

Ineficiencia y quiebras bancarias

Una estimación conjunta de un modelo de riesgo
y un modelo de frontera estocástica

Jim Sánchez González

Coautores:

Diego Restrepo Tobón

Andres Ramírez Hassan

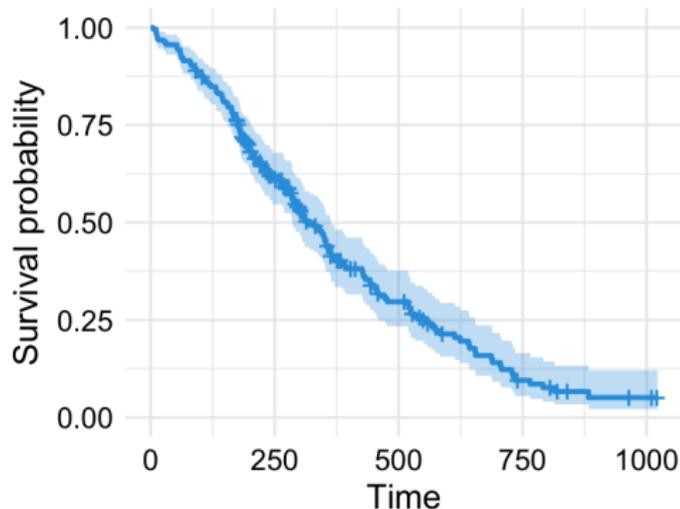
Universidad EAFIT

Medellín-Colombia

Preliminares I

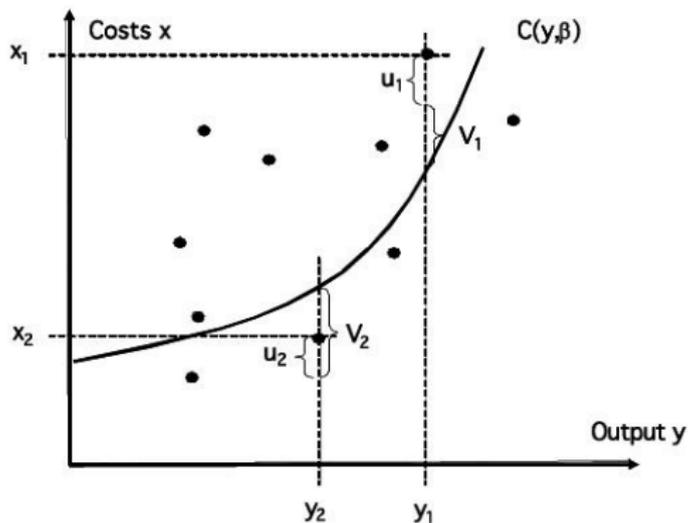
Modelos de riesgo

- Analizan la probabilidad de quiebra y el tiempo esperado a la quiebra.
 - Modelos paramétricos
 - Modelos semi-paramétricos



Fuente: tomado de la pagina del STHDA (<http://www.sthda.com/english/wiki/cox-proportional-hazards-model>)

Preliminares II



Fuente: tomado de Agrell (2015)

Modelos de frontera estocástica (SFA)

- Estiman la diferencia entre un nivel teórico de producción o costos "eficiente" respecto al nivel actual de la firma.

Contribución

- Nosotros desarrollamos un método de estimación conjunta para un modelo de riesgo y un modelo de frontera estocástica usando métodos Bayesianos.
- Mediante simulaciones mostramos que nuestra propuesta se desempeña mejor que la estimación en dos etapas por máxima verosimilitud.
- Empíricamente, encontramos que la ineficiencia juega un rol estadísticamente significativo en la determinación del tiempo a la quiebra.

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Literatura relacionada
- 3 Metodología
 - Metodología
 - Ejercicio de simulación
- 4 Aplicación
 - Datos
 - Resultados

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Literatura relacionada
- 3 Metodología
 - Metodología
 - Ejercicio de simulación
- 4 Aplicación
 - Datos
 - Resultados

Introducción

El enfoque habitual para estimar el efecto de la **ineficiencia** sobre la **probabilidad de quiebra** consiste en dos etapas.

