



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 *versión on-line*

Tabla de contenido
Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007

An Auction Mechanism for the Commons: Some Extensions
MONTERO, JUAN-PABLO

• [resumen en español](#) | [inglés](#) • [texto en inglés](#)

The Determinants of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts from Latin America
GRANDES, MARTÍN

• [resumen en español](#) | [inglés](#) • [texto en inglés](#)

Is Latin America Overcoming its Fear of Floating?
IBARRA, CARLOS A

• [resumen en español](#) | [inglés](#) • [texto en inglés](#)

¿Cuánto Dura el Desempleo de la Población más Pobre en Chile?
MONTERO, RODRIGO

• [resumen en español](#) | [inglés](#) • [texto en español](#)

Costos de Transacción y Formas de Gobernación de los Servicios de Consulta en Colombia
TORRES, SERGIO; GARCÍA, RAFAEL GUILLERMO; QUINTERO, JOHN JAIRO

• [resumen en español](#) | [inglés](#) • [texto en español](#)

© 2008 *Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile*

Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312

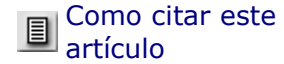


cuadecon@faceapuc.cl



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 versión on-line

Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007



Cuadernos de Economía, Vol. 44 (Noviembre), pp. 141-150, 2007

An Auction Mechanism for the Commons: Some Extensions*

JUAN-PABLO MONTERO

Pontificia Universidad Católica de Chile. Chile. Email: jmontero@faceapuc.cl

Efficient regulation of the commons requires information about the regulated firms that is rarely available to regulators (e.g., cost of pollution abatement). Montero (2008) proposes a simple mechanism for inducing firms to truthfully reveal their private information: a uniform price sealed-bid auction of an endogenous number of (transferable) licenses with a fraction of the auction revenues given back to firms. This paper discusses further properties of the mechanism including its extension to the possibility of private externalities and non-transferability of licenses.

Keywords: Externalities, Asymmetric Information, Uniform-Price Auction.

Una de las dificultades que enfrentan las autoridades regulatorias en el diseño de políticas eficientes para la protección de recursos comunes es que gran parte de la información relevante para el diseño está en manos privadas (v.gr, costos de reducir la emisión de contaminantes). Montero (2008) propone un mecanismo simple que induce a las firmas a entregar su información privada en forma fidedigna: una subasta de sobre-cerrado y precio-uniforme de una cantidad endógena de licencias (transferibles) y donde parte de los ingresos de la subasta son devueltos a las firmas. Este trabajo discute propiedades adicionales del mecanismo incluyendo extensiones a los casos de externalidades privadas y no-transferibilidad de las licencias.

1. INTRODUCTION

Regulatory authorities generally find that part of the information they need for implementing an efficient regulation is in the hands of those who are to be regulated. Regulating externalities such as access to common resources (*e.g.*, clean air, water streams, fisheries, etc.) is not the exception. Environmental regulators, for example, know little about firms' pollution abatement costs, so without communicating with firms they would be unable to establish the efficient level of pollution. Different mechanisms have been proposed for inducing firms to reveal their private information but for different reasons, these mechanisms have been of limited use¹. In a recent paper, Montero (2008) proposes a simpler and more effective mechanism: a uniform price sealed-bid auction of an endogenous number of (transferable) licenses with a fraction of the auction revenues given back to firms². The mechanism is developed under the additional assumption that firms know nothing about the other firms' characteristics (they may be even unaware of the number of firms being regulated).

The auction's main ingredients -endogenous supply of licenses and paybacks- enter into the uniform-price format in a way that the resulting auction mechanism is both ex-post efficient and strategy-proof (*i.e.*, telling the truth is a dominant strategy). The supply curve of licenses reflects the cost to society (other than firms) from allocating these licenses to firms. Paybacks, on the other hand, are such that the total payment for licenses of each firm is exactly equal to the "damage" it exerts upon all the other agents (*i.e.*, other regulated firms and the rest of society). Hence, the auction mechanism follows a Vickrey-Clarke-Groves (VCG) payoff rule in that it makes each firm to pay exactly for the externality it imposes on the other agents.

The purpose of this paper is to present some additional, yet important, properties of the mechanism not included in Montero (2008) and to show how the mechanism can be extended to other externality problems such as those involving non-uniformly mixed pollutants (*i.e.*, firms' pollutants are not perfect substitutes in the damage function) and private externalities. In so doing, the rest of paper is organized as follows. The next section provides a brief description of the auction mechanism of Montero (2008) and the following section presents the properties and extensions.

2. THE AUCTION MECHANISM

This section, which closely follows Montero (2008), introduces the auction mechanism for the case of a classical pollution externality (*i.e.*, homogeneous pollutant).

2.1 Notation and first-best allocation

Consider $n \geq 1$ firms ($i = 1, \dots, n$) to be regulated. All firms are assumed to have inverse demand functions for pollution of the form $P_i(x_i)$ with $P_i'(x_i) < 0$, where x_i is firm i 's pollution level that is accurately monitored by the regulator (In some cases I will work with the demand function, which is denoted by $X_i(p)$ with $X_i'(p) < 0$, where p is the price of pollution). Function $P_i(\cdot)$ is only known by firm i , neither by the regulator nor by the other firms. The aggregate demand curve for pollution is denoted by $P(x)$, where $x = \sum_{i=1}^n x_i$ is total pollution. The social

damage caused by pollution x is $D(x)$ with $D(0) = 0$, $D'(x) > 0$ and $D''(x) \geq 0$. $D'(x)$ can be interpreted more generally as the regulator's supply function for licenses $S(p)$, where $D'(S(p)) = p$. We may want to assume that $D(x)$ is publicly known but it is actually not necessary.

In the absence of regulation firm i would emit x_i^0 , where $P_i(x_i^0) = 0$. Hence, firm i 's cost of reducing emissions from x_i^0 to some level $x_i < x_i^0$ is $C_i(x_i) = \int_{x_i}^{x_i^0} P_i(z) dz$ —note that $-C_i'(x_i) \equiv P_i(x_i)$ — and the minimum total cost of achieving pollution level $x < x^0$ is $C(x) = \int_x^{x^0} P(z) dz$.

The regulator's objective is to minimize the sum of clean-up costs and damages from pollution, *i.e.*, $C(x) + D(x)$. Therefore, the socially optimal or first-best pollution level $x^* < x^0$ satisfies

$$(1) \quad P(x^*) = D'(x^*) = P_i(x_i^*) \quad \text{for all } i = 1, \dots, n$$

But the regulator cannot directly implement the first-best allocation because he does not know the demand functions $P_i(\cdot)$. He must then look for mechanisms in which it is in the firms' best interest to communicate their private information to him. Montero's (2008) auction scheme is one of such mechanisms.

2.2 The auction scheme

Consider $n \geq 1$ firms. The auction scheme operates as follows. Firms are informed in advance about the auction rules (including the way the auction clears and the paybacks are computed). Firm i ($= 1, 2, \dots, n$) is asked to bid a non-increasing inverse demand schedule $\hat{P}_i(x_i)$ (or, equivalently, a non-increasing demand schedule $\hat{X}_i(p)$). Based on this information, the regulator computes the residual supply function (*i.e.*, residual marginal damage function) for each firm i using the other firms' reported demand schedules, that is

$$(2) \quad S_i(p) = S(p) - \hat{X}_{-i}(p)$$

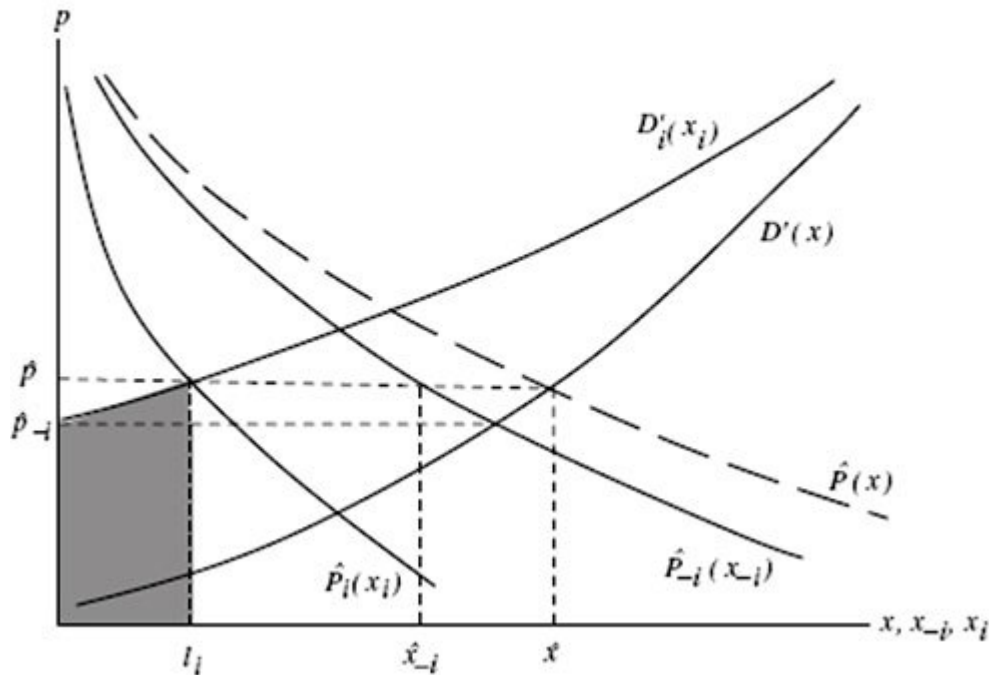
where $\hat{X}_{-i}(p) = \sum_{j \neq i} \hat{X}_j(p)$ and $D'(x) = S^{-1}(p)$. As shown in Figure 1, the residual marginal damage function $D'_i(x_i) = S_i^{-1}(p)$ is only defined at and above the point at which $D'(x) = \hat{P}_{-i}(x_{-i}) = \hat{p}_{-i}$. The regulator clears the auction by determining a price p_i and number licenses l_i for each bidder i according to

$$(3) \quad p_i = \hat{P}_i(l_i) = D'_i(l_i)$$

or, equivalently, $l_i = S_i(p_i) = \hat{X}_i(p_i)$. Thus, firm receives l_i licenses and pay p_i for each license. Soon after the firm gets a fraction $\alpha_i(l_i)$ of the auction revenues back (*i.e.*, payback is $\alpha_i(l_i)p_i l_i$).

Since the efficient equilibrium price, given $\hat{X}_{-i}(p)$ and $\hat{X}_i(p)$, solves $\hat{X}_i(\hat{p}) = S(\hat{p}) - \hat{X}_{-i}(\hat{p})$, by making firm i face the marginal damage curve (2), we are basically informing the firm that for whatever demand report it chooses to submit to the regulator/auctioneer, its report, together with those of the other

FIGURE 1
AUCTION EQUILIBRIUM PRICES, LICENSES AND PAYMENTS



firms, will be used efficiently. In addition, Montero (2008) shows that if $\alpha_i(l_i)$ is equal to

$$(4) \quad \alpha_i(l_i) = 1 - \frac{D_i(l_i)}{D'_i(l_i)l_i}$$

where $D_i(l_i) = \int_0^{l_i} D'_i(z) dz$ is i 's residual damage function, then it is optimal for each firm i to bid its true demand curve $P_i(x_i)$ regardless of what other firms bid. This efficient and strategy-proof result is not surprising in that the auction mechanism follows a VCG payoff rule: it makes each firm i pay for its (residual) damage $D_i(l_i)$ to all other agents. This residual damage, which is the shaded area in Figure 1, includes both the pecuniary externality imposed upon other regulated firms and the pollution externality imposed upon society.

Figure 1 also helps to see that the auction scheme implements the first-best with each firm facing the same price at the margin (*i.e.*, $p_i = p^*$ for all i) and getting exactly the first-best allocation of licenses (*i.e.*, $l_i = x_i^*$): if $\hat{P}_i(x_i) = P_i(x_i)$ and $\hat{P}_{-i}(x_{-i}) = P_{-i}(x_{-i})$, then $l_i = x_i^*$, $l = x^*$ and $\hat{p} = p^*$. Although in principle the regulator goes bidder after bidder determining individual prices p_i , these prices are all the same regardless of how truthful firms are (in terms of Figure 1: $p_1 = \dots = p_n = \hat{p}$). But unless firms have identical demand curves, final prices, *i.e.*, $(1 - \alpha_i)p$, will differ across firms (in and off equilibrium).

3. EXTENSIONS

This section presents some additional properties of the mechanism, not discussed in Montero (2008), and then shows how the mechanism easily accommodates to other externality problems such as those involving non-uniformly mixed pollutants (*i.e.*, firms' pollutants are not perfect substitutes in the damage

function) and private externalities.

3.1 Evolution of paybacks

As we increase the number of firms, firm i has virtually no effect on the equilibrium price, so $D'_i(x_i^*) = D'_i(0)$ and $\alpha_i(l_i) = 0$; hence, the auction scheme has converged to the Pigouvian principle for taxing externalities.

To illustrate how rapidly the auction's payment rule approaches Pigou, let us consider a numerical example. Suppose there are n symmetric firms with linear demand curves. The aggregate demand curve is $P(x) = \bar{p}(1 - x/x^0)$, where \bar{p} is the choke price (*i.e.*, the price at which demand goes to zero) and x^0 is the unregulated level of pollution. The marginal damage function is $D'(x) = hx$. Solving as a function of the number of firms, we obtain

$$(5) \quad \alpha(n) = \frac{1}{2} \frac{\bar{p}}{(n-1)hx^0 + n\bar{p}}$$

If we further let the slopes of the aggregate demand and marginal damage curves be the same (*i.e.*, $\hat{X}_1(p) = l_1^*$), then equation (5) reduces to $\alpha(n) = 1/(4n-2)$, where $n \geq 1$. The rebate for three firms is 10 percent, for ten firms is 2.6 percent, and for 100 firms is less than 0.3 percent.

