

Sanna, Domingo

**Working Paper**

## Relaciones entre imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad: Estudio en una escuela de negocios de la Argentina

Serie Documentos de Trabajo, No. 419

**Provided in Cooperation with:**

University of CEMA, Buenos Aires

*Suggested Citation:* Sanna, Domingo (2010) : Relaciones entre imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad: Estudio en una escuela de negocios de la Argentina, Serie Documentos de Trabajo, No. 419, Universidad del Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina (UCEMA), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/84345>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**UNIVERSIDAD DEL CEMA  
Buenos Aires  
Argentina**

Serie  
**DOCUMENTOS DE TRABAJO**

**Área: Marketing y Negocios**

**RELACIONES ENTRE IMAGEN DE  
MARCA CORPORATIVA, SATISFACCION  
Y LEALTAD: ESTUDIO EN UNA ESCUELA  
DE NEGOCIOS DE LA ARGENTINA**

**Domingo Sanna**

**Marzo 2010  
Nro. 419**

**[www.cema.edu.ar/publicaciones/doc\\_trabajo.html](http://www.cema.edu.ar/publicaciones/doc_trabajo.html)  
UCEMA: Av. Córdoba 374, C1054AAP Buenos Aires, Argentina  
ISSN 1668-4575 (impreso), ISSN 1668-4583 (en línea)  
Editor: Jorge M. Streb; asistente editorial: Valeria Dowding <jae@cema.edu.ar>**



## **Relaciones entre imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad: estudio en una escuela de negocios de la Argentina**

**Domingo Sanna\***

### **RESUMEN**

El objetivo del presente trabajo es presentar las relaciones entre imagen de marca corporativa (CBI), satisfacción y lealtad en el contexto de una Escuela de Negocios de la Argentina. Se proponen y validan tres hipótesis en este estudio: (1) la imagen de marca es un antecedente de la satisfacción del cliente, (2) la relación entre la imagen de marca y la lealtad es a través de la satisfacción y (3) la satisfacción del cliente es un antecedente significativo de la lealtad. Se emplea una escala de personalidad de marca para la medición de la imagen de marca en el contexto de las Universidades argentinas y el Modelo de Ecuaciones Estructurales (SEM) para validar la misma y re-especificarla al igual que el modelo final propuesto el que incluye tres constructos principales: CBI, Satisfacción y Lealtad.

### **ABSTRACT**

The objective of this paper is to present a comprehensive framework of relationships among corporate brand image (CBI), satisfaction, and loyalty. Three hypotheses are proposed and tested in this study: (1) Corporate brand image is antecedent to customer satisfaction, (2) The relationship between corporate brand image and customer loyalty is mediated by customer satisfaction, and (3) Customer satisfaction is a significant antecedent to customer loyalty. A brand personality scale is used for the measurement of the corporate brand image in the context of the Argentinean universities and Structural Equations Modeling (SEM) was employed to validate and re specify this brand personality scale as well as the full model including three main constructs: CBI, Satisfaction and Loyalty.

*Keywords: corporate branding; corporate brand image; off line corporate brand image; emotional branding; customer satisfaction; customer loyalty; behavioral intentions.*

---

\* Los puntos de vista son personales y no representan necesariamente la posición de la Universidad del Cema.

## **INTRODUCCIÓN**

De acuerdo a lo postulado por Chun <sup>1</sup> “el vínculo entre la satisfacción y la imagen de una organización ha sido sub-investigado”. En el presente estudio se analizan las relaciones entre diferentes constructos como son la imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad de clientes, con la meta de ganar un entendimiento profundo en lo referente a la interacción entre éstos.

El contexto donde se desarrolla el estudio es el de la enseñanza superior en una Escuela de Negocios, específicamente la Universidad del CEMA en la Argentina.

Se sugiere que tanto la imagen de marca corporativa como al satisfacción son antecedentes importantes de la lealtad. Aunque se ha demostrado que la satisfacción y la imagen de marca afectan a la lealtad en forma separada, poco se conoce acerca de su interacción, y en particular, en el ambiente de la enseñanza superior en Latinoamérica.

## **REVISIÓN DE LITERATURA**

### **Imagen de marca corporativa**

Los términos reputación, identidad e imagen corporativa generan un cierto grado de confusión sobre el alcance de los mismos. En la literatura de marketing, los términos imagen y reputación se usan intercambiamente. La reputación se emplea como sinónimo de imagen y esto puede causar confusión <sup>2</sup>. Gosti y Wilson <sup>3</sup> han examinado diversos puntos de vista en la literatura de marketing en un intento para clarificar y definir los conceptos de reputación corporativa identificando su relación con la imagen corporativa. Los autores concluyen que hay una relación dinámica y recíproca entre la reputación corporativa de la empresa y la imagen corporativa que ésta proyecta.

La definición más común de imagen en el contexto de la reputación es la ofrecida por Davies y Miles <sup>4</sup> quienes la presentan como: “la suma de impresiones o percepciones que tienen los stakeholders externos”. Entre los stakeholders externos, el foco son los clientes por lo que la imagen no es lo que la compañía cree, sino por lo que los clientes creen o sienten acerca de la compañía

basados en sus experiencias y observaciones <sup>5</sup>. De acuerdo con Davies <sup>6</sup>, cuando la mirada de la compañía es desde la perspectiva de los stakeholders externos tales como los consumidores, ésta se refiere como “la imagen de marca corporativa”.

Diversos trabajos de investigación Ej. <sup>7, 8, 9</sup> examinan a la imagen de marca corporativa empleando la metáfora, en particular, la metáfora de la personalización que ve a la compañía como una persona. Davies y Chun <sup>7</sup> enfatizan que “las marcas no tienen personalidad pero que, simulando que las tienen, se puede comprender y evaluar mejor lo que significan para los individuos”. En la visión de Davies y Chun <sup>7</sup>, si los investigadores dicen que miden la personalidad de marca se engañan: lo que en realidad miden es la imagen de marca empleando la metáfora de la personificación. Por tanto, la personalidad de marca es una herramienta de medición que se puede emplear para evaluar la imagen y la identidad de marca.

### **El concepto de personalidad de marca y su medición.**

El lenguaje del marketing ha sido más metafórico en naturaleza que el de ninguna otra ciencia social <sup>10</sup>. La metáfora de personificación, “la marca es una persona”, es una de las metáforas más comunes en la literatura sobre marcas <sup>11</sup>. Con respecto a los productos y marcas, los seres humanos parecen sentir la necesidad de antropomorfizar, o sea, darle cualidades humanas o formas humanas a algo que no es humano para mejorar sus interacciones con el mundo inmaterial <sup>12</sup>. Los consumidores también parecen no experimentar problemas para asignarle características humanas a las marcas <sup>13</sup> o en construir una relación con las marcas <sup>14</sup>.

King <sup>15</sup> fue el autor que más temprano desarrolló la idea al insistir que la diferencia principal entre dos marca competidoras, con productos similares, descansaba en las diferentes “personalidades” proyectadas por cada marca. Él usó rasgos de personalidad tales como “moderna” o “romántica” para describir una empresa fabricante de muebles. Un antecedente anterior del empleo de la metáfora de la personificación no fue en el área de las marcas de productos sino al

referirse a “la personalidad de un local de venta al por menor”<sup>16</sup>. Jennifer Aaker<sup>13</sup> define a la personalidad de marca “como el conjunto de las características humanas relacionadas con una marca”. La personalidad de marca es además una dimensión central del capital de marca<sup>17</sup>. Se trata de cómo las personas adjuntan una “pseudo” personalidad humana a la marca en sí, más que a lo que la marca hace<sup>18</sup>. La personalidad de marca ha recibido una atención considerable entre los estudiosos de los procesos de comercialización, porque la principal ventaja de crear una personalidad de marca es que puede incrementar su preferencia y uso por parte de los consumidores<sup>19</sup>, y los niveles de confianza y lealtad<sup>13</sup>. La metáfora de la personificación de marca ha sido aceptada por profesionales del marketing<sup>20</sup> y por académicos<sup>13, 21-24</sup>. La idea que se puede tener una relación con una marca es una extensión de la metáfora de la marca como persona<sup>6</sup>. Fournier<sup>14</sup> toma esta sub metáfora en el contexto de las marcas examinando varios tipos de estilos y relaciones que los individuos pueden tener con marcas específicas. De este modo, conceptos tales como confianza y amistad se incluyen para describir la interacción entre los individuos y las marcas de la misma manera que sería natural describir la interacción entre dos personas. Similarmente, si la marca es otra persona es posible “involucrarse con la marca”<sup>25</sup>.