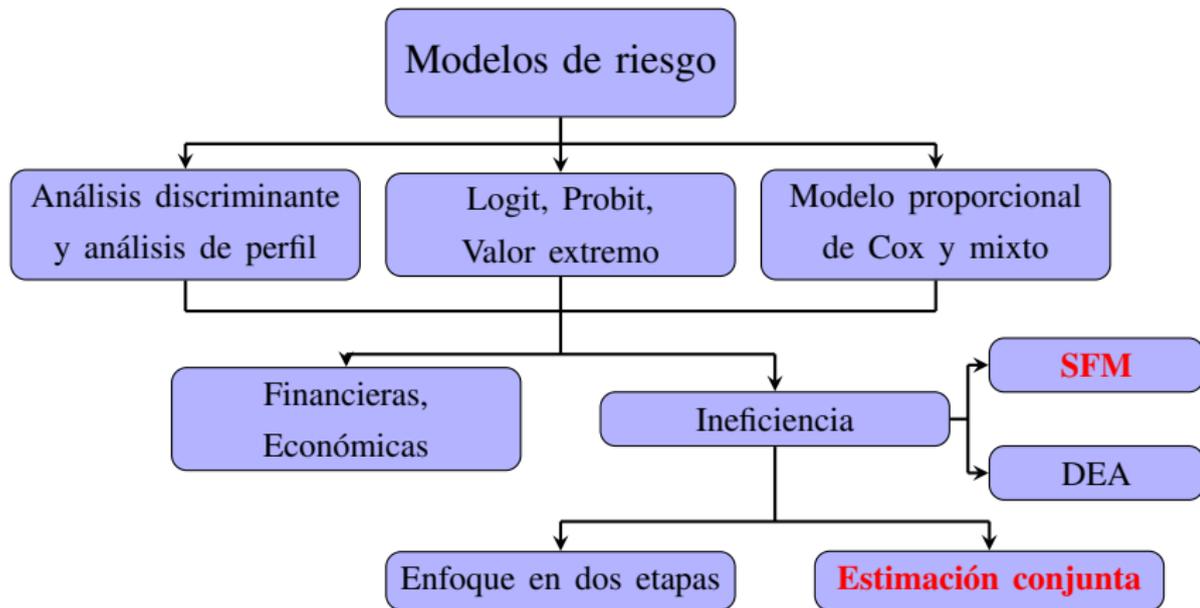
Una medida de ineficiencia es estimada usando fronteras estocásticas (SFA) o análisis de envolvimiento de datos (DEA) para luego incluir estos regresores en la estimación del modelo de riesgo.

Este método resulta en estimadores inconsistentes, sesgados e ineficientes ya que la segunda ecuación no está considerando el error de estimación de la primera ecuación.

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Literatura relacionada
- 3 Metodología
 - Metodología
 - Ejercicio de simulación
- 4 Aplicación
 - Datos
 - Resultados

