



BCU

Un Modelo Macroeconómico del Riesgo de Crédito en Uruguay

Gabriel Illanes
Alejandro Pena
Andrés Sosa

Nº 002 - 2014

Documento de trabajo
ISSN 1688-7565



Un Modelo Macroeconómico del Riesgo de Crédito en Uruguay

Gabriel Illanes^{a1}, Alejandro Pena^{b**}, Andrés Sosa^{c***}

a Centro de Matemática, Facultad de Ciencias, Universidad de la República. 4225 Iguá. 1140. Montevideo, Uruguay

b Departamento Riesgos Financieros, SSF, Banco Central del Uruguay. 777 Fabini. 11100. Montevideo, Uruguay

c Centro de Matemática, Facultad de Ciencias, Universidad de la República. 4225 Iguá. 1140. Montevideo, Uruguay

Documento de trabajo del Banco Central del Uruguay 2014/002

Autorizado por: Juan Pedro Cantera

Resumen

Este trabajo evalúa el riesgo de crédito a nivel de la economía en su conjunto, teniendo como propósito el análisis de la estabilidad financiera. Para el análisis del riesgo asociado a un portafolio de préstamos se utiliza un modelo paramétrico no lineal basado en el enfoque de Merton. Se estiman las “elasticidades” a los factores económicos relevantes en las categorías crediticias correspondientes al crédito comercial y al crédito a familias, tanto en moneda nacional como en dólares. Los parámetros son obtenidos mediante la técnica estadística de Máxima Verosimilitud.²

JEL: G21, G28, G33

Palabras clave: bancos, riesgo de crédito, modelo de factor latente, probabilidad de default, análisis de tensión.

Abstract

This paper deals with credit risk in the Uruguayan aggregate economy and therefore correspond to financial stability purposes. To analyze the risk associated with a portfolio of loans a nonlinear parametric model based on Merton's approach is used. "Elasticities" of impact of the relevant macroeconomic factor on credit risk are reported for commercial and households lending, both in local currency and dollars. The coefficients are obtained by the statistical technique of maximum likelihood.

JEL: G21, G28, G33

Keywords: banking, credit risk, latent factor model, default rate, stress test

* Correo electrónico: gillanes@cmat.edu.uy

** Correo electrónico: apena@bcu.gub.uy

*** Correo electrónico: asosa@cmat.edu.uy

² Las afirmaciones y opiniones vertidas son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a las instituciones a las cuales pertenecen.



AL MAESTRO, CON CARÍÑO

1 – Introducción

Hay dos tipos básicos de estrategias para modelar el riesgo de crédito, que dan lugar a dos grandes grupos de modelos. El primer grupo de modelos intenta estimar los factores de riesgo a nivel individual. Estos modelos han sido desarrollados en gran parte por los bancos a los efectos de utilizarlos en su política crediticia. Si bien estos modelos tienen la ventaja de evaluar deudor a deudor, están sujetos al problema de la prociclicidad en la evaluación del crédito, el cual consiste en ser demasiado optimista en tiempos de auge y demasiado pesimista en ciclos bajos de la economía. En este tipo de modelos se podría ubicar el modelo IRB (Internal Ratings-Based Approach) que postula Basilea II como el modelo interno más sencillo para evaluar el riesgo de crédito y determinar el requerimiento de capital por dicho riesgo.

El modelo de riesgo de crédito que se expone en este trabajo pertenece al segundo grupo, en el cual se intenta estimar el riesgo de crédito agregado para toda la economía, y, por consiguiente, podría ser utilizado con el fin de evaluar la estabilidad financiera. La tasa de default de la economía es una variable input en las pruebas de tensión por lo cual se torna de gran importancia obtener una forma de estimarla.

En particular, el trabajo tiene como objetivo la presentación de un modelo de riesgo de crédito de un factor en un portafolio de préstamos. Se pretende proponer un modelo económico que permita estimar la proporción de préstamos vencidos y castigados en la economía como respuesta a la evolución de ciertas variables macroeconómicas que serán seleccionadas mediante cierta técnica.

Existen una amplia gama de trabajos empíricos y aplicaciones sobre este tipo de modelos. En particular, se puede citar a (Rosch 2003), (Rosch 2005), (Céspedes, Martín 2002), (Cipollini, Missaglia 2005), (Lucas, Klaassen 2003), (Hamerle, Liebig, Scheule 2004) y (Jakubik 2006)..