3.2 Off-equilibrium behavior

If we have a single firm ($i = 1$) to be regulated and this firm knows $D(x)$, it should be noticed that the firm does not need to truthfully bid its entire demand schedule but only the portion relevant to the auction clearing. It could for instance submit the perfectly inelastic demand schedule around its first-best allocation, *i.e.*, $\hat{X}_1(p) = l_1^*$. In the context of multiple firms ($i = 1, \dots, n$), however, it is in each firm's best interest to bid truthfully not only that portion of the demand curve around its first-best allocation x_i^* but rather a large portion of its demand curve. Even if a firm knows $D(x)$, it can no longer anticipate $l_i^* = x_i^*$ with precision because it does not know other firms' demand curves $P_{-i}(x_{-i})$ (it may be even unaware of the number of firms being regulated). To be more precise, a firm will only find it strictly optimal to bid truthfully the portion of its demand curve that is relevant for the auction clearing. Thus, if firms assign zero probability to the event that the clearing price will fall below some value, say \underline{p} , firms can just bid an almost perfectly elastic (or inelastic for that matter) demand curve for $p \leq \underline{p}$. While this off-equilibrium behavior has no consequences on the clearing

price, and hence, on implementing the first-best allocation, it does have an effect on firms' total payments. But because demand schedules are non-increasing in p , a firm's total payment will never be greater (and generally smaller) than the Pigouvian payment.

3.3 Budget balancing

The auction mechanism is, like any other VCG mechanism, a non-budget-balanced mechanism both in and off equilibrium (unless $X_i(p) = 0$ for all i). Although there is no efficiency reasons for balancing the budget there may be political economy reasons for doing so (Tietenberg, 2003)³. As first pointed out by Groves and Ledyard (1977), if there are at least three agents it should be

possible to balance the budget for a variety of mechanisms. The basic idea is to distribute the surplus or deficit generated by each agent ($D_i(l_i)$ in our case) among the other agents in some lump-sum manner as to avoid any incentive effects. Behind this idea lies an implicit "separability" condition that in our case would allow us to either make the payment ($D_i(l_i)$) independent of some firm $J \neq i$'s report (*i.e.*, $P_j(x_j)$), as in Duggan and Roberts (2002), or to perfectly disentangle the contribution of each firm $J \neq i$'s report to firm f 's payment, as in Varian (1994). By construction, the auction mechanism lacks of such separability; hence, there is no way in which the mechanism can be modified to achieve perfect budget-balancing while retaining its first-best properties⁴.

There exists, however, an approximate solution. Building upon the idea of Groves and Ledyard (1977), let denote by $D_j^{-i}(l_j^{-i})$ the total payment that firm j would have hypothetically faced under the same auction mechanism but in the absence of firm i 's demand schedule, where l_j^{-i} is the corresponding number of licenses allocated to j . The regulator can thus fashion a lump-sum compensation refunding R_i for firm i using these influence-free hypothetical payments. For example,

$$(6) \quad R_i = \frac{1}{n-1} \sum_{j \neq i} D_j^{-i}(l_j^{-i}) \text{ where } n \geq 2$$

This solution assures a perfectly balanced budget (*i.e.*, $\sum_{i=1}^n R_i = \sum_{i=1}^n D_i(l_i)$) only in the limiting case of a large number of firms; otherwise, $\sum R_i$ could be smaller, greater or equal than $\sum D_i(l_i)$. The ratio $\rho \equiv \sum R_i / \sum D_i(l_i)$ will ultimately depend on the number of firms and shape of the demands and marginal damage curves. For linear curves, for example, it can be shown that for three (symmetric)

firms ρ can be anywhere between 0.60 and 1.50, for ten firms anywhere between 0.90 and 1.11 and for 100 firms anywhere between 0.99 and 1.01. Thus, a regulator that cannot run a deficit, *i.e.*, constrained to return at most $\sum D_i(L_i)$ to firms, can inform in advance that it will return only some fixed fraction of the total $\sum D_i(L_i)$ (in the case of 10 firms this fraction could be 90 percent).

3.4 Imperfect substitutability of licenses

Consider the case in which social damage is no longer a function of total pollution but, as in Dasgupta *et al.* (1980) and Duggan and Roberts (2002), of the firms' pollution vector. There are $n \geq 2$ firms with (privately known) demand and cost functions $P_i(x_i)$ and $C_i(x_i)$, respectively, where $i = 1, \dots, n$. Pollution damages are denoted by the differentiable and convex function $D(x)$, where $x = (x_1, \dots, x_n)$ is the pollution vector. Without perfect substitutability of pollutants, and hence of licenses, we do not want to insist on a uniform-price auction because it may be socially optimal that each firm faces a different price for licenses at the margin. For the same reason the regulator wants to make licenses to be firm-specific as to prevent any trading of licenses after the auction.

Let $x^* = (x_1^*, \dots, x_n^*)$ be the first-best allocation vector (which is interior and unique); then x^* satisfies the first-order conditions

$$(7) \quad -C_i'(x_i^*) \equiv P_i(x_i^*) = \frac{\partial D(x^*)}{\partial x_i} \text{ for all } i = 1, \dots, n$$

For the auction mechanism to deliver the first-best allocation, the payment rule identified in Section 2 implies that firm i 's residual damage curve as a function of x must be

$$(8) \quad D_i(x_i) \equiv \int_0^{x_i} \frac{\partial D(x_1^*(y), \dots, x_{i-1}^*(y), y, x_{i+1}^*(y), \dots, x_n^*(y))}{\partial y} dy$$

where $x_j^*(y)$ is the first-best allocation to firm $j \neq i$ when y licenses are allocated to firm i . It is easy to see that if firm i 's total payment is given by (8), the solution to firm i 's problem, *i.e.*, find the number of licenses l_i that minimizes $C_i(l_i) + D_i(l_i)$, satisfies the first-order condition (7).

To compute firm i 's residual damage curve the auctioneer/regulator will use the bids from the remaining $n - 1$ firms to solve a system of $n - 1$ first-order conditions

$$(9) \quad \hat{P}_j(x_j) = \frac{\partial D(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i, x_{i+1}, \dots, x_n)}{\partial x_j}$$

for $j = 1, \dots, n$ and $j \neq i$. Solving the system of equations (9) leads to $n - 1$ functions of the form $x_j^*(x_i)$ for all $j \neq i$. These functions are then entered into $D(x_i, \mathbf{x}_{-i}^*(x_i))$ to finally obtain firm i 's residual damage function (8).

Given definition (8), the auction works exactly as before. The regulator clears the auction by determining a price p_i and number licenses l_i for each bidder i according to

$$(10) \quad p_i = \hat{P}_i(l_i) = D_i'(l_i) \equiv \frac{\partial D(l_i, \mathbf{x}_{-i}(l_i))}{\partial l_i}$$

and soon after gives i a rebate of $\alpha_i(l_i)p_i l_i$, where $\alpha_i(l_i) = 1 - D_i(l_i) / l_i D_i'(l_i)$ with $0 \leq \alpha_i(l_i) \leq 1$.

3.5 Private externalities

Consider now the case in which firms not only impose costs on society but also impose costs (or benefits) on other firms. Fishing in open sea and grazing goats in public land are two “commons” examples but the analysis here applies more generally to any private externality problem. There are $n \geq 2$ firms. Firm i 's production is denoted by x_i and its (differentiable) profit function by where $\Pi_i(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$ where $\partial \Pi_i(\cdot) / \partial x_i > 0$ and $\partial^2 \Pi_i(\cdot) / \partial x_i^2 < 0$. For concreteness, let us focus on the case of pure private negative externalities, *i.e.*, $\partial \Pi_i(\cdot) / \partial x_j < 0$ for all $j \neq i$ (it is relatively straightforward to generalize the scheme to the presence of both social and private externalities).

Let $\mathbf{x}^* = (x_1^*, \dots, x_n^*)$ be the first-best or joint-profit-maximizing allocation vector (which is interior and unique); then \mathbf{x}^* satisfies the first-order conditions

$$(11) \quad \frac{\partial \Pi_i(\mathbf{x}^*)}{\partial x_i} + \sum_{j \neq i} \frac{\partial \Pi_j(\mathbf{x}^*)}{\partial x_i} = 0 \quad \text{for all } i = 1, \dots, n$$

Had the regulator known the size of the externality exerted by each firm at the first-best level, *i.e.*, $\sum_{j \neq i} \partial \Pi_j(\mathbf{x}^*) / \partial x_i$, he would have just charged a Pigouvian tax equal to $\tau_i^* = \sum_{j \neq i} \tau_{ij}^* = \sum_{j \neq i} \partial \Pi_j(\mathbf{x}^*) / \partial x_i$ to firm i 's output, where τ_{ij}^* measures the (first-best) marginal damage that i imposes on j . But since regulators generally do not have such information, Varian (1994) has provided them with the following simple multistage mechanism. First, all firms simultaneously announce the magnitude of the vector of Pigouvian taxes to be faced by each firm (including itself). Then the regulator uses firms' announcements to compute transfers from/to firms as a function of the production vector \mathbf{x} . Finally, output \mathbf{x} is decided. Varian shows that transfers can be structured in a way that the (unique) subgame-perfect equilibrium of this game is that each firm reports the first-best Pigouvian tax vector and that $\mathbf{x} = \mathbf{x}^*$. As explained by Varian (1994) in the concluding paragraph of his paper, however, the main problem with this multistage mechanism is that it requires complete information by the firms.

The auction mechanism proposed in this paper does not require firms to possess any such information. It assumes that $\Pi_i(\mathbf{x})$ is firm i 's private information. In the specific context of private externalities, the auction mechanism operates as follows. Firms are asked to submit (non-increasing) demand

schedules $\hat{P}_i(x_1, \dots, x_i, \dots, x_n)$ for $i = 1, \dots, n^5$. The regulator/auctioneer uses that information to recover “reported” profit functions

$$(12) \quad \hat{\Pi}_i(x_i, \mathbf{x}_{-i}) = \int_0^{x_i} \hat{P}_i(x_1, \dots, x_{i-1}, y, x_{i+1}, \dots, x_n) dy$$

which then he uses to compute the residual damage functions as dictated by Proposition 4

$$(13) \quad D_i(x_i) \equiv \sum_{j \neq i} \hat{\Pi}_j(x_1^{**}, \dots, x_{i-1}^{**}, 0, x_{i+1}^{**}, \dots, x_n^{**}) - \sum_{j \neq i} \hat{\Pi}_j(x_1^*(x_i), \dots, x_i, \dots, x_n^*(x_i))$$

for all $j = 1, \dots, n$ and $j \neq i$.

The first sum in (13) is the “reported” first-best profits of all firms but i in the absence of firm i and the second sum is the first-best profits of all firms but i when firm i is allowed to produce $x_i > 0$. As in the basic model, expression (13) tracks down the (first-best) profit losses that the presence of firm i , as measured by x_i , causes on all other agents. Again, it is not difficult to see that if firm i 's total payment is given by (13), the solution to firm i 's problem, *i.e.*, find the number of licenses $l_i = x_i$ that maximizes $\Pi_i(l_i, \mathbf{x}_{-i}) - D_i(l_i)$, satisfies the first-order condition (11). The computation of functions $x_j^*(x_i)$ for all $j \neq i$ is as in the previous section: the auctioneer will use the bids from the $j \neq i$ firms and solve the $n - 1$ first-order conditions as a function of x_i .

A simple example may help here (to make it more interesting I will allow for corner solutions). Consider two firms 1 and 2 (or j and i) with profit functions $\Pi_i(x_i, x_j) = (\theta_i - x_i - x_j)x_i \geq 0$, where the value of θ_i is firm i 's private information. For $\theta_i > \theta_j$ the socially optimal solution is

$$(14) \quad x_i^* = \frac{\theta_i}{2} \quad \text{and} \quad x_j^* = 0$$

(and for $\theta_i = \theta_j = \theta$ the efficient solution is $x_i^* + x_j^* = \theta/2$).

In the absence of regulation, firms will produce beyond this joint-profit maximizing level (we may have a total collapse of the resource in that $\theta_i < x_i + x_j$ for $i = 1, 2$)⁶. The auction mechanism corrects the externalities as follows. Firms are asked to report their demand curves or types to the auctioneer, say $\hat{\theta}_1$ and $\hat{\theta}_2$, knowing beforehand that the regulator/auctioneer will use this information to determine allocations

$$(15) \quad l_i = \begin{cases} \hat{\theta}_i / 2 & \text{if } \hat{\theta}_i > \hat{\theta}_j \\ 0 & \text{if } \hat{\theta}_i < \hat{\theta}_j \end{cases}$$

and total payments

$$(16) \quad D_i = \begin{cases} \hat{\theta}_j^2 / 4 & \text{if } \hat{\theta}_i > \hat{\theta}_j \\ 0 & \text{if } \hat{\theta}_i < \hat{\theta}_j \end{cases}$$

for $i = 1, 2$. If $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_j = \hat{\theta}$ the regulator flips a coin for deciding who gets the $\hat{\theta}/2$ licenses for a total payment of $\hat{\theta}^2/4$ (we assume that the winning firm opts to produce despite making zero profits).

By letting firm i face a payment equal to firm j 's (first-best) profits had firm i not existed (*i.e.*, $\Pi_j = \theta_j^2/4$), it is in firm i 's best interest to submit a truthful bid (*i.e.*, $\hat{\theta}_i = \theta_i$) regardless of what firm j bids. This is not surprising since the auction mechanism has collapsed to a single-object second-price auction⁷.

NOTES

¹Some of these mechanisms include Roberts and Spence (1976), Kwerel (1977), Dasgupta et al. (1980), Spulber (1988), Varian (1994) and Duggan and Roberts (2002).

²Licenses are generally referred to as permits or allowances in water and air pollution control, as rights in water supply management and as quotas in fisheries management. In this paper, I will use the term license throughout.

³We may also want to take into consideration the general equilibrium reasons of Bovenberg and Goulder (1996) for not balancing the budget.

