตัวอย่างไม่ต่ำกว่า 400 คน ดังนั้น กลุ่มตัวอย่างจำนวน 792 คนในการศึกษานี้ จึงน่าจะมีขนาดที่พอเพียงให้บรรลุวัตถุประสงค์ของการประเมินความตรงเชิงปัจจัยได้

ดัชนีวัดความเป็นวิชาชีพทางการแพทย์ส่วนใหญ่ถูกพัฒนาขึ้นโดยมีพื้นฐานเน้นในเชิงพฤติกรรมที่แสดงออก[5,6,21] ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพมีจุดเด่นอยู่ที่การอ้างอิงตามแบบจำลองเชิงทฤษฎีที่นักปรัชญาและนักจริยศาสตร์ได้คิดค้นขึ้นเพื่ออธิบายความเป็นวิชาชีพ[22] Bebeau และคณะ[4] ได้นำเสนอแบบจำลองของวิชาชีพไว้ 4 แบบ แบ่งตามค่าคะแนนดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพ ได้แก่ แบบจำลองเชิงพาณิชย์ (commercial) แบบจำลองสมาคม (guild) แบบจำลองบริการ (service) และแบบจำลองตัวแทน (agent) ดังนั้น การนำเอาดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพมาใช้จึงช่วยให้สามารถจำแนกได้ว่าผู้ประกอบวิชาชีพผู้ใดยึดถือแบบจำลองใดในการประกอบวิชาชีพ เนื่องจากผู้ประกอบวิชาชีพจะมีการวางตัวและมีพฤติกรรมแสดงออกในลักษณะอย่างไรนั้น ย่อมขึ้นอยู่กับว่าบุคคลนั้นมีความตระหนักอย่างไรถึงบทบาทเชิงวิชาชีพของตน ตลอดจนหน้าที่รับผิดชอบที่มีต่อสังคม ความตระหนักในบทบาท (role concept) นี้ นับได้ว่าเป็นสิ่งสำคัญขั้นพื้นฐานในการสร้างแรงจูงใจและปลูกฝังความอุทิศตนให้เกิดขึ้นแก่บุคคลในวิชาชีพ ในอันที่จะยึดประโยชน์ส่วนรวมอยู่เหนือประโยชน์ส่วนตน องค์กรทางวิชาชีพทันตแพทย์ในประเทศไทยที่มีพันธะเกี่ยวข้องในการพัฒนาและดำรงไว้ซึ่งความเป็นวิชาชีพ อาทิ คณะทันตแพทยศาสตร์ และทันตแพทยสภา องค์กรเหล่านี้จึงย่อมมีบทบาทสำคัญในการประเมินความเป็นวิชาชีพของทันตแพทย์ด้วย ทั้งนี้โดยอาจเลือกใช้วิธีการและดัชนีต่าง ๆ ตามความเหมาะสม อย่างไรก็ดี จากผลการประเมินคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงในการศึกษาครั้งนี้ ยังจำเป็นต้องมีการพัฒนาคุณสมบัติทางการวัดผลของดัชนีให้ดียิ่งขึ้นก่อนที่จะนำไปใช้ประเมินความเป็นวิชาชีพของทันตแพทย์ไทยได้อย่างมีประสิทธิภาพ

สรุป

ดัชนีแบบอย่างความเป็นวิชาชีพฉบับภาษาไทยยังมีคุณสมบัติด้านความเที่ยงและความตรงไม่อยู่ในระดับที่สูงพอที่จะนำมาใช้งานได้ คุณสมบัติด้านความเที่ยงยังค่อนข้างต่ำในบางมิติ โดยเฉพาะมิติด้านความมีอิสระในการทำงาน นอกจากนี้ดัชนีฉบับภาษาไทยยังมีโครงสร้างปัจจัยไม่สอดคล้อง

กับดัชนีต้นฉบับ จึงสมควรต้องมีการพัฒนาคุณสมบัติทางการวัดผลของดัชนีให้ดีขึ้น อีกทั้งควรมีการวิจัยเชิงระบบบริการสุขภาพให้มากขึ้น เพื่อทราบถึงปัจจัยต่าง ๆ ที่มีความสัมพันธ์กับความเป็นวิชาชีพของทันตแพทย์ไทย อันจะมีส่วนเอื้อต่อการประเมินความตรงภายนอกของดัชนีต่อไป

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณคณะทันตแพทยศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัยที่ให้ทุนสนับสนุนการวิจัยครั้งนี้และขอบคุณทันตแพทย์ทุกท่านที่กรุณาสละเวลาตอบแบบสอบถาม