El trabajo se desarrolla como sigue. En la sección 2 se describe el modelo económico de riesgo sobre un portafolio de préstamos donde se arriba a la probabilidad de default no condicionada sobre un factor aleatorio. En esta sección se prosigue a describir la técnica de máxima verosimilitud obteniendo la función a maximizar y se finaliza detallando el tema de la elección de las variables macroeconómicas mediante el estudio de diferentes regresiones lineales permitiendo utilizar rezagos tanto en las variables dependientes como en la independiente. En la sección 3 se presentan y se discuten los resultados obtenidos para los análisis realizados y en la sección 4 se presentan las conclusiones.

2 – Modelo Macroeconómico del riesgo de crédito

2.1 – Modelo Matemático

El modelo asume un portafolio homogéneo de empresas en la economía. El logaritmo de los retornos (estandarizado) de la empresa i en tiempo t satisface la ecuación

$$R_t^{(i)} = \sqrt{\rho} F_t + \sqrt{1-\rho} U_t^{(i)} \quad (1)$$

donde F corresponde al logaritmo de los retornos en la economía independiente de la firma i (factor sistemático de la economía) que tiene distribución normal estándar; $U(i)$ es el retorno específico de la empresa i que se distribuye normal estándar y el factor ρ representa la sensibilidad del retorno del activo al factor no observable de la economía. Además se supone que las variables F y U son independientes.

El suceso de default de la empresa i ocurre cuando su retorno $R_t^{(i)}$ cae por debajo de cierta barrera T . Si se define la variable aleatoria Y como aquella variable binaria que toma el valor 1 si el deudor entra en default y 0 en otro caso, se obtiene que la probabilidad de default de la empresa i en tiempo t es:



$$p_t^{(i)} = P(Y_t^{(i)} = 1) = P(R_t^{(i)} < T) \quad (2)$$

La barrera T puede ser determinada mediante una constante o utilizar variables macroeconómicas relevantes de la economía en función de las cuales la barrera actualice su valor. En este trabajo, se modela la barrera como una combinación lineal de K variables macroeconómicas,

$$p_t^{(i)} = P(Y_t^{(i)} = 1) = P(\sqrt{\rho} F_t + \sqrt{1-\rho} U_t^{(i)} < \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt}) = \Phi(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt}) \quad (3)$$

donde Φ es la función de distribución de la variable normal estándar.

La probabilidad de default condicional a la realización del factor no observable f_t es dada por la formula,

$$p^{(i)}(f_t) = P\left[U_t^{(i)} < \frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho} f_t}{\sqrt{1-\rho}}\right] = \Phi\left[\frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho} f_t}{\sqrt{1-\rho}}\right] \quad (4)$$

la cual se puede escribir también de la forma

$$\Phi^{-1}[p^{(i)}(f_t)] = \frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt}}{\sqrt{1-\rho}} + \frac{\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} f_t \quad (5)$$

Como las empresas son consideradas homogéneas, si el número de empresas crece la tasa de default DR_t converge a la probabilidad de default condicional, lo cual permite estimar la tasa de default del portafolio mediante la probabilidad de default individual.

Se asume que el número de default condicional al factor latente $D_t(f_t)$ tiene una distribución binomial, con una probabilidad de default condicional $p^i(f_t)$ y un número total de empresas N_t .

La probabilidad no condicional se obtiene integrando sobre el factor aleatorio no observable

$$P(D_t = d_t) = \int_{-\infty}^{+\infty} C_{d_t}^{N_t} [p(f_t)]^{d_t} [1-p(f_t)]^{N_t-d_t} \phi(f_t) dt \quad (6)$$

donde ϕ es la densidad de la distribución normal estándar.

Mediante una base de datos que contenga los casos de default, el total de empresas en la economía y las variables macroeconómicas más relevantes, los parámetros en la ecuación (4) se obtienen mediante la maximización de la función de máxima verosimilitud.

2.2 – Estimación de Máxima Verosimilitud

Sean $\left[\begin{matrix} \bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots, \bar{X}_T \end{matrix} \right]$, T observaciones independientes del vector $X_i = (x_{1,i}, \bar{x}_{2,i}, \dots, x_{M,1})$ extraídas de una función de distribución desconocida con función de densidad $f_0(\cdot)$. Se conoce que f_0 pertenece a un



modelo paramétrico conformado por una familia de distribuciones $\{f(\cdot|\theta)\}$ de manera que f_0 corresponde a $\theta = \theta_0$