⁴The reason why the mechanisms of Duggan and Roberts (2002) and Varian (1994) can balance the budget is because they are based on discrete announcements by firms. In the former firms announce quantities while in the latter they announce prices. In the auction mechanism firms announce a continuum of quantity-price pairs.

⁵Note that in many commons problems these demand schedules will reduce to $\hat{P}_i(x_i, x_{-i})$, where $x_{-i} = \sum_{j \neq i} x_j$.

⁶Suppose that is common information that θ_i 's are i.i.d. over the support $[\underline{\theta}_i, \bar{\theta}_i]$, the Bayesian Nash equilibrium is

$$x_i = \frac{\theta_i}{2} - \frac{2E[\theta_i] - E[\theta_j]}{6}$$

for $i = 1, 2$ and where $E[\cdot]$ is the expected value operator.

⁷Since there are multiple socially optimal solutions for the case in which $\theta_i = \theta_j$, one may be inclined to replace the coin-flipping allocation by a more equitable allocation such as the following: if $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_j = \hat{\theta}$, then $I_i = I_j = \hat{\theta} / 4$ and $D_i = D_j = \hat{\theta}^2 / 8$. This allocation rule still yields a truth-telling Nash equilibrium but no longer in dominant strategies. If, for example, firm i believes $\hat{\theta}_j > \theta_i > \theta_j$, it may be optimal for i to bid $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_j > \theta_i$.

REFERENCES

Bovenberg, L. and L. Goulder (1996), "Optimal environmental taxation in the presence of other taxes: general equilibrium analysis", *American Economic Review* 86, 985-1000.

Dasgupta, P., P. Hammond and E. Maskin (1980), "On imperfect information and optimal pollution control", *Review of Economic Studies* AT, 857-860.

Duggan, J. and J. Roberts (2002), "Implementing the efficient allocation of pollution", *American Economic Review* 92, 1070-1078.

Groves, T. and J. Ledyard (1977), "Optimal allocations of public goods: A solution to the free rider problem", *Econometrica* 45, 783-809.

Kwerel, E. (1977), "To tell the truth: Imperfect information and optimal pollution control", *Review of Economic Studies* AA, 595-601.

Montero, J.P. (2007), "A simple auction mechanism for the optimal allocation of the commons", *American Economic Review*, forthcoming.

Roberts, M. and M. Spence (1976), "Effluent charges and licenses under

uncertainty", *Journal of Public Economics* 5, 193-208.

Spulber, D. (1988), "Optimal environmental regulation under asymmetric information", *Journal of Public Economics* 35, 163-181.

Tietenberg, T. (2003), "The tradable-permits approach to protecting the commons: Lessons for climate change", *Oxford Review of Economics Policy* 19, 400-419.

Varian, H. (1994), "A solution to the problem of externalities when agents are well-informed", *American Economic Review* 84, 1278-1293.

*Associate Professor of Economics at the Pontificia Universidad Católica de Chile and Research Associate at the MIT Center for Energy and Environmental Policy Research. I would like to thank seminar participants and anonymous referees for several comments and Fondecyt (Grant # 1070982) for financial support.

© **2008 Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile**

**Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312**

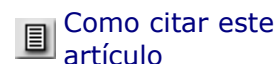


cuadecon@faceapuc.cl



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 versión on-line

Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007



Cuadernos de Economía, Vol. 44 (Noviembre), pp. 151-181, 2007

The Determinants of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts from Latin America*

MARTÍN GRANDES

The American University of Paris. Email: martin.grandes@aup.edu

This paper aims to identify the macroeconomic determinants of sovereign bond spreads in Argentina, Brazil and Mexico and discusses the economic policies underlying the divergent fortunes experienced by these countries over 1993-2001. Those determinants, namely real GDP growth, gross capital inflows and debt service burden (as a percentage of GDP), are derived from a consistent theoretical framework and empirically tested. The econometric analysis suggests that a permanent change in these determinants has a more significant and robust impact on spreads than transitory shocks. It also points out that financial contagion or risk-aversion variables have a meaningful role in explaining sovereign spreads across Latin American countries.

Keywords: Sovereign Debt, Default Risk, Contagion, Latin America, Emerging Markets.

Este trabajo se propone identificar los determinantes macroeconómicos de los spreads soberanos en Argentina, Brasil y México, así como discutir las políticas económicas subyacentes a los distintos comportamientos registrados por dichos spreads durante el periodo 1993-2001. Los determinantes de los spreads soberanos -el PBI real y su crecimiento, los flujos brutos de capitales y el servicio de la deuda- se derivan de un marco teórico consistente y se testean empíricamente utilizando técnicas de series temporales. El análisis econométrico sugiere que un cambio permanente en esos determinantes tiene un impacto más significativo y robusto sobre los spreads que un cambio transitorio. Asimismo, se concluye que el contagio financiero o la aversión al riesgo son variables explicativas significativas.

1. INTRODUCTION AND MOTIVATION

"Markets can remain irrational longer than you can remain solvent" -J. M. Keynes

What are the determinants of sovereign bond spreads¹? What theory can make sense of bond spreads dynamics in a general equilibrium framework? More specifically, which variables have influenced sovereign bond spreads in Latin American countries? How statistically and economically important are fundamentals as opposed to contagion effects, global risk aversion or international risk-free interest rate volatility? How relevant is a permanent variation against a transitory change in those fundamentals? What policy implications can be derived from the theoretical and empirical analysis of Latin American sovereign bond spreads?

This paper seeks to address these questions drawing on the theoretical framework in Kharas (1984) and using three major Latin American emerging countries in 1993-2001 as a case study: Argentina, Brazil and Mexico. These economies have clearly driven emerging market spreads on a global scale over the period 1993-2001, *i.e.* the period following the Brady Plan which restructured and securitized the defaulted banking loans undertaken by multiple developing countries in the 1970s and 1980s, thereby providing for secondary market liquidity in emerging bond markets.

According to JP Morgan, Latin American sovereign bonds weighed 71% and 60% in the benchmark indexes EMBI+ and Euro EMBI Global, respectively (IMF, 2001). Furthermore, public and private bonds issued by Latin American countries between 1993 and 2001 amounted to half of the emerging sovereign debt issued over the same period ([Table 1 below](#)). Indeed, Argentina, Brazil and Mexico represented a substantial fraction of the emerging bond market and drove this market until Argentina defaulted on the bulk of its sovereign debt in early 2002.

TABLE 1
OUTSTANDING BONDS AND NOTES

	Developing Countries (\$ billion)	Latin America & Caribbean (\$ billion)	Latin America & Caribbean (% points)	Argentina (%)*	Brazil (%)*	Chile (%)*	Mexico (%)*	Others (%)*
Dec-93	107.4	41.1	38	17.3	20.9	1.9	46.5	13.4
Mar-01	450.7	224	50	29.5	24.8	3.2	29.6	12.9

Source: Bank of International Settlements (2001).

* Share of Latin America & Caribbean totals.

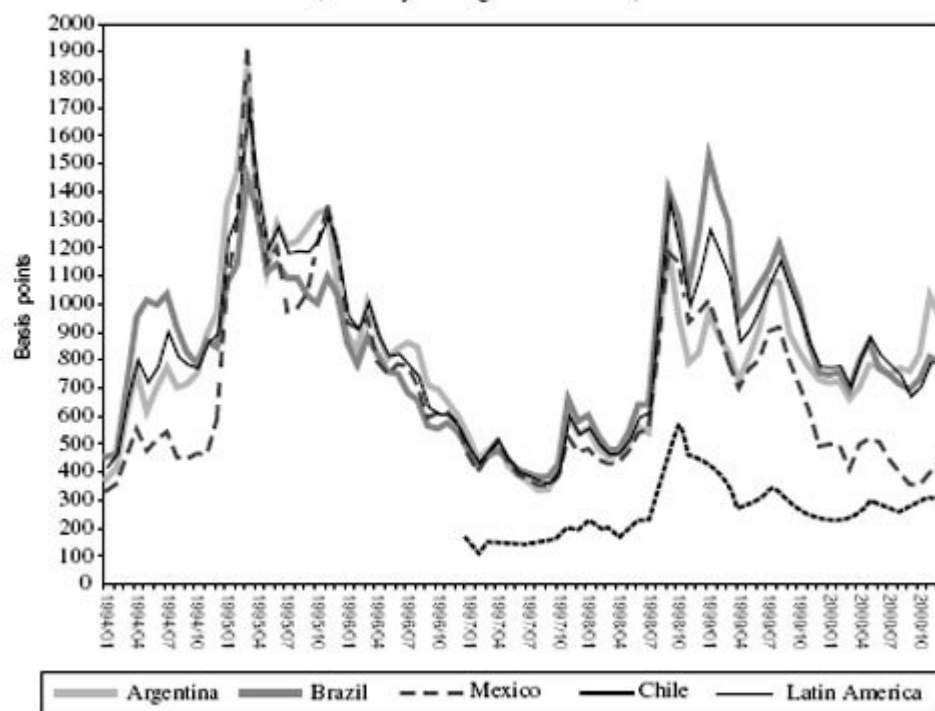
[Figure 1](#) exhibits the JP Morgan EMBI + sovereign spread indexes for Argentina, Brazil, Chile and Mexico, spanning January 1994-December 2001 (January 1997-December 2001 in Chile). Chile is used as a regional benchmark, for it has always been the most creditworthy country in the region (A- or A ratings according to Standard and Poor's). The EMBI + sovereign spreads display a high degree of comovement and similar average levels -with the exception of Chile- through August 1998, a considerable decoupling of Mexico from then onwards, and the maintenance of very tight and lowly correlated spreads on Chilean sovereign

bonds throughout. Brazilian spreads stay highly correlated and at relatively large levels after the Asian cum Russian financial crises partly due to the fallout of its currency devaluation in January 1999 and the ex-ante market perception of investors that a default in Argentina could disrupt the debt servicing of Brazilian bonds (which with hindsight never occurred).

In this paper we aim to figure out why sovereign spreads in these Latin American countries widen, narrow or comove to the extent they do over the period 1993-2001 *i.e.*, prior to the Argentinian default of 2002.

The study covers this period because it is one of good availability of comparable and reliable sovereign bond spread data². More specifically, we want to shed light on those similar or differentiated performances across countries reported in [Figure 1](#) by putting forward a model which accounts for sovereign spreads in a dynamic equilibrium framework and which is econometrically testable on a time series dimension.

FIGURE 1
JP MORGAN'S EMERGING MARKET BOND INDEXES + SPREADS
IN LATIN AMERICA
(Monthly averages 1994-2001).



Source: author's elaboration.

Our contribution to the literature³ is manifold. First, unlike the bulk of the literature which relies on "*kitchen-sink*" equations of the spread function⁴ we derive the sovereign spread equation from a consistent and testable theoretical framework. Second, this paper is, to our knowledge, the first to introduce the breakdown between permanent and transitory changes in the fundamental variables which account for sovereign spreads. While these fundamental variables are drawn from the theory, potentially omitted variables such as contagion effects, global risk aversion (appetite for risk or risk premia), or international risk-free interest rate volatility are controlled for. Third, we offer some policy analysis with insights into extremely different experiences in terms of sovereign spreads performance (Argentina and Brazil on the one side, and Mexico on the other).

Fourth, we provide a larger sample (9 years, monthly data) than in most existing regional studies, covering all financial crises episodes occurred over the corresponding period (1993-2001).

The paper is organized as follows. Section two reviews the literature on the determinants of sovereign bond spreads. Section three presents and discusses a model of a small, open economy with real variables intended to derive the determinants of sovereign risk in a dynamic equilibrium framework. Section four describes the data set and show how the explanatory variables behave over the relevant period. Section 5 introduces the econometric methodology and estimation output. Finally, some concluding remarks are put forward, with a view to a policy discussion.

2. LITERATURE REVIEW

In this section we survey the literature on the empirical determinants of sovereign spreads. The latter can be decomposed into the expected loss given default (default risk) plus a risk premium attributable to unexpected losses in case of default (risk aversion). Sovereign bond spreads is one but not the only way of measuring and quantifying sovereign default risk. Other measures include the "distance to default" (information implicit in bond prices), sovereign credit ratings and institutional investor rankings of the sovereign creditworthiness. Our literature review focuses on bond spreads, stressing the samples covered in each study, the econometric methodologies adopted therein (cross-section, pooled data, and time series multi-country or single-country studies) and the major findings in terms of the relevance of fundamentals versus market sentiment (global risk aversion), variability in US Treasury bond rates, and other external shocks (*e.g.* contagion episodes amid financial crises). Whenever possible, we emphasize the specifics of the literature on Latin America.

In a landmark contribution, Edwards (1986) performs two econometric exercises. First, he estimates the determinants of bond spreads for a group of emerging countries (including Latin America) using a panel of primary bond yield spreads spanning 1976-1980 and fixed effects to reflect the date of issuance. He finds that the debt to GNP ratio affects positively bond spreads, while an increase in gross investment to GNP, debt service to exports (against expectations), and maturity reduce sovereign bond spreads. Second, he runs a model of the Mexican secondary market bond yield spreads over 1976-1984. Basically, he concludes that the debt to exports ratio, the real effective exchange rate, and the oil price (the latter against expectations) are all positively and statistically significantly correlated to spreads, while Reserves to Imports and the manufactures production growth rate enter significantly but negatively correlated to sovereign risk. Neither regression controls for global risk aversion nor for shocks to United State Treasury bond rates (USTB) at either end of the curve -a time specific fixed effect is assumed to capture the latter in the pooled regression. Besides, Edwards does not break down the variation in fundamental variables (debt ratios, real exchange rate, etc.) into permanent and transitory changes.

Min (1998) looks at primary market bond spreads on a number of public and private issuances in emerging markets over the period 1991-1995. After controlling for issuer differences (private or public) and structural shifts (*e.g.* the Mexican crisis), he reports a positive and significant effect of debt to GDP, debt service to exports, net foreign assets, exports growth, the real exchange rate, and inflation on one side, and negative effects of the terms of trade, foreign exchange reserves to GDP, maturity and imports growth on sovereign spreads, on the other. The 10-year US Treasury bond rate and the oil price do not yield statistically significant coefficients. Min does not control for a measure of global risk aversion and does not take into account the breakdown of fundamental

variables (current account, real exchange rate, inflation, etc) into permanent and transitory components.

