



COMISIÓN
PARA EL MERCADO
FINANCIERO

Serie de Estudios Normativos | N° 01/21

Riesgo de crédito por concentración individual y sectorial: Metodología para estimar requerimientos de capital*

Diego Beas Lagos , Carlos Pulgar Arata

Marzo 2021
www.CMFChile.cl

Riesgo de crédito por concentración individual y sectorial: Metodología para estimar requerimientos de capital*

Diego Beas Lagos¹, Carlos Pulgar Arata²

Marzo 2021

RESUMEN

El método basado en calificaciones internas (IRB, por sus siglas en inglés) considera supuestos que podrían subestimar el nivel de capital suficiente para cubrir las pérdidas inesperadas. Dentro de estos supuestos destacan que: (i) cada exposición individual representa una fracción mínima del valor total de la cartera, y así el riesgo idiosincrático de cada contraparte es diversificado en el portafolio; y (ii) el factor de riesgo sistemático es único para todas las contrapartes. En realidad, existen activos que representan una fracción relevante de la cartera de un banco, mientras que el desempeño financiero de las contrapartes no necesariamente responde a un único factor, sino que podría depender de múltiples factores, tales como sector económico o ubicación geográfica, entre otros.

Este documento busca dar una guía práctica para el desarrollo de modelos propios para estimar los ajustes necesarios de capital para cubrir el riesgo por concentración de sus carteras crediticias. Así se describen las deficiencias del modelo IRB para el cómputo del capital regulatorio por riesgo de crédito, y presenta metodologías para computar los ajustes necesarios de capital. En este sentido, se examina la sensibilidad de los cargos ante variaciones de sus parámetros, dando cuenta de los principales desafíos que tendrán las instituciones bancarias para su determinación. También se presentan modelos que pueden servir de referencia para determinar el cargo por concentración individual y sectorial, emulando lo que han hecho otras jurisdicciones. En este aspecto, el cargo de capital por riesgo por concentración resulta sensible a los parámetros de riesgo del banco, resumidos en la composición de sus activos ponderados por riesgo, así como al grado de granularidad de la cartera, acorde con las sensibilidades analizadas en experimentos simulados.

ABSTRACT

The internal ratings-based approach (IRB) considers assumptions that may underestimate the requirement of capital to cover unexpected losses. These assumptions are that: (i) each individual exposure represents a minimum fraction of the total value of the portfolio and thus the idiosyncratic risk of each counterparty is diversified; and (ii) the systematic risk factor is unique for all counterparties. However, there are assets that represent a relevant fraction of a bank's portfolio, while the financial performance of counterparties does not necessarily respond to a single factor, but to several ones, such as the economic sector or geographical location, among others.

The purpose of this document is to provide a practical guide for the development of internal models to estimate the necessary capital adjustments to cover the concentration risk of credit portfolios. It describes the deficiencies of the IRB approach for estimating the capital requirement due to credit risk and presents methodologies for computing the necessary capital adjustments. In this regard, it examines the sensitivity of parameters, determining the main challenges that banking institutions may face. Moreover, we present models that can serve as a reference to determine individual and sectoral concentration charges, emulating what other jurisdictions have done. In this respect, concentration risk capital requirements respond to the bank's risk-weighted assets composition, as well as the degree of granularity of the portfolio, in accordance to the simulated experiments.

*/ Las opiniones emitidas en este trabajo, errores y omisiones, son de exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan la visión de la institución. Se agradecen los comentarios, consejos y sugerencias de Luis Caro, Luis Figueroa, Alfredo Pistelli, Nancy Silva, Luis Soto y Marco Tapia, así como también los de otros participantes en seminarios internos.

¹/ División Normativa de Regulación Prudencial, Dirección de Regulación de Bancos e Instituciones Financieras, CMF, dbeas@cmfchile.cl

²/ División Normativa de Regulación Prudencial, Dirección de Regulación de Bancos e Instituciones Financieras, CMF, cpulgar@cmfchile.cl

I. Introducción

El capital regulatorio (capital, de ahora en adelante) de un banco se define como aquellos recursos disponibles para absorber la pérdida que emerge de eventos inesperados. Estos sucesos se relacionan principalmente con el deterioro del valor de los activos y, por lo tanto, una buena base de capital caracteriza a un banco que opera de forma solvente. La crisis global de 2007-08 dio cuenta que los bancos no contaban con una base robusta de capital para hacer frente a eventos de tensión financiera, por lo que la definición de los elementos que constituyen el capital fue modificada con la introducción de los estándares de Basilea III, diseñados por el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (BCBS, por sus siglas en inglés). Así, los componentes de capital regulatorio son principalmente partidas de patrimonio e instrumentos híbridos, ajustados de componentes que podrían no ser capaces de absorber pérdidas en momentos de tensión (BCBS, 2011).

Por otro lado, los requisitos regulatorios de capital corresponden al monto mínimo que los bancos deben tener durante su operación, cuyas magnitudes son definidas por el organismo regulador de cada país, y son fijados como un porcentaje de los activos ponderados por riesgo. La cantidad de capital que demanda cada uno de los activos del banco queda determinada por un ponderador por riesgo. De las tres categorías de riesgo consideradas en los requisitos de capital elaborados por el BCBS, a saber, riesgo operacional, de mercado y de crédito, es este último el que mayor peso tiene. Por ejemplo, CMF (2020b) estiman que, a nivel de sistema bancario local, los activos ponderados por riesgo de crédito representan un 80,9% del total. Por lo anterior, es necesario contar con una adecuada medición de los activos ponderados por riesgo de crédito para que el monto de capital que un banco mantiene sea suficiente para soportar las pérdidas inesperadas.

En lo que respecta a la determinación de la demanda de capital por riesgo de crédito, el BCBS propone un modelo estándar y un método basado en modelos internos (IRB, por sus siglas en inglés) para el cómputo de los activos ponderados por riesgo de crédito (APRC). En los modelos estándar, se asignan ponderadores por riesgo de crédito (PRC) a los diferentes activos, mientras que para el método IRB se utilizan parámetros de riesgo, como son la probabilidad de incumplimiento (PD) y pérdida dado el incumplimiento (PDI), de manera de determinar el capital requerido. Esta última metodología sólo puede ser utilizada por el banco en la medida que el organismo supervisor lo permita, tras el cumplimiento de diferentes requisitos. Es importante mencionar que a nivel local se han calibrado los PRC del modelo estándar, mediante el uso del método IRB con parámetros de riesgo locales. Por lo tanto, la metodología IRB es relevante para la determinación de los activos ponderados por riesgo de crédito en Chile, tanto cuando se usa el modelo estándar como de metodologías internas.

La metodología IRB conceptualmente se deriva del modelo asintótico de factor único (ASFR, por sus siglas en inglés). Este modelo permite resumir la distribución de pérdidas originadas por riesgo de crédito en fórmulas simples, a partir de las cuales se pueden determinar los requerimientos de capital por este tipo de riesgo. Una característica fundamental de este método es que los requisitos de capital de cada activo quedan estrictamente determinados por el valor de sus parámetros de riesgo (PD y PDI), sin importar al portafolio al cual pertenecen. Esta característica, como la validez de las fórmulas para determinar el capital requerido por riesgo de crédito, se basan en una serie de supuestos que no necesariamente se cumplen en la realidad.

En particular, se asume que cada exposición representa una fracción mínima del valor total de la cartera, y así el riesgo idiosincrático de cada contraparte es diversificado en el portafolio. El segundo supuesto es que el factor de riesgo sistemático es único para todas las contrapartes. En la realidad,

existen activos que representan una fracción importante de la cartera de un banco, mientras que el desempeño financiero de las contrapartes no necesariamente responde a un factor único, sino que podrían depender de múltiples, entre los cuales podría estar el sector económico, geográfico u otro asociado a la exposición. Es así, como en el primer caso ocurre lo que se conoce como riesgo por concentración individual, mientras que, por el segundo evento, puede surgir lo que se conoce como riesgo por concentración sectorial. Ambos conceptos no están capturados en el modelo IRB, y por tanto el capital requerido bajo el Pilar 1 ignora el riesgo que se origina por las concentraciones aquí mencionadas.

Respondiendo a las falencias que podría tener la determinación de los requisitos de capital en base al modelo IRB del Pilar 1, el BCBS establece que este tipo de hechos deben ser revisados y monitoreados en el proceso de revisión supervisora, lo que se conoce como el Pilar 2 en el marco de Basilea III (BCBS, 2019). Entonces, es rol del supervisor definir las metodologías para medir el riesgo de concentración y, a través de ellas, determinar el requisito adicional de capital regulatorio por la exposición a este tipo de riesgo.

Recientemente Chile ha incorporado en su ley los requisitos establecidos en el marco de Basilea III, a través de la modificación a la Ley General de Bancos (LGB) que se publicó en 2019. La Comisión para el Mercado Financiero (CMF) tiene el rol de supervisar a las entidades bancarias, así como de emitir las normas que regulan el funcionamiento de estas entidades de acuerdo con estos nuevos estándares. En este sentido, en septiembre de 2020 se publicó el Capítulo 21-13 de la Recopilación de Normas Actualizadas (RAN), que trata sobre la evaluación de la suficiencia de patrimonio efectivo de los bancos, en la cual se exige que las entidades cuenten con metodologías para medir y gestionar el riesgo de concentración de sus carteras CMF (2020a).

Este documento presenta metodologías de calibración y modelos referenciales que sirvan de guía para estimar el cargo por concentración individual y sectorial, y que podrían ser aplicables en el caso de que un banco esté expuesto a un alto nivel de concentración o cuente con insuficientes herramientas de mitigación, de acuerdo con el proceso supervisor.

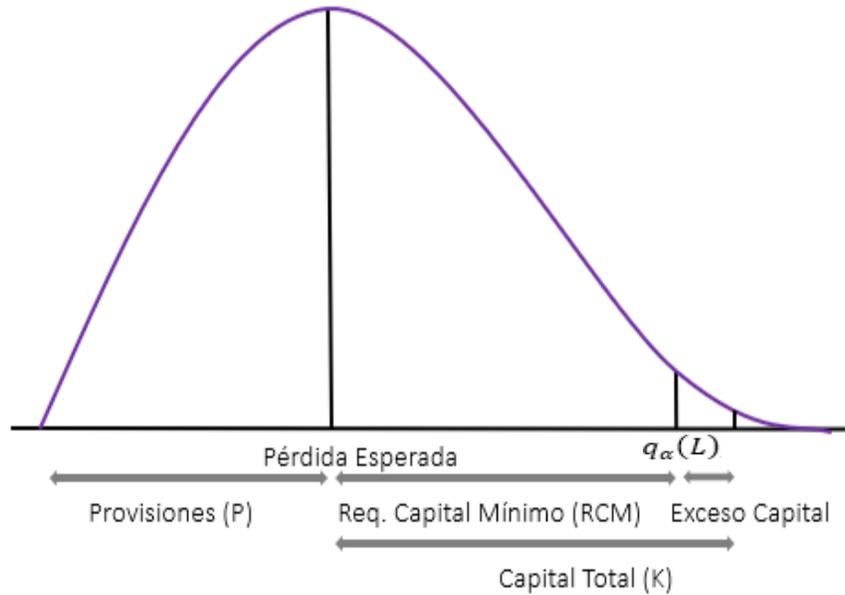
Para cumplir los objetivos propuestos, la estructura de este documento es la siguiente. En la sección II se analiza la derivación teórica del modelo IRB para el cálculo del capital regulatorio por riesgo de crédito, así como los supuestos subyacentes. En la sección III se presentan aspectos a considerar para la realización de simulaciones para la determinación del capital, mientras que en la sección IV se presentan los modelos teóricos para ajustar el capital por riesgo de concentración individual. La sección V presenta las metodologías para la determinación del cargo por concentración sectorial, mientras que la sección VI analiza el ajuste del capital cuando ambos riesgos se encuentran presentes. Luego, en la sección VII se caracteriza el nivel de concentración de la banca local, para dar paso a la calibración y resultados de los modelos referenciarles en la sección VIII. Finalmente, la sección IX presenta las principales conclusiones.

II. Derivación y supuestos del modelo IRB

Para una buena estimación del nivel de capital que un banco debe mantener, es necesario realizar una estimación correcta de la distribución de pérdidas originadas por riesgo de crédito, denotada por L . Esta distribución de pérdidas toma la forma de la figura 1, donde se observa que las pérdidas esperadas son cubiertas por provisiones específicas, mientras que la diferencia entre un percentil α

de la distribución, denotado por $q_\alpha(L)$, y la pérdida esperada, representa el requisito de capital mínimo (RCM) por riesgo de crédito que un banco debe mantener. Por lo tanto, una apropiada estimación de la distribución es necesaria para contar con niveles adecuados de capital.

Figura 1: Distribución de pérdida



Una forma de obtener el capital es a través de métodos de simulación que permiten modelar la distribución anterior. Sin embargo, esto es costoso, pues el nivel de operaciones de un banco es muy elevado. En este sentido, las fórmulas que se presentan en esta sección representan una aproximación de $q_\alpha(L)$, con la cual se puede obtener el capital que un banco debe mantener.

El modelo base para la aproximación de este percentil se basa en Merton (1974). Este permite obtener una expresión para la probabilidad de incumplimiento para cada individuo i , que es una de las contrapartes que forma parte del portafolio de créditos de un banco. En este caso, se asume que el retorno del activo de la firma i , R_i , es una variable que tiene la siguiente forma:

$$R_i = \sqrt{\rho_i}Y + \sqrt{1 - \rho_i}\epsilon_i \quad (1)$$

Del caso anterior, $Y \sim N(0,1)$ es un factor de riesgo sistemático, el cual es único a todos los deudores, $\epsilon_i \sim N(0,1)$ es una variable independiente e idénticamente distribuida (i.i.d.) que captura el riesgo idiosincrático de cada contraparte, y ρ_i es la sensibilidad al factor de riesgo sistemático. A partir de lo anterior, la correlación de los activos entre dos firmas i y j queda dada por $\mathbb{E}(R_i, R_j) = \sqrt{\rho_i}\sqrt{\rho_j}$, mientras que la correlación entre el retorno del activo de la firma i y el factor de riesgo sistemático Y está dada por $\sqrt{\rho_i}$.

Si p_i es la probabilidad incondicional de incumplimiento de cada firma, entonces se define la siguiente variable binaria:

$$Z_i = \begin{cases} 1 & R_i \leq \Phi^{-1}(p_i) \\ 0 & R_i > \Phi^{-1}(p_i) \end{cases} \quad (2)$$

Donde $\Phi^{-1}(x)$ es la distribución normal acumulada de x . Así el estado 1, de incumplimiento, ocurre con probabilidad p_i . Ahora, si el valor del factor de riesgo sistemático es conocido, entonces se puede estimar la probabilidad condicional de incumplimiento con la siguiente expresión:

$$P(Z_i|Y = y) = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(p_i) - \sqrt{\rho_i}y}{\sqrt{1 - \rho_i}}\right) \quad (3)$$

El desarrollo anterior nos permite encontrar una fórmula para la probabilidad condicional de incumplimiento para cada contraparte a la cual el banco está expuesto. Luego, es posible estimar la distribución de pérdidas para el portafolio total del banco, y, por ende, definir su capital. El BCBS (2005) explica que su método IRB se fundamenta en el trabajo de Gordy (2002) quien, haciendo uso del modelo ASFR, nos permite encontrar una forma funcional simple para el valor de $q_\alpha(L)$.

Si el portafolio tiene N clientes, sea entonces $w_i = E_i / \sum_{i=1}^N E_i$ el peso relativo de la exposición del deudor i . Con lo anterior, la pérdida del portafolio, denotada por L , por cada unidad monetaria de exposición, queda determinada por:

$$L = \sum_{i=1}^N w_i PDI_i Z_i \quad (4)$$

Del caso anterior, PDI_i es la pérdida dado el incumplimiento de la exposición i . Ahora, denotemos por $\mathbb{E}(L|Y = q_\alpha(y))$ el valor esperado de la distribución de L , condicional en $Y = q_\alpha(y)$, que se obtiene de la siguiente ecuación:

$$\mathbb{E}(L|Y = q_\alpha(y)) = \sum_{i=1}^N w_i PDI_i \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(p_i) - \sqrt{\rho_i}\Phi^{-1}(\alpha)}{\sqrt{1 - \rho_i}}\right) \quad (5)$$

Gordy (2002) muestra que:

$$|q_\alpha(L) - \mathbb{E}(L|Y = q_\alpha(y))| \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0 \quad (6)$$

Haciendo uso de 6, se tiene que la ecuación 5 representa, en términos asintóticos, una buena aproximación de $q_\alpha(L)$. Con ello, el requisito de capital mínimo, estimado según el modelo IRB (RCM_{IRB}) por unidad monetaria de exposición, queda determinado por:

$$RCM_{IRB} = \sum_{i=1}^N w_i \left(PDI_i \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(p_i) - \sqrt{\rho_i}\Phi^{-1}(\alpha)}{\sqrt{1 - \rho_i}}\right) - PDI_i p_i \right) \quad (7)$$

Lo anterior, para un nivel α de confianza. El nivel establecido por el BCBS es de un 99,9%, por lo que un evento de incumplimiento debería ocurrir 1 en cada 1.000 años. Además, la ecuación 7 tiene un ajuste por madurez en el caso de exposiciones a grandes empresas. Así, la ecuación 7 deja de manifiesto que, para determinar el capital de un banco, basta con conocer las variables de riesgo de

cada exposición, vale decir su PD y PDI. Notar de la ecuación anterior que $PDI_i p_i$ corresponde a la pérdida esperada del crédito, por lo que el capital cubre las pérdidas inesperadas que pueden emanar de él. A su vez, el nivel de capital exigido por cada activo no depende de las características del portafolio al cual pertenece, propiedad que se conoce como *invarianza de cartera*.

Es importante destacar que el resultado de la ecuación 6 es derivado a partir de una serie de supuestos. Aas (2005) formula una revisión completa de ellos, destacando dos en particular:

- 1) Se asume que el portafolio es infinitamente *fine-grained*, lo que quiere decir que cada exposición representa una fracción muy pequeña de la exposición total del portafolio.
- 2) El factor de riesgo sistemático es común y único, y por tanto sólo éste determina las pérdidas que ocurren en el portafolio.