En el caso que la variable aleatoria sea discreta se define la función verosimilitud:

$$L[\theta | \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_N] = \prod_{i=1}^T P[\bar{X}_i | \theta]$$

pero en la practica se utiliza con gran frecuencia, el logaritmo de la función de verosimilitud

$$l[\theta | \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_N] = \log L = \sum_{t=1}^T \log P[\bar{X}_i | \theta]$$

El estimador de máxima verosimilitud $\hat{\theta}$ estima maximizando la función $l[\theta | \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_N]$

$$\hat{\theta} = \arg \max l[\theta | \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_T]$$

En nuestro caso nos interesa la variable aleatoria D_t , por lo cual el logaritmo de la función de verosimilitud tendrá la siguiente forma

$$\begin{aligned} l[\bar{\beta}, \rho | \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_n] &= \sum_{t=1}^{t=T} \log P[D_t = d_t] \\ &= \sum_{t=1}^{t=T} \log \int_{-\infty}^{+\infty} C_{d_t}^{N_t} [p(f_t)]^{d_t} [1 - p(f_t)]^{N_t - d_t} \phi(f_t) dt \\ &= \sum_{t=1}^{t=T} \log \left[\int_{-\infty}^{+\infty} C_{d_t}^{N_t} \Phi \left[\frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho} f_t}{\sqrt{1 - \rho}} \right]^{d_t} \left[1 - \Phi \left[\frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho} f_t}{\sqrt{1 - \rho}} \right]^{N_t - d_t} \right] \phi(f_t) dt \right] \quad (7) \end{aligned}$$

Entonces, se deben encontrar los parámetros β y ρ que hacen que la función presente un máximo absoluto. El problema que se presenta es el de aproximar la integral en (7), ya que no se puede calcular su primitiva. Este problema es examinado en profundidad en (10). En el trabajo se utiliza el método de la cuadratura gaussiana.

2.3 – Ajuste del Modelo

Se dispone de diversas variables macroeconómicas con las cuales uno podría ajustar el modelo. Lo ideal sería que las variables se adaptaran a los supuestos realizados: independencia de las probabilidades condicionadas de default (4), y normalidad de F en (1). Se debe entonces encontrar una manera de seleccionar las variables macroeconómicas X_i para proseguir con el ajuste de los parámetros β por máxima verosimilitud.



Dado un conjunto de variables, se puede evaluar el ajuste a las hipótesis ejecutando regresiones lineales en la formula (5), considerando que d_t / N_t es una buena aproximación de y que el término

$$\sqrt{\frac{\rho}{1-\rho}} f_t$$

es una variable aleatoria normal con esperanza 0 y varianza pequeña (asumiendo que se espera que el parámetro sea pequeño). De esta manera, las hipótesis realizadas en el modelo son equivalentes a las de normalidad e independencia serial de los residuos en estas regresiones.

Por lo cual, se debe considerar todas las variables macroeconómicas que puedan tener importancia teórica a la hora de explicar las probabilidades $p^{(i)}$, realizar las regresiones del vector $p^{(i)}(f_t)$ contra las distintas elecciones de subconjuntos de dichas variables con el objetivo de seleccionar el subconjunto que mejor ajuste los tests. Además, es conveniente verificar tanto que los signos de los coeficientes i sean coherentes con la intuición económica como que la significancia de los coeficientes sea alta.

Una opción es seguir la metodología de [3] preocupándose principalmente por la normalidad de f_t . Otra opción es seguir a [9] y ajustar la independencia serial de las probabilidades [4] y la normalidad de f_t , agregando variables rezagadas del tipo $p^{(i)}(f_{t-1})$, con $i = 1 \dots \text{lagmax}$, a las variables explicativas. Esta opción es viable siempre y cuando las variables rezagadas no sean mucho más significativas que las variables macroeconómicas, ya que le restaría capacidad interpretativa al modelo.

3 – Aplicaciones por sectores en la economía uruguaya

Los análisis se realizaron utilizando una base de datos que consta de observaciones mensuales partiendo de diciembre de 2001 hasta mayo de 2013 (en total 138 observaciones). La variable dependiente observada se toma en función del número de préstamos totales y del número de préstamos que se encuentran en default en el sistema bancario privado; se considera en cada caso un monto constante para cada préstamo individual. Esto se hace para ponderar la importancia de las empresas o personas que efectivamente están en default, ya que el modelo original asume homogeneidad en las empresas o personas involucradas. Vale destacar que las estimaciones por máxima verosimilitud, en nuestro problema, dependen ligeramente del monto fijo considerado para cada préstamo.