### **Satisfacción de clientes**

Por muchos años ha habido un interés amplio por investigar sobre la satisfacción de clientes, fundamentalmente, porque ésta ha sido una estrategia clave para ganar una ventaja competitiva<sup>26</sup>. Se ha indicado que la satisfacción es clave en la lealtad de éstos, lo que como consecuencia contribuye en mejorar los resultados financieros de un negocio o una compañía<sup>27, 28</sup>. Hay diversas definiciones de satisfacción de clientes en la literatura. Para esta investigación se adoptó la propuesta por Fornell<sup>29</sup> que la define como “Una evaluación completa post-venta”. Esta definición se enfoca en el rendimiento percibido, acumulado y como un todo, del servicio post-venta en comparación con las expectativas existentes antes de la compra. Como Davies<sup>6</sup> postula: “...no estamos preocupados con la satisfacción del cliente o el empleado debido a un simple

incidente o aspecto, si en la manera que los stakeholders sienten acerca de la organización en su conjunto”.

### **Lealtad de clientes**

La lealtad del cliente expresa la intención conductual (behavioral intention) relacionada a un producto o un servicio <sup>30</sup>. Se abordan en este trabajo la investigación dos intenciones conductuales principales: la primera relacionada con intención de recompra y se define como “el juicio individual acerca de comprar nuevamente un servicio determinado de la misma compañía, tomando en consideración su situación actual y las posibles circunstancias” <sup>31</sup>. Esta definición evidencia que la nueva compra está asociada con la experiencia pasada del cliente. Davies <sup>6</sup> demuestra que cuando la lealtad se define como la compra repetida de un bien o servicio, claramente la satisfacción del cliente debe vincularse a la lealtad. En el contexto en que se lleva adelante el estudio –mercado universitario- la posibilidad de recompra existe pero está limitada por la naturaleza misma de los servicios que la universidad ofrece. Por ejemplo, alguien que estudia un MBA no volverá a demandar este servicio nuevamente en el futuro.

La segunda intención conductual se vincula con la comunicación boca-a-boca o Word of Mouth que ha sido identificado como un comportamiento importante que resulta luego de consumir un producto o servicio <sup>32, 33</sup> y que tiene marcada importancia en el mercado universitario en general, y en el de las Escuelas de Negocios en particular, ya que el boca-a-boca brinda información directa y que es altamente creíble <sup>34</sup>. De acuerdo con Westbrook <sup>35</sup> se define a la comunicación boca-a-boca como “las comunicaciones informales hacia otros consumidores relacionadas con la posesión, el uso, o las características de determinados servicios y productos y/o de sus proveedores”. El boca a boca es más importante y influyente en el contexto del marketing de servicios que en el productos <sup>36</sup>. Cuando el cliente de una compañía recomienda los productos o servicios de ésta a otros, esto refleja un alto grado de lealtad <sup>30</sup>.

### **Relación entre la imagen de marca corporativa y la satisfacción**

Diversos estudios previos mostraron una relación entre satisfacción y marca corporativa <sup>6,7</sup>. En la presente investigación se vincula a la imagen de marca corporativa con la satisfacción en consistencia con lo propuesto por Davies con su teoría denominada “The Corporate Reputation Chain” <sup>6</sup>. Este marco postula además la existencia de una relación indirecta entre la imagen de marca y la lealtad.

### **Relación entre la satisfacción y la lealtad**

La lealtad puede ser vista como un resultado de la satisfacción <sup>37</sup>. Analizando investigaciones previas hubo una correlación positiva y significativa estadísticamente entre la satisfacción y la recompra en 15 de las 17 correlaciones estudiadas <sup>38</sup>. Por lo tanto, es más probable que un cliente satisfecho sea más leal a la empresa que uno que no lo está.

### **Relación entre la imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad**

Los efectos de la imagen de marca sobre la satisfacción y la lealtad tiene antecedentes en el trabajo de, por ejemplo, Bloemer y de Ruyter <sup>39</sup>. Davies y Chun <sup>7</sup> probaron que la imagen de marca tiene un efecto indirecto en la lealtad vía la satisfacción.

El análisis previo de las distintas relaciones existentes entre imagen de marca corporativa, satisfacción y lealtad nos lleva a plantear las siguientes hipótesis para la presente investigación en el contexto de la enseñanza superior en la Argentina:

**H<sub>1</sub>** - La imagen de marca corporativa tiene un efecto directo sobre la satisfacción.

**H<sub>2</sub>** - La imagen de marca corporativa tiene un efecto indirecto sobre la lealtad.

**H<sub>3</sub>** - La satisfacción tiene una relación positiva y significativa con la lealtad.

## **METODOLOGÍA**

### **Medición de la imagen de marca corporativa**

Es necesario emplear una escala genérica de personalidad para comparar una compañía con sus competidores como fue citado por <sup>40, 41</sup>. Hay diversos ejemplos de escalas de imagen corporativa tales como la de Aaker <sup>13</sup> llamada “La Personalidad de Marca” y la de Davies et al. <sup>9</sup> conocida como “Escala de Personalidad Corporativa” o EPC. Las dos escalas emplean la metáfora de “la marca como persona” aunque ambas difieren en la cantidad de dimensiones de personalidad (cinco para la de Aaker y siete para la de Davies). El hecho que la escala propuesta por Davies et al. <sup>9</sup> haya sido desarrollada en base a encuestas desarrolladas en el ambiente multicultural tal como el europeo, y que Davies et al. <sup>9</sup> hayan tomado en cuenta para su desarrollo el estudio de la personalidad de marca, tanto desde la perspectiva de los clientes así como la de los empleados de la firma, puede ser de ayuda en el contexto del presente trabajo donde el conocimiento de la imagen de marca corporativa de las universidades argentinas es limitado. Por tanto, fue ésta la escala elegida.

### **Descripción de la “Escala de Personalidad Corporativa” de Davies et al. <sup>9</sup>**

Congruente con un mayor interés en la investigación en branding corporativo sobre el branding de productos, Davies et al. <sup>6</sup> desarrollaron una escala de personalidad corporativa para medir tanto la imagen como la identidad corporativa de una organización. Para el desarrollo de la escala se empleó la metáfora de la personificación. Las siete dimensiones y los 49 ítems que se muestran a continuación, reflejan los contenidos de los descriptores humanos de personalidad y representan las palabras que las personas emplean naturalmente para describir una marca corporativa.

Agreeableness	Friendly, Pleasant, Open, Straightforward, Concerned Reassuring, Supportive, Agreeable, Honest, Sincere Socially-responsible, Trustworthy
Competence	Reliable, Secure, Hardworking, Ambitious, Achievement-oriented Leading, Technical, Corporate
Enterprise	Cool, Trendy, Young, Imaginative, Up to date, Exiting Innovative, Extrovert, Daring
Chic	Charming, Stylish, Elegant, Prestigious, Exclusive Refined, Snobby, Elitist
Ruthlessness	Arrogant, Aggressive, Selfish, Inward looking Authoritarian, Controlling
Machismo	Masculine, Tough, Rugged
Informality	Casual, Simple, Easy going

### **Traducción de la escala al español**

Dado que la escala fue originalmente desarrollada en inglés, fue preciso traducir la escala al español mediante un proceso de traducción inversa o back-translation. Diversos investigadores coinciden que tal proceso es esencial para la validación y empleo de un instrumento en estudios interculturales<sup>42-44</sup>.