El primer supuesto implica que ninguna exposición del portafolio tiene un tamaño elevado, lo cual permite derivar el resultado asintótico de la ecuación 6. Esto también implica que el riesgo idiosincrático de las contrapartes es totalmente diversificado, siendo sólo el riesgo sistemático el que da forma a la distribución de pérdidas. Sin embargo, en realidad y sobre todo para bancos especializados en grandes empresas, este supuesto no se cumple, pues un subconjunto de las exposiciones tiene un peso importante dentro de la cartera de colocaciones. En estos casos nos enfrentamos a lo que se conoce como riesgo por concentración individual, y en las secciones posteriores se presentará la metodología para ajustar el nivel de capital por la presencia de este riesgo. Este ajuste del capital se conoce en la literatura como *ajuste por granularidad* (GA, por sus siglas en inglés).

El segundo supuesto es más difícil de tratar, y en caso de no cumplirse, podría tener impactos positivos o negativos sobre el nivel de capital de un banco. En particular, para un banco que tiene su cartera de colocaciones muy diversificada, ya sea en diferentes sectores económicos o regiones geográficas, cuyo cumplimiento de sus obligaciones no se correlaciona, el modelo de un único factor de riesgo no es realista y podría incluso generar una sobrestimación de capital para el banco. Por otro lado, en el caso de un banco que se expone a pocos sectores, el modelo de un único factor podría generar un capital subestimado. En este segundo caso, nos encontramos ante un riesgo por concentración sectorial.

El BCBS es consciente de la falencia de los supuestos mencionados anteriormente, y aunque no han corregido explícitamente la fórmula IRB para capturar el riesgo por concentración, si lo ha incluido en el marco de supervisión del Pilar 2. De hecho, estudios preliminares del BCBS (2006) muestran que el ajuste por riesgo por concentración individual está entre un 2% a 8% del capital estimado por el método IRB más las provisiones, mientras que el ajuste por riesgo por concentración sectorial se ubicaría entre un 20% a 40%. Estas magnitudes dan cuenta de la importancia de generar métodos para monitorear y medir el ajuste de capital por riesgo de concentración, de forma de solucionar las falencias inherentes del modelo IRB.

III. Definiciones para el desarrollo de simulaciones

El modelo IRB es una buena aproximación para estimar el capital de un banco en la medida que los supuestos que lo fundamentan son coherentes con la realidad. Si lo anterior no ocurre, sería más

apropiado utilizar otras técnicas para modelar la distribución de pérdidas por riesgo de crédito, y con ello obtener el valor del capital requerido. Entre estas técnicas se encuentra la simulación de Monte Carlo y, en esta sección, mostramos algunos aspectos a tener en cuenta a la hora de realizar este tipo de simulación.

En cuanto a la experiencia con simulación de Monte Carlo para estimación del capital, se encuentra el caso de Kulkarni et al. (2007) que utilizan este método para modelar las pérdidas de un portafolio de 500 activos en India, y con ello obtener el valor del premio por default de instrumentos derivados CDS (*Credit Default Swaps*). Similar es el trabajo de Osei et al. (2013), quienes proveen un marco general para la aplicación de simulaciones de Monte Carlo y medir el valor de la distribución de pérdidas en varios percentiles. Kaplan et al. (2018) exploran distintos métodos de muestreo para medir de forma robusta la pérdida esperada de la distribución, lo que cobra relevancia cuando no se tiene una buena aproximación de los parámetros de riesgo PD y PDI.

El uso de simulaciones no sólo se utiliza para aproximar el capital regulatorio, sino que también para la obtención del capital económico de un banco. Respecto a este último tenemos dos definiciones relevantes: por un lado, se puede entender como el capital que los accionistas deciden mantener (en ausencia de regulación), y que maximiza el valor del patrimonio económico del banco (Elizalde et al., 2007); mientras que, por otro lado, puede ser definido como aquellos métodos o prácticas que permiten a los bancos medir el riesgo y asignar capital, para cubrir el efecto económico de actividades riesgosas (BCBS, 2009). Si bien ambas definiciones adoptan un enfoque distinto, requieren de una adecuada estimación de la distribución de pérdidas del portafolio para la derivación de su valor, y para ello, el uso de simulaciones es una buena alternativa.

En lo que respecta al objetivo de este documento, en los apartados siguientes abordamos primero cómo realizar una simulación de Monte Carlo para obtener la distribución de pérdidas L , para luego analizar aspectos relevantes de la aplicación de esta técnica.

III.A Simulación de Monte Carlo

Sea un portafolio de $i = 1, \dots, N$ exposiciones, cada uno con una participación relativa w_i . Para llevar a cabo la simulación de Monte Carlo, primero se define el número de iteraciones que se utilizará para obtener la aproximación de la distribución de L . Denotando por S a este valor, la simulación se lleva a cabo según los siguientes pasos:

- Inicializar $s = 0, D = \{\}$.
- Mientras $s \leq S$:

- **Paso 1:** Generar $N+1$, valores de variables aleatorias independientes. En este caso, se generan N valores para el factor de riesgo idiosincrático a cada individuo:

$$\epsilon_i \sim N(0,1) \forall i = 1, \dots, N \tag{8}$$

El otro valor generado corresponde al comportamiento del factor sistemático de riesgo. Salvo algunas excepciones, se asume que este sigue una distribución normal, por lo que $Y \sim N(0,1)$.

- **Paso 2:** Se determina el valor del retorno para cada individuo, y con ello si incumple o no. Primero, se obtiene R_i según la ecuación 1, y luego se obtiene el valor de la variable binaria Z_i ,

la que toma valor 1 si el individuo incumple, y 0 en caso contrario. Para este caso, se hace uso de la ecuación 2.

o **Paso 3:** Determinado si un individuo incumple o no, se determina el valor de la pérdida del portafolio en la iteración s , denotada por L_s , según la siguiente expresión:

$$L_s = \sum_{i=1}^N w_i PDI_i Z_i \quad (9)$$

o **Paso 4:** Se almacena el valor L_s : $D = D \cup \{L_s\}$, y se actualiza el contador de iteraciones en $s = s + 1$.

Terminado el proceso anterior, la distribución L quedará almacenada en D . A partir de lo anterior se puede obtener el valor $q_\alpha(L)$ como el valor en riesgo (VaR) para de la distribución de L , dado un nivel α de confianza:

$$q_\alpha(L) = \min\{x \mid F_L(x) > \alpha\} \quad (10)$$

De la definición anterior, $F_L(x)$ representa la función de distribución acumulada de la pérdida del portafolio, y que es obtenida mediante el proceso de simulación.

Luego, el requisito mínimo de capital, obtenido por el método de simulación (RCM_{SIM}), se obtiene de:

$$RCM_{SIM} = q_\alpha(L) - \sum_{i=1}^N PDI_i p_i w_i \quad (11)$$

La expresión anterior es una medida más precisa del capital que un banco debería mantener cuando los supuestos del modelo IRB no son ciertos por las características del portafolio. Sin embargo, el proceso de simulación tiene costos elevados y requiere de ciertas definiciones para ser llevado a cabo. Estos aspectos son abordados en la sección siguiente. Antes, es relevante destacar que la diferencia en la estimación de capital por el modelo IRB, RCM_{IRB} , y aquel estimado por el proceso de simulación, RCM_{SIM} , cuyo origen es producto del riesgo por concentración, se estima con las técnicas que se presentan en las secciones siguientes. Estas intentan ajustar el capital por el método IRB sin recurrir a un costoso proceso de simulación, sino que a través de fórmulas que aproximan la diferencia acá mencionada.

III.B Definiciones para la simulación de Monte Carlo

En esta sección se analiza empíricamente el efecto de diversos elementos a definir a la hora de realizar simulación de Monte Carlo. Para ello, se toma una muestra de 1.000 clientes bancarios, que provienen del archivo “Colocaciones, créditos contingentes, provisiones y castigos” (C11) del manual de sistemas de información de los bancos de la CMF. En este caso, se consideran los parámetros PD, PDI y ρ_i , derivada a partir de la metodología para el cómputo de activos ponderados por riesgo de crédito elaborada por la CMF, conservando así la distribución del sistema bancario chileno tanto en los parámetros de riesgo como en la exposición. Se consideran dos casos, uno donde los parámetros

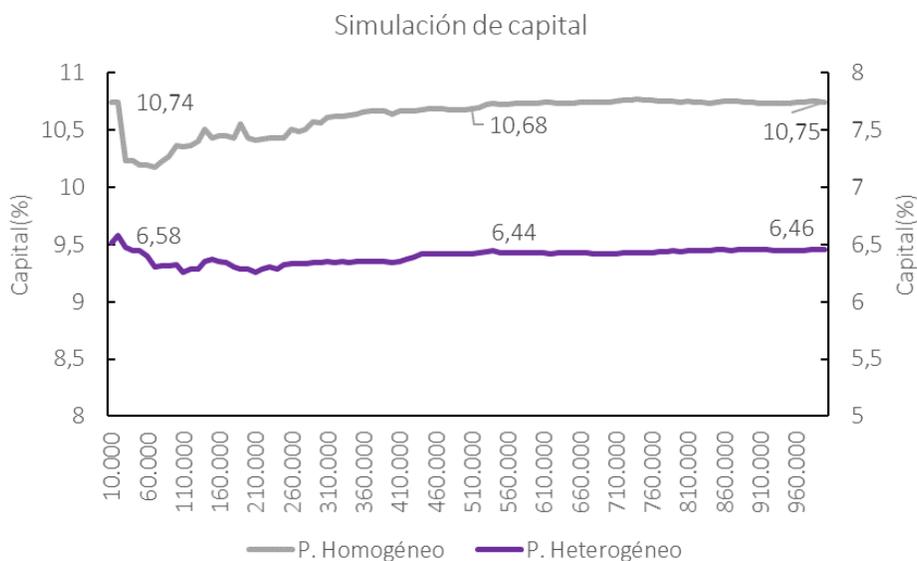
de riesgo son homogéneos para todas las exposiciones, mientras que el segundo portafolio considera la heterogeneidad de las contrapartes. La exposición total del portafolio se normaliza para totalizar 100.000 unidades monetarias (U.M.).

III.B.1 Número de iteraciones

Cuando se ha usado simulación de Monte Carlo para estimar el valor del capital, la literatura no provee un valor en particular para la cantidad de simulaciones. Si bien a mayor número de iteraciones se tiene una mejor precisión para la estimación de su valor, un gran número de ellas significa un costo computacional no menor, sobre todo cuando el número de exposiciones es elevado. En este sentido, la figura 2 muestra el valor de capital estimado con simulación de Monte Carlo para los portafolios presentados al inicio de la sección III.B. La figura 2 muestra que, en ambos casos, el capital estimado (como porcentaje de la exposición) tiende a mostrar cierta inestabilidad para un número de iteraciones inferior a 200.000, para luego estabilizarse. De hecho, se observa que considerar más de 500.000 iteraciones no genera cambios significativos en cuanto al valor del capital, y, por ende, no se obtiene una ganancia en cuanto a la precisión de la estimación. Por lo tanto, a la hora de elegir la cantidad de iteraciones, se debe considerar el *trade-off* entre el beneficio de una mayor precisión y el costo de procesamiento.

Cabe destacar que el experimento acá realizado no pretende definir un valor particular para el número de iteraciones que un banco debe usar para hacer la simulación. En este sentido, la recomendación es que un banco, más que definir un número de iteraciones, debería realizar la simulación para un número grande ellas, tal que le permita monitorear el valor del capital estimado a lo largo del proceso. Luego, si el valor del capital estimado muestra estabilidad, sin tener grandes variaciones en su valor para las últimas iteraciones, la simulación debería finalizar, sin necesidad de llegar al número definido al inicio.

Figura 2: Capital estimado por simulación, para distintos números de iteraciones



III.B.2 Uniformidad de parámetros

Como se comentó al inicio de este apartado, se está trabajando con dos portafolios. El primero, es homogéneo y considera un valor uniforme para los parámetros PD, PDI y ρ_i , particularmente como el promedio que se obtiene en los datos donde se hace el muestreo. El segundo, el portafolio heterogéneo, considera el valor de los parámetros de riesgo propios de las exposiciones que se obtienen en el proceso de muestreo. Cabe destacar que, para permitir comparabilidad con el primer portafolio, el valor de los parámetros del portafolio heterogéneo se escala tal que su promedio sea igual al valor uniforme utilizado en el primer portafolio.

El gráfico de la figura 2 muestra que, si se considera un valor uniforme en los parámetros de riesgo, el nivel de capital estimado es muy superior que si, para los mismos activos, se considera la distribución original de sus valores PD, PDI y ρ_i . Este efecto de sobre estimación del riesgo de crédito, y por tanto del capital, cuando se utilizan parámetros uniformes, es estudiado por Hanson et al. (2008), quienes derivan una expresión para ajustar la función de pérdida cuando se omite la heterogeneidad de los parámetros. Por lo tanto, para evitar que el capital calculado con simulación no sea un valor sobre estimado, no se deben utilizar parámetros de riesgo uniforme, sino que es requerido preservar su distribución original.

III.B.3 Uso de muestras

Tal como se mencionó, el proceso de simulación de Monte Carlo puede tener grandes costos en términos de tiempo y recursos computacionales. Lo anterior genera el atractivo de crear muestras de datos para realizar la simulación, y a partir de ellas obtener el monto de capital requerido. Sin embargo, como iremos discutiendo más adelante, el uso de muestras genera muchas imprecisiones sobre el valor final en la estimación de la distribución de pérdidas. El efecto anterior es más notorio cuando la muestra de datos es muy pequeña en relación con el total de la población.

Por otro lado, el uso de servidores centralizados para el almacenamiento de datos es una práctica común hoy en los bancos. A su vez, la capacidad de procesamiento de los computadores ha aumentado en términos exponenciales en los últimos años, lo que sumado al uso de tecnologías *big-data*, permiten hacer un manejo eficiente de grandes cantidades de datos. A ello podemos agregar el avance de lenguajes de programación que tienen implementadas librerías estadísticas y matemáticas optimizadas para operar en grandes bases de datos. Todo lo anterior, permite realizar experimentos de diversa índole en un tiempo acotado, aunque la cantidad de datos involucrada sea alta. Entonces, las herramientas tecnológicas disponibles nos permiten señalar que es posible realizar una apropiada simulación para toda la cartera de créditos, sin necesidad de usar muestras. Finalmente, es importante señalar que el tiempo requerido de procesamiento no aumenta exponencialmente con el tamaño de la cartera. Por ejemplo, una simulación de 100 mil iteraciones en un portafolio de 45 mil activos toma alrededor de 6 horas en un computador convencional, mientras que la misma simulación, en un portafolio de 1,4 millones de activos, y por tanto 311 veces más grande, toma 17 horas, vale decir, demanda 2,8 veces más tiempo.

IV. Ajuste al capital regulatorio por riesgo de concentración individual

Cuando cada exposición representa una fracción mínima del portafolio, el riesgo idiosincrático de cada individuo es diversificado, y con ello la distribución de pérdidas sólo depende del riesgo sistemático. Sin embargo, pueden existir exposiciones, particularmente con grandes empresas, que pueden representar una fracción relevante del portafolio total. En estos casos, nos encontramos ante la presencia de riesgo por concentración individual, donde el riesgo idiosincrático es relevante en el comportamiento de las pérdidas del portafolio, y por tanto debería ser tomado en cuenta a la hora de definir el capital exigido. Como el modelo IRB no toma en cuenta esta situación, el capital estimado con esta metodología está subestimado.

Krali et al. (2019) realizan una evaluación de la importancia de este riesgo y de cómo, ante la presencia de concentración individual, el método IRB genera un capital subestimado, remarcando la necesidad de contar con mecanismos para resolver esta falencia. Así, los métodos que se han diseñado en este ámbito intentan ajustar el capital, añadiendo el monto que se subestima al no considerar la concentración individual. Esto se conoce como ajuste por granularidad (GA).

El BCBS es consciente de esta deficiencia, e incluso, cuando fue discutida la metodología de modelos internos para los estándares de Basilea II, se puso en consulta un ajuste por granularidad (BCBS, 2001). Sin embargo, este no fue considerado en la versión final de los estándares de Basilea II. Dado lo anterior, el riesgo por concentración individual es parte de los elementos a evaluar en el proceso de supervisión del Pilar 2.

En esta sección analizamos las metodologías cuantitativas para ajustar el capital por riesgo por concentración individual. Primero partimos discutiendo los aspectos teóricos de ellas, para luego pasar al análisis de sensibilidades respecto a cambios en el portafolio. Finalmente discutimos sobre el *trade-off* que ocurre cuando se usan muestras para determinar el ajuste por granularidad.

IV.A Metodología para determinar el ajuste por granularidad

En cuanto a la metodología para determinar una expresión que permita estimar el ajuste de granularidad por riesgo de concentración individual, seguimos lo realizado por Gordy et.al (2013). Ante la presencia de concentración individual, el valor de $|q_\alpha(L) - \mathbb{E}(L|Y = q_\alpha(y))|$ será mayor que cero, y por tanto el método IRB deja de ser un buen modelo para determinar el capital. Así, la metodología elaborada por los autores mencionados consiste en encontrar una expresión matemática para aproximar la diferencia de la citada expresión, haciendo uso de una expansión de Taylor. Este resultado corresponde al ajuste por granularidad, el cual queda dado por la siguiente expresión:

$$GA = \frac{1}{2K^*} \sum_{i=1}^N w_i^2 \left[\left(\delta C_i (K_i + R_i) + \delta (K_i + R_i)^2 \cdot \frac{V(PDI_i)}{\mathbb{E}(PDI_i)^2} \right) - K_i \left(C_i + 2(K_i + R_i) \cdot \frac{V(PDI_i)}{\mathbb{E}(PDI_i)^2} \right) \right] \quad (12)$$

Donde:

- w_i^2 : es el tamaño relativo de la exposición i , con respecto al portafolio total, al cuadrado.
- R_i : es la pérdida esperada de la exposición i , vale decir $PDI_i \cdot p_i$.
- K_i : es el capital requerido según el modelo IRB, vale decir según la ecuación 7.
- $V(PDI_i)$: es la varianza de la PDI_i , que en este caso se asume que se determina como $V(PDI_i) = \gamma \mathbb{E}(PDI_i)(1 - \mathbb{E}(PDI_i))$, con $\gamma = 0,25$.
- $G_i = \frac{V(PDI_i) + \mathbb{E}(PDI_i)^2}{\mathbb{E}(PDI_i)}$.
- $K^* = \sum_{i=1}^N w_i K_i$, capital regulatorio total requerido.