Exploiting a larger database gathering corporate and sovereign emerging bond issues, Eichengreen and Mody (1998) conduct a study on the determinants of primary bond market spreads in 1991-1996, either in levels or first differences. They split up the sample and run regressions across several regions considering different levels of aggregation (Asia and Latin America, Asia alone, Eastern Europe and so on). Besides confirming that a higher ratio of debt service to exports is associated with higher bond spreads⁵, Eichengreen and Mody report statistically significant impacts of the GDP growth rate (negative), debt rescheduling (positive, dummy variable), a "bond supply" variable measuring the issue size (negative), and the issuer credit rating residual, derived from an equation where the ratings are regressed against a number of fundamental and other variables (negative). However, this time the 10-year USTB rate turns out significantly and negatively correlated to bond yield spreads in all equations but Latin America, where it comes out positively associated with spreads but insignificant. Finally, like in Edwards (1986) and Min (1998), Eichengreen and Mody do not explicitly control for a measure of global risk aversion and do not take into account the breakdown of fundamental variables (current account, real exchange rate, inflation, etc) into permanent and transitory components.

In another multi-country analysis, but using a time series approach, Arora and Cerisola (2000) estimate the determinants of secondary market sovereign bond spreads for a sample of 11 countries, including Argentina, Brazil and Mexico, over 1994-1999. Their results show that 1) the short-term US interest rate (FED Funds rate) has a positive and significant effect on emerging market spreads, displaying higher elasticities for Brazil and Mexico (near to one) than Argentina; 2) increased market volatility -reflecting uncertainty on US monetary policy, thus a proxy for global risk aversion- drives higher spreads across all countries; and 3) a significant proportion of fluctuations in emerging market bond spreads is accounted for country-specific fundamentals; in particular a higher net foreign asset position (in terms of GDP or imports), lower fiscal deficits and lower ratios of debt service to exports and debt service to GDP help decrease sovereign spreads. The authors omit the 10-year or 30-year USTB rate, do not explicit any contagion variable, and do not break down the variation in fundamental variables (net foreign asset position, fiscal deficits, debt ratios) into permanent and transitory changes.

Studying a short sample spanning June 1997 to September 1998, Aronovich (1999) uses daily data to regress sovereign spreads in Argentina, Brazil and Mexico against three variables and their lagged values. These variables are the implicit probability of default (positive and significant), the 30-year USTB rate (positive, significant and displaying an overreaction), and the spread between the latter and the 6-month USTB rate, in order to capture the effect of the term-structure of US bond yields on spreads (though statistically insignificant). The author does not control for country-specific fundamentals, contagion episodes, and global risk aversion.

Baig and Goldfjan (2000) and Nogues and Grandes (2001) perform country-specific regressions on the Brazilian and Argentinian sovereign spreads, respectively. Baig and Goldfjan focus on the contagion effects from the Russian default (August 1998) on Brazilian financial markets through various channels including through bonds spreads. Even though they limit the sample to daily data in the years 1997-1998, they find evidence supporting the contagion hypothesis and report a negative impact of the long-term USTB rate on spreads. Yet, they do not control for Brazilian fundamentals and do not explicit a measure of global risk aversion in their model. Nogues and Grandes (2001) study the Argentinian case

over the period 1994-1998 using time-series techniques and monthly observations. They find a negative and significant effect of the 30-year USTB yield to maturity on sovereign spreads, they evidence some contagion from the Mexican and Asian crises and report statistically significant impacts of fiscal deficits (negative), GDP growth (negative), the debt service to exports ratio (positive), and a measure of political noise (positive) on sovereign default risk⁶. Nogues and Grandes (2001) do not break down the variation in fundamental variables (debt ratios, real exchange rate, etc.) into permanent and transitory changes, and do not control for global risk aversion.

Ferrucci (2003) investigates the empirical relationship between emerging market sovereign spreads and a set of common macroeconomic fundamentals, using a ragged-edge panel of JP Morgan EMBI and EMBI Global secondary market spreads and a set of macro-prudential indicators monthly over the period December 1991-March 2003. The estimation technique posits a dynamic error correction model that allows short-run parameters to vary across individual groups, while restricting long-run elasticities to be identical across groups. Ferrucci concludes that markets do take into account macro fundamentals when pricing sovereign risk: the external debt to GDP ratio (positive), the degree of openness (negative), the ratio of amortizations to reserves and current account to GDP are all significantly correlated to sovereign spreads, and so are, but to a less extent, the interest payments to external debt (positive) as well as the fraction of short-term external debt (positive, against expectations). However, non-fundamental factors also play an important role. In this regard, the regression results suggest a strong empirical relationship between sovereign spreads and external factors such as global liquidity conditions and US equity prices. More specifically, an increase in the 30-day USTB rate increases sovereign spreads while an increase in the 10-year USTB rate tightens them. US equity prices are significantly negatively correlated to emerging market spreads. Ferrucci controls for global risk aversion, measured by the yield spread between low and high-rating US corporate bonds and finds a negative impact on emerging market sovereign spreads, *i.e.* higher junk bond spreads are associated with lower emerging market spreads. It is worth noting, again, that macroeconomic fundamentals are not split up into permanent and transitory components.

Gonzalez Rozada and Levy-Yeyati (2006) study the extent to which changes in interest rates and bond spreads in developed countries explain the variability of emerging market spreads in recent years (1993-2005). More precisely, based on high frequency (daily, weekly and monthly) data, they estimate panel error-correction models of emerging country spreads on high-yield spreads and international rates (10-year UST yield to maturity), controlling for country-specific variability (using credit ratings as a proxy for country-specific risk or, alternatively, country-month dummies) as well as for the presence of contagion through the Mexican and Russian financial crises. The authors show that a large fraction of the variability of emerging market bond spreads is explained by the evolution of global factors such as risk appetite (as reflected in the spread of high yield corporate bonds in developed markets, positive and significant), global liquidity (measured by the 10-year UST rate, positive and significant) and contagion (from systemic events like the Russian default or the Mexican currency and banking crises, (positive and mostly significant). The credit rating also comes out significant and negatively correlated to spreads (a rating upgrade compresses sovereign spreads). The link between emerging country spreads and global factors is shown to remain relatively stable over the history of the emerging market class since 1993, is robust to the inclusion of country-specific factors, asymmetries, alternative risk appetite indicators or adjusted ratings, and helps provide accurate long-run predictions. Overall, the results highlight the critical role played by exogenous factors in the evolution of the borrowing cost faced by emerging economies. This confirms the findings in Garcia Herrero and Ortiz (2005) who study the influence of global risk aversion on Latin American

sovereign spreads.

Drawing from a database of emerging-market credit default swap (CDS) spreads, Remolona *et al.* (2007) look into the components of sovereign spreads, namely the expected loss from default (or sovereign default risk) and the sovereign risk premia. Their main finding is that risk premia account for the larger part of sovereign credit spreads (from two thirds to four fifths of the spread depending on whether the measure of expected loss is computed on the basis of corporate or sovereign defaults, respectively). In turn, they estimate the determinants of sovereign default risk using an specific measure of the expected loss as a proxy for sovereign default risk: the rating-implied probability of default (RIPD). Gathering data for 23 emerging countries, they employ a panel regression framework with fixed effects, using annual data from 1990 to 2005. They regress the natural logarithm of RIPD for country i in year t against a vector comprising country-specific fundamentals as well as measures of debt intolerance, original sin and currency mismatch created using the international securities statistics of the BIS (2001) and building on Borio and Packer (2004). Remolona *et al.* (2007) find statistically significant coefficients on country size (nominal GDP, positive), inflation (positive), economic development (GDP per capita, negative), the ratio of current account deficit to GDP (positive), and external debt to GDP (positive, but less significant). These results are robust to debt intolerance, original sin and currency mismatch. Global risk aversion and contagion are not controlled for in this regression⁷ as the authors are only explaining the variability in the expected loss from default, *i.e.* pure sovereign default risk. However, there is no indication of any breakdown of the fundamentals into permanent and transitory components.

There are at least three related strands of the literature, which are not surveyed here. The first is on the determinants and dynamics of other measures of sovereign creditworthiness, namely "distance to default", sovereign credit ratings, probabilities of default (including debt rescheduling, debt moratorium and debt restructuring) and institutional investors credit risk rankings⁸. For a late survey of this literature see Rowland and Torres (2004) or Diaz Weigel and Gemmill (2006)⁹. The second strand studies the relationship between sovereign spreads and currency risk, its dynamics (Domowitz *et al.*, 1998) and policy implications for the optimal exchange rate regime debate (Ahumada and Garegnani, 2005; Powell and Sturzenegger, 2000; Borensztein *et al.*, 2001). The third strand of the related literature tests whether monetary and exchange rate policies in emerging countries are independent, or put differently whether emerging-market interest rates and spreads are sensitive to US interest rates at both spectrums of the yield curve (Frankel, 1999; Frankel *et al.*, 2000; Kamin and von Kleist, 1999).

3. THE MODEL

In this section we present the theoretical framework upon which the subsequent empirical analysis is grounded. The model is based on, and adapted from Kharas (1984). It is a model with real variables, where a small open economy produces Y units of output using an AK-type production function (assumes labor is non-binding factor, *i.e.* there is an excess supply of labor in this stylized economy):

$$(1) \quad Y = bK$$

Hence, the law of motion of physical output can be written as:

$$(2) \quad \dot{Y} = b\dot{K}$$

New investment occurs so long as capital is built up. This depends on domestic resources, external gross capital inflows and a constant or autonomous term. In other words:

$$(3) \quad \dot{K} = a_1 K + a_2 (F - (r + \theta)D) + a_3$$

where: D is the outstanding external debt; F is the gross level of capital inflows (new borrowings to finance balance of payments disequilibria); r stands for the interest rate on each of all borrowings (or coupon bond rate); and θ is the constant rate of amortization of this debt. The higher θ , the shorter the maturity.

The parameter a_1 comprises the domestic propensity to save out of national income and the technology coefficient of the production function, net of depreciation; a_2 is the net foreign borrowing propensity (higher (lower) than one implies a crowd-in (crowd-out) effect between foreign borrowing and domestic investment)¹⁰; a_3 is the autonomous component of investment. Note that $a_1 > 0$, $a_2 > 0$, $a_3 > 0$, and $\theta > 0$.

The debt stock changes over time according to:

$$(4) \quad \dot{D} = F - \theta D$$

Assume the government's objective is to choose some foreign inflows F to maximize national income or consumption at any time t subject to equations (3) and (4). Then, it can be shown that for borrowing to occur we need $a_1 > r$ (see Kharas, 1984). Optimally, foreign borrowings should grow at an exogenous rate f lower than the interest rate r , for the intertemporal budget constraint be met. At some point in time the country should turn into a net funds supplier (otherwise we would observe higher new borrowings than repayments, *i.e.* a Ponzi game). The optimal net supply of funds can be characterized as follows:

$$(5) \quad F = F^* = F_0 e^{ft} \quad \text{with } f < r$$

Now, we want to find the optimal time paths of D and K . This means solving for equations (3), (4) and (5) or a non-homogeneous, linear system of differential equations, being K and D the state variables, and given the initial conditions K_0 and D_0 . For the sake of simplicity, like in Kharas (1984) let a special case be $f = 0$, that is $F = F_0$. As long as the growth rate of net borrowings f is lower than

the real yield or coupon bond rate r , the assumption of $f = 0$ can be safely held without any theoretical implication for the stationary state solution to the system of differential equations. Only the complementary solution of this system would change as there would be an additional non-linear term $F_0 e^{ft}$ to solve for, thus the axes would be rescaled at a continuous rate f . Yet the eigenvalues and eigenvectors would stay equal and so would the dynamics of D and K determined by a critical capital stock K^C , as shown below.

$$(6) \quad \begin{cases} \dot{D} = F_0 - \theta D \\ \dot{K} = a_1 K + a_2(F_0 - (r + \theta)D) + a_3 \end{cases}$$

The eigenvalues and eigenvectors are, respectively:

$$\lambda_1 = a_1 \quad \lambda_2 = -\theta \quad V_1 = (1, 0) \quad V_2 = (a_2(r + \theta), a_1 + \theta)$$

Both characteristic roots are real and display opposite signs. The system must be characterized by a saddle point. In the stationary state, no new investment and debt variation should take place. Thus:

$$(7) \quad \dot{K} = 0; \quad \dot{D} = 0 \quad \bar{K} = \frac{(r + \theta)a_2}{a_1} D + \frac{a_3 - a_2 F_0}{a_1}$$

$$(8) \quad \bar{D} = \frac{F_0}{\theta}$$

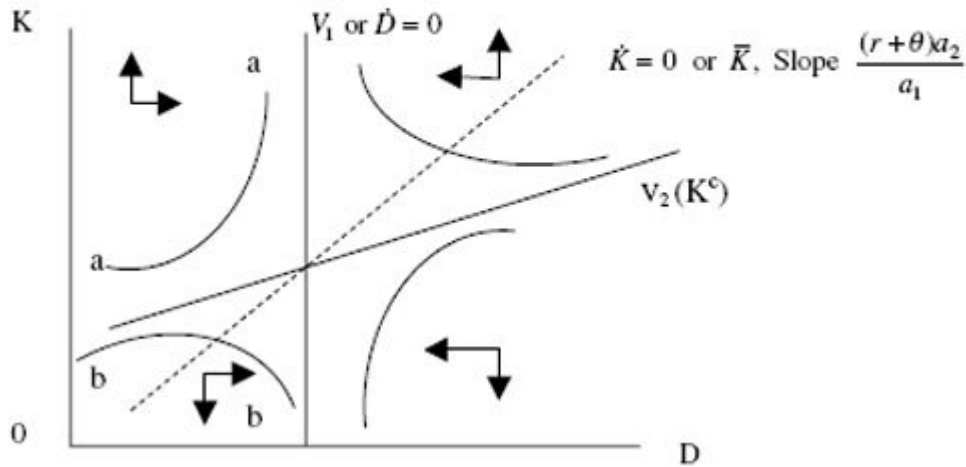
$\bar{D} = \frac{F_0}{\theta}$ is constant and coincides with V_1 , or the eigenvector associated with D . Now, solving equations (3) and (4) more generally we are able to come up with V_2 or K^c , a minimum capital stock (henceforth critical capital stock or K^c) to support a given borrowing program. A country able and willing to undertake higher borrowing will be able to service its debt at a lower level of income (and capital) than one with low capital inflows. Conversely, high debt service can be sustained only at high-income (or capital) levels.

$$(9) \quad K^c = \frac{a_3}{a_1} - \frac{(a_1 - r)a_2 F}{(a_1 - f)(a_1 + \theta)} + \frac{a_2(r + \theta)}{a_1 + \theta} \bar{D}$$

Then, putting V_1 and V_2 (K^c) together in a phase diagram (Figure 2) we can ascertain the dynamics of (D, K) .