Asimismo, el modelo fue estimado para la proporción de créditos problemáticos en las categorías de crédito comercial y crédito a las familias, tanto en moneda nacional como en moneda extranjera: En el trabajo se intenta explicar su evolución a partir de las siguientes variables macroeconómicas:



BCU

Riesgo País de Uruguay (RP) EMBIG calculado por J.P.Morgan. Fuente: Bloomberg

Tasa de desempleo (TD) – Tasa de desempleo mensual para el total del país – Localidades de 5.000 o mas habitantes. Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Tasa Libor a 6 meses (TL). Fuente: Bloomberg.

Indicador de actividad mensual basado en el PIB (PBI) - Serie trimestral, Indices de volumen físico referencia 2005 por empalme, serie armonizada. Dicha serie fue lleva a una frecuencia mensual a los efectos del trabajo.

Indice de Salario Real (SR). Nivel General, Salarios y Compensaciones Sector Privado y Sector Público. Base julio 2008= 100. Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Tasa de Inflación (TI) Tasa de inflación en los últimos 12 meses. Fuente; Instituto Nacional de Estadística

Tipo de cambio real (TCR) Indicador de tipo de cambio real global – base 2010=100. Fuente: Banco Central del Uruguay.

Tipo de cambio nominal (TC) – Variación en los últimos 12 meses – Fuente: Banco Central del Uruguay.

Tasa activa en dolares a empresas (TUSDE) - Tasas de interés activas en dólares – Sector No financiero – Promedio de Empresas – Fuente: Banco Central del Uruguay

Tasa activa en pesos a empresas (TUYUE) – Tasas de interés activas en moneda nacional – Sector No financiero – Promedio de Empresas – Fuente: Banco Central del Uruguay.

Tasa activa en dólares al consumo de las familias (TUSDF) - Tasas de interés activas en dólares – Sector No financiero – Promedio de Familias – Fuente: Banco Central del Uruguay

Tasa activa en pesos al consumo de las familias (TUYUF). - Tasas de interés activas en moneda nacional – Sector No financiero – Promedio de Familias – Fuente: Banco Central del Uruguay.

En el trabajo se enfatizan los resultados correspondientes a las categorías de crédito a las familias en moneda nacional y crédito comercial en moneda extranjera, debido que son las mas importantes actualmente en el sistema bancario. No obstante, se presentan resultados también para el crédito a las familias en moneda extranjera y el crédito comercial en moneda nacional.

3.1 – Crédito Consumo en Moneda Nacional

Utilizando el modelo de regresión lineal establecido en la ecuación (5) se encontró que una de las regresiones lineales que mejor ajustaba, consideraba como variables explicativas a la tasa de desempleo (rezagada 6 meses), la tasa activa de interés en pesos (rezagada 3 meses) y la tasa de inflación (rezagada 3 meses).

Los resultados de la regresión lineal son los siguientes:

	Coeficientes	Desv. Típica	Estadístico t	p-Valor
Constante	-2,4450	0.0514	-47.59	0.00
TD (-6)	6,8737	0.5884	11.68	0.00
TI (-3)	2,1353	0.6946	-3.08	0.00
TUYUF (-3)	0,7988	0.1170	6.83	0.00

El test chi-cuadrado de normalidad de los residuos tiene p-valor 0,5320, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.



Como los coeficientes de la regresión tienen alta significancia, los signos son acordes a la intuición económica, y los residuos pueden ser considerados normales, se esta en condiciones de aplicar el modelo de un factor a los datos. Los resultados obtenidos son:

	Coeficientes
Constante	-2,3846
TD (-6)	6,1568
TI (-3)	-2,3524
TUYUF (-3)	0,8742
ρ	.0045

Se observa un valor de relativamente pequeño, lo cual va en línea con lo sugerido en el modelo IRB de Basilea II, en el sentido que el factor latente tendría un valor bajo para la categoría de consumo. Recuérdese que el factor latente mide la componente no observable del riesgo macroeconómico, el cual por definición, no puede ser explicado por indicadores macroeconómicos.

Las variables explicativas del riesgo de crédito en el sector familias son la tasa de desempleo y el nivel de la tasa de interés real, a pesar de que los coeficientes que determinan dicha tasa de interés real no son los mismos, aunque si entran con el mismo rezago.

Los coeficientes estimados no pueden ser interpretados como simples elasticidades de los impactos de las variables macroeconómicas en el riesgo de crédito de las familias, dado que se trata de un modelo no lineal que involucra a la distribución normal acumulativa que figura en la ecuación (4).