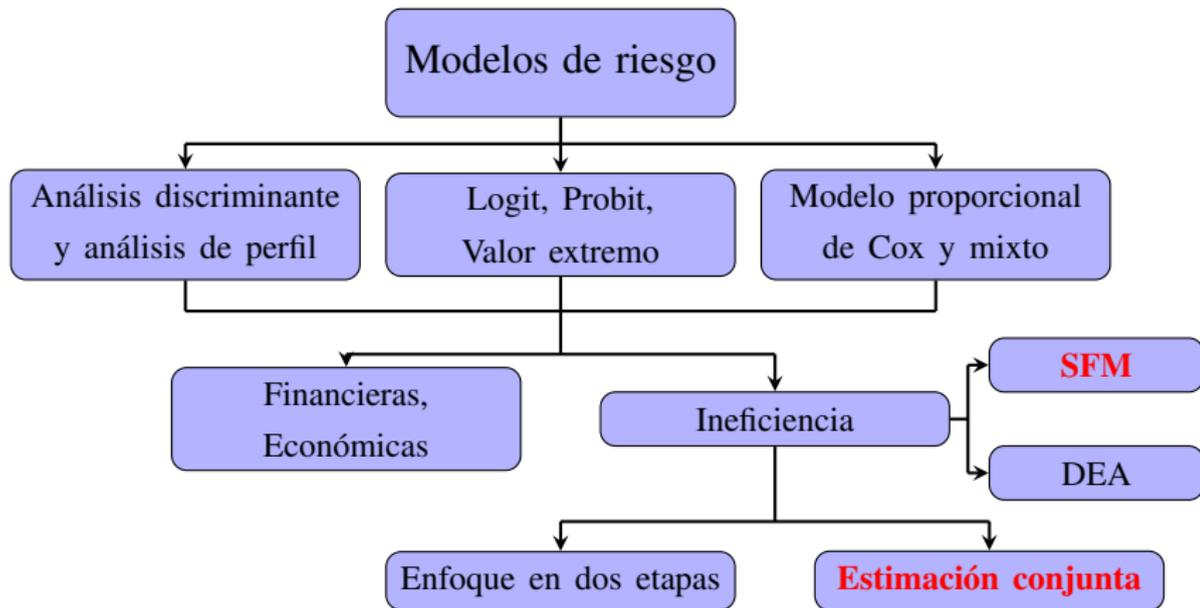
Literatura relacionada I



Literatura relacionada II

- Ineficiencia
 - Wheelock and Wilson (1995)[RES]. *Explaining Bank Failures: Deposit Insurance, Regulation, and Efficiency.*
 - Barr and Siems (1997). *Bank Failure Prediction Using DEA to Measure Management Quality.*
 - Wheelock and Wilson (2000)[RES]. *Why do Banks Disappear? The Determinants of U.S. Bank Failures and Acquisitions.*
- Estimación conjunta
 - Tsionas and Papadogonas (2006)[EE]. *Firm Exit and Technical Inefficiency.*
 - Almanidis and Sickles (2016)[RISE]. *Banking Crises, Early Warning Models, and Efficiency.*

Literatura relacionada I



Contenido

- 1 Introducción
- 2 Literatura relacionada
- 3 Metodología**
 - Metodología
 - Ejercicio de simulación
- 4 Aplicación
 - Datos
 - Resultados

Formas funcionales

Función de costos para el modelo de frontera estocástica

$$\text{Ln } C_i^a = \text{Ln } C_i^* (w, y) + \mu_i + \eta_i$$

Función para el modelo de supervivencia

$$y_i \sim \text{Exp}(\lambda) \quad y \quad \lambda = \exp(z' \gamma + \delta \eta)$$

Metodología

Nosotros proponemos un método, basado en técnicas Bayesianas

para estimar simultáneamente un modelo de frontera estocástica

un modelo de riesgo. Este método nos permite resolver las falencias

económicas de la estimación por dos etapas; a la vez

que nos permite hacer inferencia de los parámetros

Resultados de la simulación

	MAE	PAE	RSE	MSE
Sample set = 50				
Conjunta Bayesiana	0.54186	0.54186	0.72645	0.52772
Dos etapas MLE	51.98920	33.75922	201.19973	40,481.33151
Sample set = 250				
Conjunta Bayesiana	0.20859	0.20859	0.24809	0.06155
Dos etapas MLE	17.70118	11.49428	49.07837	2,408.68674
Sample set = 1,000				
Conjunta Bayesiana	0.33877	0.33877	0.34185	0.11686
Dos etapas MLE	1.27013	0.82476	6.34006	40.19640