### **Estudio Piloto de la Escala de Personalidad Corporativa**

Una preocupación en referencia a las escala de personalidad elegida fue su fiabilidad y validez ya que la misma no había sido empleada anteriormente en países de habla hispana. Por tanto, y como primer paso, se decidió conducir un estudio piloto. Al efecto, se enviaron 125 emails invitando a participar en una encuesta a clientes de una firma global manufacturera de camiones con sede en la Argentina. Se obtuvieron 32 cuestionarios completos con una tasa de respuesta del

25,6%. Para evaluar la validez y fiabilidad de los ítems, se utilizó el alfa de Cronbach <sup>45</sup> como una medida de consistencia interna y los 49 ítems se analizaron empleando el programa SPSS ver. 18.

Tabla I

Traducción de la Escala de Personalidad Corporativa

<b>Inglés-Original</b>	<b>Español-Traducción</b>	<b>Inglés-Original</b>	<b>Español-Traducción</b>
<b>Agreeableness <math>\alpha = 0,91</math></b>	<b>Afabilidad <math>\alpha = 0,91</math></b>	<b>Chic <math>\alpha = 0,61</math></b>	<b>Chic <math>\alpha = 0,88</math></b>
Friendly	Amistosa	Charming	Encantadora
Pleasant	Agradable	Stylish	con estilo
Open	Accesible	Elegant	Elegante
Straightforward	Directa, sin rodeos	Prestigious	Prestigiosa
Concerned	que muestra interés	Exclusive	Exclusiva
Reassuring	Tranquilizadora	Refined	Refinada
Supportive	que da apoyo	Snobby	Esnob
Agreeable	Dispuesta	Elitist	Elitista
Honest	Honesta		
Sincere	Sincera	<b>Ruthlessness <math>\alpha = 0,67</math></b>	<b>Rudeza <math>\alpha = 0,79</math></b>
Socially responsible	Socialmente responsable	Arrogant	Arrogante
Trustworthy	de confianza	Aggressive	Agresiva
		Selfish	Egoísta
<b>Competence <math>\alpha = 0,92</math></b>	<b>Capacidad <math>\alpha = 0,87</math></b>	Inward-looking	Individualista
Reliable	Confiable	Authoritarian	Autoritaria
Secure	Segura	Controlling	Dominante
Hardworking	Trabajadora		
Ambitious	Ambiciosa	<b>Machismo <math>\alpha = 0,59</math></b>	<b>Machismo <math>\alpha = 0,56</math></b>
Achievement-oriented	Orientada al logro	Masculine	Masculina
Leading	Líder	Tough	Fuerte
Technical	Tecnológica	Rugged	Resistente
Corporate	Corporativa		
		<b>Informality <math>\alpha = 0,54</math></b>	<b>Informalidad <math>\alpha = 0,63</math></b>
<b>Enterprise <math>\alpha = 0,81</math></b>	<b>Iniciativa <math>\alpha = 0,82</math></b>	Casual	no formal
Cool	Genial	Simple	Simple
Trendy	de moda	Easy-going	de trato fácil
Young	Juvenil		
Imaginative	Imaginativa		
Up-to-date	Actualizada		
Exciting	Emocionante		
Innovative	Innovadora		
Extrovert	Extravertida		
Daring	Osada		

Los resultados a este punto indicaron un alto grado de consistencia interna a lo largo de las siete dimensiones de la EPC. Por tanto, la EPC fue considerada preliminarmente adecuada para su empleo en esta investigación.

### **Medición de la satisfacción**

Tal como postulan Danaher y Haddrell <sup>46</sup>, para medir la satisfacción de los clientes se pueden emplear escalas con ítems múltiples o únicos. Diversos investigadores han empleado escalas de con un único ítem y aunque éstas son simples, no pueden proveer información sobre los componentes de la satisfacción ni evaluar varias dimensiones separadamente. Por consiguiente, pueden no capturar la complejidad de la satisfacción del cliente en su totalidad <sup>46</sup>. Por otra parte, diversos estudios han demostrado que las escalas con múltiples ítems son más confiables que las de un único ítem <sup>47,48</sup>.

Dos estudios fueron tomados como base para el desarrollo de una escala de ítems múltiples. Se seleccionaron tres de las cuatro preguntas propuestas por Davies y Chun <sup>7</sup> para la medición de la satisfacción: “En general, estoy muy satisfecho con la marca XX”, “Estoy feliz de estar asociado a la marca XX”, “Siento afinidad con la marca XX”; y además, se sumó una pregunta proveniente del trabajo de da Silva et al. <sup>41</sup> “La marca XX tiene una personalidad de marca bien definida”, representando XX en cada caso, el nombre de la universidad bajo estudio.

### **Medición de la lealtad**

Para la medición de la lealtad del cliente, se tomaron dos indicadores propuestos por Selnes <sup>30</sup>. El primero enfoca si el cliente estaría dispuesto a continuar la relación con el proveedor: “Si pudiera, ¿volvería a elegir la universidad XX para estudiar?” y, el segundo indicador consulta el grado en el cual el respondiente recomendará el proveedor a otros: “Si otra persona le pide su consejo, ¿recomendaría a un amigo/a estudiar en la universidad XX?”.

## **PROCEDIMIENTOS DE LA INVESTIGACIÓN**

### **El Cuestionario.**

La primera sección del cuestionario –disponible en un sitio web y, al que los clientes accedían vía una clave personal que se enviaba en un email personalizado- incluía los 49 ítems de la EPC traducidos. Los ítems fueron medidos en una escala Likert de 5 puntos (1 al 5), con las opciones de “completamente en desacuerdo”, “en desacuerdo”, “ni de acuerdo ni en desacuerdo”, “de acuerdo” y “completamente de acuerdo”. La segunda sección contenía tres ítems relacionados con la satisfacción y dos ítems vinculados con la lealtad como fuera descripto anteriormente. Estos cinco ítems fueron medidos en una escala Likert de 5 puntos (1 al 5), con las opciones de “completamente en desacuerdo”, “en desacuerdo”, “ni de acuerdo ni en desacuerdo”, “de acuerdo” y “completamente de acuerdo”. Otras secciones del cuestionario incluyeron preguntas de carácter demográfico sobre la persona encuestada. Las 49 preguntas sobre la escala fueron presentadas una a una y al azar para limitar la interdependencia entre las respuestas. Para facilitar la espontaneidad en las respuestas, tanto en el email de invitación a participar como en el formulario del cuestionario, se ofreció a los/las encuestados/das garantías de confidencialidad que incluían desde la recolección de opiniones hasta la difusión de los resultados generales. La participación fue voluntaria y anónima. La respuesta a cada uno de los 49 ítems de la escala y los 7 ítems relacionados con la satisfacción y la lealtad se estableció como obligatoria, evitando así la carga de formularios incompletos. Para incrementar la tasa de respuesta se hicieron dos envíos de email recordatorios a aquellos individuos que no hubieran completado el cuestionario en instancias anteriores. En base a la metodología aplicada en la captura de datos se asumió la independencia de las respuestas, o sea que las respuestas dadas por una persona no influyeron en las respuestas de otras.