La fórmula da como resultado el ajuste de capital porcentual respecto a la exposición de la cartera, que debe ser añadido para cubrir el riesgo por concentración individual. Por otro lado, la forma funcional sugerida para la varianza de la PDI proviene del ajuste por granularidad propuesto inicialmente por el BCBS. Así también, la $\mathbb{E}(PDI_i)$ corresponde al valor de la PDI para cada individuo en el momento que se hace el cálculo. El resto de los parámetros, son todos inputs del modelo IRB, por lo que la ecuación 12 sería de sencilla implementación para cualquier institución bancaria. Del caso anterior, δ es el único parámetro que debe ser definido por el regulador, cuya calibración para el caso en Chile se discute en la sección siguiente.

En términos cuantitativos, la expresión 12, tal como lo muestran los mismos autores, tiene una fuerte correlación con el índice de *Herfindahl* (HHI, por sus siglas en inglés) de la cartera de créditos, el cual se expresa mediante la siguiente ecuación:

$$HHI = \sum_{i=1}^N w_i^2$$

De la expresión anterior se observa que, en el caso de absoluta concentración en una contraparte, el HHI toma el valor de 1, y, al contrario, bajo absoluta diversificación, toma su valor mínimo, el cual es $1/N$. Es por ello que es fácil de realizar una aproximación del GA a través del HHI de la cartera, y en nuestro caso seguiremos una estrategia similar, tal como lo veremos en las secciones siguientes. En cuanto a la sensibilidad de la expresión anterior a variaciones en los parámetros de riesgo, será analizado en los siguientes apartados de esta sección.

IV.B Calibración del parámetro δ en el ajuste por granularidad

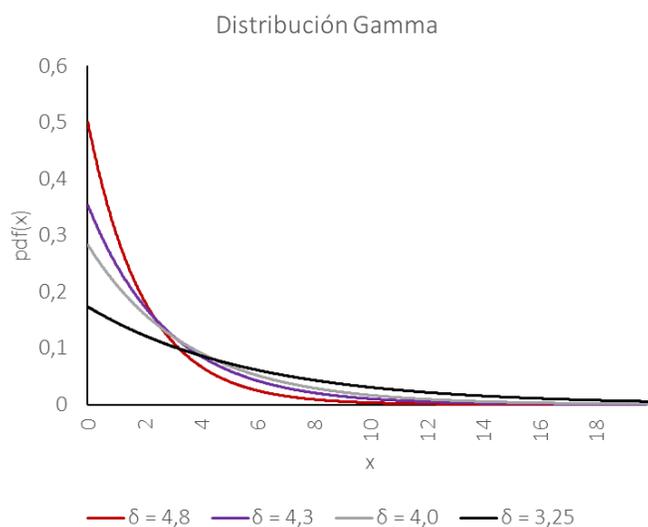
Detrás de los supuestos que existen para derivar el ajuste por granularidad de la ecuación 12, se asume que el factor de riesgo sistemático Y , sigue una distribución gamma con media 1 y varianza $1/\varepsilon$, en línea con el modelo de riesgo de crédito conocido como CreditRisk³. Luego, la relación entre δ y el valor de ε viene dada por la siguiente expresión:

$$\delta = (q_\alpha(Y) - 1) \cdot \left(\varepsilon + \frac{1 - \varepsilon}{q_\alpha(Y)} \right) \quad (13)$$

³ Diaz et al. (2002) realizan una discusión y comparación de este modelo y CreditMetrics.

Así, para una solvencia objetivo del 99,9%, vale decir $\alpha = 0,999$, y $\varepsilon = 0,25$, el valor implícito de δ es 4,83. Esta es, por ejemplo, la configuración establecida en el ajuste por granularidad inicialmente propuesta por el BCBS. Para ilustrar la relación dada por la ecuación 13, la figura 3 muestra la forma de la distribución gamma para distintos valores de δ . Se observa que, a mayor valor de este parámetro, la distribución tiene menos curtosis, vale decir, su cola es menos ancha, centrándose más los valores en torno a la media de 1. Lo inverso ocurre cuando baja el valor de gamma, generando un valor más ancho en la cola, y con ello una masa mayor para valores elevados. Considerando que esta distribución modela el comportamiento del factor de riesgo sistemático, un valor más bajo de δ se vincula a un portafolio de mayor riesgo.

Figura 3: Distribución gamma para distintos valores de δ



Tal como lo muestran Gordy et al. (2013), el ajuste por granularidad es muy sensible a la elección de este parámetro, por ejemplo, pasar de $\delta = 3$ a $\delta = 5$, duplica instantáneamente el valor del GA en la ecuación 12. Sus experimentos base son realizados con un valor de 4,3, mientras que, dado que el regulador debe definir el valor del parámetro, ellos sugieren utilizar uno en torno a 4, tras calibrar este parámetro con datos de un portafolio de créditos en Alemania.

Para el caso local, realizamos la calibración considerando datos de la cartera total de créditos en cumplimiento del sistema bancario, para el periodo de diciembre de 2019. En este caso, se utiliza el archivo “Colocaciones, créditos contingentes, provisiones y castigos” (C11), mientras que los parámetros de riesgo utilizados son los que provienen de los modelos estándar del Capítulo B-1 del Compendio de Normas Contables y de la normativa para la calibración de los activos ponderados por riesgo de crédito de acuerdo con los estándares de Basilea III. Además, para cada individuo en cada banco, se agrega el total de su exposición, quedando entonces como parámetros de riesgo, el promedio ponderado por tamaño de cada uno de sus compromisos bancarios. Siguiendo las directrices del BCBS, el monto avalado es sumado a la persona que hace el rol de aval, y deducida de la contraparte que recibe este aval.

Luego de haber realizado el tratamiento anterior, se realiza una simulación de Monte Carlo, siguiendo las pautas de la sección anterior, para obtener el valor del capital simulado, RCM_{SIM} , de cada banco. A su vez, para cada institución, se obtiene el capital requerido de acuerdo con el modelo IRB, dado

por RCM_{IRB} . Dado que el portafolio de los bancos tiene algún grado de concentración individual, sabemos que $RCM_{SIM} > RCM_{IRB}$, donde la diferencia ocurre por la presencia del riesgo por concentración individual. Así entonces, el valor de óptimo de δ para cada banco se obtiene como el valor que:

$$\delta \mid RCM_{SIM} = RCM_{IRB} + GA(\delta) \quad (14)$$

De la expresión anterior, se desprende que el valor de δ queda determinado por el que, al ajustar el capital del modelo IRB por granularidad según la ecuación 12, se iguala al valor del capital obtenido por el proceso de simulación. Esto en concordancia a que el GA es el ajuste que intenta resolver la diferencia de capital entre su valor real, obtenido en la simulación, y la aproximación del modelo IRB. Así, se obtiene un valor δ para cada banco, según su nivel de concentración. Entonces, para obtener un valor que caracterice a todo el sistema, se realiza un promedio ponderado de estos valores según el tamaño de la cartera de cada banco, obteniendo con ello un valor de $\delta = 4$. Este valor es usado tanto en los resultados empíricos de las siguientes secciones, como en la calibración del modelo referencial.

IV.C Análisis de sensibilidad del ajuste por granularidad

Una vez calibrado el valor el parámetro δ para la implementación del GA de la ecuación 12, en esta sección evaluamos su comportamiento ante cambios en distintos parámetros de riesgo, así como en la distribución de la participación del portafolio. El portafolio base en este caso, es el mismo utilizado en la sección III.B, considerando la versión heterogénea en la composición de los parámetros de riesgo.

IV.C.1 Análisis de cambios en los parámetros de riesgo

En este caso al portafolio se le aplican cambios en los parámetros de riesgo. En primer lugar, se aumenta la PD en un 20%, mientras que la configuración opuesta, considera una baja en la misma magnitud. Los siguientes 2 portafolios consideran una variación de la misma magnitud, esta vez en la PDI de cada individuo. Finalmente, los dos portafolios finales consideran cambios de igual tamaño en el parámetro ρ_i del modelo IRB, que corresponde a la sensibilidad de cada individuo con respecto al factor de riesgo sistemático. Los resultados son presentados en la tabla 1. En ella, en orden, se exhibe primero el capital calculado según el modelo IRB, como porcentaje de la exposición total. Luego, se muestra el cambio porcentual en el capital IRB por los cambios en los parámetros de riesgo. La tercera fila exhibe el valor del capital simulado, mientras que luego se muestran los cambios de este valor por variación en los parámetros de riesgo. La siguiente fila muestra la diferencia porcentual entre el capital simulado y el del modelo IRB. Luego, se muestra el GA, obtenido según la ecuación 12, y así, la siguiente fila muestra el tamaño de este ajuste con respecto al capital IRB.

Tabla 1: Capital y GA para distintos parámetros de riesgo

Resultado\Portafolio	Base	+20% PD	-20% PD	+20% PDI	-20% PDI	+20% ρ	-20% ρ
Fórmula IRB (1)	5,0	5,5	4,4	5,9	4,0	7,0	3,3
$\Delta\%$ Capital (1 c/r base)	-	10,6	-12,1	20,0	-20,0	41,9	-32,4
Simulado (2)	6,3	6,9	5,8	7,6	5,1	8,1	5,2

$\Delta\%$ Capital (2 c/r base)	-	8,3	-8,6	20,0	-20,0	28,2	-17,9
$\Delta\%$ Capital (2-1 c/r 1)	27,7	25,1	32,8	27,7	27,7	15,4	55,2
Aj. GA (3)	1,5	1,6	1,5	1,7	1,4	1,5	1,6
Aj. GA (% IRB)	30,9	28,6	34,3	28,7	34,2	21,6	47,4

A partir de la tabla 1 se observan varios hechos interesantes. En primer lugar, los movimientos en la PD generan cambios asimétricos en el capital por el modelo IRB. En particular, la baja de ella pronuncia más la caída en capital en comparación a lo que lo hace el alza de la PD. Esto mismo ocurre en el capital simulado, aunque en magnitud menor. Por otro lado, el cambio en la PDI genera un cambio en la misma magnitud de su variación, tanto en el capital obtenido por el modelo IRB, así como el simulado. Finalmente, los cambios en ρ , genera los mayores cambios en el capital, y de forma asimétrica. Así, un aumento de este parámetro genera un aumento mayor en el capital en comparación a lo que lo hace la caída en su valor. Por otro lado, el capital simulado es entre un 15,4% y 55,2% mayor que el capital por el modelo IRB. Es importante destacar en este caso, que la diferencia es mayor en los portafolios de menor riesgo, vale decir donde cae la PD, PDI y ρ .

En cuanto al cómputo del GA, se observa que este valor en términos absolutos es relativamente estable, con variaciones menores ante cambios de los parámetros de riesgo. Lo anterior hace que su peso, en relación con el capital por IRB, sea mayor en los portafolios de menor riesgo, donde efectivamente se produce también las mayores discrepancias entre el capital simulado y su aproximación IRB. Por tanto, podemos señalar a partir de estos experimentos, que el GA es un ajuste más relevante de aplicar en aquellos portafolios de menor riesgo, dado que en ellos es donde más falla el capital IRB en aproximarse a su valor real.

IV.C.2 Análisis de cambios en la distribución de la concentración

En este apartado se analiza la sensibilidad del ajuste por granularidad cuando se modifica la distribución de la participación de cada exposición en el portafolio. A partir del escenario base, se generan tres modificaciones para ver el impacto del cambio en la distribución de las exposiciones. En primer lugar, el portafolio se hace lo más granular posible, donde cada crédito toma un mismo valor de 100.000/1.000, dado que la cantidad de deudores es 1.000 mientras que el tamaño total del portafolio es 100.000 U.M. En este caso, el grado de concentración individual es mínimo. El segundo portafolio considera un portafolio con alta concentración individual, donde se asume que los créditos más grandes tienen un valor del 30% del patrimonio efectivo del banco. Para la obtención de este último valor, se asume que los activos ponderados por riesgo ascienden a 100.000 U.M, y que el patrimonio efectivo se obtiene de aplicar el índice de adecuación de capital del sistema bancario a la fecha del experimento, diciembre 2019. El límite del 30% corresponde al impuesto por la LGB, considerando créditos garantizados, y es el máximo nivel de concentración que podría surgir. Desde este portafolio concentrado, se generan dos variantes, el primero considera una concentración en créditos de menor riesgo, entendido este como la pérdida esperada, mientras que el segundo caso corresponde a la concentración en créditos de mayor riesgo, vale decir, aquellos con menor pérdida esperada. Los resultados de este experimento se muestran en la tabla 2, exhibiendo los mismos que los presentados en la tabla 1.

Tabla 2: Capital y GA para distintos niveles de concentración individual

Resultado\Portafolio	Base	Granular	Con. Aleatorio	Con. Menos riesgo	Con. Más riesgo
Fórmula IRB (1)	5,0	5,7	6,0	0,4	16,3
$\Delta\%$ Capital (1 c/r base)	-	14,4	21,0	-92,3	228,3
Simulado (2)	6,3	5,8	9,8	1,7	22,0
$\Delta\%$ Capital (2 c/r base)	-	-7,9	54,3	-73,3	247,9
$\Delta\%$ Capital (2-1 c/r 1)	27,7	2,8	63,0	340,5	35,4
Aj. RCI (3)	1,5	0,2	4,9	2,0	8,6
<i>Aj. RCI (% IRB)</i>	<i>30,9</i>	<i>3,3</i>	<i>81,2</i>	<i>525,8</i>	<i>52,8</i>
HHI	0,011	0,001	0,024	0,024	0,024

A partir de la tabla 2 se observan en primer lugar que, considerando el portafolio base, el nivel de capital simulado y por el método IRB, aumenta cuando se incrementa la concentración de forma aleatoria y en individuos de mayor riesgo; mientras que lo opuesto ocurre cuando la concentración ocurre en individuos de menor riesgo. Un hecho interesante ocurre para el caso de portafolio con menor concentración, o granular. En este el capital IRB aumenta, mientras que el simulado decrece, y así entonces ambos valores son prácticamente iguales, con una diferencia menor de casi 3%. Esto da cuenta que, cuando el nivel de concentración individual es nulo o bajo, el capital por el método IRB se aproxima al capital simulado, acorde con los fundamentos que le dan origen. Así, el ajuste por granularidad es bajo en estas circunstancias. Para el caso de los portafolios con alto nivel de concentración, el tamaño del GA con respecto al capital IRB, aumenta en todos los casos, como era de esperar. Sin embargo, es interesante notar que el GA es más importante, en términos relativos, cuando la concentración ocurre en individuos de bajo riesgo, acorde a que en él es donde también existe la mayor diferencia entre el capital simulado y por el método IRB. Entonces, el ajuste por granularidad es de mayor importancia cuando el portafolio tiene bajo riesgo, confirmando los resultados encontrados en el apartado anterior.

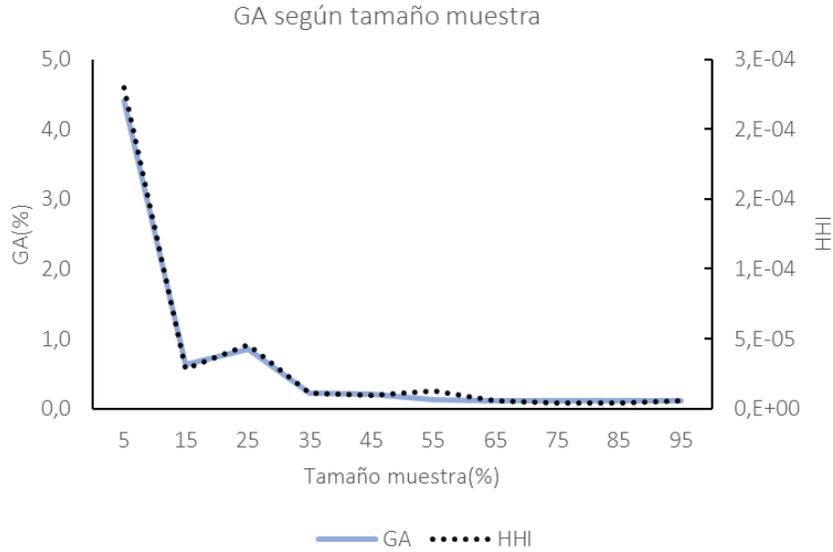
Finalmente, se observa que el nivel de GA, tanto en términos absolutos y relativos, no sólo tiene una fuerte relación con la calidad crediticia del portafolio, sino que también posee una estrecha relación con el HHI de la cartera. En particular, el HHI, como medida de concentración, muestra una correlación positiva con el valor del GA.

IV.D Uso de muestras para el cálculo del ajuste por granularidad

La aplicación del método descrito en la sección IV.A puede tener algunos costos para los bancos. En particular, la información de los clientes puede estar distribuida en distintos lugares, por ejemplo, en base a las líneas de negocios de un banco. En estos casos, se puede tornar muy costoso obtener la información agregada de los clientes, para así obtener el nivel total de exposición de cada uno, y con ello el grado de concentración que existe en la cartera de créditos. Esta situación hace que se hayan creado pautas para estimar el ajuste por granularidad, a través de una muestra de la cartera de créditos. Sin embargo, existe un *trade-off*, dado que el uso de muestras genera que el valor obtenido para el GA sea mayor cuando el tamaño de la muestra es menor, tal como lo muestra la figura 4. En esta se calcula el GA de la ecuación 12 para una cartera de créditos, tomando distintas muestras, que varían en su tamaño. Cada muestra mantiene la distribución del tamaño de los créditos. Se observa

del gráfico que, a pesar de que cada muestra imita la distribución de los créditos, el HHI es alto cuando la cantidad de datos de la muestra es baja, por lo cual el tamaño del GA es elevado también. Este efecto disminuye en la medida que el tamaño de la muestra se acerca a la cartera total, aproximándose el GA a su valor real. A partir de este gráfico es evidente que el uso de muestras pequeñas puede inducir un alto ajuste de granularidad, incluso superior al beneficio operativo que se obtiene de trabajar con pocos datos.