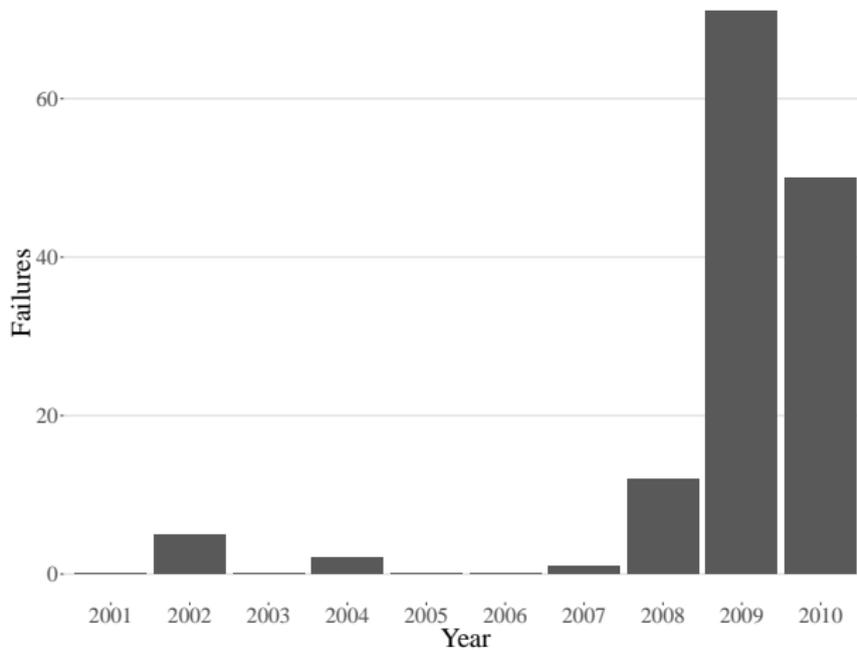
Contenido

- 1 Introducción
- 2 Literatura relacionada
- 3 Metodología
 - Metodología
 - Ejercicio de simulación
- 4 Aplicación**
 - Datos
 - Resultados

Datos I

- Reporte de condición e ingresos (Call Reports).
 - Banco de la Reserva Federal de Chicago
 - Bancos comerciales de Estados Unidos
- Información financiera trimestral desde 2001 hasta 2010.
- Corporación Federal de Depositos y Aseguramiento (FDIC).
 - Fecha de quiebra.

Datos II



Prueba de diferencia de medias: Prueba de Welch

Variables	Bancos		t-test	
	Quebrados	No quebrados		
y_1 (Inversiones)	36,568.32	64,558.96	3.61	*
y_2 (Prestamos)	260,383.03	204,422.90	8.31	*
w_1 (Precio activos fijos)	0.41	0.35	12.53	*
w_2 (Precio del trabajo)	77.71	65.68	11.92	*
w_3 (Precio fondos prestados)	0.03	0.02	2.80	*
C_1 (Patrimonio / Activos)	0.06	0.10	3.74	*
A_1 (Prestamos / Activos)	0.74	0.65	15.91	*
A_2 (F. raíz / Prestamos)	0.80	0.72	19.23	*
A_4 (Provisiones / Prestamos)	0.04	0.01	1.73	
A_6 (Provisiones / Activos)	0.03	0.01	1.64	
E_1 (Utilidad / Patrimonio)	-0.31	0.17	-0.28	
L_1 (Utilidad / Activos)	0.85	0.78	21.85	*
Activos	342,301.64	310,881.06	20.79	*
Ineficiencia	0.49	0.35	5.85	*
Eficiencia	0.63	0.72	15.24	*

Nota: Esta tabla presenta la prueba de diferencia de medias (prueba de Welsch) entre los bancos que

Resultados de estimación

	Estimación Bayesiana				Estimación MLE	
	Media	P. 2.5 th	P. 50 th	P. 97.5 th	Estimates	t-test
σ_μ	0.1132	0.1085	0.1134	0.1182	0.1910	67.6902 *
σ_η	0.4241	0.4154	0.4242	0.4323	0.4748	42.0861 *
C_1 (Patrimonio / Activos)	-0.8951	-1.3528	-0.9481	-0.3024	-1.7093	-0.7440
A_1 (Prestamos / Activos)	0.3335	-0.1580	0.3607	0.8531	-2.9353	-1.8433
A_2 (F. raiz / Prestamos)	0.8491	0.5460	0.8222	1.3124	5.1231	6.9988 *
A_4 (Provisiones / Prestamos)	-0.0243	-0.4028	-0.0056	0.3351	-1.3209	-0.0767
A_6 (Provisiones / Activos)	0.2379	-0.3378	0.3256	0.6807	3.5461	0.1415
E_1 (Utilidad / Patrimonio)	-3.1125	-3.5663	-3.3133	-1.4301	-3.0999	-10.1207 *
L_1 (Utilidad / Activos)	0.8802	0.1849	0.9969	1.3206	1.5193	1.2945
Ln Activos	-0.6514	-0.7136	-0.6567	-0.5690	-0.7880	-11.4693 *
Inef η	0.3351	0.0176	0.3249	0.6509	0.3079	0.6262