Sin embargo, se pueden hacer análisis de sensibilidad a partir de la ecuación (3), lo cual se observa en la siguiente tabla:

INF	TFUYU	TASA DE DESEMPLEO (TD)							
		7%	8%	9%	10%	11%	12%	13%	14%
5%	25%	3.2%	3.7%	4.2%	4.8%	5.4%	6.1%	6.9%	7.8%
	28%	3.4%	3.9%	4.4%	5.0%	5.7%	6.4%	7.3%	8.1%
	31%	3.6%	4.1%	4.7%	5.3%	6.0%	6.8%	7.6%	8.5%
	34%	3.8%	4.3%	4.9%	5.6%	6.3%	7.1%	8.0%	9.0%
	37%	4.0%	4.6%	5.2%	5.9%	6.7%	7.5%	8.4%	9.4%
6%	28%	3.2%	3.7%	4.2%	4.8%	5.4%	6.2%	6.9%	7.8%
	31%	3.4%	3.9%	4.5%	5.1%	5.7%	6.5%	7.3%	8.2%
	34%	3.6%	4.1%	4.7%	5.3%	6.0%	6.8%	7.7%	8.6%
	37%	3.8%	4.4%	5.0%	5.6%	6.4%	7.2%	8.0%	9.0%
7%	31%	3.2%	3.7%	4.2%	4.8%	5.5%	6.2%	7.0%	7.8%
	34%	3.4%	3.9%	4.5%	5.1%	5.8%	6.5%	7.3%	8.2%
	37%	3.6%	4.2%	4.7%	5.4%	6.1%	6.9%	7.7%	8.6%
8%	34%	3.3%	3.7%	4.3%	4.8%	5.5%	6.2%	7.0%	7.9%
	37%	3.5%	3.9%	4.5%	5.1%	5.8%	6.5%	7.4%	8.3%

De la tabla surge que la variable que tiene mayor importancia a la hora de explicar el riesgo de crédito en el sector familias es la tasa de desempleo, aspecto que era esperable. La tasa de interés real afecta en un rango limitado el porcentaje de créditos problemáticos otorgados al consumo dada cierta tasa de desempleo.

Como se observa, el incremento en el porcentaje de créditos problemáticos por cada punto de aumento de la tasa de desempleo es mayor a medida que aumenta la tasa de desempleo. Este efecto es explicado económicamente por un mayor impacto de primer y segundo orden cuando la tasa de desempleo es alta y, desde el punto de vista del modelo, por tener este la característica de ser no lineal y usar en el cálculo del porcentaje de créditos problemáticos la distribución normal estándar acumulada.



3.2 – Crédito Comercial en Moneda Extranjera

En este caso, se presentan tres modelos alternativos, con el fin de comparar y discutir las ventajas y desventajas de cada uno, tanto en metodología como en resultados.

En todos los casos, el análisis comienza realizando regresiones lineales de acuerdo a la ecuación (5) con el fin de ajustar el modelo. Dichas regresiones son llevadas a cabo utilizando distintos subconjuntos de variables que tengan sentido económico como variables explicativas. Además, en este caso se considera una variable dummy (D2009), a los efectos de tomar en cuenta que la crisis financiera internacional cuyo epicentro estuvo en los años 2008 y 2009 no tuvo efectos importantes en el riesgo de crédito de las empresas, aun a pesar de que se registraron importantes variaciones (aunque con un efecto transitorio) en variables tales como el tipo de cambio, el riesgo país y la tasa de crecimiento del PIB.

3.2.1 – Crédito Comercial en Moneda Extranjera. Opción 1

En el primer modelo se obtiene un buen ajuste utilizando como variables explicativas el PIB, el tipo de cambio real (rezagada 12 meses), la tasa de interés activa en dólares pagada por las empresas TUSDE y la variable dummy D2009.

El modelo de regresión lineal estimado se presenta en la siguiente tabla

	Coeficientes	Dev. Típica	Estadístico t	p-Valor
PBI	-0.0217	0.0007	-29.31	0.00
TCR (-12)	-0.0074	0.0011	-6.49	0.00
TUSDE	21.320	1.4626	14.58	0.00
D2009	-0.4885	0.0955	-5.11	0.00

El test chi-cuadrado de normalidad de los residuos tiene p-valor 0,3866, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Como los coeficientes de la regresión son altamente significativos, los signos son acordes a la intuición económica y los residuos pueden ser considerados normales, se está en condiciones de estimar el modelo de un factor a los datos. Los resultados obtenidos son:

	Coeficientes
PBI	-0.0219
TCR (-12)	-0.0058
TUSDE	20.1202
D2009	-0.4975
ρ	0.0934

Se observa un valor de ρ mas alto, lo cual se encuentra en línea con lo sugerido en el modelo IRB de Basilea II, en el sentido que el factor latente sería bastante mayor que el correspondiente a la categoría de consumo.