### **Características de la muestra**

La captura de la información se realizó por medio del envío de 2.087 emails con claves de acceso personalizadas a graduados de las maestrías de la Universidad del CEMA (Bs. As.,

Argentina), permitiéndoles el acceso a un sitio de web donde a su vez, podía completar el cuestionario. En el primer envío, hubo 237 emails rechazados por problemas con la casilla de email del destinatario, configurando una lista de envíos efectiva de 1.850 email (89% de la base total). Participaron 373 graduados de todas las maestrías que dicta la universidad (el 18,23% mujeres y 81,77% varones) representando un 20,21% de la lista de envíos efectiva. Las edades de los encuestados se distribuyeron en los rangos de 25-34 años: 45,58%; 35-44 años: 44,24%; 45-54 años: 9,12% y 55 o más años: 1,07%.

## **ANÁLISIS DE LOS DATOS**

### **Exploración previa de los datos**

El tamaño de la muestra es un factor importante a ser considerado ya que el SEM se basa en covarianzas y éstas son menos estables cuando se estiman a partir de muestras pequeñas. Muestras por sobre los 200 sujetos pueden ser calificadas como “grandes”<sup>49</sup> siendo esto consistente con un N=373 observaciones obtenidas.

Los datos que representan puntuaciones multivariantes atípicas (outliers o puntos aberrantes) pueden afectar la fiabilidad y la interpretación del modelo estadístico. Claro está entonces que como primer paso es muy importante la detección de dichos casos antes del desarrollo de un modelo representativo. En el estudio se empleó la distancia de Mahalanobis<sup>50, 51</sup> como prueba diagnóstico. Tras el análisis mediante el programa estadístico SPSS ver. 18 empleando una rutina escrita por el profesor DeCarlo<sup>52</sup>. Un único caso fue eliminado del conjunto por presentar valores muy alejados de la tendencia central del resto de datos.

En cuanto a la estimación de los parámetros del modelo, el modelado más común con estructuras de covarianzas es el de Máxima Verosimilitud (ML: Maximun Likelihood) que demanda normalidad univariada y multivariada. En ese sentido, el análisis de la muestra indicó que los valores absolutos de asimetría y curtosis univariada para los 49 ítems de la escala comprendidos en

el intervalo  $[0,2]$  <sup>53</sup> y también por debajo de los valores límites 2 y 7 para la asimetría y curtosis respectivamente propuestos por West, Finch y Curran <sup>54</sup>. Esto sugiere normalidad univariada de los datos. La normalidad univariada es condición necesaria pero no suficiente para confirmar la normalidad multivariada. De acuerdo con Bollen <sup>55</sup> existe normalidad multivariada si el coeficiente de Mardia es inferior a  $p*(p + 2)$ , donde  $p$  es el número de variables observadas. Teniendo en cuenta que en este estudio existían 49 variables observadas y el coeficiente de Mardia provisto por el programa AMOS ver. 18 fue igual a 315,19.

Se puede afirmar la existencia de normalidad multivariada ya que 315,19 es menor que el producto  $49*(49+2) = 2.499$ . La presencia de normalidad en los datos confirma la conveniencia la elección del método de estimación de máxima verosimilitud (ML) en el análisis.

Los análisis de las dimensiones de la escala indicaron, a este punto, un alto grado de consistencia interna en cinco de las siete dimensiones: **afabilidad** (0,85), **capacidad** (0,80), **iniciativa** (0,81), **chic** (0,74), **rudeza** (0,72); registrándose valores por debajo del mínimo esperado para las **informalidad** (0,51) y **machismo** (0,46). Las dos últimas dimensiones conteniendo sólo tres ítems cada una, ya habían evidenciado bajos índices de consistencia interna al momento del desarrollo de la escala (0,59 y 0,51 respectivamente).

Es de notar que el hecho que una escala haya sido publicada, no significa que es válida en cualquier situación y simplemente sería arriesgado asumir que “publicado” = “adecuado” en cada contexto en el que se lleve adelante la investigación <sup>56</sup>. Estudios relativamente recientes prueban que la invariancia en la medición sobre mediciones previamente validadas no puede ser generalizada en cuando se trata de poblaciones diferentes <sup>57-59</sup>. La consistencia en la mayoría de los valores del alfa de Cronbach podría enmascarar cambios de las relaciones existentes entre los indicadores y las variables latentes del modelo. En otras palabras, la similitud entre los valores de alfa no necesariamente significa similitudes en la estructura de los factores. Si las diferencias o las similitudes en los alfa reflejan una estructura válida o inválida de factores sólo puede tener respuesta con un Análisis Factorial Confirmatorio o AFC <sup>56</sup>.

### **Análisis factorial confirmatorio de primer orden.**

Se aplicó la técnica del análisis factorial confirmatorio para determinar la bondad de ajuste de la estructura factorial de la EPC a través de modelos de ecuaciones estructurales con el programa estadístico AMOS ver. 18. La escala completa de Davies <sup>6</sup>, incluyendo sus siete dimensiones y 49 ítems, fue sometida al AFC de primer orden. Los resultados claramente indicaron que el modelo original debía ser rechazado por los bajos valores obtenidos en la mayoría de los índices:  $\chi^2_{(1106)} = 2915,32$  con  $p = 0,000$ ; la proporción entre el chi-cuadrado y los grados de libertad  $\chi^2/\text{gdl} = 2,64$ ; el índice de bondad de ajuste (GFI) = 0,717; el índice ajustado (AGFI) = 0,687; índice de ajuste incremental (IFI) = 0,725; índice de Tucker Lewis (TLI) = 0,704 y el índice de ajuste comparativo (CFI) = 0,722. Sólo la raíz media cuadrática del error de aproximación (RMSEA) = 0,067 indicaba un valor marginalmente adecuado para el modelo. Por convención, por ejemplo: Schumacker y Lomax <sup>60</sup>, el ajuste es bueno si el RMSEA es menor o igual a 0,05 y es adecuado si el RMSEA es menor o igual 0,08. Hu y Bentler <sup>61</sup> han sugerido que un RMSEA  $\leq 0,06$  es el umbral para determinar la bondad de ajuste del modelo.

### **Re-especificación de la EPC traducida al español**

Para el ajuste del modelo se evaluaron una combinación de índices de ajustes absolutos y relativos. Se utilizaron las covarianzas entre los errores residuales a partir de la inspección de los índices de modificación, efectuándose movimientos y exclusiones de parámetros al modelo hasta lograr índices de ajuste dentro de límites aceptables (ej. por sobre 0,90 para la mayoría de ellos). La relación entre el chi-cuadrado y los grados de libertad ( $\chi^2/\text{gdl}$ ) se considera aceptable cuando su valor es 3 o menor <sup>49</sup>. De acuerdo con Schumacker y Lomax <sup>60</sup>, índices tales como GFI, CFI, IFI y TLI muestran un ajuste aceptable cuando obtienen valores iguales o superiores a 0,90.

Claro está que cada movimiento, exclusión o agregado de algún índice o parámetro al modelo no puede estar exento de consideraciones teórico, estadísticas y prácticas <sup>62-64</sup>. Por ejemplo,

el ítem “trabajadora” mostraba cargas factoriales cruzadas significativas con los ítems componentes de la dimensión **afabilidad**. Si bien Davies <sup>9</sup> incluye a la variable “trabajadora” dentro de la dimensión **capacidad**, en el contexto de los servicios de la Universidad, este ítem evidencia dedicación para con el alumno y se encuadra perfectamente con el concepto de “dar apoyo” perteneciente también a la dimensión **afabilidad**. Se ha identificado así mismo, una correlación entre los errores de medida de los ítems “honesta” y “sincera”, que tiene su sustento en la confusión del encuestado ante una aparente superposición práctica en el uso cotidiano de ambos adjetivos. Por último, cuando se alcanzaron los indicadores adecuados, el modelo obtenido resultó distorsionado en relación al original incluyendo sólo 17 (35%) de los 49 ítems originales. Esto no es sorprendente a la luz de otros ajustes de escalas de personalidad de marca efectuados previamente empleando SEM. Tal es el caso de los trabajos de Syed Alwi y Vinhas <sup>65</sup> y Rojas-Méndez et al. <sup>8</sup> por ejemplo, que muestran modelos resultantes incluyendo 40% y 38% de los ítems originales respectivamente.