Effectos de la ineficiencia

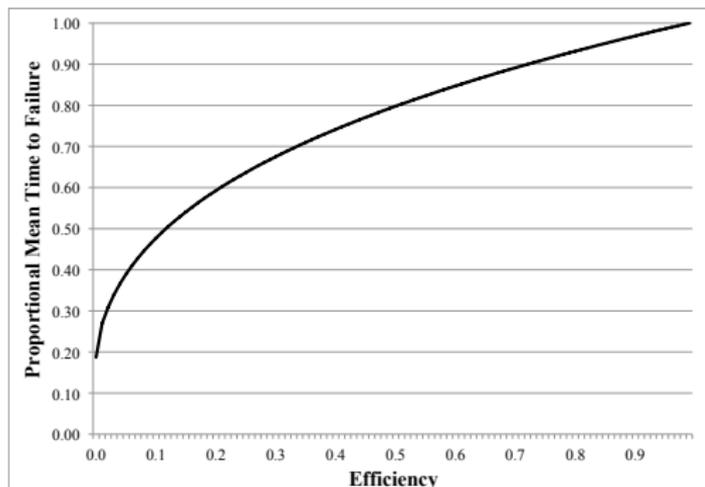
Recordemos que

$y_i \sim \text{Exp}(\lambda)$ y que

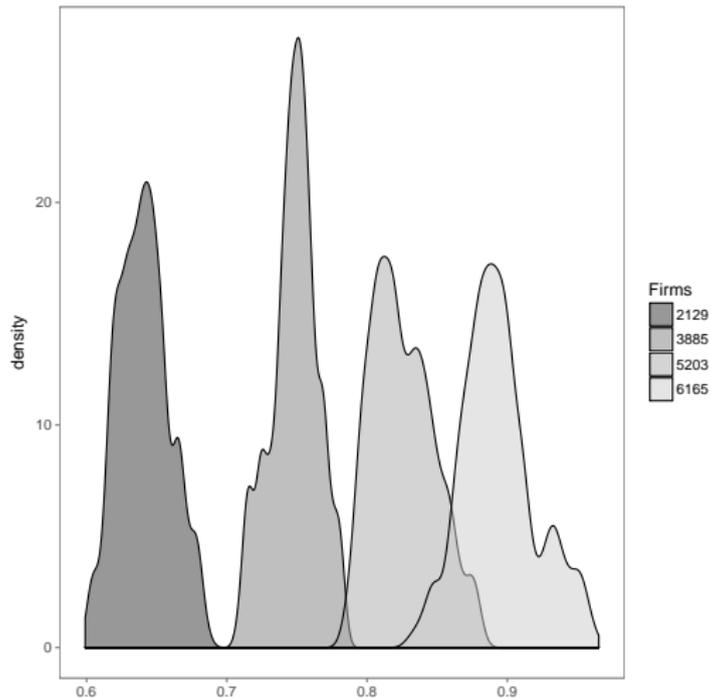
$\lambda = \exp(z'\gamma + \delta\eta)$

Además, sabemos que

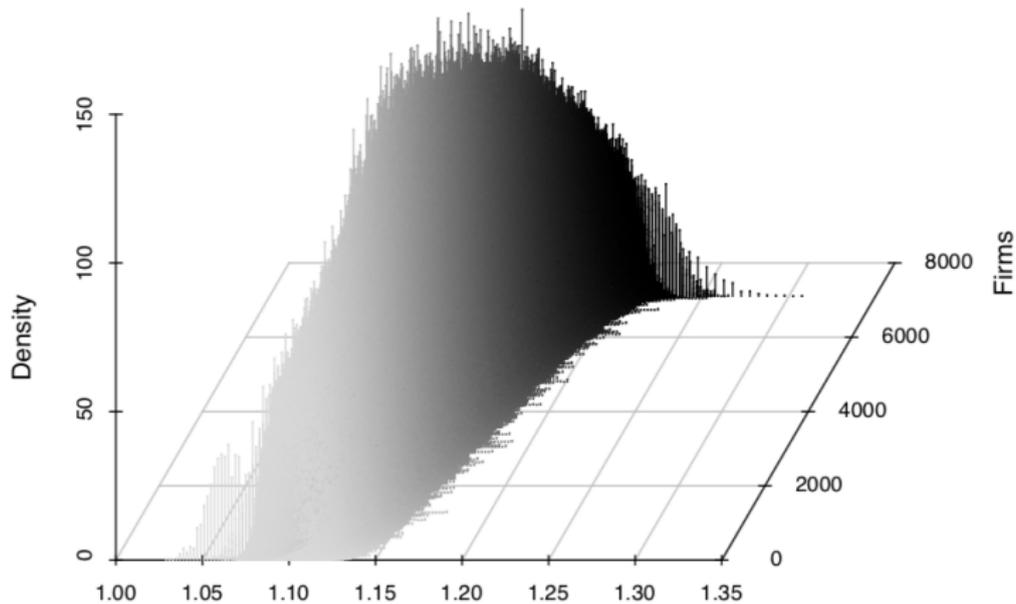
Eficiencia = $\exp(-\eta)$.