Figura 4: Relación entre el GA y el tamaño de muestra



Considerando el costo que significa el procesamiento de información de toda la cartera, Grippa et al. (2016) elaboran un método para obtener el GA mediante el uso de un subconjunto de datos, tomando las exposiciones más grandes. Este método estima el GA como la diferencia entre el capital simulado y el obtenido por el método IRB. Su ventaja, es que el capital simulado se obtiene de la suma del capital IRB para aquellas exposiciones no muestreadas, más la aplicación de simulación sólo en el subconjunto de datos de exposiciones más grandes. Este, al igual que el método presentado a continuación, tiene un mayor costo en GA a menor cantidad de datos usados.

Por otro lado, Gordy et al. (2013) elaboran un límite superior del GA cuando se trabaja con datos incompletos, sin necesidad de realizar simulación. En este caso, se asume que se tiene información de las m exposiciones más grandes del portafolio, con $m \ll N$. En este caso, cada uno de los créditos tiene un tamaño relativo mínimo de \bar{w} , por lo que m queda en función de la definición de este límite en inferior. Finalmente se denota por Ω a este subconjunto de créditos. En este escenario, una versión más simplificada del GA, queda dada por:

$$\tilde{GA} \leq \frac{1}{2K^*} \left(\sum_{i \in \Omega} w_i^2 Q_i C_i + \bar{w} ((\delta - 1)(K^* - W_\Omega K_\Omega^*) + \delta(R^* - W_\Omega R_\Omega^*)) \right) \quad (15)$$

Donde:

- w_i^2 : es el tamaño relativo de la exposición i , con respecto al portafolio total, al cuadrado.

- $Q_i = \delta(K_i + R_i) - K_i$.
- R_i : es la pérdida esperada de la exposición i , vale decir $PDI_i \cdot p_i$.
- K_i : es el capital requerido según el modelo IRB, vale decir según la ecuación 7.
- $C_i = \frac{V(PDI_i) + \mathbb{E}(PDI_i)^2}{\mathbb{E}(PDI_i)}$, con la varianza definida igual que la sección IV.A.
- $K^* = \sum_{i=1}^N w_i K_i$, capital regulatorio total requerido.
- $W_\Omega = \sum_{i \in \Omega} w_i$.
- $K_\Omega^* = \frac{1}{W_\Omega} \sum_{i \in \Omega} w_i K_i$.
- $R_\Omega^* = \frac{1}{W_\Omega} \sum_{i \in \Omega} w_i R_i$.

Así entonces, el GA puede ser aproximado con el límite anterior, conociendo sólo la información de las m exposiciones más grandes. Sin embargo, si la cantidad de créditos en la muestra es pequeña, el valor del GA obtenido podría diferir de manera importante al GA del total de la cartera⁴. Ambos valores convergen en la medida de que $m \rightarrow N$, y, por lo tanto, el banco debe evaluar el *trade-off* entre el costo de tener que ajustar el capital con un GA más elevado al usar un subconjunto de datos, con respecto al costo que le significaría tener que procesar la información de su cartera de créditos completa, para así obtener un valor menor en el GA con el uso de la ecuación 12. En este sentido, cabe destacar que los bancos cada vez han avanzado más en incorporar tecnologías más eficientes en el almacenamiento de datos, lo que baja el costo de procesar la información para la cartera total de créditos, lo que permitiría aproximar el GA a su valor más exacto. En cuanto a la calibración del modelo local, se utiliza la totalidad de la cartera de los bancos, por lo que se hace uso de la ecuación 12.

V. Ajuste al capital regulatorio por riesgo de concentración sectorial

El segundo supuesto importante detrás del método IRB es que el factor de riesgo sistemático es único. Sin embargo, la cartera de crédito puede estar expuesta a distintos factores de riesgo, dependiendo del sector al que pertenezca cada contraparte. En este caso, el supuesto de factor único deja de ser válido, y por tanto el capital debe ajustarse considerando esta particularidad, más aún si el banco está concentrado en un sector en particular. Para lo anterior, esta sección parte examinando la definición de sectores que se debe fijar para luego definir el grado de concentración. Así, definidos los sectores, la segunda parte evalúa las metodologías para ajustar el capital por el riesgo de concentración sectorial, para finalizar con un análisis de sensibilidad de estos métodos ante variaciones en parámetros claves.

⁴ Existen dos efectos contrapuestos. Por un lado, al considerar una muestra de tamaño m , las participaciones cuadráticas serán superiores, presionando a la sobre estimación del GA. Por otro lado, en general existe una alta correlación entre exposiciones y capacidad de pago, debido a la selección endógena propia del negocio bancario. Luego, las m mayores exposiciones tendrían en general menor riesgo, y, por lo tanto, presionarían a la subestimación del GA. Sin embargo, la cota impuesta en la ecuación 15 genera que el primer efecto sea más relevante.

V.A Definición sectores

En el marco del proceso de revisión supervisora, el BCBS establece principios para incorporar el riesgo de concentración crediticia. Allí menciona que *“el banco debe considerar las concentraciones que se basan en factores de riesgo comunes o correlacionados que reflejan factores más específicos de la situación que las concentraciones tradicionales”*. No obstante, el riesgo de concentración sectorial no debe incorporar factores excesivamente comunes pues entonces, teóricamente, estarían reflejados explícitamente en la metodología de IRB a través del riesgo sistemático. Por lo tanto, el riesgo sectorial debe considerar sectores con factores de riesgo comunes al sector, exclusivos a él.

Al respecto, la autoridad de regulación prudencial (PRA, por sus siglas en inglés) en Reino Unido, y el Banco de España (BdE), al igual que la propuesta normativa local, establecen los riesgos de concentración sectorial para sectores económicos. Esto es debido a que todas las contrapartes de un sector económico pueden estar afectos a riesgos particulares del sector (factores comunes de riesgo), distintos a aquellos relacionados con el ciclo de la economía (riesgo sistemático). Por ejemplo, el brote de un virus que afecte a las empresas del sector pesca. En cualquier caso, tal como lo establece el BCBS en sus principios, es importante considerar que la capacidad de pago de sectores diferentes podría estar correlacionada. Adicionalmente a sectores económicos, el PRA considera concentración por exposición a la región de procedencia de la contraparte, distinguiendo factores de riesgo entre diferentes continentes o sus partes.

En las mediciones internas sobre concentración, un banco puede considerar otros sectores, sólo en la medida que cumplan con los principios que propone el BCBS, y que quizás, tenga una mejor adecuación a su modelo de negocio y perfil de riesgo. Algunos criterios que podría ocupar el banco para definir estos sectores son:

1. Materialidad: Se deben generar sectores que tengan pesos específicos relevantes.
2. Especificidad: Las exposiciones asignadas a cada sector deben estar afectos a factores comunes y específicos al sector.
3. Factibilidad: Se debe poder asignar las exposiciones de manera efectiva a cada sector, así como también se debe poder construir métricas de correlaciones entre los sectores.

Finalmente, podría haber exposiciones no afectas a riesgo de concentración sectorial, debido a la ausencia de factores de riesgo particulares a dichas exposiciones.

V.B Determinación del ajuste de capital por riesgo de concentración sectorial

El riesgo de crédito por concentración sectorial es un tema que no ha sido ampliamente investigado en la literatura, sin perjuicio de que existen algunos documentos referentes. En ese sentido destaca Düllmann et al. (2006), quienes, mediante correlaciones entre las perturbaciones sectoriales, en adelante correlaciones inter-sectoriales, y simulaciones, estiman el impacto potencial de la concentración sectorial, y por ende, el capital adicional requerido para dichas carteras.

Para determinar la matriz de correlaciones inter-sectoriales, se propone construirla a partir de los índices de capital internacional de Morgan Stanley (MSCI, por sus siglas en inglés). Luego, a dicha matriz se le aplica la transformación de *Cholesky* de manera de que las perturbaciones finales

aplicables a cada sector mantengan la distribución normal estandarizada. Por ejemplo, si existiesen sólo dos sectores, y la correlación entre ellos fuese 25%, la matriz de correlaciones sería la siguiente:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0,25 \\ 0,25 & 1 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Luego, la transformación de *Cholesky* entrega la siguiente matriz:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0,25 & 0.96824584 \end{bmatrix} \quad (17)$$

Así, las perturbaciones sectoriales y_1, y_2 , dependen de las perturbaciones independientes de cada sector, digamos $\varepsilon_1, \varepsilon_2 \sim N(0,1)$, y se calculan mediante las siguientes fórmulas:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0,25 & 0.96824584 \end{bmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ 0,25 \cdot \varepsilon_1 + 0,96824584 \cdot \varepsilon_2 \end{pmatrix} \quad (18)$$

Gracias al tratamiento antes mencionado, se logra que: 1) la correlación entre y_1 y y_2 es 0,25, y 2) la distribución de ambas variables sigue siendo $N(0,1)$. El tratamiento descrito, es fácilmente extensible para considerar un mayor número de sectores.

Para el caso de los modelos locales, para determinar la correlación inter-sectorial se consideró la correlación de la contribución al PIB de los distintos sectores. Esto, ante la ausencia de indicadores bursátiles de actividad con importante profundidad histórica⁵.

Por otro lado, existen otros documentos referentes que, mediante procedimientos analíticos buscan definir teóricamente el capital requerido debido puramente a la concentración sectorial. En este sentido destaca Kurtz et al. (2018), el cual define el requerimiento de capital por concentración (CCS) del sector s para un nivel de confianza α , mediante la siguiente fórmula:

$$CCS_\alpha(s) := EC_\alpha(s) - EC_\alpha^{NC}(s) \quad (19)$$

Donde $EC_\alpha(s)$ se refiere al capital requerido considerando la concentración del sector s , mientras que $EC_\alpha^{NC}(s)$ se refiere al capital económico requerido, para el mismo sector, considerando que no hay concentración en el sector s . En términos analíticos, estas expresiones se calculan mediante las siguientes fórmulas:

$$EC_\alpha(s) := \mathbb{E}[L(s) | L(P) = t_\alpha^P] - \mathbb{E}[L(s)] \quad (20)$$

$$EC_\alpha^{NC}(s) = \mathbb{E}[L(s) | L(P \setminus s) = t_\alpha^{P \setminus s}] - \mathbb{E}[L(s)]$$

Donde $L(s)$ es la distribución de pérdidas del sector s , P se refiere al total de exposiciones sectoriales, y t_α^P es el percentil α de la distribución de pérdida del portafolio. Es importante notar $P \setminus s$ se refiere

⁵ Recién en agosto de 2018 se han creado índices bursátiles sectoriales a nivel local, con estándares internacionales. Son los denominados S&P/CLX Ipsa, que establecen 11 sectores: consumo, energía, finanzas, salud, construcción y bienes inmobiliarios, recursos naturales, entre otros.

al conjunto de exposiciones asociadas al complemento del sector s , es decir, a P menos s . Luego, simplificando la fórmula, el requerimiento de capital total por riesgo de concentración sectorial, se calcula mediante la siguiente fórmula:

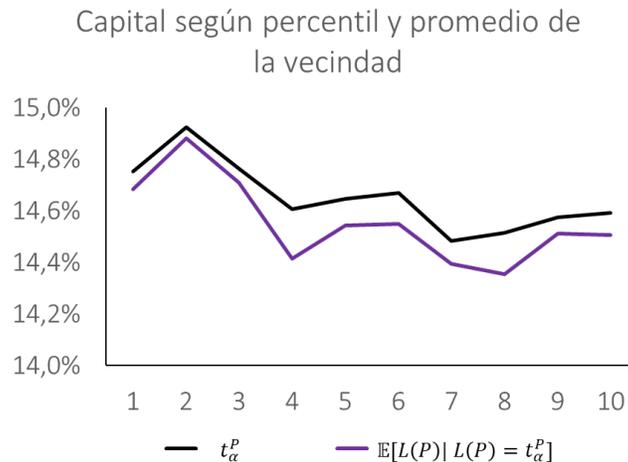
$$CCS_{\alpha}(P) = \mathbb{E}[L(P) | L(P) = t_{\alpha}^P] - \sum_s \mathbb{E}[L(s) | L(P \setminus s) = t_{\alpha}^{P \setminus s}] \quad (21)$$

Respecto a la correlación entre sectores, en Kurtz et al. (2018), si bien no lo expresan explícitamente en su metodología, también consideran una matriz de correlaciones, de acuerdo con aclaraciones por parte de uno de sus autores. Como se puede notar en la fórmula, para Kurtz et al. (2018), el cargo por concentración sectorial resulta de la diferencia entre el capital económico concentrado y el no concentrado. La situación no es tan diferente en Düllmann et al. (2006), pues el cargo por concentración sectorial se calcula como la diferencia entre el capital económico concentrado, y la suma de la pérdida esperada e inesperada.

Es importante señalar además que en Kurtz et al. (2018) se discute acerca del cálculo de la esperanza para un determinado percentil de la distribución de pérdidas. En términos generales señalan que, al utilizar directamente el percentil, se obtendría un resultado inestable, y, por lo tanto, sugieren la utilización del promedio de pérdidas en una vecindad del percentil. Los resultados comparativos muestran que la esperanza o promedio asociado al percentil es menor que el propio percentil, para 10 diferentes simulaciones de 100.000 iteraciones (Ver figura 5). La intuición es simple, y es que al capturar un percentil de cola (99,9%), existe una mayor preponderancia a la parte inferior de la vecindad, sesgando el resultado.

Finalmente, los autores señalan cómo determinar la vecindad de pérdidas del percentil considerado. Al respecto, para establecer la vecindad de la distribución de pérdida de P , se considera un intervalo de 5% de las pérdidas del percentil 99,9%, pero de la distribución de $P \setminus s$. Recíprocamente, para determinar la vecindad de la distribución de pérdida de $P \setminus s$ se considera el 5% de la pérdida del percentil 99,9% de la distribución de P . Si bien los autores no son explícitos, entendemos que se determinan vecindades de manera cruzada para no generar un sesgo endógeno a la distribución de esta.

Figura 5: Comparación de la esperanza alrededor percentil 99,9% versus valor directo del percentil 99,9%



V.C Sensibilidad del ajuste por riesgo de concentración sectorial

Presentada las metodologías de cálculo del ajuste de capital por riesgo de concentración sectorial, se presenta en este apartado un análisis de sensibilidad de estos métodos con respecto a cambios en parámetros claves, tanto aquellos que caracterizan el portafolio como de los que se utilizan en la metodología de cálculo.

V.C.1 Sensibilidad a correlación inter-sectorial

Es importante señalar que la estimación del capital requerido debido al riesgo de concentración sectorial es bastante sensible a la correlación entre los sectores. Por ejemplo, si la correlación entre sectores fuese nula, el cargo por concentración sectorial de acuerdo con Kurtz et al. (2018) sería:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[L(s)|L(P) = t_\alpha^P] &= \mathbb{E}\left[L(s)|L(s) + L(P\setminus s) = t_\alpha^s + t_\alpha^{P\setminus s}\right] \\ &= \mathbb{E}\left[L(s)|L(s) = t_\alpha^s \text{ y } L(P\setminus s) = t_\alpha^{P\setminus s}\right] = \mathbb{E}[L(s)|L(s) = t_\alpha^s]\end{aligned}\quad (22)$$

Por otro lado:

$$\mathbb{E}\left[L(s)|L(P\setminus s) = t_\alpha^{P\setminus s}\right] = \mathbb{E}[L(s)] \quad (23)$$

Luego se tendría que:

$$CCS_\alpha(s) = \mathbb{E}[L(s)|L(s) = t_\alpha^s] - \mathbb{E}[L(s)] = t_\alpha^s - \mathbb{E}[L(s)] \quad (24)$$

Por otra parte, si la correlación fuese igual a uno, entre los sectores, se tendría que:

$$\mathbb{E}\left[L(s)|L(P\setminus s) = t_\alpha^{P\setminus s}\right] = \mathbb{E}[L(s)|L(P) = t_\alpha^P] \quad (25)$$

Entonces, el cargo por concentración sería nulo:

$$CCS_\alpha(S) = \mathbb{E}[L(s)|L(P) = t_\alpha^P] - \mathbb{E}[L(s)|L(P) = t_\alpha^P] = 0 \quad (26)$$

Con el propósito de mostrar la sensibilidad con respecto a este parámetro, se utiliza una muestra de 1.000 deudores, y 3 sectores. Los sectores poseen 333, 334 y 333 deudores respectivamente, y la correlación entre todos los sectores es igual a 25%. La exposición de cada deudor es de 1.000⁶, y los parámetros de riesgo de crédito (PD y PDI) preservan la distribución del sistema bancario chileno. Con dicha muestra se establece el riesgo de concentración sectorial utilizando las metodologías planteadas por Kurtz et al. (2018) y Düllmann et al. (2006). Los resultados son los siguientes:

⁶ Se considera una exposición de 1.000 de manera de reducir el efecto del riesgo de concentración individual establecido en las secciones previas. En cualquier caso, para la muestra descrita el cargo por concentración individual es en torno a 0,15%.

Tabla 3: Sensibilidad del cargo por concentración sectorial por cambios en la correlación inter-sectorial

Correlación Inter-sectorial	Kurtz et al.			Düllmann et al.	K_{IRB}
	$CCS_{99,9}(P)$	$EC_{99,9}(P)$	$EC_{99,9}^{NC}(P)$		
0%	8,0%	7,6%	-0,4%	1,9%	5,8%
25%	6,7%	9,8%	3,1%	4,0%	5,8%
50%	4,8%	12,2%	7,4%	6,5%	5,8%
100%	0,4%	16,0%	15,5%	10,3%	5,8%

Para el método de Düllmann et al. se tiene que, a mayor correlación entre sectores, es mayor el capital requerido por concentración. El resultado es intuitivo, debido a que, gracias a la correlación, las perturbaciones sectoriales se pueden potenciar generando un mayor nivel de pérdidas inesperadas.