El análisis factorial confirmatorio de primer orden resultante incluyó sólo cuatro dimensiones de las siete originales: **afabilidad**, **iniciativa**, **chic** y **capacidad**. En general, todos los indicadores evidenciaron muy buenos índices en base a los criterios de bondad de ajuste citados anteriormente:  $\chi^2_{(112)} = 165,83$  con  $p = 0,001$ ;  $\chi^2/\text{gdl} = 1,481$ ; SRMR = 0,0391; RMSEA = 0,036; IFI = 0,974; TLI= 0,968; CFI = 0,974.

### **Fiabilidad y validez de los modelos de mediciones**

Toda medición de constructos teóricos mediante indicadores empíricos requiere la comprobación de que tales indicadores se adecúan a las variables latentes (validez) y de la obtención de resultados consistentes en mediciones sucesivas (fiabilidad). Los modelos de medición basados en estructuras de covarianzas cuentan con índices de fiabilidad y validez que permiten evaluar los componentes que integran la estructura factorial del modelo.

## Fiabilidad

Si se considera el análisis factorial confirmatorio de primer orden como un agregado de modelos de medición relacionados entre sí, se puede conocer la fiabilidad de cada modelo. A los efectos se deberá analizar uno a uno los cuatro constructos mediante la ecuación:

$$\text{Fiabilidad de cada constructo} = \frac{(\sum \text{cargas factoriales estandarizadas})^2}{(\sum \text{cargas factoriales estandarizadas})^2 + \sum \text{errores}}$$

La fiabilidad para los constructos **afabilidad**, **iniciativa**, **chic** y **capacidad** fue respectivamente 0,80; 0,754; 0,754 y 0,703. Se observa que la fiabilidad de todos los constructos supera el umbral de 0,70. Esto pone de manifiesto la idoneidad de los indicadores empleados para la explicación empírica de los constructos latentes.

## Validez convergente-discriminante

El análisis de validez convergente y discriminante fue propuesta por Campbell y Fiske <sup>66</sup> con el objetivo de establecer pruebas conceptuales y empíricas de la validez del constructo. En el estudio, se evaluó la condición de convergencia fuerte <sup>67</sup>. Dicha condición debe analizarse observando la sustancialidad de las cargas. De esta forma, se consideran como no sustanciales, y por tanto eliminables, los indicadores cuyos coeficientes estandarizados lambda ( $\lambda$ ) fueran menores a 0,5 <sup>49</sup>. El análisis del CFA de primer orden muestra coeficientes estandarizados lambda ( $\lambda$ ) > 0,5 para las 17 variables observables. En segundo lugar se verificó el cumplimiento de la condición de convergencia débil <sup>67</sup>, analizando la significatividad de los coeficientes de regresión factorial entre los indicadores y sus correspondientes variables latentes. Para ello se revisó el valor del estadístico t de student imponiendo la máxima exigencia ( $t > 2,58$ ;  $p = 0,01$ ). El cumplimiento de este requisito garantizaba que todos los indicadores estuvieran relacionados significativamente con su correspondiente variable latente.

En cuanto a la validez discriminante, la misma se alcanza si el grado de asociación es débil lo que significa que las dimensiones de la EPC son distintas en concepto <sup>68</sup>. En general se acepta que existe una validez discriminante pobre si los factores o variables latentes correlacionan con valores de 0,85 o superiores <sup>69</sup>. Quedaba por tanto pendiente resolver un problema a este punto: la alta correlación entre **capacidad** y **afabilidad** = 0,83. Por tanto, se llevó adelante un test de diferencias de chi-cuadrado comparando los resultados de la solución aplicando los dos factores y un único factor a efectos de determinar si efectivamente los factores debieran mantenerse separados, con independencia del hecho que estaban fuertemente correlacionados. El resultado demostró que la diferencia fue estadísticamente significativa. Con  $\Delta\chi^2 = 202,7_{(115)} - 165,8_{(112)} = 36,90_{(3)}$  con  $p < 0,001$  es mayor que el valor crítico 16,3 para la comparativa entre **capacidad** y **afabilidad** con lo que los factores fueron tratados independientemente. Los resultados de las otras correlaciones fueron bajos (en el rango de 0,60 a 0,74). Finalmente, las cuatro dimensiones resultantes **afabilidad**, **iniciativa**, **chic** y **capacidad** quedaron conformadas con 6, 5, 3 y 3 variables respectivamente.

### **Análisis factorial confirmatorio de segundo orden**

Se avanzó de manera consistente con estudios previos realizados por Rojas-Méndez et al. <sup>8</sup> para medir la personalidad de la marca Ford en Chile usando la escala de Aaker <sup>13</sup>. En dicho estudio la escala de Aaker fue reducida de cinco dimensiones originales a cuatro en el AFC de primer orden. Rojas-Méndez <sup>8</sup> demostró que estas cuatro dimensiones explicaban un constructo llamado personalidad de marca utilizando un AFC de segundo orden. Específicamente, el AFC de primer orden examina las dimensiones individualmente y el AFC de segundo orden examina un nuevo constructo: la **Imagen de Marca Corporativa** o **CBI**, que vincula estas dimensiones como un todo. La importancia en el uso del AFC de segundo orden radica en que incrementa la validez del constructo <sup>70, 71</sup>.

El AFC de segundo orden entregó los siguientes resultados:  $\chi^2_{(114)} = 176,15$  con  $p = 0,000$ ;  $\chi^2/\text{gdl} = 1,545$ ; SRMR = 0,0425; RMSEA = 0,038; IFI = 0,97; TLI = 0,964; CFI = 0,97. Todos estos índices caen en márgenes aceptables <sup>49</sup>, confirmando que el modelo de medición para la Imagen de Marca Corporativa o CBI fue confirmado. El modelo estuvo libre de soluciones impropias, tales como varianzas negativas conocidas como casos Heywood.

Se observa que el constructo CBI explica el 72%, 69%, 60% y 88% respectivamente de las varianzas asociadas con las dimensiones **afabilidad**, **iniciativa**, **chic** y **capacidad**. Esto evidencia que el constructo CBI representa una parte significativa de las variables que lo constituyen.

### **CFA de primer orden versus segundo orden**

De acuerdo con Loehlin <sup>72</sup> un paso importante es comparar el coeficiente  $\chi^2$  para el modelo de primer orden y el de segundo orden. Si no difieren de manera significativa, es una señal que la parte estructural del modelo original no está creando un desajuste importante al resultado producido por el modelo de medición. El CFA de primer orden resultó con un  $\chi^2_{(112)} = 165,83$  y para el CFA de segundo orden, que incluye los modelos estructurales y de medición,  $\chi^2_{(114)} = 176,15$ . La diferencia de 10,32 con 2 grados de libertad ( $114-112 = 2$ ) en una distribución chi-cuadrado no supera el punto crítico de 13,82 para  $p < 0,001$ . Esto confirma que el agregado de la parte estructural no ha causado desajustes al modelo original de medición.

### **Validación cruzada del modelo empleando dos muestras diferentes**

De acuerdo con Byrne <sup>73</sup>, se asume típicamente que un instrumento de medida dado opera exactamente igual al comparar distintos grupos de datos y, que el constructo subyacente a medir mantiene la misma estructura teórica para cada grupo bajo estudio. Sin embargo, la literatura revisada por Byrne <sup>73</sup> muestra que ambas suposiciones son rara vez, o nunca, validadas estadísticamente. Schumacker et al. <sup>60</sup> promueven la validación de los modelos a través del uso de distintos conjuntos de datos, o la apertura de la muestra original de datos en dos partes de las cuales

una se usaría a los fines de calibración del modelo y la otra para la prueba del mismo.