Densidades empíricas de las ineficiencias



Retornos a escala



Comentarios finales

- Nosotros proponemos un método, basado en técnicas Bayesianas, para estimar simultáneamente un modelo de frontera estocástica y un modelo de riesgo. Este método nos permite resolver las falencias econométricas de la estimación por dos etapas; a la vez que nos permite hacer inferencia de funciones de los parámetros.
- Mediante ejercicios de simulación, mostramos que el error de estimación de el método de máxima verosimilitud en dos etapas es mayor el observado si usamos estimación Bayesiana conjunta.
- Usando datos de bancos comerciales de Estados Unidos, encontramos que:
 - Bancos más ineficientes tienen un tiempo medio a la quiebra menor.

Muchas gracias!

Todos los comentarios son bienvenidos en
`jsanch83@eafit.edu.co`.

Referencias I

- Agrell, P. J. (2015). *Incentive Regulation of Networks Concepts, Definitions and Models* (Vol. 54) (No. 1-2). doi: 10.3917/rpve.541.0103
- Almanidis, P., & Sickles, R. C. (2016). Banking Crises, Early Warning Models, and Efficiency. In J. Aparicio, C. A. K. Lovell, & J. T. Pastor (Eds.), *Advances in efficiency and productivity* (1st ed., pp. 331 – 364). Springer International Publishing. doi: 2451/10.1007/978-3-319-48461-7_14
- Barr, R. S., & Siems, T. F. (1997). Bank Failure Prediction Using DEA to Measure Management Quality. In *Interfaces in computer science and operations research* (pp. 341 – 365). Boston, Massachusetts: Springer U.S. doi: 10.1007/978-1-4615-4102-8_15
- Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics* (Vol. 1). West Sussex, England: John Wiley and Sons Ltd. doi: 10.1017/CBO9781107415324.004
- Tsionas, E. G., & Papadogonas, T. A. (2006). Firm Exit and Technical Inefficiency. *Empirical Economics*, 31, 535 – 548. doi: 10.1007/s00181-005-0045-2

Referencias II

- Wheelock, D. C., & Wilson, P. W. (1995). Explaining Bank Failures: Deposit Insurance, Regulation, and Efficiency. *The Review of Economics and Statistics*, 77(4), 689–700. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2109816>
- Wheelock, D. C., & Wilson, P. W. (2000). Why do Banks Disappear? The Determinants of U.S. Bank Failures and Acquisitions. *The Review of Economics and Statistics*, 82(1), 127–138. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2646678>

Modelo de frontera estocástica

Consideremos la siguiente función de costos para el modelo de frontera estocástica

$$\text{Ln } C_i^a = \text{Ln } C_i^* (w, y) + \mu_i + \eta_i$$

donde, $\mu_i \sim \mathcal{N} (0, h_\mu^{-1})$ y $\eta_i \sim \mathcal{N}^+ (0, h_\eta^{-1})$. En consecuencia, la función de verosimilitud se puede expresar como:

$$\mathcal{L} (c | \beta, h_\mu, \eta) \propto h_\mu^{\frac{N}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} h_\mu \sum_i (c_i - x_i \beta - \eta_i)' (c_i - x_i \beta - \eta_i) \right]$$

Modelo de riesgo proporcional

Sea $y_i = y_1, y_2, \dots, y_n$ el tiempo de duración, el cual sigue una función de distribución exponencial con parámetro $\lambda = \exp(z_i'\gamma + \delta\eta_i)$. Así mismo, sea $v_i = v_1, v_2, \dots, v_n$ un indicador de censura; donde $v_i = 0$ si y_i está censurada y $v_i = 1$ si y_i es el tiempo a la quiebra.