Then, putting V_1 and V_2 (K^c) together in a phase diagram (Figure 2) we can ascertain the dynamics of (D, K) .

FIGURE 2
PHASE DIAGRAM



K^c represents the unstable branch of the phase diagram and hence the breakeven point between the "good or creditworthy" and "bad and not creditworthy" regions. Above (below) V_2 the capital stock will be rising (decreasing), while to the left (right) of V_1 debt stocks will be growing (declining). Above V_2 indeed the product from domestic capital (or income) will be more than sufficient to meet debt service obligations, consumption plans and capital depreciation allowances ("good region"). As it is more likely debt stocks grow in developing countries, the question boils down to whether the economy will be one along paths like *aa* where capital stock grows faster than debt (lower debt to capital ratios) or on the contrary will fall onto a path like *bb* where capital stock grows faster than debt at the beginning, then slows down and grows slower than debt, leading to deteriorated ratios of capital to debt. The answer relies on the parameter values r , θ , a_i and F_0 . They determine whether *aa* or *bb* will be more likely. The higher K^c relative to the actual K , the higher the exposure of the economy (the larger the bad region) and the more likely the economy is on an unsustainable path¹¹.

Given the division of long-run paths into those that are creditworthy and those that are not, we may accordingly associate a theory of sovereign risk with the likelihood of being shocked from one region to another. This is done precisely by calculating K^c , which is sufficient to maintain creditworthiness at any level of expected gross capital inflows and outstanding debt. We argue that a higher critical capital stock relative to the actual capital stock will imply a more negative assessment of the economy's ability to repay the debt, *i.e.* paths like *bb* will be more likely, thus higher sovereign risk¹². Here comes in the first difference of our model with Kharas': instead of a theory of *rescheduling* we put forward a theory of *continuous sovereign risk* associated with the distance of K_c from the actual K with respect to a given threshold. This relative distance should be continuously reflected in market expectations. More specifically, the secondary market sovereign spread p should be a positive function of the distance of K_c from the actual K with respect to a given threshold say C . At the time Kharas published his article in 1984, the emerging secondary bond market was virtually inexistent. By contrast, it was banking loans what made up the main source of finance for developing countries.

So, instead of a probability of rescheduling outstanding loans (as proposed by Kharas, 1984), think of investors continuously evaluating the degree of

creditworthiness of any particular country by examining at every point in time the country's representative secondary bond market spread ρ , a consistent indicator of sovereign risk¹³. If K_c rises above its actual value, then there would be a general loss of investor confidence in the long run ability of the country to service its debt, therefore lower foreign borrowing, lower investment and higher ρ . In addition, assume, in a more or less *ad-hoc* fashion, that the degree of creditworthiness reflected through ρ is not only set deterministically but also has a random determinant which we can define as μ_t . This randomness may be on account of potentially omitted variables, *e.g.* sociopolitical variables, contagion, global risk aversion (risk premia) or unexpected short-term fluctuations in the parameters (marginal propensity to save, technology, shocks, terms of trade, etc)¹⁴. In short, our theory posits:

$$(10) \quad \rho_t = \left[\frac{K^c}{K} - C \right] + \mu_t$$

$$(11) \quad \frac{\partial \rho_t}{\partial \left[\frac{K^c}{K} \right]} > 0$$

Substituting equation (6) into equation (10) we obtain:

$$(12) \quad \rho_t = -C + \frac{a_3}{a_1} \left[\frac{1}{K} \right] - \frac{(a_1 - r)a_2}{(a_1 - f)(a_1 + \theta)} \left[\frac{F}{K} \right] + \frac{a_2(r + \theta)}{a_1 + \theta} \left[\frac{D}{K} \right] + \mu_t$$

$$(13) \quad \rho_t = -C + \frac{a_3}{a_1} \left[\frac{1}{GDP} \right] - \frac{(a_1 - r)a_2}{(a_1 - f)(a_1 + \theta)} \left[\frac{CA}{GDP} \right] + \frac{a_2}{a_1 + \theta} \left[\frac{DS}{GDP} \right] + \mu_t$$

Where *DS* stands for external debt service (interest payments plus amortization). This expression yields a testable equation:

$$(14) \quad \rho_t = -C + \beta_1 \left[\frac{1}{GDP} \right] + \beta_2 \left[\frac{CA}{GDP} \right] + \beta_3 \left[\frac{DS}{GDP} \right] + \mu_t$$

With¹⁵,

$$\beta_1 = \frac{a_3}{a_1}; \quad \beta_2 = -\frac{(a_1 - r)a_2}{(a_1 - f)(a_1 + \theta)}; \quad \beta_3 = \frac{a_2}{a_1 + \theta}$$

BOX1 BOND YIELDS AND COUPONS. AN ILLUSTRATION

While R is the interest rate of each borrowing (coupon rate), it is not necessarily equal to the implicit bond yield or secondary market spread. For a two-period, fixed-coupon rate bond, paying out R over the principal B_0 its present value (PV) can be easily calculated as:

$$PV = \frac{RB_0}{1+y} + \frac{RB_0}{(1+y)^2} + \frac{B_0}{(1+y)^2}$$

Where y represents the risky bond yield, broken down into a risk-free rate and sovereign default premium. If R is assumed fixed, it will not depend on y at any T . However, new bonds issuances may take into account the fact y -for a similar residual maturity- is high or low, hence reflecting a relationship between both.

A crucial point before proceeding to the econometric estimation is to distinguish between permanent and transitory changes in the explanatory variables on the right-hand side of equation (14). This is another difference with Kharas (1984) and more generally with the empirical literature reviewed in section 2. We propose a modified version of equation (14) as follows, where *perm* stands

for the permanent value of each variable and *trans* for its transitory change from the permanent value.

$$(15) \quad \rho_t = -C + \beta_{11} \left[\frac{1}{GDP} \right]_{perm} + \beta_{12} \left[\frac{1}{GDP} \right]_{trans} + \beta_{21} \left[\frac{CA}{GDP} \right]_{perm} + \beta_{22} \left[\frac{CA}{GDP} \right]_{trans} + \beta_{31} \left[\frac{DS}{GDP} \right]_{perm} + \beta_{32} \left[\frac{DS}{GDP} \right]_{trans} + \mu_t$$

Intuitively, if GDP experiences a permanent increase, that should reduce the critical capital stock required to finance a given borrowing program in all periods. As a result, the creditworthiness of the economy should strongly improve (lower sovereign spreads), while it should not necessarily improve when that increase is transitory. We would expect an ambiguous effect on spreads from a permanent change in gross capital inflows or in the current account deficit. If these flows are mostly addressed to tradable sectors, and take the form of direct investment or equity participation in productive projects, the future repayment capacity of the country will be enhanced durably, thus decreasing sovereign risk. By contrast, the more these flows are invested in non-tradables, the more short-term or more volatile they are (typically bond flows), and the higher spreads will be. Finally, a permanent reduction in the share of domestic resources needed to service external obligations should also narrow sovereign spreads because the critical capital stock would be lower, and so would the degree of exposure of the economy. Transitory changes in *GDP*, *CA/GDP* or *DS/GDP* should have no impact, or a very small one if any, on sovereign bond spreads.

Therefore, we would expect:

$$\beta_{11} > 0; \beta_{21} \geq 0; \beta_{31} > 0 \text{ and } \beta_{12} \geq 0; \beta_{22} \geq 0; \beta_{32} \geq 0$$

Finally, in order to make explicit the randomness μ_t in equation (15), we include a number of variables intended to capture financial contagion effects across countries, risk premia (global risk aversion or market sentiment), and changes in US long and short-term bond yield (that is, the FED funds rate and the 30-year US Treasury bond yield).

TABLE 2
DATA DEFINITIONS FREQUENCY AND SOURCES

	Spread (real) ρ	Gross Capital Inflows (CA)	Debt Service (DS)	GDP or economic activity index
Argentina	EMBI+ Monthly data, JP Morgan	IFS or MECON quarterly data	MECON Quarterly data (int. + amortizations)	MECON monthly EMISA, quarterly GDP
Brazil	EMBI+ Monthly data JP Morgan	IFS or BCB; monthly data	BCB database Monthly (int.), Quarterly (amortizations)	BCB database monthly IAINDSA monthly GDP
Mexico	EMBI+ Monthly data JP Morgan	IFS or Banxico; quarterly data	SHCP Quarterly data (int. + amortizations)	INEGI database monthly IAINDSA quarterly GDP

Abbreviations: EMBI: Emerging Market Bond Index; IFS: International Financial Statistics (IMF); MECON: Ministerio de Economía; BCB: Banco Central do Brasil; Banxico: Banco de México; SHCP: Secretaría de Hacienda y Crédito Público; INEGI: Instituto Nacional de Estadísticas, Geografía e Información.

Source: author's elaboration.

4. DATA SET AND EMPIRICAL FACTS

4.1 Data sources and frequency

Table 3 summarizes the sources of data and measurement of the dependent variable and its determinants. The index EMBI+ sovereign spread is deflated using the consumer price index of each country.

TABLE 3
EMPIRICAL DETERMINANTS OF THE SOVEREIGN RISK PREMIUM

Dependent variable: first difference of the real EMBI+ spreads.

Country/ sample	Argentina 1994:01-2001:6		Brazil 1994:06-2001:12		Mexico 1993:01-2000:12	
	OLS AR(3)	SUR SYSTEM	OLS	SUR SYSTEM	OLS AR(2)	SUR SYSTEM
C	7828.68***	9058.20***	6645.83***	9381.52***	-3616.95**	976.10
Lagged Dep. Var.	-0.27***	-0.31***	-0.51***	-0.60***	-0.33***	-0.28**
Cyclical						
GDP_CYC(-1)	-30.63	5.52	-430.58	93.08	-1925.23***	-1510.45***
CAGDP_CYC(-1)	-37.33	-23.76	87.17***	31.56	-15.37	-3.38
DSGDP_CYC(-1)	-89.87	-71.11	-67.66	120.84	-46.34	-64.74*
Trend						
GDP_HP(-1)	-82.39***	-96.67***	-46.15***	-58.43***	5.69	-6.68*
CAGDP_HP(-1)	-336630.8***	-410461.7***	17114.31***	22479.34***	-40499.5**	-15350.49
DSGDP_HP(-1)	51027.48**	57712.16***	10031.98***	9239.38***	24098.4**	-32086.18
Global risk aversion and controls						
UST30	-7.95	-15.71	-85.73***	-212.52***	18.26	8.10
FED_RATE	2.21	5.26	-38.22***	-72.12**	43.01***	33.96***
HYUS	-80.313***	-81.00***	-3.21	-81.00***	2.64	-81**
Financial Contagion						
TEQUILA	390.71***	382.79***	613.40***	339.33**	398.22***	370.49***
RUSSIA	865.44***	843.67***	221.45***	605.07***	243.05***	245.54***
BRAZIL	217.04**	210.97***	147.71**	84.93	74.08	73.80

Note: ***, **, * the coefficients are statistically significant at the 1%, 5% or 10% respectively. For reasons of space, and in order to allow a straightforward comparison across equations, we omit other significant control variables (lagged values of the dependent variable and lagged differences of the explanatory variables).

Source: author's elaboration.

We extract the permanent component of each determinant by smoothing the original series through the Hodrick-Prescott (HP) filter¹⁶. We label the filtered series with the tag HP (e.g. GDP_HP_AR stand for the Hodrick-Prescott filtered series of GDP in Argentina). The cyclical variations of each fundamental are computed as the percentage deviation of the actual value of each variable from its Hodrick-Prescott trend. We label the cyclical series with the tag CYC (e.g. GDP_CYC_AR stand for the cyclical component of GDP in Argentina).

Most of the raw data is monthly. When only quarterly data is available, we convert the corresponding series to monthly frequency through an algorithm provided by EViews (a cubic spline). Global risk aversion (risk premia) and "financial contagion" are measured by the Real BB Merrill Lynch high yield index (HYUS) and three dummy variables (TEQUILA, RUSSIA and BRAZIL), respectively. We control for changes in US real interest rates using the FED funds rate (FEDRATE) and the 30-year bond yield real index (UST30). Nominal rates are deflated employing the US consumer price index. The expected sign for each control variable is:

Real FED Funds Rate (+): this variable measures the impact of the US monetary

policy on sovereign bond yield spreads. On the real side of the economy, a tightening in US monetary policy can push spreads up if, other things equal, higher interest rates imply a decline in expected domestic investment and consumption, or reduce the country's export following a slowdown in the US. On the financial side, higher real FED Funds rates can increase the cost of bond capital in emerging countries and eventually cut off their access to capital markets. As a consequence, a higher spreads would be requested to compensate investors for the larger risk of holding emerging market bonds.