Por otro lado, en Kurtz et al., tal como se mostró analíticamente, el capital por concentración ($CC_{\alpha}(P)$) disminuye de manera importante a mayores niveles de correlación. La intuición es que, a mayor concentración, aumentan tanto el capital económico concentrado como el no concentrado, siendo este último más sensible. En particular para esta medición, el efecto de la concentración sectorial es irrelevante cuando existe una máxima correlación entre los sectores, pues serían todos los sectores iguales. Por lo tanto, esto es equivalente a que el factor de riesgo sistemático es único, por lo que no requiere, el capital IRB, un ajuste por concentración sectorial, siendo un resultado acorde a la lógica de este modelo.

Es interesante que, en Kurtz et al., al definir un cargo de manera analítica, captura exclusivamente el riesgo por concentración sectorial, mientras que Düllmann et al., captura todas las brechas no cubiertas, que podrían derivarse a partir de efectos no relacionados con concentración.

V.C.2 Sensibilidad a correlación intra-sectorial

Tal como se señala en el riesgo por concentración individual, la capacidad de pago de cada individuo depende de un factor sistemático y otro idiosincrático. Para ello, el BCBS propone fórmulas explícitas para determinar la correlación entre ambos factores, las cuales en general dependen de la probabilidad de incumplimiento.

El tratamiento en el caso de riesgo sectorial es análogo, sólo que esta vez la capacidad de pago depende de un factor idiosincrático y uno sectorial, donde este último es una combinación de varios factores.

Es importante notar que existen notables diferencias entre las diferentes utilidades e interpretaciones de las correlaciones. Por un lado, el BCBS propone fórmulas para la correlación sistemática que logra valores cercanos a 15%, y para determinar el cargo de capital, se debe aplicar su raíz cuadrada. En este caso se entiende, que la correlación propuesta por el Comité es la que relaciona la capacidad de pago de un individuo con otro individuo. Por otro lado, Kurtz et al. aplica correlaciones intra-sectoriales con valores cercanos a 0,5. Luego, se entiende que la correlación intra-sectorial utilizada por dicho autor es la correlación entre la capacidad de pago de un individuo y las perturbaciones sectoriales.

Es interesante observar que es razonable que el valor de correlación intra-sectorial de Kurt es superior a la correlación sistemática, es decir, $0,5 > \sqrt{0,15} = 38\%$. Esto es debido que la correlación intra-sectorial, además de perturbaciones sistemáticas debería capturar aspectos propios del sector. Por lo tanto, la capacidad de pago de un individuo debiese estar más correlacionada con la de otro individuo del mismo sector, que con cualquier otro individuo.

Además, los resultados de los cargos por concentración sectorial son sensibles a la correlación intra-sectorial considerada, como se puede observar en la tabla 4. En particular, si la correlación intra-sectorial fuese reducida, por ejemplo, a 0,3, el cargo por establecido por Düllmann et al. sería negativo, debido a que la correlación intra-sectorial sería inferior a las magnitudes de la correlación sistemática ($\sqrt{0,15} = 38\% > 30\%$). Por otro lado, frente a niveles superiores de correlación intra-sectorial el cargo por concentración sectorial es muy relevante.

Tabla 4: Sensibilidad del cargo por concentración sectorial por cambios en la correlación intra-sectorial

Correlación <i>intra-sectorial</i>	Kurtz et al.	Düllmann et al.
0,3	3,3%	-0,9%
0,5	6,7%	4,0%
0,7	11,8%	10,3%

Düllmann et al. (2006) propone que la correlación intra-sectorial sea calibrada de manera de que el cargo sea nulo, si se asume que el riesgo de crédito es bajo (PD = 2% y PDI = 45%). Con dicha metodología obtienen que la correlación intra-sectorial es de 50%. No obstante, existen documentos empíricos que estiman la correlación entre la capacidad de pago de diferentes entidades. De acuerdo con lo señalado por el autor, 50% es consistente con lo empíricamente observado para los activos alemanes. Por otro lado, Kurtz ocupa 60%, sin ofrecer una justificación.

V.C.3 Calibración de correlación intra-sectorial

Como se observa del apartado anterior, el valor del cargo por concentración sectorial es bastante sensible al valor escogido de la correlación intra-sectorial. Sin embargo, la literatura no ofrece una discusión muy elaborada sobre la estimación de este valor, usando por lo general valores entre 0,5 y 0,6. Por lo tanto, en esta parte presentamos una breve revisión de metodologías para calibrar este parámetro, así como sus resultados para la banca local, justificando la elección del valor final utilizado.

El primer método consiste en suponer que un portafolio totalmente diversificado no debería tener asociado un cargo por concentración sectorial. En este caso, el valor obtenido mediante simulaciones de $q_{\alpha}(L)$ del portafolio, ya sea asumiendo un único factor sistemático o una combinación de distintos factores sistémicos, asociados a distintos sectores, debería arrojar el mismo valor. Así entonces, se busca el valor de la correlación intra-sectorial que genera esta igualdad, siguiendo lo realizado por Düllmann et al. (2006) y Gürtler et al. (2008). Aplicando esta metodología para un portafolio diversificado del sistema bancario en los sectores que se describen en apartados siguientes, se obtiene un valor de 0,58, ubicándose más cercano a la cota superior del rango utilizado en la literatura.

Otro tipo de método, basado en aspectos más económicos, es calibrar la correlación intra-sectorial mediante la raíz cuadrada del coeficiente de determinación, o R^2 , de un modelo econométrico que

explique las variaciones en las probabilidades de incumplimientos mediante las variaciones interanual de la contribución al crecimiento del IMACEC del sector (panel de datos). El R^2 mide el porcentaje de la volatilidad de la probabilidad de incumplimiento explicado por perturbaciones sectoriales, que serían medidas mediante el uso del IMACEC sectorial. Interesante es el hecho que esta medida de perturbación sectorial es consistente con la utilizada en la calibración de las correlaciones inter-sectoriales.

La metodología es interesante debido que para cada sector se obtendría un nivel diferente de correlación intra-sectorial, lo cual es intuitivo, pues no tendrían por qué ser iguales. Si se realiza este procedimiento de forma desagregada, los valores obtenidos son excesivamente bajos. No obstante, si se considera la serie de promedio de variaciones anuales logarítmicas de las PI se obtienen un valor promedio de R^2 de 23%, por lo que la correlación intra-sectorial es de 48%. Para esa regresión se consideraron posibles desfases entre la perturbación sectorial y la capacidad de pago promedio del sector, considerando el rezago que maximizaba el poder explicativo en una ventana anual.

En otros trabajos se consideran metodologías que requieren información de la capacidad de pago que es inexistente en el caso de Chile o bien con mayor historia a la disponible. Por ejemplo, en Heitfield et al (2005) utilizando información de los spreads de CDS de diferentes empresas, estiman la correlación intra-sectorial utilizando la correlación promedio entre todas las empresas de un mismo sector. Por otro lado, en Hahnenstein (2004) proponen utilizar el R^2 de la regresión entre los retornos de las acciones individuales sobre los retornos de índices de acciones sectoriales.

Al no existir una metodología robusta de acuerdo con la revisión bibliográfica, y más aún, siendo los resultados del capital requerido por concentración sectorial altamente sensible al parámetro de correlación intra-sectorial, para efectos de este documento se considera un valor de 50%. Este parámetro es sugerido por diversos documentos (Hahnenstein, 2004, Lopez, 2002 y Holub, 2015) y tendría magnitudes semejantes a las establecidas en la realidad local.

V.C.4 Sensibilidad a parámetros de riesgo de crédito

Un aporte valioso que genera Kurtz et al. (2018), es que, mediante su formulación, se logra aislar netamente el efecto de la concentración sectorial, siendo menos sensible en cuanto a variaciones de los parámetros de riesgo. Por otro lado, el riesgo de concentración sectorial planteado por Düllmann et al. (2006) se calcula como la diferencia entre el resultado simulado de la distribución de pérdidas y la suma entre la provisión y el capital obtenido por el modelo IRB. Debido a lo anterior, puede ser más sensible a los parámetros de riesgo de crédito, pues con éstos se generan los cálculos tanto de las provisiones como del capital por el método IRB. Esto no es deseable, debido a que, bajo esta definición, por ejemplo, el riesgo de concentración sectorial podría disminuir de forma importante, sólo subiendo de forma pareja el riesgo de crédito en toda la cartera, y sin siquiera cambiar la concentración sectorial.

La tabla 5 muestra la sensibilidad de los cálculos de acuerdo con la muestra señalada en la sección anterior, dando cuenta de lo descrito en el párrafo anterior.

Tabla 5: Sensibilidad del cargo por concentración sectorial por cambios en los parámetros de riesgo

Escenario	Kurtz	Düllmann	K_{IRB}	$E[L(P)]$
Base	6,7%	4,00%	5,8%	4,8%
PD · 0.8	5,8%	3,76%	5,3%	3,9%

PD · 1.2	7,1%	2,60%	6,3%	5,8%
PDI · 0.8	5,3%	3,03%	4,7%	3,9%
PDI · 1.2	7,6%	4,45%	7,0%	5,8%

V.C.5 Sensibilidad al número de sectores y su distribución

Para mostrar el efecto de los diferentes parámetros considerados, hasta ahora hemos usado 3 sectores y con la misma exposición en cada sector. Sin perjuicio de lo anterior, es determinante la definición de los sectores, tal como se señaló al inicio de esta sección, y, por lo tanto, el número establecido. Tal como se muestra en la tabla 6, tanto en Kurtz et al. y Düllmann et al. los cargos por concentración sectorial son menores en la medida de que se considera un mayor número de sectores. Esto da cuenta de la importancia de contar con un portafolio diversificado a nivel de sectores.

Tabla 6: Sensibilidad del cargo por concentración sectorial por cambios en el número de sectores

N° sectores	Kurtz et al.	Düllmann et al.	HHI
2	8,6%	5,4%	50%
3	6,7%	4,0%	33%
4	5,4%	3,1%	25%

Por otro lado, se considera el cambio en las masas al considerar 3 sectores. En este caso, el índice HHI relevante se construye como la suma del cuadrado de las participaciones de las exposiciones sectoriales, lo que se denomina HHI sectorial. La tabla 7 muestra que, si bien los cargos por concentración sectorial guardan relación con el HHI sectorial, también influyen las características particulares de los sectores, particularmente sus niveles de riesgo.

Tabla 7: Sensibilidad del cargo por concentración sectorial por cambios en la distribución

Distribución de masas	Kurtz et al.	Düllmann et al.	HHI
(10%; 33%; 56%)	8,2%	5,2%	44%
(33%; 34%; 33%)	6,7%	4,0%	33%
(56%; 33%; 10%)	8,6%	5,6%	44%

Finalmente, tenemos que destacar que los resultados descritos en los experimentos anteriores muestran que el cargo por concentración sectorial depende de la calidad crediticia y estructura de concentración de la cartera, por lo que un modelo para determinar el cargo por este concepto debería tener en cuenta estos aspectos.

VI. Ajuste al capital regulatorio por riesgo de concentración

El cargo por riesgo de concentración crediticia (RCC) es la suma de los cargos por riesgo por concentración individual (RCI) y los cargos por riesgo por concentración sectorial (RCS). En esta sección se muestra la interacción entre ambos cargos de concentración.

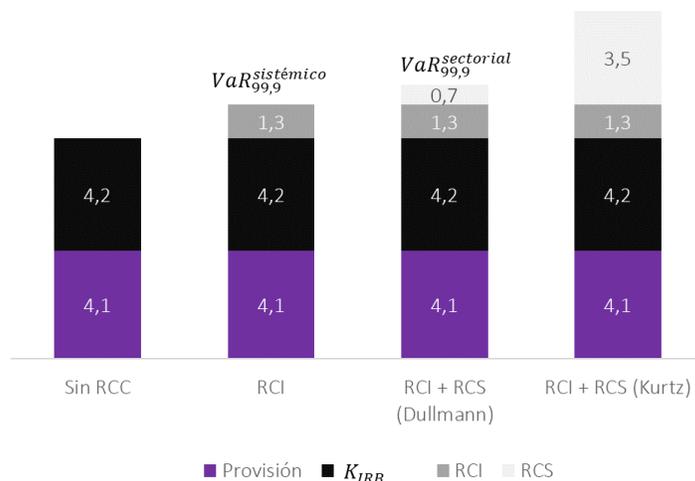
Primero que todo, es importante señalar que Kurtz et al. (2018) recalcan que su metodología incluye todos los cargos por concentración, incluyendo tanto el sectorial como el individual. Si bien el autor no presenta una justificación muy detallada en el documento, señala que se debe restar el cargo de

concentración individual, de manera de aislar el efecto de la concentración sectorial. La intuición, es que, al incluir simulaciones de Montecarlo, se consideran todos los efectos simultáneamente.

En relación con lo anterior, es relevante recordar que el cargo por concentración sectorial aplica sobre aquellas exposiciones que presentan un riesgo sectorial, lo cual no necesariamente es toda la exposición que tiene el banco. Por otro lado, el riesgo por concentración individual incluye toda la exposición que tiene el banco. Si bien en este caso no existe una guía de parte de los autores sobre como aislar el cargo por concentración individual, para así obtener el cargo por concentración sectorial puro, nuestro enfoque asume que se debe aplicar la metodología de determinación del ajuste por granularidad sobre la cartera afecta al ajuste por concentración sectorial. La lógica de lo anterior es que la metodología de Kurtz et al (2018) asume que la presencia de concentración individual ocurre en la cartera que se somete al proceso de simulación, y por tanto sobre ella se debe aplicar el ajuste. Además de lo anterior, nuestros resultados empíricos muestran que la aplicación de esta lógica genera un mejor ajuste del HHI sectorial con respecto al cargo sectorial puro.

Para entender la interacción entre ambos cargos de concentración, se considera la muestra establecida en secciones anteriores, la cual preserva la distribución de riesgo y exposición del sistema bancario. Los resultados expuestos en la figura 6 señalan, en la primera barra, la composición, como porcentaje de la exposición, tanto de la pérdida esperada (provisión) como del capital estimado mediante el modelo IRB (K_{IRB}). En la segunda barra, se obtiene el cálculo del capital con el valor en riesgo que considera una perturbación sistémica ($Var_{99,9}^{sistémico}$), con simulación de Montecarlo. Luego la diferencia con lo obtenido por el modelo IRB nos permite obtener el cargo adicional por concentración individual. Si además de lo anterior, se calcula el valor en riesgo que considera varias perturbaciones sectoriales correlacionadas entre ellas ($Var_{99,9}^{sectorial}$), se puede calcular el cargo por concentración sectorial de Düllmann et al. Por último, si se considera la metodología de Kurtz et al., señalada en la sección anterior, se puede calcular con su método el cargo por concentración sectorial. Los valores presentados en este gráfico son porcentajes con respecto a la exposición. Es importante destacar que, de estos resultados, el RCS es el que toma un mayor peso, acorde a lo encontrado en los primeros estudios del BCBS en 2006 sobre este tema. En esos estudios se determina que el RCS representa en torno a un 80% del ajuste total al capital por concentración, similar al 73% que toma el RCS en la figura 6.

Figura 6: Interacción entre los distintos ajustes al capital por concentración

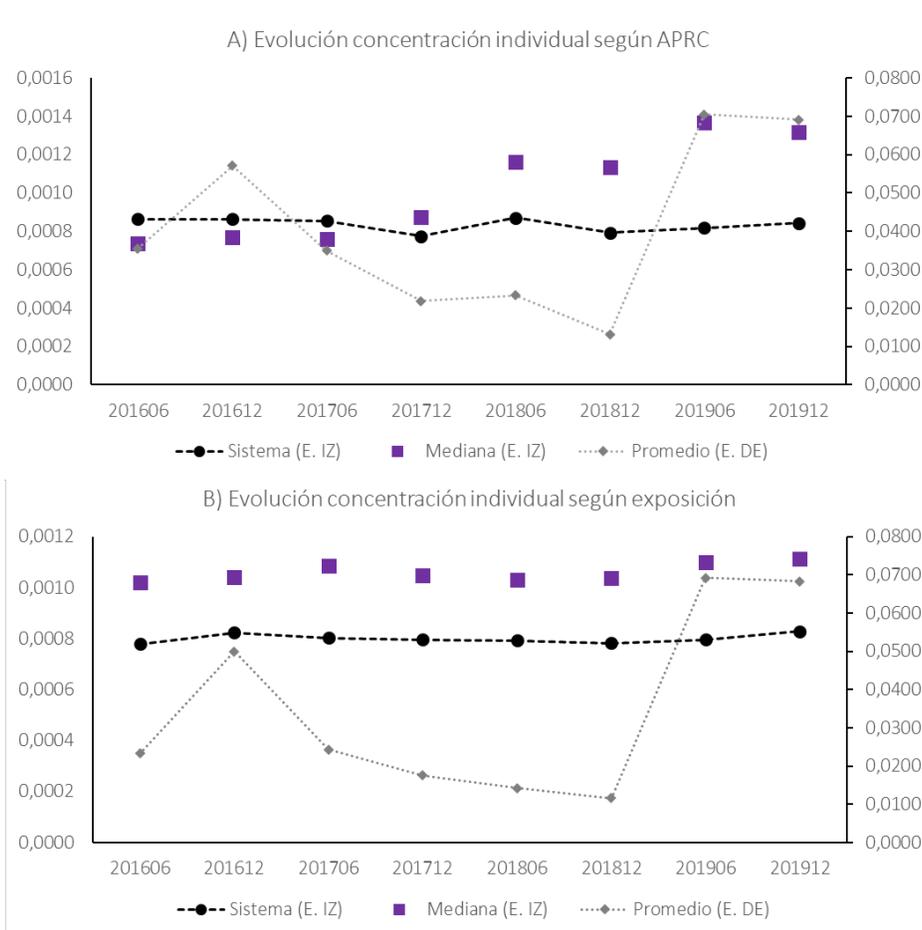


VII. Caracterización de la concentración crediticia chilena

Antes de dar paso a la calibración de los modelos de referencia para la estimación de los cargos por concentración, esta sección describe los niveles de concentración de la banca local, así como su evolución a lo largo del tiempo durante los últimos años.