Para la validación de la escala de Personalidad de Marca Corporativa de Davies <sup>9</sup> se consideró relevante evaluar la invariancia de la medición a través del empleo de la EPC re-especificada en poblaciones muestrales heterogéneas. Por tanto, se decidió realizar una nueva investigación pero, en este caso, entre estudiantes de los cursos de MBA de la UCEMA. El instrumento y la metodología empleados para la toma de datos fueron idénticos a los aplicados en la investigación efectuada a los graduados. Se enviaron 217 invitaciones por email con una participación efectiva en la encuesta de 108 estudiantes (49,8%).

A la hora de probar que el modelo es invariante, se deben imponer restricciones de igualdad en parámetros particulares. Por ejemplo, si el modelo de medición del CFA se tratara de una única variable latente con cuatro indicadores o variables observables y al mismo se le aplicaran restricciones de igualdad en la cuatro cargas factoriales ( $\lambda$ ), el valor específico de esas cargas no será conocido a priori, pero el análisis debe encontrar una estimación singular que aplique a las cuatro cargas factoriales y que reproduzca, de la mejor manera posible, las relaciones entre los cuatro indicadores o variables observables.

Este tipo de restricciones de igualdad puede ser aplicado entonces a AFCs que involucren un único grupo de datos (muestra) pero también, dos o más grupos, investigando por ejemplo, si el mismo instrumento mide por igual las respuestas de dos grupos heterogéneos tales como los compuestos por hombres y mujeres. De acuerdo con Timothy Brown, el examen de concordancia de los parámetros estructurales entre grupos puede ser considerado un test de heterogeneidad poblacional; o sea, determina si la dispersión, las interrelaciones y el nivel de los factores latentes varían entre grupos. <sup>74</sup>. Los ítems que componen la escala ¿miden los mismos constructos (igual estructura factorial) y evidencian relaciones equivalentes para esos constructos (igual carga factorial o  $\lambda$ ) para todos los subgrupos de la población para los que escala será empleada, o tiene el cuestionario algún ítem sesgado en relación a algún subgrupo en particular?

Para el análisis multigrupo se aprovechó una característica del programa estadístico AMOS ver. 18 que permite aplicar simultáneamente distintos conjuntos de datos o grupos a un mismo modelo. El análisis consiste primero en evaluar ambos grupos simultáneamente empleando una estructura idéntica de factores y luego ir aplicando distintas restricciones a distintos parámetros de manera acumulativa. Los índices de bondad de ajuste para el análisis simultáneo de los grupos “Maestría” y “MBA” (sin restricciones) con N=372 y N=108 respectivamente fueron:  $\chi^2_{(228)} = 352,37$  con  $p = 0,001$ ;  $\chi^2/\text{gdl} = 1,545$ ; SRMR = 0,0718; RMSEA = 0,034; IFI = 0,955; TLI= 0,945; CFI = 0,954. La Tabla II muestra las diferencias comparativas de chi-cuadrado entre el modelo sin restricciones y el modelo bajo distintas restricciones acumulativas (cargas en el modelo de medición, cargas estructurales, covarianzas estructurales, residuos estructurales y residuos del modelo de medición). Se puede observar que la diferencia de los valores  $\Delta\chi^2$  –con referencia al análisis grupal sin restricciones- es para cada caso, considerablemente menor que el valor crítico de chi-cuadrado para los grados de movimiento que, en cada diferencia se indican.

Tabla II

Variación del  $\Delta\chi^2$  con restricciones crecientes y acumulativas al modelo

<b>Modelo</b>	<b><math>\chi^2</math></b>	<b>gdl</b>	<b>P</b>	<b><math>\chi^2/\text{gdl}</math></b>
Sin Restricciones (1)	352,37	228	0,000	1,545
Cargas en el Modelo de Medición (2)	363,16	241	0,000	1,507
Cargas Estructurales (3)	364,39	244	0,000	1,493
Covarianzas Estructurales (4)	364,64	245	0,000	1,488
Residuos Estructurales (5)	366,73	249	0,000	1,473
Residuos del Modelo de Medición (6)	382,27	267	0,000	1,432

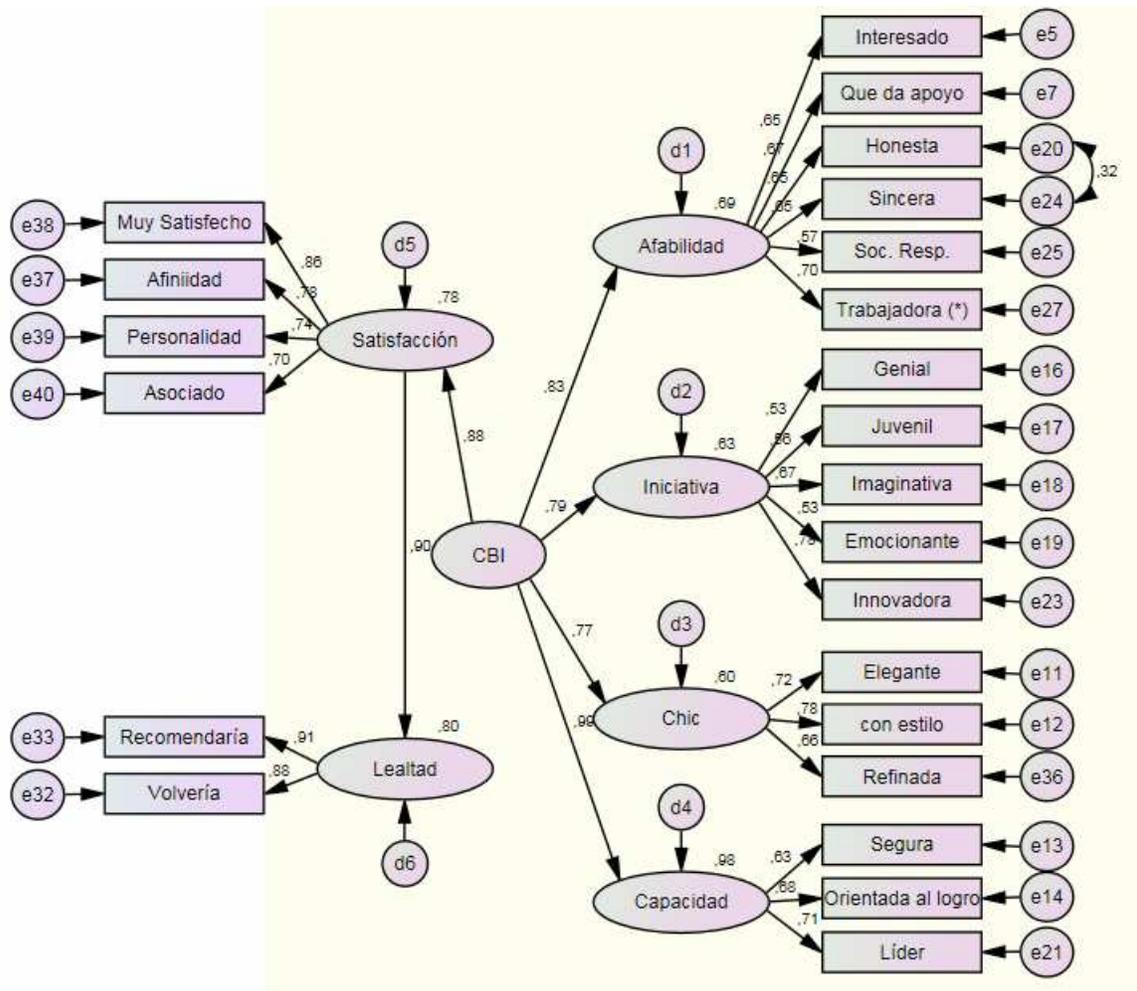
<b><math>\Delta\chi^2</math></b>	<b><math>\Delta\chi^2</math></b>	<b>gdl</b>	<b><math>\chi^2_{\text{Crítico}}</math></b>
$\Delta\chi^2(2) - (1)$	10,80	13	34,53 <sub>(13)</sub>
$\Delta\chi^2(3) - (1)$	12,02	16	39,25 <sub>(16)</sub>
$\Delta\chi^2(4) - (1)$	12,27	17	40,79 <sub>(17)</sub>
$\Delta\chi^2(5) - (1)$	14,36	21	48,27 <sub>(21)</sub>
$\Delta\chi^2(6) - (1)$	29,90	39	72,06 <sub>(39)</sub>