Real US Treasury bond 30 years yield (+/-): this variable tests two potential effects on sovereign spreads: a) portfolio substitution (+), and b) flight to quality (-). Through a substitution effect, it is expected that increases in the 30-year UST real bond yield make the investment in these bonds more attractive, so that the supply of loanable funds for emerging countries would diminish (less demand for emerging sovereign bonds) and, as a result, the sovereign spread would increase. On the other hand, in periods of financial crises or market turmoil -which is a frequent observation over the period under analysis- the flight-to-quality effect seems to prevail. As global investors flee to quality, that is when for some reason they massively raise their holdings of long-term US Treasury bonds to the detriment of emerging bonds, they drive US Treasury bond prices up and yields down on one side, and increase emerging-market sovereign spreads on the other. Hence, the expected sign is ambiguous.

Global risk aversion (+/-): this variable captures the impact on sovereign spreads of an increase in global risk aversion or the risk premia associated with unexpected losses from defaults in risky bond markets. We use BB US corporate bond yields deflated by US consumer prices as a proxy for risk aversion. The pricing of these bonds, also known as "junk bonds", reflect pretty well how global investors attitudes towards risk ("market sentiment") change and influence their "sister" asset class, emerging-market bonds specially those in the speculative grade category. The effect of a variation in global risk aversion on emerging sovereign spreads is ambiguous depending on whether the two asset classes are viewed as complements (positive) or substitutes (negative).

4.2 Empirical facts

We now turn the attention to the facts behind each of these determinants. Understanding the underlying trends and cycles regarding each variable allow us to grasp what the effects on the critical capital stock ratio (theoretical model) and subsequently on the sovereign risk premia could be. [Figures 3](#) display monthly figures for each of those variables.

First, as already said, a higher permanent real GDP growth (steeper slope of GDP levels) implies higher domestic savings and investment, hence a lower critical capital stock ratio to meet a given borrowing program. This should be reflected through lower spreads. [Figure 3-a](#) shows that Mexico and Brazil in that order outperform Argentina's permanent GDP growth over 1993-2001. This hints that Argentina should bear higher spreads than Mexico and to a less extent Brazil. Moreover, the impressive record of long-term growth in the case of Mexico after 1995 may well explain why it has been able to issue bonds at less than 200 basis points and has been awarded the investment grade status by all major rating agencies since early 2000.

Second, higher permanent gross capital inflows (or current account deficits) should also reduce the degree of exposure of the economy (lower critical capital stock ratio), thus bringing spreads down provided those inflows contribute favorably to bolster the country's export capacity, *i. e.* if foreign direct investment (FDI) addressed to tradable sectors or other long-term flows alike are a large

fraction of total gross capital inflows. Although we cannot see in [Figure 3-b](#) which type of capital inflows have prevailed over 1993-2001, recent empirical work documented in Grandes and Reisen (2003) has shown that Argentina attracted more portfolio flows in that period, in particular debt and capital flows oriented to non-tradables while Mexico received a higher share of FDI towards tradable sectors. As to Brazil, FDI flows have increased in absolute and relative terms since the real was devalued and subsequently floated in 1999. In [Figure 3-b](#) we observe that after 1998 Brazil and Mexico have posted stable and less volatile current account deficits than Argentina.

FIGURE 3
MACROECONOMIC FUNDAMENTALS (SOLID LINE)
AND HP FILTERED SERIES (DOTTED LINE)

Figure 3-a: Real GDP or global/industrial production indexes

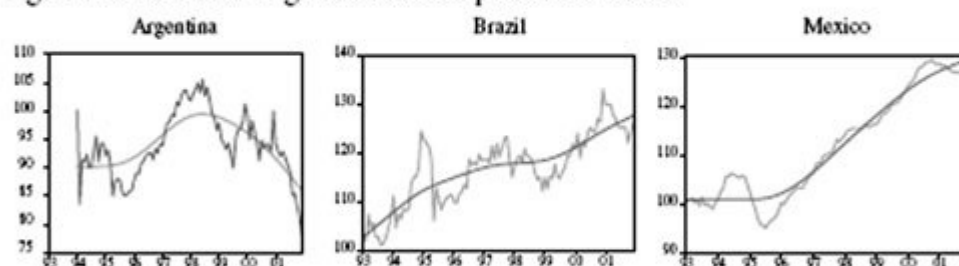


Figure 3-b: Current Account to GDP ratios:

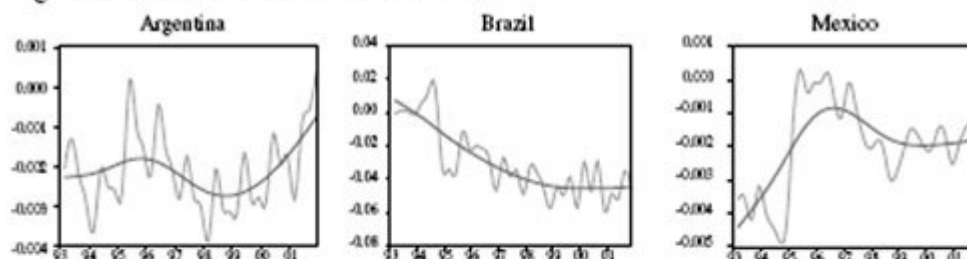
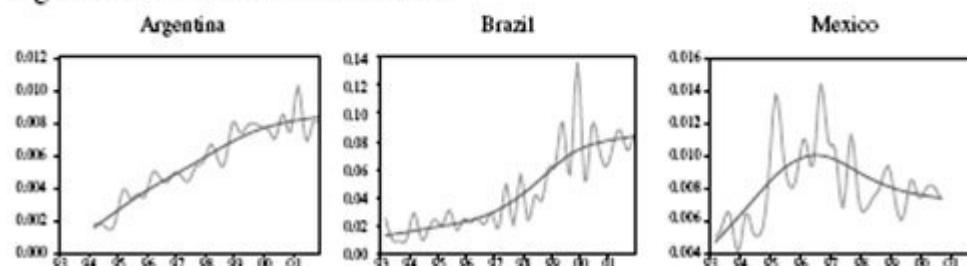


Figure 3-c: Debt Service to GDP ratios



Third, heavier permanent ratios of debt service to GDP influence negatively sovereign risk because more domestic resources are required to meet the outstanding debt and thereby, all else equal, less resources are available for real consumption and investment. [Figure 3-c](#) is very telling indeed. Argentina has experienced a permanent increase in debt service requirements in terms of GDP from 0.2% in 1994 to more than 0.8% in 2001 (with hindsight we know that Argentina defaulted in early 2002); Mexico has sharply curbed the debt burden after its own financial crisis occurred in 1994-1995, bringing the permanent debt

service to GDP from more than 1% at the end of 1995 to less than 0.8% in 2001, yet with a growing GDP. Brazil also exhibits an upward permanent change in debt service to GDP which slows down since 2000, yet at much higher levels.

5. ECONOMETRIC FRAMEWORK AND RESULTS

5.1 Framework

The functional form adopted in our econometric model is directly derived from the solution to the system of differential equations set out in section 3, the definition of creditworthiness and the introduction of permanent and transitory changes in the fundamental variables (see equation 15). There is no need to assume a log-linear or log-log functional form as in the Edwards (1986)-type literature.

In order to operationalize each country equation -as shown in equation (15)- we depart from a general autoregressive distributed lag model of order (p,q) -ARDL (p,q)-, displayed through equation (16). This specification allows the interaction between short-run dynamics and long-run variable levels.

$$(16) \quad Y_t = c + \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau} X_{j,t-\tau} + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + u_t,$$

Where Y_t is the real secondary market spread at each t, and X - is the explanatory variable set, namely the inverse of real *GDP*, the current account balance to *GDP* and the ratio of debt service to *GDP*; including both their permanent and transitory components. After some manipulations equation (16) can be rewritten as¹⁷.

$$(17) \quad \Delta Y_t = \sum_{j=1}^k b_{j0} \Delta X_j - \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=1}^{q-1} B_{j\tau} \Delta X_{j,t-\tau} - \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-i} + \left(c + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{j,t-1} \right) + u_t,$$

where $B_{j\tau} = \sum_{\tau=2}^q b_{j\tau}$ for all explanatory variables $j = 1, \dots, k$ and all their lags $\tau = 1, \dots, q$; $A_i = \sum_{i=2}^p a_i$ for all lags of the dependent variable $i = 1, \dots, p$; $\alpha = \left(\sum_{i=1}^p a_i \right) - 1$ and $\beta_j = \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau}$. The term in brackets on the right-hand side of equation (17) captures the "steady state" (or "long-run") version of equation (16). Thus, the long-run impact of explanatory variable j on Y is equal to $-(\beta_j/\alpha)$.

For an ARDL(3,3) model with one explanatory variable X_1 (*i.e.* $k = 1$), equation (17) would look as follows:

$$(18) \quad \Delta Y_t = b_{10} \Delta X_t - B_{11} \Delta X_{t-1} - B_{12} \Delta X_{t-2} - A_1 \Delta Y_{t-1} - A_2 \Delta Y_{t-2} + \left(c + \alpha Y_{t-1} + \beta_1 X_{1,t-1} \right) + u_t$$

where $B_{11} = b_{12} + b_{13}$ and $B_{12} = b_{13}$; $A_1 = a_2 + a_3$ and $A_2 = a_3$; $\alpha = a_1 + a_2 + a_3 - 1$ and $\beta_1 = b_0 + b_1 + b_2 + b_3$. The long-run impact of X_1 on Y is thus equal to $-(\beta_1/\alpha) = -(b_0 + b_1 + b_2 + b_3)/(a_1 + a_2 + a_3 - 1)$.

Whenever possible, we use the maximum sample size of 108 observations in each regression (1993-2001). However, because of missing observations for some

explanatory variables or because we deliberately omit extremes values in the sample the estimation period may be shortened. This is the case in Brazil from January 1993 to June 1994, a period of very high inflation preceding the Real Plan where real spreads are at levels above two or more standard deviations from the mean and generally above 2000 basis points; and Argentina from July to December 2001, when real sovereign spreads fluctuate above one or more standard deviations from the mean and almost always over 2000 basis points on the eve of default¹⁸.

Before we move on to the estimations of equation (17), a note on the integration order of the explanatory variables is in order. As we can see in Appendix, [Table A1](#), the integration order of the variables, or the nature of the stochastic processes they follow, should not pose a problem to our econometric model. Almost all variables included in our regressions are stationary processes or near unit roots so the estimations should not yield spurious results. We conduct the Phillips-Perron unit-root test. When the null hypothesis of non-stationarity cannot be rejected at 5% or 10% of significance (UST30, FEDRATE, EMBIEOMREAL_MEX, see Appendix) we carry out a consistency proof by checking whether they are stationary in some sub-periods. For instance, the FED Funds real interest rate is stationary in 1995:01-2000:12 but it is not over the whole period (1993:01-2001:12). In any event, the results of Phillips-Perrons' test should be interpreted cautiously. The explanatory power of unit root test is limited and its results are sensitive to the sample size and volatility.

APPENDIX

TABLE A1
PHILLIPS-PERRON UNIT-ROOT TESTS
(Intercept, no linear trend; fixed bandwidth)

Variable	Estimated t value	Critical Value 5%	P-Value
Argentina			
$\Delta(\text{EMBIOMREAL})$	11.14	-2.8915	0.0000
EMBIOMREAL*	-2.53	-2.8934	0.1109
CAGDP_CYC	-2.68	-2.8892	0.0799
CAGDP_HP**	1.96	-2.8892	0.9999
DSGDP_CYC	-3.88	-2.8928	0.0032
DSGDP_HP	-10.04	-2.8928	0.0000
GDP_CYC (EMISA_CYC)	-4.71	-2.8922	0.0001
GDP_HP* (EMISA_HP)**	0.51	-2.8922	0.9864
Brazil			
$\Delta(\text{EMBIOMREAL})$	-10.55	-2.8935	0.0000
EMBIOMREAL	-3.58	-2.8935	0.0080
CAGDP_CYC	-3.88	-2.8892	0.0030
CAGDP_HP	-7.95	-2.8892	0.0000
DSGDP_CYC	-4.92	-2.8892	0.0001
DSGD_PHP**	1.06	-2.8892	0.9971
GDP_CYC (IAINDSA_CYC)	-4.21	-2.8886	0.0010
GDP_HP (IAINDSA2_HP)	-2.43	-2.8886	0.1355
Mexico			
$\Delta(\text{EMBIOMREAL})$	-8.98	-2.8887	0.0000
EMBIOMREAL	-1.88	-2.8886	0.3401
CAGDP_CYC	-2.72	-2.8892	0.0728
CAGDP_HP	-4.00	-2.8889	0.0020
DSGDP_CYC	-3.53	-2.8939	0.0091
DSGDP_HP	-3.28	-2.8939	0.0186
GDP_CYC (IAGLOBSA_CYC)	-2.50	-2.8922	0.1180
GDP_HP (IAGLOBSA_HP)	-3.27	-3.4523	0.0769

TABLE A1 (continued)

Variable	Estimated τ value	Critical Value 5%	P-Value
United States			
UST30	-1.45	-2.8884	0.5515
FEDFRATE	-1.12	-2.8886	0.7046
HYUS*	-2.50	-2.8884	0.1172

*The p-values associated with these variables are very close to the 10% significance level. There is no conclusive evidence pointing to the acceptance of the null of unit roots. This result is confirmed when performing other tests (e.g. ADF, available upon request).

**The p-values associated with these variables stand near 1 and lie in the right tail of the statistic distribution. This is evidence against the acceptance of the null of unit roots.

In order to estimate equation (17) for each country, we proceed as follows:

1st stage: we estimate OLS country-specific equations and assess their output through a battery of conventional tests ([see Appendix, Table 3A](#)).

TABLE A3
DIAGNOSTICS TESTS

	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Maximum 4 lags)		White Heteroskedasticity Test (no cross-terms)		Normality Jarque Bera Test
	F-statistics	nR ²	F-statistics	nR ²	JB-statistics
Argentina	1.46 (0.22)	6.93 (0.14)	1.12 (0.35)	25.21 (0.34)	0.70 (0.70)
Brazil	0.69 (0.50)	1.68 (0.43)	1.15 (0.32)	30.04 (0.31)	3.52 (0.17)
Mexico	0.59 (0.55)	1.47 (0.48)	1.44 (0.12)	33.52 (0.15)	7.73 (0.02)

Note: p-values in parenthesis.