En primer lugar, la figura 7 ofrece una visualización de la evolución de la concentración individual, a través del índice de *Herfindahl*, calculado con los activos ponderados por riesgo en el panel A), y la exposición total en el panel B). Se observa en ambos casos que, a nivel de sistema bancario, el nivel de concentración es bajo y estable usando ambas medidas. Esto se explica porque los bancos grandes presentan un gran número de exposiciones *retail*, dando como resultado un bajo nivel de concentración individual a nivel general. Cuando se omite el factor tamaño en el análisis, se observa que la mediana de la distribución entre los bancos se acerca bastante al valor del sistema bancario, con una leve alza en el último periodo. Por su parte, el promedio sin considerar el tamaño muestra un valor mucho más elevado (eje derecho) que el sistema bancario, con un alza marcada en los últimos dos periodos. Esto se explica por la aparición de bancos pequeños que tienen una alta concentración individual, pero que, sin embargo, su mayor negocio se centra en la cartera de negociación y, por tanto, este nivel de concentración tendría un impacto menor en sus requerimientos de capital adicional por riesgo de crédito.

Figura 7: Evolución de las medidas de concentración individual



Antes de caracterizar la concentración sectorial, es necesario definir los sectores considerados y el ámbito de aplicación. Para el riesgo de concentración sectorial se propone considerar los sectores económicos, cuya definición se expone más abajo. Para esta determinación, se consideraron los siguientes criterios:

- I. Materialidad: Las exposiciones comerciales son el tipo de colocación más importante en la industria local, la cual en general se expone a la mayoría de los sectores económicos.
- II. Especificidad: Cada sector económico tiene factores de riesgo particulares, diferentes a los inherentes al ciclo económico (riesgo sistemático).
- III. Factibilidad: Actualmente los bancos asignan sus exposiciones comerciales a los diferentes sectores, a través de sus sistemas internos, y de lo reportado a la CMF a través del manual de sistemas de información.

No se consideró una categorización por región de procedencia de la contraparte, debido a que:

- 1) La exposición con contrapartes extranjeras es relativamente baja para los bancos locales (criterio de materialidad).
- 2) Al ser Chile una economía pequeña y abierta, las perturbaciones externas se capturan de forma sistémica (criterio de especificidad).

Otra alternativa, fue considerar el riesgo de concentración por regiones locales o zonas geográficas del país. No obstante, dichos efectos estarían capturados a través de los sectores económicos, pues estarían muy correlacionados.

Además, las carteras vivienda, consumo y préstamos estudiantiles no tienen factores de riesgo distintos al sistemático, pues las perturbaciones más relevantes serían idiosincráticas. Los otros factores de riesgo para estas carteras estarían asociados al desempleo o precio de vivienda, cuyos efectos se capturan a través del factor de riesgo sistemático en el modelo IRB, los cuales guardarían profunda relación con perturbaciones asociadas al ciclo de la economía. Adicionalmente, otros factores de riesgo particulares se capturarían a través de las pruebas de tensión. De esta forma, estas carteras no se consideran para el cálculo del cargo por concentración sectorial. El resto de las contrapartes deben asignarse a uno de los sectores económicos discutidos abajo. Finalmente, para el caso de entidades relacionadas por propiedad, y que puedan ser parte de un mismo conglomerado, cada entidad debe asignarse a su sector respectivo, dado que cada empresa, al participar en un sector distinto, tiene una fuente de riesgo sectorial distinta.

De acuerdo con la agrupación de actividades establecidas en la codificación CIIU4.CL 2012, del Instituto Nacional de Estadísticas, existen 18 grupos de actividades económicas. Luego, se agruparon los sectores relacionados con la construcción (servicios de vivienda e inmobiliarios), y también los asociados a servicios personales (educación, salud, asistencia social y otros servicios personales), debido a que estarían afectados a factores comunes de riesgo. La tabla 8 refleja los 14 sectores resultantes.

Tabla 8: Sectores económicos para la implementación del cargo por concentración sectorial

Número	Sector
S1	Agropecuario-silvícola
S2	Pesca
S3	Minería
S4	Industria Manufacturera
S5	Electricidad, gas y agua y gestión de desechos
S6	Construcción, Servicios de vivienda e inmobiliarios
S7	Comercio
S8	Restaurantes y hoteles
S9	Transporte
S10	Comunicaciones y servicios de información
S11	Servicios financieros
S12	Servicios empresariales
S13	Administración pública
S14	Servicios personales: Educación, salud, asistencia social y otros servicios personales

Con información del Banco Central de Chile, se estiman las contribuciones del PIB sectorial al PIB total, siguiendo lo propuesto por Holub et al (2015). Con estos datos, se calcula la matriz de correlaciones de la tabla 9. En la construcción de las series de datos se consideran variaciones anuales por consistencia con la ventana de desempeño de la PD, y frecuencia mensual debido a que es la frecuencia con que se monitorean los requerimientos de capital.

Tabla 9: Correlaciones obtenidas entre los sectores económicos

	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12	S13	S14
S1	1,00	-0,49	0,02	0,24	0,03	0,34	0,24	0,31	0,37	0,57	0,03	0,01	0,24	0,27
S2	-0,49	1,00	-0,16	0,02	0,00	-0,10	0,18	0,13	0,04	-0,12	-0,33	0,02	-0,30	0,11
S3	0,02	-0,16	1,00	0,28	0,19	-0,07	0,16	0,03	0,01	0,02	0,21	0,20	-0,23	0,01
S4	0,24	0,02	0,28	1,00	0,29	0,55	0,73	0,59	0,61	0,46	0,27	0,62	-0,42	0,56
S5	0,03	0,00	0,19	0,29	1,00	0,09	0,27	0,26	0,29	0,37	-0,07	0,14	0,10	0,31
S6	0,34	-0,10	-0,07	0,55	0,09	1,00	0,62	0,76	0,80	0,56	0,38	0,75	0,11	0,69
S7	0,24	0,18	0,16	0,73	0,27	0,62	1,00	0,89	0,86	0,64	-0,10	0,54	-0,27	0,86
S8	0,31	0,13	0,03	0,59	0,26	0,76	0,89	1,00	0,96	0,63	-0,03	0,60	-0,04	0,91
S9	0,37	0,04	0,01	0,61	0,29	0,80	0,86	0,96	1,00	0,69	0,08	0,61	0,05	0,90
S10	0,57	-0,12	0,02	0,46	0,37	0,56	0,64	0,63	0,69	1,00	-0,13	0,31	0,16	0,63
S11	0,03	-0,33	0,21	0,27	-0,07	0,38	-0,10	-0,03	0,08	-0,13	1,00	0,58	0,07	-0,02
S12	0,01	0,02	0,20	0,62	0,14	0,75	0,54	0,60	0,61	0,31	0,58	1,00	-0,06	0,51
S13	0,24	-0,30	-0,23	-0,42	0,10	0,11	-0,27	-0,04	0,05	0,16	0,07	-0,06	1,00	-0,06
S14	0,27	0,11	0,01	0,56	0,31	0,69	0,86	0,91	0,90	0,63	-0,02	0,51	-0,06	1,00

Si bien en los documentos revisados, la matriz de correlación se elaboraba con índices bursátiles, en la propuesta se consideró la información de las variaciones del PIB debido a que: a) los indicadores bursátiles sectoriales de Chile han sufrido importantes modificaciones metodológicas en los últimos

años, debido al perfeccionamiento en los estándares para su cálculo; y b) no consideran suficientes sectores de acuerdo con las exposiciones bancarias relevantes. En cuanto a la importancia de cada sector en la banca y el PIB, se expone la participación en la tabla 10. Los sectores con menor participación son importantes para algunos bancos de la plaza, además de contar con factores de riesgo particulares, por lo que no pueden ser eliminados o fusionados con otros.

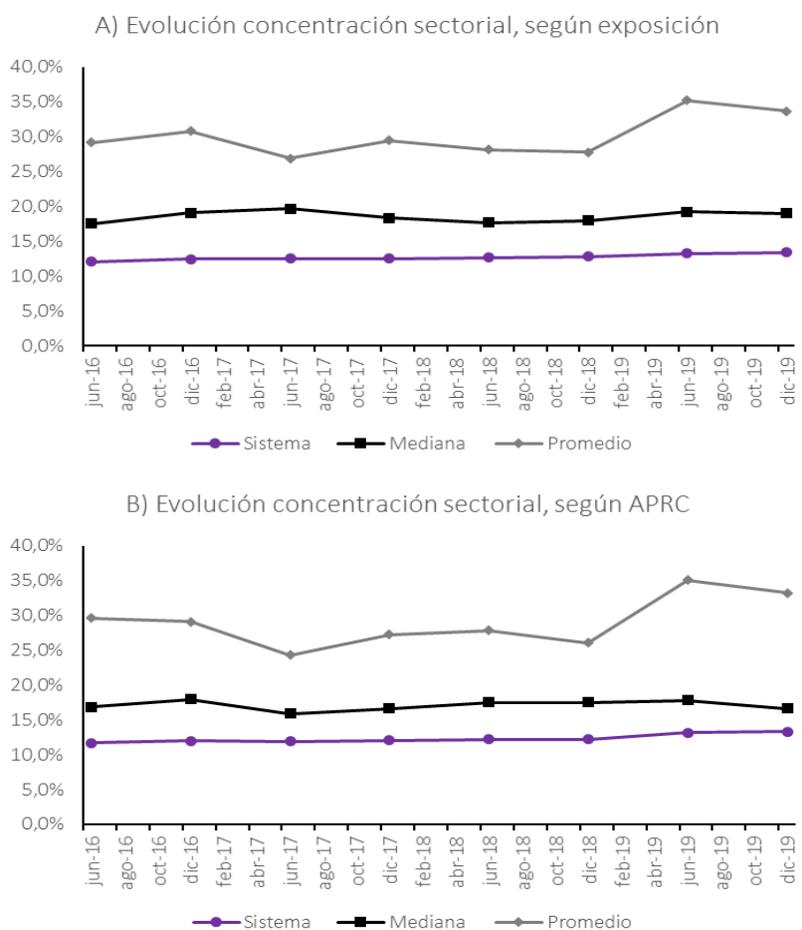
Tabla 10: Participación de los sectores económicos

Sector económico	Participación Banca (%)				Participación del PIB
	2016	2017	2018	2019	
Construcción y servicios de viv. e inmobiliarios	21,1	21,5	21,5	21,7	13,7
Comercio	16,0	16,6	17,1	20,2	9,1
Servicios financieros	15,4	15,0	16,0	14,1	5,0
Agropecuario-silvícola	5,8	5,5	5,7	8,6	2,9
Industria Manufacturera	9,8	9,5	9,1	8,3	11,1
Transporte	6,3	6,1	5,7	5,7	4,7
Electricidad, gas y agua y gestión de desechos	5,5	5,0	4,9	5,2	2,6
Servicios empresariales	6,4	6,7	7,2	4,9	10,7
Minería	3,1	3,4	3,1	4,4	11,0
Servicios personales	6,9	6,9	5,8	3,4	11,0
Restaurantes y hoteles	1,1	1,2	1,2	1,1	1,9
Administración pública	1,0	1,2	1,3	0,9	4,5
Comunicaciones y servicios de información	0,7	0,8	0,8	0,8	3,1
Pesca	0,9	0,6	0,7	0,6	0,5

Fuente: Elaboración propia en base a información del MSI y de “Cuentas nacionales de Chile” del BCCh.

Finalmente, la figura 8 expone la distribución de la medida de concentración sectorial. Considerando que se han utilizado 14 sectores, el mínimo de concentración que los bancos pueden lograr es 1/14 o 7%. En este sentido, se observa que el sistema bancario tiene un valor que supera levemente el 10%, por lo que existe un leve grado de concentración sectorial a través de los bancos. Esta conclusión se reafirma al observar la mediana de la distribución, donde al menos el 50% de los bancos tiene un índice de concentración superior al 20%, mientras que similar situación se concluye al observar el promedio. Estos hechos demuestran que existen bancos, sobre todo de menor tamaño, que se encuentran poco diversificados, y por tanto especializados en empresas de ciertos sectores, y que deberían corregir el capital requerido por la presencia de la concentración sectorial. En cuanto a la evolución, se observa estabilidad de los indicadores, salvo que el promedio tiende a elevarse en el último tiempo, por la aparición de bancos de menor tamaño, produciéndose un efecto similar al descrito en las medidas de concentración individual.

Figura 8: Evolución de las medidas de concentración sectorial



VIII. Calibración y resultados del modelo referencial

En esta sección se aborda la metodología utilizada, así como los resultados, para calibrar los modelos referenciales para definir el cargo por concentración individual y sectorial, respectivamente. Otros países han generado modelos simples, que, a partir de indicadores de concentración de la cartera, permiten traducir su valor en el cargo de capital que un banco debe adicionar por el riesgo por concentración crediticia.

Como ejemplo de lo anterior, el modelo utilizado para determinar el cargo por concentración crediticia en España se encuentra en Serrano et al. (2011) y en la Guía de los Procesos de Autoevaluación del Capital y de la Liquidez de las Entidades de Crédito (Banco de España, 2017), mientras que el modelo construido por la Autoridad de Regulación Prudencial (PRA, por sus siglas en inglés) en Reino Unido se encuentra en PRA (2020). En ambos casos, se utiliza una medida de concentración de la cartera, como el HHI, con la cual se determina el cargo por concentración crediticia. A su vez, estas metodologías se enmarcan en el capital adicional que el supervisor puede

determinar en base al proceso de supervisión del Pilar 2 de los estándares de Basilea, y que son revisadas con mayor detalle en el primer apartado de esta sección.

Siguiendo la experiencia internacional, nuestro propósito es generar modelos que, en base a medidas simples, nos permitan determinar el capital adicional requerido por riesgo de concentración crediticia. En ese sentido, se genera un modelo para el cargo por concentración individual y otro para el cargo por concentración sectorial, obteniendo así el cargo total por riesgo de concentración, mediante su suma. Estos modelos serían aplicables sólo sobre aquellas entidades que muestren deficiencias en cuanto a herramientas de mitigación del riesgo por concentración.

Finalmente, antes de pasar a la calibración de cada modelo, se debe tener presente que estos se aplican sobre aquellas exposiciones que no se encuentran en incumplimiento, dado que estas, como se infiere a partir de la fórmula de modelos internos, tienen toda la pérdida cubierta con sus provisiones, y, por tanto, no debiesen tener asociados requisitos adicionales de capital. Adicionalmente, cabe señalar que los cargos acá descritos aplican para bancos que utilizan modelos internos y estándar en la determinación de sus requerimientos de capital por riesgo de crédito. Esto es así, debido a que los métodos estándar también han sido calibrados mediante la metodología discutida en la sección II, y, por lo tanto, sufren de las mismas falencias que el cálculo del capital con el modelo IRB.

VIII.A Normas internacionales para la determinación del cargo de capital por riesgo de concentración crediticia

En este apartado se revisa la experiencia internacional en cuanto a cuáles son las herramientas que permiten determinar el capital requerido por riesgo por concentración crediticia. En este sentido, España y Reino Unido son ejemplos de países que tienen incorporada en su normativa modelos para determinar este cargo de capital, y, por tanto, acá revisamos sus principales características para tener una guía de referencia para el modelo local.

España

De acuerdo con la norma del Banco de España, los bancos pueden: 1) aplicar los enfoques simplificados, o 2) realizar estimaciones propias, incluyendo una justificación de las diferencias con la opción simplificada, que también se calculará.

Para calcular el coeficiente de recargo por riesgo de concentración individual, los bancos deben calcular su índice de *Herfindahl* (en adelante, ICI) para sus 1.000 mayores exposiciones crediticias, en porcentaje. Para determinar la exposición se deben incluir todas las exposiciones con independencia de la cartera en la que estén contabilizadas, y no se deben deducir provisiones, mitigadores o garantías.

Si el ICI es inferior a 0,10, no habría recargo de capital por concentración individual. Por el contrario, si el ICI fuese superior a 0,10, el coeficiente de recargo se puede determinar mediante interpolación lineal de los datos de la tabla 11. Este recargo de capital por concentración individual se debe aplicar sobre los requerimientos de capital por riesgo de crédito, determinados a través del Pilar 1.

Tabla 11: Recargo de capital por riesgo de concentración individual (Banco de España)

ICI	Recargo de capital por RCI
0,10	0%
0,15	1,40%
0,30	5,60%
0,60	12,30%
1,20	21,80%
2,40	41,50%
4,80	83,70%
9,60	166,20%
36,54	915,20%

Para determinar los cargos por riesgo de concentración sectorial, la norma española es algo más compleja, pues incorpora más variables. Al igual que en el caso anterior, el banco debe calcular su índice de *Herfindahl* sectorial (en adelante, ICS) que corresponde a la suma de las participaciones al cuadrado de los sectores económicos (valor en porcentaje). Para determinar la exposición, se deben incluir todas las exposiciones con independencia de la cartera en la que estén contabilizados, y contrariamente a lo establecido para el cargo por concentración individual, se deben deducir provisiones, mitigadores o garantías. El coeficiente de recargo se estima mediante la siguiente fórmula:

$$\text{Recargo RCS} = (ICS - 18) \cdot FRE \cdot FRC \quad (27)$$

Donde *FRE* es el factor reductor empresarial que indica la participación del sector productivo en el total de exposiciones (en adelante, ISP) que se calcula mediante la siguiente expresión:

$$FRE = \frac{\min\{ISP; 35\% \}}{35\%} \quad (28)$$

FRC se refiere al factor reductor del comportamiento cíclico del riesgo, y se establece mediante interpolaciones lineales de la siguiente tabla:

Tabla 12: Determinación del factor reductor del comportamiento cíclico del riesgo (Banco de España)

<i>AMP – BRC</i>	<i>FRC</i>
0%	82,40%
10%	78,00%
20%	73,60%
30%	69,20%
40%	64,90%
50%	60,50%
60%	56,10%
70%	51,70%
80%	47,30%
90%	42,90%
100%	38,50%

Donde *AMP* se refiere a la participación del sector económico con mayor proporción, y *BMP* se refiere a la participación del sector económico de bienes raíces. La norma española, adicionalmente, incorpora 11 sectores económicos, los cuales son: Materiales básicos (MAT), Finanzas no bancarias (FNB), Industrias transformadoras y manufactureras (IND), consumo no básico o discrecional (CNB), servicios de telecomunicación y tecnologías de la información (CIT), transporte y logística (TRL), servicios empresariales y profesionales (SCP), productos de primera necesidad (PPN), suministros de utilidad pública (SUP), salud y asistencia (SAL) y energía fósil (ENE).