Nuevamente conviene recordar que los coeficientes estimados no pueden ser interpretados como simples elasticidades de los impactos de las variables macroeconómicas en el riesgo de crédito de las empresas, dado que se trata de un modelo no lineal.



El coeficiente del TCR aparece con signo negativo, lo cual implica que un aumento del tipo de cambio real haría caer el porcentaje de créditos problemáticos. Este resultado puede llamar la atención, pero se recuerda que en la categoría crédito comercial están tanto las empresas que venden bienes no transables como bienes transables; a estas últimas, a igualdad de todo lo demás, un aumento del tipo de cambio real les mejora la capacidad de pago. El resultado estaría indicando que hay una mayor proporción de empresas productoras de bienes transables en la categoría de crédito comercial en moneda extranjera, lo cual resulta en que el descalce de monedas no sea tan relevante.

Para este caso, en lugar de realizar una tabla de sensibilidad, como en el caso anterior, se presentará una herramienta diferente.

Aprovechando que se trabaja con datos mensuales, se puede realizar una prueba de tensión sobre las variables macroeconómicas que involucre una trayectoria de las variables explicativas, lo cual a su vez, permitirá evaluar la trayectoria del riesgo de crédito de las empresas en dicho escenario.

En particular, se propone estudiar un escenario de caída del PIB durante 2 años de 3%, un aumento del tipo de cambio real anual de 10% y una suba en el nivel de la tasa de interés en el primer año a 6% y en el segundo a 8%. Como resultado, se obtiene la trayectoria de la probabilidad de default en dicho horizonte de 2 años, con una frecuencia mensual. Los resultados se presentan en el siguiente gráfico.

Nuevamente se observa como la tasa de créditos problemáticos crece a tasas crecientes, lo cual es explicado por la no linealidad del modelo y se puede justificar económicamente por el mayor impacto derivado de la profundización de la crisis.

3.2.2 – Crédito Comercial en Moneda Extranjera. Opción 2

En este modelo se consideran como variables explicativas a la tasa de desempleo (TD), el TC (rezagado 6 meses) y la variable dummy D2009.

Esta versión del modelo tiene como principal virtud que realiza un ajuste muy bueno. Sin embargo, la relación de causalidad no resulta clara en todos los casos. En efecto, se podría pensar que las empresas que venden servicios no transables tienen sus clientes en el mercado interno, por lo cual, un aumento en la tasa de desempleo hará caer en forma drástica la demanda hacia estas empresas, lo cual tendría como efecto un aumento en su riesgo de crédito. A su vez, se podría sostener que aun las empresas que producen bienes transables, realizan un porcentaje importante de las ventas en el mercado local, por lo cual se verían afectadas por un aumento en la tasa de desempleo.

En la medida que en el futuro se disponga de datos adecuados por sectores, se podría mejorar la estimación, separando, en principio, entre los dos sectores que propone el modelo tradicional de economía dependiente.

Teniendo en cuenta las consideraciones anteriores, los resultados que surgen del modelo de regresión lineal son los siguientes

	Coeficientes	Dev. Típica	Estadístico t	p-Valor
Constante	-3.7114	0.0583	-63.61	0.00
TD	17.0033	0.5685	29.90	0.00
TC(-6)	0.6123	0.0772	7.93	0.00
D2009	-0.2251	0.0694	-3.24	0.00

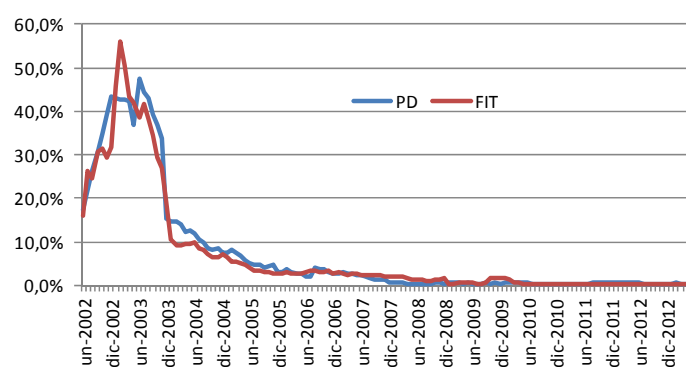
El test chi-cuadrado de normalidad de los residuos tiene p-valor 0,4498, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos.