2nd stage: we compare OLS to a second estimator, namely the System Seemingly Unrelated Regressor (SUR-SYS). As common shocks not accounted for by our model may cause high correlation across the residuals -what is not unusual in time series of financial returns of a similar asset class- we quantify the magnitude of this correlation. The SUR-SYS estimated through Feasible Generalized Least Squares (FGLS) usually yield more consistent and efficient estimators than OLS and help reduce the contemporaneous cross residual correlation.

3rd stage: we offer an economic intuition for the results and discuss their robustness.

5.2 Regression results

[Table 3](#) presents the estimation results. Overall, the OLS estimates display satisfactory results and pass the standard tests of autocorrelation,

heteroskedasticity, normality and inexistence of structural breaks ([Appendix, Table A2](#) and [A3](#)). The permanent components of the explanatory variables are highly significant or have a greater impact than the transitory shocks when the latter come out statistically significant. The three financial contagion dummies are very significant. However, the other controls, our proxy for global risk aversion and the US real interest rates are less or not statistically significant.

TABLE A2
PHILLIPS-PERRON UNIT-ROOT TEST FOR SUB-PERIODS.
(Intercept, no linear trend; fixed bandwidth)

Variable	τ value	Critical Value 5%	P-Value
EMBIEOMREAL_MEX 1996:01 2001:12	-3.56	-2.9023	0.0088
UST30 1995:01 2000:12	-2.46	-2.9023	0.1298
FEDFRATE 1995:01 2000:12	-3.26	-2.9017	0.0203

The relatively high OLS contemporaneous residual cross correlations, as shown in [Table 4](#), suggest that we can achieve efficiency gains by using SUR-SYS estimators. That is, despite passing all standard tests, the properties of the OLS estimator can still be improved. SUR estimators are unbiased in small samples; they are consistent, normally distributed and asymptotically efficient so long as the FGLS residuals are normally distributed too¹⁹.

TABLE 4
RESIDUAL CROSS CORRELATION.
OLS INDIVIDUAL EQUATIONS

	Argentina	Brazil	Mexico
Argentina	1.00	0.27	0.58
Brazil	0.50	1.00	0.52
Mexico	0.63	0.52	1.00

Source: author's elaboration.

SUR-SYS yields highly significant coefficients on the permanent components of fundamentals. These estimates are generally more statistically significant and robust than the cyclical variations of those fundamentals, with some exception in the case of Mexico. SUR-SYS produce, in most cases, more consistent estimators (lower variances, higher statistical significance) than OLS'. This fact is also reflected in the residual cross correlation matrix, which now displays substantially lower correlations with the exception of that between Argentina and Mexico which decreases just by 0.05 ([Table 5](#))²⁰. For these reasons we will adopt the SUR-SYS estimates as our best econometric output.

TABLE 5
RESIDUAL CROSS CORRELATIONS
SEEMINGLY UNRELATED REGRESSOR SYSTEM

	Argentina	Brazil	Mexico
Argentina	1.00	0.27	0.58
Brazil	0.27	1.00	0.16
Mexico	0.58	0.16	1.00

Source: author's elaboration.

5.3 Economic interpretation

As we obtain the best econometric output using SUR-SYS-FGLS, we only comment on the point estimates obtained through this estimation procedure. It is important for the reader to recall that our estimated coefficients $-\beta_j$ in (14) summarize the term impact of the explanatory variables on the sovereign spreads dynamics (first difference of EMBIOMREAL). In addition, we can compute the long-term impact of the explanatory variables - (β_j/a) on the level of sovereign spreads ([see Table 6](#)).

TABLE 6
LONG-TERM IMPACT OF FUNDAMENTAL VARIABLES
ON SOVEREIGN SPREADS

Country/Variable	Coefficient	Argentina	Brazil	Mexico
Lagged Dep. Var.	α	-0.31*	-0.60*	-0.28*
CAGDP_CYC	β	-23.76	31.56	-3.38
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	na	na	na
CAGDP_HP	β	-410461.7*	22479.34*	-15350.49
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	-1324070.00	72514.00	na
DSGDP_CYC	β	-71.11	120.84	-64.74
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	na	na	na
DSGDP_HP	β	57712.16*	9239.38*	-32086.18
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	186168.30	29804.50	na
GDP_CYC	β	5.52	93.08	-1510.45*
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	na	na	-4872.40
GDP_HP	β	-96.67*	-58.43*	-6.68
long run impact	$-(\beta/\alpha)$	-311.84	-188.48	na

Note: *. The coefficient is statistically significant at 1% or 5%.

Source: author's elaboration.

The estimated coefficients β_j cannot be read as elasticities. Because our dependent variable is expressed as a first difference of the spread, Δ (EMBIEOMREAL), the point estimates should be read as the impact of an absolute change in the long-run level of the explanatory variable (or in the controls) on the slope of the spread function. For example, a 0.01 reduction in the permanent level of debt service to GDP ratio (*i.e.* 1% less of GDP devoted to debt servicing) brings down the variation in spreads by 577 and 92 basis points in Argentina and Brazil, respectively. This means a slowdown in the rate at which spreads are rising or a further decline in the rate at which they are falling. In the long run, the impact of a similar reduction (the debt service to GDP ratio decreases by 0.01) is 1861 and 298 basis points in Argentina and Brazil, respectively. The heavy debt burden observed in these countries might partly explain the relatively high real interest rates and spreads, thus a correspondingly high degree of exposure of their economies. For Mexico, the β_j associated with debt service to GDP is not significant.

As to the current account deficit (or gross capital inflows) over GDP, its permanent component is very significant in the cases of Argentina and Brazil, but not in the Mexican equation. Here, a 0.001 reduction in the permanent level of gross capital inflows to GDP ratios (*i.e.* 0.1% less in available foreign supply of

funds in GDP terms) increases the variation in spreads by 410 basis points in Argentina while it narrows it by about 22 basis points in the Brazilian equation. The corresponding long-term impacts are 1324 and 72 basis points. This fact might indicate Brazil's inflows have progressively been more oriented towards the tradable sector and have been of a longer maturity whereas those flows directed to Argentina have been of the opposite nature. The cyclical variation of currency account deficits is not significant in any country equation.

The permanent component of real GDP is highly significant in all equations, but to a less extent in Mexico. They all carry the expected negative sign (β_{11} in the theoretical model was expected to be positive because the original variable associated to it was the inverse of real GDP). As the proxy variables for real GDP are expressed in indexes holding a base-year value of 100, we can infer that a 1 point increase in the permanent component of real GDP will diminish the rate of variation in spreads by 96, 58 and 6 basis points in Argentina, Brazil and Mexico, respectively, yet the impact is only significant at 10% for Mexico. In spite of this, we observe that the point estimate corresponding to its cyclical component is statistically significant at 1%, contrary to our expectations. Here, a one percent increase in the actual output respect to its permanent component brings down the spread variation by 15 basis points. Conversely, the long-term impact of 1 point increase in the permanent component of real GDP is 312 and 188 basis points in Argentina and Brazil, respectively.

We impose and successfully test a cross linear restriction that the US real yields on BB corporate bonds should have a similar impact on all markets. Indeed, 1 absolute point (100 basis points) increase in the global risk aversion decrease sovereign spreads by 81 basis points across the board. This confirms that junk bonds and Latin American bonds were seen as substitutes assets over the period 1993-2001.

The contagion dummy variables suggest, on one side, a stronger contagion from the Russian crisis in Argentina and Brazil, and on the other it shows no statistically significant impact of the Brazilian devaluation on Mexico's spreads, but a relevant effect on Argentina's sovereign risk. Conversely, the Mexican crisis widens all spreads by quite close magnitudes -what seems reasonable at a time where little discrimination was made across emerging markets. In sum, we observe a stronger and more significant effect from financial crisis on spreads in emerging countries on Argentina, Brazil and Mexico in that order.

Finally, we report mixed results regarding the impact of US real interest rates on Latin American spreads. While the FED rate has no statistically significant effect on the Argentinian spreads, it does have, by contrast, significant and opposite effects on Brazil and Mexico's. In other words, according to our estimates 100 basis points increase in the FED Funds rate brings down the rate of variation in spreads in Brazil, but pushes it up Mexico, by 72 and 34 basis points, respectively. As the business cycle in Mexico is highly synchronized with US monetary policy that result comes as no surprise. On the other hand, the 30 year US Treasury bond real yield only has a significant and negative impact on Brazil's equation. A 100 basis points increase in this yield narrows the first difference of spreads initially by 212 basis points.

Some clarifications can be useful at this point. It is worth noting that the FED Funds and 30-years US Treasury bond rates have been very modestly correlated over the period under study. Their linear correlation coefficient equals -0.015 over 1993:01 2001:12 so collinearity problems may be disregarded²¹. However, the non-significance of this variables in the Argentinian and Mexican equations, respectively, might be due to some linear correlation with our risk aversion variable (0.15 and -0.32, respectively).

6. CONCLUDING REMARKS

This paper aimed to answer the following questions: What are the theoretical and empirical determinants of sovereign bond spreads? More specifically, which variables have influenced sovereign bond spreads in Latin American countries? How statistically and economically important are fundamentals as opposed to contagion effects, global risk aversion or international risk-free interest rates? How relevant is a permanent variation against a transitory change in those fundamentals?

In order to address these questions, we put forward a theory of sovereign risk based on an adjusted version of the growth-indebtedness model presented in Kharas (1984). The special features in the adjusted model were a) the use of sovereign spreads instead of the probability of rescheduling a loan, b) the split of fundamental variables into permanent and transitory components, and c) the inclusion of global risk aversion and contagion variables as determinants of spreads. Then, from the model we derived a consistent, testable linear function of sovereign spreads. Finally, we used dynamic econometrics to estimate the short and long run impacts of the explanatory variables (fundamentals, contagion, global risk aversion) on sovereign spreads and discussed the results.

Our major finding is that changes in the permanent components of the macroeconomic fundamentals derived from our theoretical model explained the largest variation in sovereign spreads in Argentina, Brazil and Mexico. Financial contagion episodes or global risk-aversion also help account for the variability in sovereign risk. The effect of US real interest rates at both ends of the yield curve is mixed and less important overall.

The theoretical and empirical findings of this paper suggest two types of policy implications with a view to reducing sovereign spreads and achieve lower cost of capital in Latin America (but also in other emerging economies). These are: a) targeting the permanent components of the fundamental variables; b) bringing about a structural change in the estimated parameters. Regarding the first, three policy recommendations are in order: 1) to boost output growth (*i.e.* export-oriented strategies), 2) to bolster the good type of capital flows to back current account deficits (think of long-term, FDI flows oriented to tradable sectors), and 3) to reduce the debt service burden in GDP terms. On the second, changes that affect the parameters entering each of the β_j may produce a structural shift in the spread functions and generate more sustainable debt-capital accumulation paths thereby reducing spreads. This would occur if the domestic savings propensity augments, foreign borrowing propensity increases and capital inflows crowd-in local investment, and last if debt maturity lengthens.

NOTES

I would like to thank Marcel Peter, Demian Panigo, Thomas Weithoner, Richard Portes and one anonymous referee for very helpful and enriching comments on the results obtained in this paper. I also wish to acknowledge Jorge Braga de Macedo, Daniel Cohen, Ulrich Hiemenz, Helmut Reisen, Javier Santiso, and participants of OECD Development Centre, DELTA, The American University of Paris, Banco de España, LACEA, University d'EVRY and T2M seminars for valuable comments to an earlier version.

¹In this paper, the terms "sovereign spreads", "sovereign bond yield spreads", "country risk", "sovereign default risk" and "sovereign credit risk" are used interchangeably. Strictly speaking, sovereign spreads or credit spreads more generally can be decomposed into the expected loss given default (default risk)

plus a risk premium attributable to unexpected losses in case of default (risk aversion).

²The Argentinian default in 2002 and the fact that it is only in April 2005 when 76% of the defaulted debt (domestic and foreign) is restructured and swapped for new debt, hence traded at "normal prices", makes the comparative analysis unfeasible in 2002-2005. In addition, after 2002 the EMBI (basically made up of Brady bonds) and EMBI + indexes became less representative of emerging market asset class. This phenomenon owes to at least two reasons. First, some countries have retired or bought back their Brady bonds. Second, many countries have started to issue increasingly more domestic debt in their own currency rather than dollar-denominated bonds issued globally (see *The Economist*, 2007).

³For a survey of the literature see section 2.

⁴Exceptions are, Edwards (1986), Ferrucci (2003), Bernoth *et al.* (2004) -who work on a panel of European Union countries- or Gonzalez Rozada and Levy-Yeyati, 2006.

⁵Unlike in Min (1998) or Edwards (1986), the Debt to GNP or Debt to GDP ratios are not found statistically significant regressors.

⁶Other related studies on Latin American sovereign spreads are Wong (2000) and Jostova (2006). Wong draws on the APT theory and runs a pooled data regression using bond quarterly data from early 1994 to early 1999. Although he provides interesting insights into the determinants of Latin American country risk, specially with regards to contagion, his dependent variable is the spreads ARCH (1) volatility. Therefore, his results are not comparable to those found in the literature we survey. On the other hand, Jostova (2006) studies emerging market sovereign spreads in an econometric framework allowing for short and long run dynamics, yet she focuses on the predictability of these spreads than on the explanatory power of fundamentals or other external factors. Neither Jostova (2006) nor Wong (2000) decomposes the relevant fundamentals into permanent and transitory components.

⁷In another set of econometric models they regress credit default swap spreads against proxies for sovereign default risk (RIPD, average agency ratings and Institutional Investor rankings, respectively), and control for global risk aversion (VIX, positive and significant) and liquidity (bonds outstanding, negative less or not significant).

⁸See for instance Cantor and Packer (1996), Kiguel and Lopetegui (1997), Haque, Mark and Mathieson (1998), Reisen and von Maltzan (1999) or Borio and Packer (2004). Also see Remolona *etal.* (2007).