En este caso es importante notar que el *ICS* mínimo para el riesgo de concentración sectorial que considera un cargo positivo, es 18%. Mediante la determinación de dichos umbrales, el Banco de España podría estar reconociendo una concentración estructural que poseen sus bancos, o el hecho de que es ineficiente tener una cartera perfectamente diversificada.

Para entender la aplicación del estándar, se realiza un ejercicio aplicado utilizando los valores de la tabla 13. Cabe señalar que los datos presentados son meramente para mostrar la aplicación de los modelos propuestos, y no guardan relación con las características del sistema bancario local.

Tabla 13: Datos para aplicación de los modelos referenciales

a) Exposiciones a nivel individual

Sector	Exp. Bruta (UM)	Prob. Incumplimiento	PDI	APRC	Part. Exposición	Part. APRC
1	200	0,5%	45,0%	139	4,6%	2,9%
2	600	1,0%	70,0%	862	13,7%	17,7%
3	200	2,0%	60,0%	306	4,6%	6,3%
4	100	3,0%	50,0%	143	2,3%	2,9%
5	360	0,8%	55,0%	374	8,2%	7,7%
6	210	1,5%	40,0%	197	4,8%	4,1%
1	200	2,1%	46,0%	238	4,6%	4,9%
3	300	1,3%	58,0%	390	6,8%	8,0%
4	460	0,6%	63,0%	486	10,5%	10,0%
6	350	0,1%	23,0%	53	8,0%	1,1%
8	360	5,0%	36,0%	432	8,2%	8,9%
2	500	3,0%	40,0%	571	11,4%	11,8%
9	100	2,0%	51,0%	130	2,3%	2,7%
2	450	0,8%	63,0%	535	10,3%	11,0%
Total	4.390			4.855		

a) Exposiciones a nivel sectorial

Sector	Exp. Bruta (UM)	APRC	Part. Exposición	Part. APRC
1	400	377	9,1%	7,8%
2	1.550	1.967	35,3%	40,5%
3	500	697	11,4%	14,3%
4	560	629	12,8%	12,9%
5	360	374	8,2%	7,7%

6	560	250	12,8%	5,2%
8	360	432	8,2%	8,9%
9	100	130	2,3%	2,7%
Total	4.390	4.855		

La tabla anterior, en el panel a, contiene la exposición bruta, probabilidad de incumplimiento, pérdida dado el incumplimiento (PDI), APRC y las participaciones de cada crédito según su exposición y APRC. Los APRC se calculan usando la fórmula IRB de colocaciones individuales propuesta en el Capítulo 21-6 de la RAN.

Para calcular el cargo por riesgo de concentración individual de acuerdo con la norma del Banco de España, primero hay que calcular el *ICI* para las 1000 mayores exposiciones. En este caso hay 14 exposiciones, por lo tanto, se consideran todas. El *ICI* asociado a la cartera del banco es de 8,7%, obteniendo al sumar las participaciones al cuadrado según exposición. Con dicho valor hay que calcular el coeficiente de recargo mediante interpolación lineal de los datos de la tabla 11. En este caso, el recargo se obtiene mediante la siguiente fórmula: $\text{recargo} = 83,7\% + (8,7\% - 4,8\%) * (166,2\% - 83,7\%) / (9,6\% - 4,8\%) = 151\%$. Este recargo de capital por concentración individual se aplica sobre los requerimientos de capital por riesgo de crédito y, por lo tanto, el cargo por concentración individual sería $151\% * 8\% * 4.855 = 586,6$. Esto equivale a un 12,1% de los APRC y a un 13,4% de la exposición.

Por otro lado, a partir del panel b de la tabla 13 se puede calcular el cargo por concentración sectorial. El ICS es de 19,2%, que es superior a 18%, y, por lo tanto, genera cargo por concentración sectorial (por simplicidad no se dedujeron provisiones, mitigadores o garantías en este ejemplo). El *FRE* se calcula con el total de participación del sector productivo. En este caso, todas las exposiciones estarían asociadas a un sector productivo y por lo tanto *ISP* = 100% y *FRE* = 100%. El *FRC* se calcula con AMP y BMP. El sector con mayor participación es el número 2, con 35,3%. Además, asumiremos que el sector 1 se refiere a bienes raíces y, por lo tanto, *BMP* es igual a 9,1%. Luego, la diferencia *AMP* – *BRC* = 26,2%, y por lo tanto *FRC* es $73,6\% + (26,2\% - 20\%) * (69,2\% - 73,6\%) / (30\% - 20\%) = 70,9\%$. Luego el recargo por concentración sectorial es $(19,2 - 18) * 100\% * 70,9\% = 88,2\%$, y por lo tanto, el cargo es igual a $88,2\% * 8\% * 4.855 = 342,7$. Esto equivale a un 7,0% de los APRC y a un 7,8% de la exposición.

Reino Unido

De acuerdo con la norma del PRA, los bancos deben medir el riesgo de concentración crediticia para todo el porfolio relevante, lo cual incluye el riesgo de concentración individual, por sectores económicos predefinidos y por regiones geográficas. Para la medición se deben calcular los índices *Herfindahl*, considerando los activos ponderados por riesgo de crédito de todas las contrapartes. Luego, con los índices *Herfindahl*, se asigna un cargo de capital por concentración de acuerdo con distintos *buckets* establecidos en el modelo del PRA (Ver figura 9).

Figura 9: Asignación de cargo de capital en norma PRA

Concentration Risk Bucket	1	2	3	4	5
Single name concentration risk (granularity):					
HHI _{RWA}	0% - 0.29%	0.29% - 0.59%	0.59% - 1.15%	1.15% - 1.65%	> 1.65%
Capital Add-on (% portfolio RWA)	0% - 0.5%	0.5% - 1%	1% - 2%	2% - 3%	3% - 4%
Sector concentration risk:					
HHI _{RWA}	11.1% - 20.3%	20.3% - 25.8%	25.8% - 41.7%	41.7% - 67.4%	> 67.4%
Capital Add-on (% portfolio RWA)	0% - 0.25%	0.25% - 0.5%	0.5% - 1%	1% - 1.5%	1.5% - 2.8% ^(*)
Geographic (international) concentration risk:					
HHI _{RWA}	11.1% - 24.9%	24.9% - 34.5%	34.5% - 47.8%	47.8% - 77.9%	> 77.9%
Capital Add-on (% portfolio RWA)	0% - 0.2%	0.2% - 0.5%	0.5% - 0.8%	0.8% - 1.25%	1.25% - 1.4%

Es importante señalar que el PRA establece rangos de cargos, aplicables sobre los activos ponderados por riesgo, para finalmente establecer un único cargo en base al juicio supervisor y otros factores, como la evaluación del proceso de gestión del riesgo de concentración crediticia y el modelo de negocio del banco. Además, señalan que para bancos pequeños, el supervisor podrá ejercer juicio para no aplicar cargos exagerados que podrían surgir a partir de la aplicación de su modelo. Para la determinación del cargo por riesgo de concentración individual, el PRA utilizó la metodología de Gordy et al. (2007), mientras que para los cargos por riesgos sectoriales utilizó la metodología de Düllmann et al. (2007). Para este último caso, el PRA menciona que los ha calibrado considerando una muestra que preserva la distribución de exposiciones bien diversificadas.

El modelo multifactorial que desarrolla el PRA toma en cuenta las correlaciones intra-sectoriales e inter-sectoriales del incumplimiento y agrupaciones de sectores predefinidas. Para la segmentación por sector económico se consideran 9 sectores, los cuales son: 1) Agricultura, forestal y pesca, 2) Construcción, 3) Financiero, 4) Bienes raíces, 5) Manufacturero, 6) Minería, 7) Comercio, 8) Servicios y 9) Transporte y almacenamiento. Las regiones geográficas consideradas son: 1) Reino Unido, 2) Norte América, 3) América latina y Caribe, 4) Oeste europeo, 5) Europa del Este y Asia Central, 6) Asia oriental y pacífico, 7) Asia del sur, 8) Este medio y África del norte y 9) África subsahariana.

Por último, señalan que las metodologías cuantitativas consideradas fueron construidas para aplicarse independientemente, de manera de no doble contabilizar los cargos de capital. Por consiguiente, el cargo total por riesgo de concentración es la suma de todos los cargos. En este caso es importante notar que el HHI_{RWA} mínimo para el riesgo de concentración sectorial que considera un cargo positivo es 11,1%. No obstante, este número no estaría asociado a la tolerancia al riesgo de concentración crediticia, pues corresponde al mínimo índice de concentración que podría tener un banco, dada la existencia de 9 sectores. Por lo tanto, en este caso no existen umbrales mínimos para la determinación del cargo por riesgo de concentración individual y sectorial.

Para explicar el cálculo del cargo de capital, se considerará el ejemplo asociado a la tabla 13. Para calcular el cargo por riesgo de concentración individual de acuerdo con la norma del PRA, primero

hay que calcular el índice *Herfindahl* con los APRC. En este caso se obtiene 9,8%. Dicho valor hay que ubicarlo en la figura 9, donde se puede observar que pertenece al último *bucket*, y por lo tanto el recargo podría llegar a 4% de los APRC, lo que equivale a 194,2. Esto equivale a 4,4% de la exposición.

Por otro lado, a partir del panel b de la tabla 13 se puede calcular el cargo por concentración sectorial. El índice *Herfindahl* sectorial con los APRC es de 22,5%, y por lo tanto, se debe asignar al segundo *bucket*. El recargo de capital se calcula utilizando la figura 9, mediante una interpolación lineal, y por lo tanto, es igual a $0,25\% + (22,5\% - 20,3\%) \cdot (0,5\% - 0,25\%) / (25,8\% - 20,3\%) = 0,35\%$. Luego, el cargo es igual a $0,35\% \cdot 4.855 = 16,9$. Esto equivale a un 0,39% de la exposición.

VIII.B Modelo referencial para el cargo de capital por riesgo de concentración crediticia en Chile

VIII.B.1 Modelo para el cargo por concentración individual

En este caso hacemos uso de lo presentado en la sección IV, con información en tres periodos para observar la robustez de los resultados. Estos periodos son diciembre 2018, junio 2019 y diciembre 2019. Luego, para cada banco se calculan las exposiciones con cada contraparte, sumando las exposiciones indirectas, ya sea a través de avales u otros, con la porción no cubierta de las exposiciones directas. Para el caso de entidades relacionadas por propiedad, y que son parte de un mismo conglomerado, deben considerarse como una única entidad, para así capturar la concentración con respecto a entes cuyo financiamiento proviene de la misma fuente patrimonial, y, por tanto, con la misma fuente de riesgo idiosincrático. Además, se eliminan aquellas exposiciones que existen entre el banco y sus filiales, ya que, a nivel consolidado, estas desaparecen.

Obtenida así la cartera para cada banco, el primer paso fue calibrar el parámetro δ de acuerdo con lo establecido en la sección IV.B, obteniendo un valor de 4. Luego de estimado este parámetro, se aplica la ecuación 12 para obtener el ajuste de granularidad. Recordemos que este es un valor porcentual, por lo que, para obtener el cargo de capital adicional por riesgo por concentración individual en términos monetarios, se debe multiplicar por la exposición total. Hecho este procedimiento, se evalúan 4 diferentes especificaciones, denominadas E1 a E4, las cuales se muestran en las siguientes regresiones:

$$\begin{aligned}
 \text{E1: } & \text{CCI}(\$)_i = \beta_1 \cdot \text{HHI}_{\text{EXP},i} \cdot \text{EXP}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E2: } & \text{CCI}(\$)_i = \beta_2 \cdot \text{HHI}_{\text{EXP},i} \cdot \text{APRC}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E3: } & \text{CCI}(\$)_i = \beta_3 \cdot \text{HHI}_{\text{APRC},i} \cdot \text{EXP}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E4: } & \text{CCI}(\$)_i = \beta_4 \cdot \text{HHI}_{\text{APRC},i} \cdot \text{APRC}_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{29}$$

Del caso anterior, $\text{CCI}(\$)_i$ corresponde al cargo de capital por riesgo por concentración individual del banco i , estimado de acuerdo con la ecuación 12 en términos monetarios, $\text{HHI}_{\text{EXP},i}$ es el índice de *Herfindahl* de la cartera del banco i , estimado con las exposiciones brutas del banco, EXP_i es la exposición bruta del banco i , $\text{HHI}_{\text{APRC},i}$ es el índice de *Herfindahl* de la cartera del banco i estimado con los activos ponderados por riesgo de crédito, APRC_i son los activos ponderados por riesgo de crédito⁷ del banco i y ε_i es el residuo de la regresión, distribuido normalmente.

⁷ Se obtienen de aplicar la metodología interna propuesta para la banca local.

Cabe destacar que se evalúan distintas especificaciones con el objetivo de encontrar aquella que ajusta de mejor forma el cargo por concentración individual, y a su vez, obtener este valor a través de estadísticas simples de la cartera del banco. Los resultados de las especificaciones se muestran en los apartados siguientes.

VIII.B.2 Modelo para el cargo por concentración sectorial

Para la estimación del cargo por concentración sectorial, se usó una base de datos que permite desagregar las exposiciones en los 14 sectores presentados en secciones anteriores. Además, se limpiaron aquellas exposiciones entre el banco y sus filiales por los motivos descritos previamente. Luego, el valor del cargo se obtuvo mediante la ejecución de simulaciones de Montecarlo, aplicando la metodología propuesta por Kurtz et al (2018) para cada banco. Esto se realizó para tres periodos, para así observar la robustez de los resultados. Es importante destacar que somos pioneros en aplicar esta metodología para la determinación de este cargo en relación con lo que se ha hecho en otros países.

Obtenido el valor del cargo según lo señalado arriba para cada banco, este se limpia primero de la concentración individual que tiene la cartera con la cual se calibra, según la mejor especificación que se obtiene del apartado anterior. Además, se calcula el valor de la concentración sectorial que se obtendría en un portafolio totalmente diversificado en los 14 sectores, usando para ello todas las exposiciones productivas del sistema bancario. Este cargo del portafolio diversificado se obtiene aplicando la misma metodología descrita en el párrafo anterior. Luego, este cargo, como porcentaje de la exposición o de los activos ponderados por riesgo de crédito, según el modelo descrito más abajo, se resta al valor obtenido en cada banco. Esto se realiza con el objeto de reconocer que el cargo por concentración sectorial debe ser nulo ante la total diversificación del portafolio en los 14 sectores económicos utilizados. Por lo tanto, el cargo en cada banco es finalmente una diferencia con respecto a la diversificación total, siguiendo los lineamientos de calibración usados en el PRA.

Luego de obtenido el cargo por concentración ajustado según lo descrito anteriormente, se evalúan 4 especificaciones, las cuales denominaremos E1 a E4, mediante los siguientes modelos de regresión lineal:

$$\begin{aligned}
 \text{E1: } \quad \text{CCS}(\$)_i &= \beta \cdot (\text{HHIS}_{\text{EXPS},i} - 1/14) \cdot \text{EXPS}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E2: } \quad \text{CCS}(\$)_i &= \beta \cdot (\text{HHIS}_{\text{EXPS},i} - 1/14) \cdot \text{APRCS}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E3: } \quad \text{CCS}(\$)_i &= \beta \cdot (\text{HHIS}_{\text{APRCS},i} - 1/14) \cdot \text{EXPS}_i + \varepsilon_i \\
 \text{E4: } \quad \text{CCS}(\$)_i &= \beta \cdot (\text{HHIS}_{\text{APRCS},i} - 1/14) \cdot \text{APRCS}_i + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{30}$$

Del caso anterior, $\text{CCS}(\$)_i$ corresponde al cargo de capital por riesgo por concentración sectorial del banco i en términos monetarios, $\text{HHIS}_{\text{EXPS},i}$ es el índice de *Herfindahl* sectorial de la cartera del banco i estimado con las exposiciones brutas, EXPS_i es la exposición sectorial bruta del banco i , $\text{HHIS}_{\text{APRCS},i}$ es el índice de *Herfindahl* sectorial de la cartera del banco i estimado con los activos ponderados por riesgo de crédito, APRCS_i son los activos ponderados por riesgo de crédito sectoriales del banco i , y ε_i es el residuo de la regresión, distribuido normalmente. En las especificaciones propuestas se observa que el valor del índice de *Herfindahl* usado es una diferencia con respecto a $1/14$, que corresponde al valor que tendría un portafolio totalmente diversificado, y en cuyo caso, el cargo por concentración sectorial es nulo.

Al igual que en el caso del cargo por concentración individual, se evalúan distintos modelos para determinar el mejor ajuste del cargo por concentración sectorial, y que a su vez sea posible determinarlo a partir de variables intuitivas y simples de estimar para los bancos. Los resultados se presentan en la siguiente sección.

VIII.B.3 Especificación final de los modelos

En la tabla 14 se muestra el resultado de las especificaciones propuestas en los apartados anteriores para el cargo por concentración individual. El regresor resulta significativo en todos los casos, por lo que, para determinar la mejor especificación, se utiliza aquella que logra un mejor R^2 ⁸ y mejor criterio de información Bayesiano (BIC, por sus siglas en inglés) a lo largo de los tres periodos considerados. Cabe destacar que el R^2 muestra un valor elevado en todas las especificaciones, por lo que las medidas escogidas son efectivas en modelar de forma precisa el valor de los cargos de capital. Se observa que la mejor especificación en todos los periodos ya sea por el criterio BIC o R^2 , es la E3, cuyo coeficiente de regresión resulta estable a lo largo de los periodos utilizados.

Para el caso del cargo por concentración sectorial, los resultados se presentan en la tabla 15. En este caso se observa que las medidas de desempeño tienden a mostrar resultados mixtos a lo largo de los periodos y especificaciones. Sin embargo, el modelo E4 consistentemente tiene el mejor desempeño, con un coeficiente de regresión estable en los periodos evaluados.