### El modelo estructural (CBI, satisfacción y lealtad)

Los constructos de satisfacción y lealtad mostraron valores de alfa de Cronbach <sup>45</sup> de 0,847 y 0,887 respectivamente. Luego, se analizaron en forma separada en el modelo de medición. Para ello se desarrolló un CFA de 1er orden y luego se combinó el mismo con el CFA de 2do orden desarrollado para el constructo CBI resultando el modelo estructural completo presentado en la siguiente figura.

Figura I

Modelo completo incluyendo CBI, Satisfacción y Fidelidad



Habiéndose probado invariabilidad del modelo con dos muestras diferentes, la primera compuesta por respuestas de egresados de los programas de maestría con un N= 373, y la segunda

integrada por las respuestas de estudiantes del programa de MBA con un N= 108, se decidió fusionar ambas muestras obteniendo una única con N= 481. La misma fue sometida al modelo estructural completo incluyendo las variables latentes principales: CBI, satisfacción y lealtad. Los resultados para este modelo fueron:  $\chi^2_{(223)} = 445,11$  con  $p = 0,000$  y  $N = 481$ ;  $\chi^2/gdl = 1,996$ ; SRMR = 0,0420; RMSEA = 0,046; IFI = 0,957; TLI= 0,951; CFI = 0,957. Todos los indicadores evidenciaron muy buenos índices en base a los criterios de bondad de ajuste citados oportunamente.

A efectos de evaluar las hipótesis de la investigación, se observó los efectos directos de la imagen de marca corporativa sobre la satisfacción de clientes y la lealtad. Tal como se hipotizó, la imagen de marca tiene un impacto positivo directo sobre la satisfacción (factor estandarizado = 0,88) y un efecto positivo indirecto en la ruta CBI  $\rightarrow$  satisfacción del cliente  $\rightarrow$  lealtad, que se estima, de acuerdo con Kline <sup>49</sup>, como el producto de los efectos directos entre CBI y satisfacción y, satisfacción y lealtad o sea:  $(0,88) \cdot (0,90) = 0,792$ . En consecuencia la imagen de marca corporativa tiene un efecto directo y significativo sobre la satisfacción y un efecto igualmente significativo, pero indirecto, sobre la lealtad lo que sostiene las hipótesis H<sub>1</sub> y H<sub>2</sub> de la investigación. Además la satisfacción tiene una relación positiva y significativa con la lealtad (coeficiente estandarizado = 0,90) lo que soporta la hipótesis H<sub>3</sub>. El efecto de la imagen de marca corporativa sobre la satisfacción y el efecto de la satisfacción sobre la lealtad son ambos significativos con  $p = 0,001$ . Esto confirma que la relación entre la imagen de marca corporativa y la lealtad es a través de la satisfacción.

## **DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES**

El presente estudio permitió demostrar que la escala de personalidad corporativa de Davies et al. <sup>9</sup>, luego de ser re-especificada y con sólo 4 dimensiones y 17 ítems remanentes de las originales 7 dimensiones y 49 ítems propuestos por Gary Davies, es aplicable en el contexto de las Escuelas de Negocios de la Argentina. El resultado también revela que algunas dimensiones son más importantes que otras a la hora de predecir la imagen de marca corporativa. La dimensión

**capacidad** fue el factor clave con mayor varianza explicada (98%) por el constructo CBI en el presente estudio. Esto es consistente con estudios previos en el ambiente de las Escuelas de Negocios <sup>75, 76</sup>. La dimensión **chic** mostró la menor varianza explicada (60%) lo que se corresponde con los resultados obtenidos por Davies y Chun <sup>77</sup> en referencia al estudio realizado en la Manchester Business School, donde **chic** fue la dimensión con menor peso relativo en relación a la imagen de marca tal cual fue percibida por los estudiantes y empleados. En dicho estudio, la dimensión **chic** correlacionó muy débilmente con el constructo satisfacción. La inclusión de una dimensión negativa como **rudeza** en la escala original no fue relevante para este estudio al igual que la dimensión **machismo**.

La lealtad de los estudiantes y graduados se supone positivamente relacionada con la satisfacción y el rendimiento de una institución educativa, al menos en el largo plazo <sup>78, 79</sup>. Como resultado del presente estudio, la imagen de marca corporativa demostró ser una variable que predice fuertemente tanto la satisfacción como la lealtad de los estudiantes y egresados en el ambiente de las Escuelas de Negocios. Este descubrimiento brinda evidencia de la importancia de la percepción de la imagen de marca/valor y la satisfacción en referencia a la lealtad de los estudiantes y egresados. Esto es consistente con descubrimientos similares anteriores en el área del marketing de servicios <sup>80, 81</sup>. El desarrollo de la imagen de marca en la enseñanza superior de las universidades resulta tan importante entonces como en otro tipo de organizaciones de servicio.

#### Referencias

1. R. Chun, *International Journal of Management Reviews* **7** (2), 91-109 (2005).
2. N. Markwick and C. Fill, *European Journal of Marketing* **31** (5/6), 396 (1997).
3. M. Gotsi and A. M. Wilson, *Corporate Communications* **6** (1), 24 (2001).
4. G. Davies and L. Miles, *Corporate Reputation Review* **2** (1), 16 (1998).
5. D. Bernstein and R. Audley, *Company image and reality : a critique of corporate communications*, [Reprinted] ed. (Cassell, London, 1994).
6. G. Davies, *Corporate reputation and competitiveness*. (Routledge, London ; New York, 2003).
7. G. Davies and R. Chun, *Corporate Reputation Review* **5** (2/3), 144 (2002).