Se encuentra en condiciones de estimar el modelo de un factor a los datos. Los resultados obtenidos se presentan en la siguiente tabla



	Coefficientes
Constante	-3.5621
TD	16.0535
TC(-6)	0.6430
D2009	-0.2694
ρ	0.0401

Como se estableció, el ajuste que presenta el modelo es muy bueno, tal como se presenta en el siguiente grafico:



3.2.3 – Crédito Comercial en Moneda Extranjera. Opción 3

Finalmente, se presenta una tercera versión que toma en cuenta los factores de riesgo que tradicionalmente se consideran en la evaluación del riesgo de crédito a nivel macroeconómico en Uruguay.

En este modelo se consideran las variables TC (rezagado 6 meses), PBI, RP y D2009.

Los resultados de la regresión lineal se exponen en la siguiente tabla:

	Coefficientes	Dev. Típica	Estadístico t	p-Valor
Constante	0.4013	0.1752	2.29	0.02
TC(-6)	0.9818	0.0852	11.52	0.00
PIB	-0.0225	0.0013	-17.40	0.00
RP	5.2734	0.9609	5.49	0.00
D2009	-0.5642	0.0786	-7.18	0.00

El test chi-cuadrado de normalidad de los residuos tiene p-valor igual a 0. En este caso, no se rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos por lo tanto se obtiene que no es adecuado estimar los coeficientes a partir del modelo de un solo factor.

En resumen, para el crédito comercial en moneda extranjera se estimaron tres modelos, cuyas virtudes y defectos son los siguientes: En términos de predicción, la mejor opción es la 2, luego viene la opción 3 y finalmente la opción 1. En términos de los mecanismos de transmisión de las variables macroeconómicas e interpretación intuitiva, en nuestra opinión el primer modelo y el tercero son superiores al segundo. El problema del tercer modelo es la no normalidad de los residuos, por lo cual no permite estimar el modelo one factor para esta versión.



3.3 – Crédito Comercial en Moneda Nacional – Crédito Consumo en Moneda Extranjera

Estos dos categorías crediticias no están tan desarrollados en la actualidad como los dos anteriores, por lo cual se realiza un análisis menos profundo que en el caso de las categorías de las Secciones III.1 y III.2. Sin embargo, las técnicas ya presentadas son también aplicables a estos dos casos. A continuación se presentan las estimaciones a partir del modelo de un factor.

3.3.1 – Crédito Comercial en Moneda Nacional

Las variables macroeconómicas seleccionadas en este caso son TD y TUYUE.

Como había indicios de errores de medición de los datos en algunos meses, se considera una variable DUMMY que tome cuenta de dichos errores, para que no influyan en la elección de un buen modelo.

Los resultados del modelo se presentan en la siguiente tabla:

	Coeficientes
Constante	-2.9412
TD	7.4698
TUYUE	0.5930
DUMMY	0.7026
ρ	0.0000

La variable que explica la capacidad de pago de las empresas, al igual que en el caso del crédito en moneda extranjera, vuelve a ser una variable relacionada a la demanda interna de bienes a las empresas, como es la tasa de desempleo. La tasa de interés nominal influye positivamente en la tasa de default y el valor de indica que el factor macroeconómico inobservable no es relevante en este caso, lo cual puede reflejar en parte el menor riesgo de crédito derivado de un menor descalce de moneda en el sector empresas.

3.3.2 – Crédito Consumo en Moneda Extranjera

En este caso, las variables seleccionadas son TD, SR y TC (rezagado 6 meses). Los resultados obtenidos son los siguientes:

	Coeficientes
Constante	-0.4805
TD	9.3977
SR	-0.0164
TC(-6)	0.5144
ρ	0.0175

Al igual que en el crédito al consumo en moneda nacional, la tasa de desempleo vuelve a ser la variable relevante, a la vez que se observa que un aumento del tipo de cambio hace aumentar la tasa de default, reflejando el hecho de que la mayoría de las familias tienen determinado su ingreso en moneda nacional.



4 – Conclusiones

En el trabajo se realizó una estimación de la probabilidad de default en función de variables macroeconómicas; mediante el concepto de un factor latente basado en las ideas de Merton. En definitiva, se empleó lo que en la literatura se conoce como el modelo de un factor, en una variante en la cual el suceso de default ocurre cuando el retorno de un deudor cae por debajo de cierta barrera la cual depende de determinadas variables macroeconómicas. El valor de la barrera se actualiza en función del entorno macroeconómico de la economía.

A los efectos de estudiar el riesgo de crédito macroeconómico, se evaluaron las categorías crediticias correspondientes al crédito comercial y al crédito a familias, tanto en moneda nacional como en dólares.