Los resultados anteriores demuestran que los cargos por concentración dependen fuertemente de la estructura de concentración de la cartera, resumida en el *HHI*, así como del riesgo del portafolio, lo que se captura en los activos ponderados por riesgo de crédito. Estos resultados son congruentes con las conclusiones derivadas de las secciones IV y V.

Tabla 14: Resultado de los modelos propuestos, cargo por concentración individual

		E1	E2	E3	E4
dic-18	Valor β	0,95	0,86	0,92	0,83
	R^2	94,70	94,20	97,86	97,07
	BIC	90,69	92,07	76,17	81,16
jun-19	Valor β	0,94	0,84	0,90	0,80
	R^2	95,53	94,79	97,83	96,71
	BIC	92,65	95,39	79,67	87,09
dic-19	Valor β	0,91	0,84	0,89	0,82
	R^2	95,04	94,56	97,17	96,03
	BIC	92,51	94,09	82,98	88,77

Tabla 15: Resultado de los modelos propuestos, cargo por concentración sectorial

		E1	E2	E3	E4
dic-18	Valor β	0,03	0,05	0,06	0,08
	R^2	36,82	50,60	75,23	82,78

⁸ Se debe tener en cuenta que, dado que el modelo no tiene constante, los residuos totales no consideran la media en su cálculo. Sin embargo, esto no altera la jerarquía del modelo con mejor ajuste.

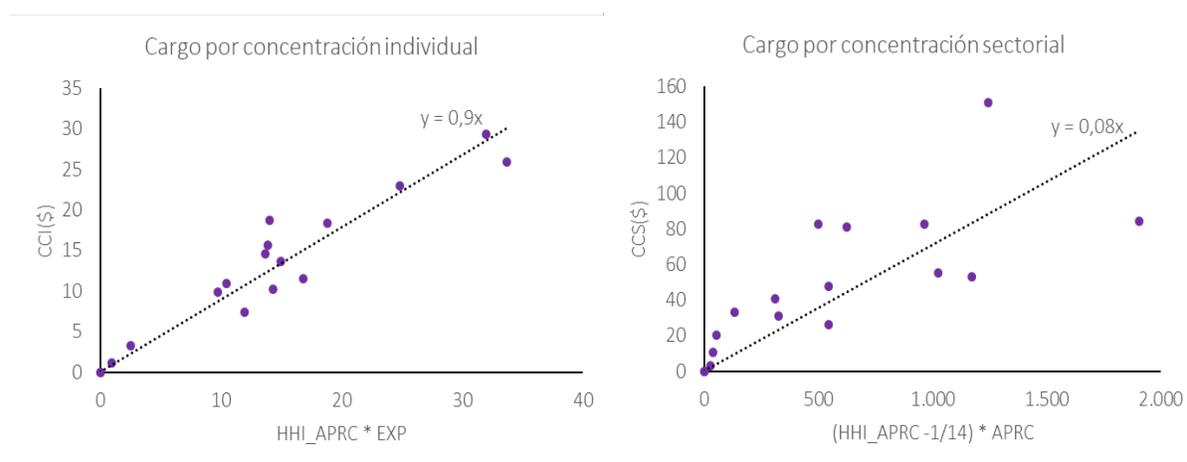
	BIC	169,67	165,73	154,21	148,38
jun-19	Valor β	0,03	0,05	0,06	0,08
	R^2	40,50	61,73	68,25	83,31
	BIC	194,48	186,54	183,94	172,36
dic-19	Valor β	0,03	0,05	0,06	0,07
	R^2	41,27	55,93	68,48	79,32
	BIC	182,53	177,65	171,20	164,04

Con los resultados anteriores, los modelos referenciales para la estimación del cargo por concentración individual y sectorial, de los bancos en Chile, son respectivamente:

$$\begin{aligned} CCI(\$)_i &= 0,9 \cdot HHI_{APRC,i} \cdot EXP_i + \varepsilon_i \\ CCS(\$)_i &= 0,08 \cdot (HHIS_{APRCS,i} - 1/14) \cdot APRCS_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (31)$$

En cuanto al desempeño de los modelos escogidos, la figura 10 muestra el resultado de la regresión estimada, donde se observa un buen ajuste de la estimación de los cargos por concentración individual y sectorial respectivamente.

Figura 10: Resultado de los modelos escogidos (cifras en MMUSD a diciembre 2019, TC:744,62)



Al igual que con las normativas anteriores, se explica el cálculo utilizando la información de la tabla 13. Con el panel a se puede obtener el cargo por concentración individual. Para ello es necesario calcular el índice *Herfindahl*, mediante la suma de las participaciones al cuadrado de los APRC, obteniéndose $HHI_{APRC,i} = 0,098$. Aplicando este valor y el total de la exposición bruta en la siguiente ecuación, se obtiene el cargo por concentración individual:

$$CCI(UM)_i = 0,9 \cdot 0,098 \cdot 4.390 = 388,4$$

El cargo estimado equivale al 8,0% de los APRC y 8,8% de la exposición. Su valor alto se debe principalmente a que estamos trabajando sobre un ejemplo con un número de exposiciones acotado.

Por otro lado, a partir del panel b de la tabla 13 se puede estimar el $HHIS_{APRCS,i}$, mediante la suma de las participaciones al cuadrado de los APRC por sector. Esto da como resultado un valor de 0,22, lo que aplicado en la siguiente ecuación, nos permite obtener el cargo por concentración sectorial:

$$CCI(UM)_i = 0,08 \cdot (0,22 - 1/14) \cdot 4.855 = 59,6$$

El valor anterior equivale a un 1,23% de los APRC y 1,36% de la exposición. Este valor se explica principalmente porque la cartera tiene créditos en 8 de los 14 sectores disponibles y, por otro lado, existe una concentración relevante en el sector 2. Estos eventos dan cuenta de un grado de concentración sectorial que es capturada por el modelo propuesto.

VIII.C Estimación cuantitativa del cargo por concentración

En este apartado se estima los modelos presentados anteriormente en los bancos locales. En particular, se estima que el impacto del cargo por concentración individual, a nivel del sistema bancario, asciende a un 0,08% de los activos ponderados por riesgo, mientras que el cargo por concentración sectorial totaliza un 0,28%. Así, el requisito adicional de capital por el riesgo por concentración asciende a un total de 0,36% de los activos ponderados por riesgo.

La tabla 16 ofrece una comparación de la aplicación del modelo local con respecto a otros resultados disponibles en la literatura. Se estudia la distribución entre los distintos bancos, así como el promedio del sistema bancario.

En cuanto al riesgo por concentración sectorial, la distribución obtenida para los bancos en Chile es similar a la planteada por Düllmann et al. (2007), con un promedio y máximo de magnitudes bastante cercanas. Por otro lado, los resultados planteados por Kurtz. et al (2018) son bastante más elevados. Sin embargo, los resultados obtenidos en este artículo tienen origen en portafolios ficticios, con parámetros de riesgo homogéneos y con sólo tres sectores, lo que explicaría estas magnitudes elevadas. Los resultados planteados por Basilea (2006) son también más grandes que los obtenidos localmente, sin embargo, estos valores son estimaciones muy preliminares con respecto a este tópico, cuando recién comenzaban a desarrollarse metodologías para capturar cargos de capital por este tipo de concentración.

En cuanto al cargo por concentración individual, se observa que los resultados se encuentran dentro de los obtenidos en la literatura, salvo ciertos valores *outliers* en bancos de menor tamaño. Por otro lado, el mínimo de la distribución es bajo con respecto a los hallados en otros casos, lo cual ocurre porque los bancos *retail* poseen una concentración individual muy baja, lo que genera que el cargo de capital por este tipo de concentración sea prácticamente nulo.

Tabla 16: Comparación de los resultados locales con la literatura⁹

A) Cargo por concentración sectorial

Fuente	Mínimo	Promedio	Máximo
Düllmann et al. (2007) (con respecto a capital IRB + provisiones)		7,8%	11,7%
Kurtz et al. (2018) (con respecto a capital IRB + provisiones)	36,7%	50,3%	61,7%
Basilea (2006) (con respecto a capital IRB + provisiones)	20,0%		40,0%
Resultados locales (con respecto a capital IRB + provisiones)	3,89%	7,24%	11,40%

B) Cargo por concentración individual

Fuente	Mínimo	Promedio	Máximo
Gordy et al. (2007): bancos grandes (con respecto a capital IRB + provisiones)	1,5%		4,0%
Gordy et al. (2007): bancos medianos (con respecto a capital IRB + provisiones)	4,0%		8,0%
Gordy et al. (2013) (con respecto a capital por IRB): bancos grandes y medianos	2,3%		17,0%
Resultados locales (con respecto a capital IRB + provisiones)	0,00%	1,48%	7,01%
Resultados locales (con respecto a capital IRB)	0,00%	1,69%	7,88%

Si se compara la aplicación propuesta con la asociada a las otras normativas revisadas (Banco de España y PRA), se obtienen magnitudes similares, tal como se puede observar en la siguiente tabla:

Tabla 17: Comparación de los resultados locales con otras normas internacionales

Cargo / APRC totales		Norma Local	España	UK
Cargo por concentración individual (RCI)	Sistema	0,21%	0,06%	0,29%
	Mediana	0,31%	0,06%	0,43%
	Promedio*	0,84%	1,24%	1,09%
Cargo por concentración sectorial (RCS)	Sistema	0,38%	0,04%	0,08%

⁹ Dentro del sistema bancario local existen 5 bancos (recientes, corresponsales o sucursales de bancos extranjeros) con un portafolio inferior a 1.000 exposiciones (e inferior a 200), los que no serían comparables con los resultados presentados. Estos representan sólo un 1,3% de los activos ponderados del sistema bancario. Al aplicar la metodología se generan cargos más importantes que los mostrados en la tabla. No obstante, en estos bancos, la participación de los activos ponderados por riesgo de crédito sobre su total de activos ponderados es relativamente menor, además de amplios niveles de capital. En el caso del cargo por concentración sectorial, se omiten además bancos con negocio *retail*, dado que poseen un número muy inferior de exposiciones sectoriales.

	Mediana	0,62%	0,02%	0,13%
	Promedio*	0,83%	0,19%	0,23%

Nota: * Se excluye banco totalmente concentrado.

En RCI se obtienen valores similares a las normas extranjeras, principalmente con la norma de UK. Por otro lado, en RCS se obtienen valores superiores porque la metodología con la cual se obtiene el cargo por concentración sectorial difiere de la utilizada en las normas internacionales, y como lo muestran los resultados de la sección VI, esta arroja resultados más conservadores.

IX. Conclusiones

Para que los bancos puedan operar de forma solvente y resiliente a eventos de tensión financiera, deben contar con un capital suficiente para absorber las pérdidas inesperadas que surjan durante su operación. Para que lo anterior ocurra, se requiere que este elemento sea bien estimado, recogiendo las particularidades de la cartera crediticia.

Los estándares internacionales han desarrollado métodos que permiten estimar el nivel de capital adecuado para cubrir pérdidas inesperadas, destacando el método IRB. Sin embargo, aunque es una metodología simple de aplicar, se basa en supuestos que no necesariamente se cumplen en todos los bancos. Particularmente, se asume que no existe concentración individual y que hay un factor único de riesgo sistemático. El comité de BCBS es consciente de estas deficiencias, por lo que ha instruido que, dentro del proceso de revisión supervisora del Pilar 2, se consideren estos factores, y se evalúen ajustes a los cargos de capital de ser necesario. Es así como distintos organismos internacionales han desarrollado metodologías complementarias, que, a través de simples reglas, permiten computar los cargos de capital adicional por riesgo de concentración de la cartera.

Acorde con el Comité de Basilea, la última modificación a la Ley General de Bancos consideró implementar los nuevos estándares de capital en Chile. La CMF, como organismo encargado de la regulación y supervisión bancaria, ha desarrollado las normas para su implementación. En estas se incluye el marco de Pilar 2 en el Capítulo 21-13 de la RAN.

En este contexto, este documento presenta metodologías que pueden utilizarse como referencia para determinar el cargo de capital por riesgo de concentración crediticia, acorde a la literatura sobre el tema. Además, examina la sensibilidad de los cargos estimados a los parámetros, dando cuenta de la importancia de una apropiada calibración de ellos. De esta forma, se presentan modelos referenciales para determinar el cargo por concentración individual y sectorial, emulando lo que han hecho otras jurisdicciones. En este sentido, se encuentra que los cargos deben considerar el riesgo de la cartera, capturado a través de los activos ponderados por riesgo de crédito, así como el grado de concentración estructural, capturado por el índice de *Herfindahl*. Estas conclusiones son reforzadas por los resultados obtenidos en el análisis de sensibilidad basado en diversas simulaciones.

El aporte de este trabajo es considerar, de manera consolidada, las deficiencias del modelo IRB para el cálculo del capital y propuestas metodológicas para corregirlas, tanto desde un punto de vista teórico como práctico. De esta forma, este documento busca ser una guía práctica para reguladores e instituciones financieras para el desarrollo de modelos propios para estimar los ajustes necesarios de capital para cubrir el riesgo por concentración de su cartera crediticia.

Referencias

- Aas, K., 2005. *The Basel II IRB approach for credit portfolios: A survey*. Norwegian Computing Center.
- Banco de España, 2017. *Guía de procesos de autoevaluación del capital (PAC) y de la liquidez (PAL) de las Entidades de crédito*.
- Basel Committee on Banking Supervision (BCBS), 2001. *Consultative document: The internal rating-based approach. frameworks*. Bank of International Settlements.
- _____, 2005. *An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions*. Bank of International Settlements.
- _____, 2006. *Studies on credit risk concentration*. Bank of International Settlements.
- _____, 2009. *Range of practices and issues in economic capital frameworks*. Bank of International Settlements.
- _____, 2011. *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Bank of International Settlements.
- _____, 2019. *Supervisory review process*. Bank of International Settlements.
- CMF, 2020a. *Criterios y Directrices Generales para Determinar Requerimientos Patrimoniales Adicionales como Resultado del Proceso de Supervisión (Pilar 2)*. Informe normativo, CMF.
- CMF, 2020b. *Metodologías para la Determinación de los Activos Ponderados por Riesgo de Crédito de las Empresas Bancarias*. Informe normativo, CMF.
- Díaz D., Gemmill G., 2002. *A systematic comparison of two approaches to measuring credit risk: CreditMetrics versus CreditRisk+*. Trans. 27th ICA.
- Düllmann Klaus, Masschelein Nancy, 2006. *Sector Concentration in Loan Portfolios and Economic Capital*. Working Paper Research 105, National Bank of Belgium.
- Düllmann Klaus, Masschelein Nancy, 2007. *'A tractable model to measure sector concentration risk in credit portfolios*. Journal of Financial Services Research.
- Elizalde Abel, Repullo Rafael, 2007. *Economic and Regulatory Capital in Banking: What Is the Difference?* International Journal of Central Banking.
- Gordy Michael, 2002. *A Risk-Factor Model Foundation for Ratings-Based Bank Capital Rules*. Board of Governors of the Federal Reserve System Working Paper No. 2002-55.
- Gordy Michael, Lütkebohmert Eva, 2013. *Granularity Adjustment for Regulatory Capital Assessment*. International Journal of Central Banking.
- Gordy Michael, Lütkebohmert Eva, 2007. *Granularity adjustment for Basel II*. Discussion Paper 01/2007, Deutsche Bundesbank.
- Grippa P., Gornicka, L., 2016. *IMF Working Paper: Measuring Concentration Risk - A Partial Portfolio Approach*. International Monetary Fund.
- Gürtler Marc, Hibbeln, Martin & Vöhringer, Clemens, 2008. *Adjusting MultiFactor Models for Basel II-consistent Economic Capital*. SSRN Electronic Journal.
- Hahnenstein L, 2004. *Calibrating the CreditMetrics (TM) correlation concept--Empirical evidence from Germany*. Financial Markets and Portfolio Management, 18(4), 358.
- Hanson Samuel G., Pesaran M. Hashem, Schuermann Til, 2008. *Firm heterogeneity and credit risk diversification*. Journal of Empirical Finance, Volume 15, Issue 4, 2008, Pages 583-612, ISSN 0927-5398.
- Heitfield E. & Burton S, 2005. *The Effects of Name and Sector Concentrations on the Distribution of Losses for Portfolios of Large Wholesale Credit Exposures*.

- Holub Libor, Nyklicek Michal & Sedlar Pavel, 2015. *Credit Portfolio Sector Concentration and Its Implications for Capital Requirements*. Thematic Article 3, p. 131-138 in CNB Financial Stability Report 2014/2015, Czech National Bank.
- Kaplan Z. T., Li Y., y Nakayama M. K., 2018. *Monte Carlo estimation of economic capital*. Winter Simulation Conference (WSC), Gothenburg, Sweden, 2018, pp. 1754-1765, doi: 10.1109/WSC.2018.8632308.
- Krali Mario, Gurov Andrey, 2019. *Analysis of Granularity Adjustment for Regulatory Capital*. Journal of Central Banking Theory and Practice. 8. 111-132. 10.2478/jcbtp-2019-0027
- Kulkarni Amit Chandramohan, 2008. *Monte Carlo Simulation of Economic Capital Requirement & Default Protection Premium*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1094615> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1094615>
- Kurtz Cornelius, Lütkebohmert Eva, Sester Julian, 2018. *Calculating Capital Charges for Sector Concentration Risk*. Journal of Credit Risk.
- Lopez Jose Antonio, 2002. *The Empirical Relationship between Average Asset Correlation, Firm Probability of Default and Asset Size*. FRB of San Francisco Working Paper No. 2002-05.
- Merton R.C., 1974. *On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates*. Journal of Finance.
- Prudential Authority Regulation (PRA), 2020. *The PRA's methodologies for setting Pillar 2 capital*. Bank of England.
- Osei Antwi, Alice Constance Mensah, Martin Owusu Amoamah, Dadzie Joseph, 2013. *Measuring Economic Capital Using Loss Distributions*. International Journal of Economics, Finance and Management Sciences. Vol. 1, No. 6, 2013, pp. 406-412.
- Serrano Juan, Peñaranda Antonio, 2011. *Recargos de capital en carteras crediticias concentradas en un número reducido de acreditados*. Estabilidad financiera, ISSN 1579-2498, Nº. 20, 2011, págs. 9-24