8. J. Rojas-Méndez, I. Erenchun-Podlech and E. Silva-Olave, *Corporate Reputation Review* **7** (3), 232-251 (2004).
9. G. Davies, R. Chun, R. V. Da Silva and S. Roper, *Corporate Reputation Review* **7** (2), 125-146 (2004).
10. L. O'Malley and C. Tynan, *Journal of Marketing Management* **15** (7), 587-602 (1999).
11. T. Hanby, *Journal of the Market Research Society* **41** (1), 7-18 (1999).
12. D. E. Brown, *Human universals*. (Temple University Press, Philadelphia, 1991).
13. J. L. Aaker, *JMR, Journal of Marketing Research* **34** (3), 347-356 (1997).
14. S. Fournier, *Journal of Consumer Research* **24** (4), 343-373 (1998).
15. S. King, *Developing new brands*. (Pitman, London [etc.], 1973).
16. P. Martineau, *Harvard Business Review* **36** (1), 47-55 (1958).
17. D. A. Aaker, *Building strong brands*. (Free Press, New York, 1996).
18. K. L. Keller, *Strategic brand management : building, measuring and managing brand equity*, 3rd ed. (Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J., 2008).
19. M. Sirgy, *Journal of Consumer Research (pre-1986)* **9** (3), 287 (1982).
20. J. T. Plummer, *Journal of Advertising Research* **40** (6), 79-83 (2000).
21. A. Caruana, *Journal of Product & Brand Management* **6** (2), 109 (1997).
22. G. Davies, R. Chun, R. V. da Silva and S. Roper, *Corporate Reputation Review* **4** (2), 113 (2001).
23. M. Geuens, B. Weijters and K. De Wulf, *International Journal of Research in Marketing* **26** (2), 97-107 (2009).
24. J. A. Siguaw and A. Mattila, *Cornell Hotel & Restaurant Administration Quarterly* **40** (3), 48 (1999).
25. G. Laurent and J.-N. Kapferer, *Journal of Marketing Research (JMR)* **22** (1), 41-53 (1985).
26. R. B. Woodruff and S. F. Gardial, *Know your customer : new approaches to understanding customer value and satisfaction*, 1st ed ed. (Blackwell, Cambridge (MA) [etc.], 1996).
27. E. W. Anderson, C. Fornell and D. R. Lehmann, *Journal of Marketing* **58** (3), 53 (1994).
28. C. D. Ittner and D. F. Larcker, *Journal of Accounting Research* **36**, 1 (1998).
29. C. Fornell, *Journal of Marketing* **56** (1), 6 (1992).
30. F. Selnes, *European Journal of Marketing* **27** (9), 19-35 (1993).
31. P. K. Hellier, G. M. Geursen, R. A. Carr and J. A. Rickard, *European Journal of Marketing* **37** (11/12), 1762-1800 (2003).
32. D. D. Gremler, K. P. Gwinner and S. W. Brown, *International Journal of Service Industry Management* **12** (1), 44 (2001).
33. J. Wirtz and P. Chew, *International Journal of Service Industry Management* **13** (2), 141 (2002).
34. R. A. Spreng, *Journal of Services Marketing* **9** (1), 15 (1995).
35. R. A. Westbrook, *Journal of Marketing Research (JMR)* **24** (3), 258-270 (1987).
36. W. G. Mangold and F. Miller, *Journal of Services Marketing* **13** (1), 73 (1999).
37. R. L. Oliver, *Satisfaction : a behavioral perspective on the consumer*. (McGraw Hill, New York, 1997).
38. D. M. Szymanski and D. H. Henard, *Academy of Marketing Science. Journal* **29** (1), 16 (2001).
39. J. Bloemer and K. de Ruyter, *European Journal of Marketing* **32** (5/6), 397-513 (1998).
40. V. W. R. Markham, *Planning the corporate reputation*. (Allen and Unwin, London, 1972).
41. R. V. Da Silva and S. F. Syed Alwi, *Journal of Brand Management* **16** (3), 119-144 (2008).
42. M. A. McDermott and K. Palchanes, *Journal of the New York State Nurses Association* (23), 12-15 (1992).

43. M. T. John, C. Hirsch, T. Reiber and S. F. Dworkin, *Journal of orofacial pain* **20** (1), 43-52 (2006).
44. P. S. Jones, J. W. Lee, L. R. Phillips, X. E. Zhang and K. B. Jaceldo, *Nursing Research* **50** (5), 300-304 (2001).
45. J. C. Nunnally, *Psychometric theory*, 2d ed. (McGraw-Hill, New York, 1978).
46. P. J. Danaher and V. Haddrell, *International Journal of Service Industry Management* **7** (4), 4 (1996).
47. R. L. Oliver, *JMR, Journal of Marketing Research* **17** (4), 460 (1980).
48. W. O. Bearden and J. E. Teel, *JMR, Journal of Marketing Research* **20** (1), 21 (1983).
49. R. B. Kline, *Principles and practice of structural equation modeling*, 2nd ed. (Guilford Press, New York, 2005).
50. R. Gnanadesikan, *Methods for statistical data analysis of multivariate observations*. (Wiley, New York, 1977).
51. J. D. Jobson, *Applied multivariate data analysis*, Corr. 4th print. ed. (Springer, New York, 1999).
52. L. T. DeCarlo, *Psychological Methods* **2**, 292-307 (1997).
53. K. A. Bollen and J. S. Long, *Testing structural equation models*. (Sage Publications, Newburyk Park, 1993).
54. S. G. West, J. F. Finch and P. J. Curan, in *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, edited by R. H. Hoyle (Sage, Thousand Oaks, CA, 1995), Vol. 9, pp. 56-75.
55. K. A. Bollen, *Structural equations with latent variables*. (Wiley, New York, 1989).
56. T. Levine, C. R. Hullett, M. M. Turner and M. K. Lapinski, *Communication Research Reports* **23** (4), 309-314 (2006).
57. B. M. Byrne and D. Watkins, *Journal of Cross - Cultural Psychology* **34** (2), 155 (2003).
58. G. H. Lubke, C. V. Dolan, H. Kelderman and G. J. Mellenbergh, *British Journal of Mathematical & Statistical Psychology* **56**, 231 (2003).
59. J. M. Wicherts, C. V. Dolan and D. J. Hessen, *Journal of Personality & Social Psychology* **89** (5), 696-716 (2005).
60. R. E. Schumacker and R. G. Lomax, *A beginner's guide to structural equation modeling*, 2nd ed. (Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, N.J., 2004).
61. L.-t. Hu, P. M. Bentler and Y. Kano, *Psychological Bulletin* **112** (2), 351 (1992).
62. R. P. Bagozzi and T. F. Heathenon, *Structural Equalinn Modeling* **1** (1), 35-67 (1994).
63. B. M. Byrne, *Structural equation modeling with AMOS : basic concepts, applications, and programming*. (Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, N.J., 2001).
64. J. C. Anderson and D. W. Gerbing, *Psychological Bulletin* **103** (3), 411 (1988).
65. S. F. Syed Alwi and R. V. Da Silva, *Corporate Reputation Review* **10** (4), 217-244 (2007).
66. D. T. Campbell and D. W. Fiske, *Psychological Bulletin* **56** (March), 81-105 (1959).
67. J.-B. E. M. Steenkamp and H. C. M. van Trijp, *International Journal of Research in Marketing* **8** (4), 283-299 (1991).
68. R. P. Bagozzi, *Principles of marketing research*. (Blackwell, Oxford, 1996).
69. D. A. Kenny, in *Structural Equation Modeling* (Kenny, David A., 1998).
70. M. S. Garver and J. T. Mentzer, *Journal of Business Logistics* **20** (1), 33-57 (1999).
71. J. F. Hair, *Multivariate data analysis*, 6th ed. (Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J., 2006).
72. J. C. Loehlin, *Latent variable models : an introduction to factor, path, and structural analysis*, 3rd ed. (Lawrence Erlbaum, Mahwah, N.J., 1998).
73. B. M. Byrne, *Structural Equation Modeling* **11** (2), 272-300 (2004).

74. T. A. Brown, *Confirmatory factor analysis for applied research*. (Guilford Press, New York, 2006).
75. R. Opoku, R. Abratt and L. Pitt, *Journal of Brand Management* **14** (1/2), 20-39 (2006).
76. L. F. Pitt and P. Berthon, *Forum*, 29-33 (2004).
77. G. Davies and R. Chun, in *Facets of Corporate Identity, Communication and Reputation*, edited by T. C. Melewar (Routledge, New York, 2008), pp. 163-177.
78. V. A. Zeithaml, *Academy of Marketing Science. Journal* **28** (1), 67 (2000).
79. Ø. Helgesen, *Journal of Marketing Management* **22** (3/4), 245-266 (2006).
80. J. J. Cronin, Jr. and S. A. Taylor, *Journal of Marketing* **56** (3), 55 (1992).
81. J. J. Cronin and S. A. Taylor, *Journal of Marketing* **58** (1), 125 (1994).