เอกสารอ้างอิง

1. Welie JVM. Is dentistry a profession? Part 1. Professionalism defined. J Can Dent Assoc. 2004;70:529-32.
2. Kurlander JE, Wynia MK, Morin K. The social-contract model of professionalism: baby or bath water? Am J Bioeth. 2004;4:33-6.
3. Reed RR, Evans D. The deprofessionalization of medicine. Causes, effects and responses. JAMA. 1987;258:3279-82.
4. Bebeau MJ, Born DO, Ozar DT. The development of a professional role orientation inventory. J Am Coll Dent. 1993;60(2):27-33.
5. Hammer DP, Mason HL, Chalmers RK, Popovich NG, Rupp MT. Development and testing of an instrument to assess behavioral professionalism of pharmacy students. Am J Pharm Educ. 2000;64:141-51.
6. Jette DU, Portney LG. Construct validation of a model for professional behavior in physical therapist students. Phys Ther. 2003;83:432-43.
7. Born DO, Bebeau MJ, Rozmenoski SJ. Analysis of the professional role orientation inventory [abstract]. J Dent Res. 1995;(Spec Iss):162.
8. Thoma SJ, Bebeau MJ, Born DO. Further analysis of the professional role orientation inventory. J Dent Res. 1998;77:120.
9. Swisher LL, Beckstead JW, Bebeau MJ. Factor analysis as a tool for survey analysis using a professional role orientation inventory as an example. Phys Ther. 2004;84:784-99.
10. Hosanguan C. Cross-cultural adaptation of the professional role orientation inventory for Thai dentists. CU Dent J. 2008:31:315-30.
11. Brislin RW. Back translation for cross-cultural research. J Cross Cult Psychol. 1970;1:187-216.
12. McKenna SP, Doward LC. The translation and cultural adaptation of patient-reported outcome measures. Value Health. 2005;8:89-91.
13. Kim JO, Mueller CW. Factor analysis: statistical methods and practical issues. Newbury Park: Sage Publications, 1978.
14. Campbell DT, Fiske DW. Convergent and discriminant validation by the multitrait multimethod matrix. Psychol Bull. 1959;56:81-105.
15. Nunnally JC, Bernstein IR. Psychometric in Theory, 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1994:265.
16. Pedhazur EJ, Schmelkin LP. Measurement, Design, and Analysis. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers, 1991:74-117.
17. Shrout PE, Fleiss JL. Intraclass correlations: uses in assessing rater reliability. Psychol Bull. 1979;86:420-8.
18. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine. 2000;25:3186-91.
19. Lim TO, Das A, Rampal S, Zaki M, Sahabudin RM, Rohan MJ, et al. Cross-cultural adaptation and validation of the English version of the International Index of Erectile Function (IIEF) for use in Malaysia. Int J Impot Res. 2003;15:329-36.
20. Tan EK, Fook-Chong S, Lum SY, Lim E. Botulinum toxin improves quality of life in hemifacial spasm: validation of a questionnaire (HFS-30). J Neurol Sci. 2004;219:151-5.

21. Portney LG, Watkins MP. Foundations of clinical research: applications to practice. 2nd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall Health, 2000:65.

22. Miller BK, Adams D, Beck L. A behavioral inventory for professionalism in nursing. J Prof Nurs. 1993;9:290-5.

23. Ozar DT. Three models of professionalism and professional obligation in dentistry. J Am Dent Assoc. 1985;110:173-7.

Reliability and validity of the professional role orientation inventory - Thai version

Chanchai Hosanguan B.Sc. (Hons), D.D.S. (Hons), M.S.

Department of Community Dentistry, Faculty of Dentistry, Chulalongkorn University

Abstract

Objective The Professional Role Orientation Inventory has been cross-culturally adapted for Thai dentists. The purpose of this study was to evaluate reliability and validity of its Thai version.

Materials and methods A random sample of 792 dentists (Sample A.) responded to mailed questionnaires. Factorial validity of the inventory was assessed by exploratory factor analysis. Item-level construct validity was assessed by convergent and discriminant validities. Cronbach's alphas were computed for assessing internal consistency as well as Spearman-Brown coefficients for split-half reliability. In addition, a sample of 234 dentists (Sample B.) returned a second questionnaire for assessing test-retest reliability using intraclass correlation coefficients (ICC).

Results An exploratory factor analysis revealed a five-factor structure consisting of authority, responsibility, autonomy, agency, and authority-responsibility. All dimensions, excepting autonomy, demonstrated good item convergent and discriminant validities. Cronbach's alphas ranged from 0.25 to 0.85. Spearman-Brown coefficients were between 0.34-0.87. Item-level ICCs were between 0.32-0.60.

Conclusion Some dimensions of the inventory displayed unsatisfactory level of reliability and validity. Specifically, the factorial structure of the Thai version did not conform to the original inventory. Psychometric properties of the inventory need further improvement before meaningful assessment of professionalism among Thai dentists could be achieved.

(CU Dent J. 2009;32:53-68)

Key words: *dentist; professionalism; reliability; validity*