En consecuencia, la función de verosimilitud se puede expresar como:

$$\mathcal{L}(y|\gamma, \delta, \eta) = \exp \left[\sum_i v_i (z_i'\gamma + \delta\eta_i) \right] \exp \left[- \sum_i y_i \exp (z_i'\gamma + \delta\eta_i) \right]$$

Econometría Bayesiana: primer

La econometría Bayesiana se basa en unas reglas de probabilidad de las cuales se deriva el teorema de Bayes (Koop, 2003).

$$\begin{aligned}\pi(\theta|y) &= \frac{\mathcal{L}(y|\theta) \pi(\theta)}{\pi(y)} \\ &\propto \mathcal{L}(y|\theta) \pi(\theta)\end{aligned}$$

Distribución condicionada *posterior*

- Siguiendo la literatura asumimos que β , γ , y δ siguen **distribuciones normales** y que los parámetros de los errores de precisión (h_μ and h_η) siguen **distribuciones gama**.
- Con las *priors* y las funciones de verosimilitud definidas anteriormente, y asumiendo que después de condicionar en η el costo y la probabilidad de quiebra son independientes, podemos calcular la distribución condicionada *posterior* de los parámetros siguiendo el teorema de Bayes.

$$\pi(\theta|y, c) \propto \mathcal{L}(y|\theta, \eta) \mathcal{L}(c|\theta, \eta) \pi(\eta|\theta) \pi(\theta)$$

Estimación

Nosotros implementamos un método conocido como Markov-Chain Monte Carlo (MCMC) para la estimación de los parámetros. Más específicamente, un procedimiento conocido como *Metropolis within Gibbs*.

Algoritmo I

En la iteración g^a

- Muestreamos $\beta|y, c \sim \mathcal{N}(\mu_1, B_1)$; donde,

$$B_1 = \left[h_\mu \sum_i x'_i x_i + \Sigma_0^{-1} \right]^{-1}$$

$$\mu_1 = B_1 \left[h_\mu \sum_i x'_i (c_i - \eta_i) + \Sigma_0^{-1} B_0 \right]$$

Algoritmo II

- Muestreamos $h_\mu|y, c \sim \mathcal{G}\left(\frac{s_{1\mu}}{2}, \frac{v_{1\mu}}{2}\right)$; donde,

$$s_{1\mu} = s_\mu + N$$

$$v_{1\mu} = \sum_i (c_i - x_i\beta - \eta_i)' (c_i - x_i\beta - \eta_i) + v_\mu$$

- Muestreamos $h_\eta|y, c \sim \mathcal{G}\left(\frac{s_{1\eta}}{2}, \frac{v_{1\eta}}{2}\right)$; donde,

$$s_{1\eta} = s_\eta + N \quad v_{1\eta} = \sum_i \eta_i^2 + v_\eta$$

Algoritmo III

Distribución condicionada *posterior* para γ

$$\pi(\gamma|y, c) \propto \exp \left[\sum_i \nu_i (z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \sum_i y_i \exp(z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \frac{1}{2} (\gamma - \Gamma_0)' \Omega_0^{-1} (\gamma - \Gamma_0) \right]$$

Distribución condicionada *posterior* para δ

$$\pi(\delta|y, c) \propto \exp \left[\sum_i \nu_i (z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \sum_i y_i \exp(z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \frac{1}{2} h_\delta (\delta - \Delta_0)' (\delta - \Delta_0) \right]$$

Algoritmo IV

Distribución condicionada *posterior* para cada ineficiencia

$$\pi(\eta | y, c) \propto \exp \left[\sum_i \nu_i (z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \sum_i y_i \exp(z_i' \gamma + \delta \eta_i) - \frac{1}{2} h_\mu \sum_i (c_i - x_i \beta - \eta_i)' (c_i - x_i \beta - \eta_i) - \frac{1}{2} h_\eta \sum_i \eta_i^2 \right]$$