Todos los modelos confirman una fuerte relación entre el marco macroeconómico y la calidad de las carteras de préstamos del sistema bancario. Por lo tanto, una aplicación posible de estos modelos lo constituyen las pruebas de tensión referenciadas en Basilea II, las que pueden ser utilizadas tanto para evaluar la estabilidad del sistema financiero en su conjunto, así como para evaluar el nivel de capital de cada institución y su capacidad de enfrentar shocks adversos.

Para el crédito al consumo en moneda nacional se obtuvo un modelo que se considera muy adecuado, tanto desde el punto de vista del ajuste como de la intuición económica. La variable relevante resulta ser la tasa de desempleo y la tasa de interés real cobrada por los bancos, la cual depende de la tasa de interés nominal y la tasa de inflación. En el trabajo se presentó una tabla donde se expone la sensibilidad de la tasa de default a las tres variables relevantes.

Para el crédito comercial en moneda extranjera se discutieron tres modelos, los cuales tienen diferentes ventajas relativas en términos de la capacidad de predicción, el ajuste a los datos y la captura de los mecanismos de transmisión del entorno macroeconómico a la calidad crediticia de las carteras. El modelo que mejor captura los mecanismos de transmisión, según nuestro entender, es el que explica la tasa de default en función de un índice de actividad económica, la tasa de interés cobrada por los bancos y el tipo de cambio real. No obstante, se considera que este modelo debe ser mejorado, evaluando el riesgo de crédito por sectores de actividad. Una de las primeras separaciones que se debería ensayar, en la medida que los datos lo permitan, es entre empresas del sector transable y no transable.

Un aspecto a destacar de la metodología utilizada es que, al trabajar con datos mensuales, se pueden realizar pruebas de tensión donde una dimensión importante sea la trayectoria de la calidad crediticia de las carteras, en función de la trayectoria supuesta para las variables macroeconómicas relevantes. En el trabajo se presenta una trayectoria del porcentaje de créditos problemáticos para la opción 1 del modelo de crédito comercial en moneda extranjera, ante un shock adverso de dos años en la tasa de crecimiento, un aumento en el tipo de cambio real y una suba en el nivel de las tasas de interés activas cobradas por los bancos.

Asimismo, se presentan resultados para las categorías de crédito a las familias en moneda extranjera y crédito comercial en moneda nacional, aunque no se profundiza en las mismas, por tratarse de categorías crediticias de escasa importancia en la cartera actual del sistema bancario.



5 – Referencias

- [1] Céspedes J, Martin D: The two Factor Model for Credit Risk: A comparison with the BIS II one factor model, January 2002
- [2] Cipollini A., Missaglia G,: Business Cycle effects on portfolio Credit Risk: scenario generation through Dynamic Factor analysis, February, 2005.
- [3] Jakubik, P., Credit Risk in the Czech Economy. Working Paper, Institute of Economic Studies, Charles University in Prague 1
- [4] Jakubik, P : Macroeconomic Credit Risk Models, Financial Stability Report 2005. Czech national bank, 2006.
- [5] Jakubik, P., Macroeconomic Credit Risk Model. Financial Stability Report 2005, Czech National Bank 2
- [6] Lucas A., Klaassen P: Discrete versus Continuous State Switching Models for portfolio Credit Risk, Tinbergen Institute Discussion paper 075/2, Universiteit Amsterdam, and Tinbergen Institute 2003
- [7] Merton, R., On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. Journal of Financial, 22 (1974), pp.449-470. 3
- [8] Mishkin, F., The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Pearson: New York, United States, 2004. 4
- [9] Palombini, E., Factor models and the credit risk of a loan portfolio. Working Paper, Munich Personal RePEc Archive 5
- [10] Pinheiro, J. and Bates, D., Approximations to the Log-Likelihood Function in the Nonlinear Mixed Effects Model. Journal of Computational and Graphical Statistics, 4 (1995), pp. 12-35. 6
- [11] Rosch, D – Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany, Financial market and Portfolio Management 17, No. 3, 2003, pp 309-331
- [12] Rosch D – An empirical comparison of default risk forecast from alternative credit rating philosophies, International Journal of Forecasting 21, 2005, pp 37-51
- [13] Hamerle A., Leibig T., Scheule H: Forecasting Credit portfolio Risk, Discussion paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No. 01, Deutsche Bundesbank, 2004
- [14] Vasicek, O., The loan loss distributions. Working Paper, KMV Corporation. 7