⁹This paper uses bond prices to investigate how the creditworthiness of Argentina, Brazil, Mexico and Venezuela is influenced by global, regional and country-specific factors. From the bond prices, each country's distance-to-default is estimated monthly for 1994 to 2001. Country-specific variables account for only about 8% of the explained variance; the largest part of the variance (45%) is explained by regional factors, which relate to joint stock-market returns, volatility and market sentiment; global conditions, related mainly to US stock-market returns, explain another 25% of the variance. Of the 20% variance which remains unexplained, more than half is due to another common (but unidentified) factor. Diaz Weigel and Gemmill conclude that the creditworthiness of these four emerging markets is mainly driven by a common set of factors, which are related closely to stock-markets in the region and the United States.

¹⁰Developing and emerging countries tend to be predominantly concerned with cash-flow considerations due to the nature of the budgetary process, and so make decisions on the basis of the available resources represented by $(F - (r + \theta)D)$. This would also be the case for private borrowers faced with credit rationing in capital markets.

¹¹Interestingly, an economy along bb might raise questions about which policies could make the economy jump to a path like aa (think of maturity lengthening, debt rescheduling, higher saving propensity, etc).

¹²As Kharas argues, a critique to the use of static debt to GDP ratios (see for instance Solomon, 1977) and Feder and Lust (1977) is in order. This ratio proves to be misleading when compared across countries at a moment of time; its dynamics appears as more important.

¹³The probability of rescheduling, and more generally the probability of default is an inverse, non-linear function of sovereign bond spreads, under no-arbitrage opportunities and risk-neutral investors.

¹⁴In Kharas (1984), the random term explains the deviations of the forecast critical capital stock from its threshold value, thus a variation in the probability of rescheduling a loan due to uncertainties unrelated to the long-term fundamentals but to short-term fluctuations in parameters or in other omitted variables.

¹⁵It is beyond the scope of this paper to test the discipline imposed on each of the coefficients β . See Kharas (1984) to find out how the parameters implied in the calculation of each β can be backed out from the econometric estimates, however from a different perspective and using a different econometric methodology.

¹⁶We leave for future research a sensitivity analysis of the variables decomposition into permanent and fundamental components through the Hodrick-Prescott filter.

¹⁷These manipulations imply: 1) subtracting Y_{t-1} on each hand side, 2) adding and subtracting $a_i Y_{t-i+1}$ on the right hand side, as many times as optimal lags are included by the model; and 3) adding and subtracting $b_j x_{t-j}$. as many times as optimal lags are retained by the best specification of the model.

¹⁸Mexico's sample is constrained by the availability of debt service data up to the third quarter of 2000.

¹⁹See Greene (2000) or the seminal contribution of Zellner (1962).

²⁰Other common shocks bearing upon these countries might have been omitted. For example, terms of trade shocks.

²¹It is fair to mention that this correlation varies according to the reference period. For instance it stands at -0.27 over 1993:01 1998:07.

REFERENCES

Ahumada, H. and L. Garegnani (2005), "Testing the Exogeneity of Argentine Devaluation and Default Risks in Retrospect". *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 67(5): 647-672.

Aronovich, S. (1999), "Country Risk Premium: Theoretical Determinants and Empirical Evidence for Latin American Countries". *Revista Brasileira de Economía* 53(4).

Arora, V. and M. Cerisola (2000), "How does U.S. Monetary Policy Influence Economic Conditions in Emerging Markets". IMF Working Paper 148.

Baig, T. and I. Goldfajn (2000), "The Russian Default and the Contagion to Brazil". IMF Working Paper 00/160.

Bernoth, K., L. Schuknecht and J. von Hagen (2004), "Sovereign Risk Premia in the European Bond Market". CEPR Discussion Papers 4465.

BIS (Bank of International Settlements), 2001. Securities Statistics.

Borio, C. and F Packer (2004), "Assessing new perspectives on country risk". *BIS Quarterly Review*, December: 47-65.

Borensztein, E., J. Zettelmeyer and T. Philippon (2001), "Monetary Independence in Emerging Markets: Does the Exchange Rate Regime Make a Difference?". IMF Working Paper 01/01.

Cantor, R. and F. Packer (1996), "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings". Federal Reserve Bank of New York, Economic Policy Review, October.

Diaz Weigel, D. and G. Gemmil (2006), "What drives credit risk in emerging markets? The roles of country fundamentals and market co-movements". *Journal of International Money and Finance* 25 (3), 476-502.

Domowitz, I., J. Glen and A. Madhavan (1998), "Country and Currency Risk Premia in an Emerging Market". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33 (2):189-216.

Edwards, S. (1986), "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets. An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing". *European Economic Review* 30, 565-589.

Eichengreen, B. and A. Mody (1998), "What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?". NBER Working Paper 6408.

Feder, G. and R.E. Just (1977), "A Study of Debt Servicing Capacity Applying Logit Analysis". *Journal of Development Economics*, 25-38.

Ferrucci, G. (2003), "Empirical Determinants of Emerging Market Economies Sovereign Bond Spreads". Bank of England Working Paper 205, November.

Frankel, J. (1999), "No Single Currency Regime is Right for all Countries or at all Times?". NBER Working Paper 7338.

Frankel, J., S. Schmukler and L. Serven (2000), "Global Transmission of Interest Rates: Monetary Independence and Currency Regime". World Bank Working Paper 2424.

García Herrero, A. and A. Ortiz (2005), "The Role Of Global Risk Aversion In Explaining Latin American Sovereign Spreads". *International Finance*, 04 08001,

Econ WPA.

González Rozada, M. and E. Levy-Yeyati (2006), "Global Factors and Emerging Market Spreads". Inter-American Development Bank Research Department. Working paper series 552.

Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall. Upper Sadie River, NJ.

Grandes, M. and H. Reisen (2003), "Exchange Rate Regimes and Macroeconomic Performance in Argentina, Brazil and Mexico". *CEPAL Review* 86: 7-26.

Haque, N., N. Mark and D. Mathieson (1998), "The Relative Importance of Political and Economic Variables in Creditworthiness Ratings". IMF Working Paper 46/98.

IMF (2001), *Emerging Markets Financing Report*, 2nd quarter.

Jostova, G. (2006), "Predictability in Emerging Sovereign Debt Markets". *Journal of Business* 79(2):527-565.

Kamin, S. and K. von Kleist (1999), "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads in the 1990's". BIS Working Paper 68.

Keynes, J. M. (1924), *A Tract on Monetary Reform*. Macmillan, London.

Kharas, H. (1984), "The Long-Run Creditworthiness of Developing Countries: Theory and Evidence". *Quarterly Journal of Economics* 99(3):415-439.

Kiguel, M. and G. Lopetegui (1997), "Entendiendo el Riesgo País". Documento de Trabajo 125, Universidad del Cema, Buenos Aires.

Min, H. (1998), "Determinants of Emerging Market Bond Spreads: Do Economic Fundamentals Matter?" World Bank Working Paper 1899.

Moody's (2001), *Moody's Country Credit Statistical Handbook*. Global Credit Research, Investor's Service.

Nogues J. and M. Grandes (2001), "Country Risk: Economic Policy, Contagion or Political Noise?". *Journal of Applied Economics A* (1), 125-162.

Powell, A. and F. Sturzenegger (2003), "Dollarization: The Link Between Devaluation and Default Risk" in Levy-Yeyati, E. y F. Sturzenegger (eds.). *Dollarization, Debates and Policy Alternatives*, Cambridge, MIT Press.

Reisen, H. and J. von Maltzan (1999), "Boom and Bust and Sovereign Ratings". OECD Development Centre Technical Paper 148.

Remolona, E., M. Scatigna M. and E. Wu (2007), "Interpreting Sovereign Spreads". *BIS Quarterly Review*.

Rowland, P. and J.L. Torres Trespacios (2004), "Determinants of Spread and Creditworthiness For Emerging Market Sovereign Debt: A Panel Data Study", Borradores de Economía 001733, Banco de la República.

Solomon, R. (1977), "A Perspective on the Debt of Developing Countries".

Brooking Papers on Economic Activity 2: 479-510.

The Economist (2007), "Bye Bye EMBI", February 22.

Wong, J.C. (2000), "Are Changes in Spreads of External-Market Debt also Induced by Contagion?" *Intereconomics* 35(2):72-80.

Zellner, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias". *Journal of the American Statistical Association* 57:348-36.

© **2008 Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile**

**Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312**



cuadecon@faceapuc.cl



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 *versión on-line*

Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007



Cuadernos de Economía, Vol. 44 (Noviembre), pp. 183-209, 2007

Is Latin America Overcoming its Fear of Floating?*

CARLOS A. IBARRA

Universidad de las Americas, Puebla. México. E-mail: carlos.ibarra@udlap.mx

This paper analyzes the evolution of fear of floating (FOF) and its effect on output in Chile, Colombia and Mexico. It shows that there has been a gradual rise in exchange-rate volatility as the period of floating lengthens in each country. The paper analyzes the implications of this evolution for the behavior of output. It finds that the reduction of FOF has tended to decrease output volatility in Chile. However, the opposite phenomenon has happened in Mexico, while the results for Colombia are ambiguous.

Keywords: Floating exchange rates, Fear of Floating, Chile, Colombia, Mexico.

En este artículo se analiza la evolución del "miedo a flotar" (fear of floating) y su efecto sobre el producto en Chile, Colombia y México. Se muestra que la volatilidad del tipo de cambio ha ido aumentando conforme se extiende el periodo de flotación en cada país. En el artículo se analizan las implicaciones de este hecho para el comportamiento del producto. Se encuentra que la reducción del "miedo a flotar" ha tendido a reducir la volatilidad del producto en Chile, pero que lo opuesto ha ocurrido en México; mientras tanto, en Colombia los resultados son ambiguos.

1. INTRODUCTION

Fear of floating (FOF) has become a widely used term to characterize exchange rate management in emerging market economies. In particular, it makes reference to the use of monetary policy to stabilize the exchange rate within a floating regime, a practice that results in a low level of volatility of this variable in relation to the interest rate and foreign reserves. Several studies have documented empirically this phenomenon (see Hausmann *et al*, 1999; Calvo and Reinhart, 2002) and question the ability of emerging markets to actually reap the benefits, for instance in the form of an autonomous monetary policy, of flexible exchange rates.

One common explanation for this behavior is that it arises from the potentially negative

macroeconomic effects of large currency depreciations, such as surges in inflation or economic contractions. However, floating regimes are a relatively new phenomenon among emerging economies. As a result, the conclusions presented in those studies were derived from the observation of relatively short periods of currency float (as opposed to, for example, within-b fluctuation).

The actual operation of floating regimes is likely to change as experience accumulates. In particular, the short-term macroeconomic effects of exchange-rate fluctuations may weaken as the private sector gradually adjusts to the new environment of continuous, two-way fluctuations in the exchange rate (rather than the one-way, permanent exchange-rate changes typical of more controlled regimes). However, this very same reduction in the short-run transmission of the exchange rate to the economy would give local authorities more freedom to let the exchange rate fluctuate. There is thus a self-reinforcing mechanism that could lead to increasing levels of exchange-rate volatility over time.

The purpose of this paper is to analyze empirically these two predictions, namely that, as the period in a country lengthens, (1) the degree of FOF, as reflected in the level of exchange-rate volatility, should decline, and (2) the short-term effect of exchange-rate fluctuations on output should weaken. The countries considered are Chile and Colombia, which adopted a float in 1990 under tranquil conditions, and Mexico, that made the transition in the midst of a financial crisis. This analysis sheds light on the question of whether the conditions for an autonomous monetary policy, *i.e.*, disconnected from the vagaries of the exchange rate, are gradually emerging in these countries after the adoption of the float.

The paper is organized as follows: section 2 presents descriptive statistics comparing the average level of exchange-rate volatility during the periods of exchange-rate band and float in the three countries. Section 3 discusses the reasons why the degree of FOF may decline over time, as countries accumulate experience on the operation of the new system, and shows to what extent this has already happened. Section 4 tests whether the effect of the exchange rate on output has weakened in the recent period, and assesses the net effect of the higher levels of exchange-rate volatility on output stability. Section 5 concludes with a summary of results.

2. EXCHANGE RATE REGIMES AND FEAR OF FLOATING

Several studies have documented the existence of a trend for emerging market economies to formally adopt a floating exchange rate regime (for instance, see Calderón and Schmidt-Hebbel 2003). In some notable cases, the regime change was forced by the outburst of a currency crisis (see, for example, Carstens and Werner 2000 on the Mexican transition). In other cases, however, it was a discretionary decision linked to the introduction of explicit inflation-targeting regimes (for example, Morandé and Schmidt-Hebbel 1999 on the Chilean case and Clavijo 2002 on Colombia). But exchange-rate fluctuations can be disruptive in emerging market economies. In particular, if there is a high degree of pass-through from the exchange rate to local prices, then currency depreciations can be highly inflationary. In addition, for reasons such as the existence of currency mismatches in the private sector's balance sheets, currency depreciations can be at the same time contractionary.

As a result, some analysts (see, *e.g.*, Rogoff *et al.*, 2003) have argued that this trend to increase flexible exchange rates has been a formal rather than a real phenomenon, in the sense that emerging market economies typically suffer from FOMER. In other words, they use monetary policy to dampen fluctuations in the exchange rate. The result is that local interest rates and foreign reserves, rather than the exchange rate, perform the major role in the adjustment to different types of asset market shocks.

Consider the evidence presented by Calvo and Reinhart (2002), which is based on data for the period from January 1973 to April 1999. The probability that the monthly changes in the interest rate fall within a narrow band of ± 0.5 percentage points in the US and Japan is 80.7 and 86.6 percent, respectively. These high probabilities are indicative of a relatively low degree of interest rate volatility. In contrast, during the period of "managed floating" in Colombia, the probability

62.6 percent, while in Chile and Mexico the respective figures were only 11.1 and 16.7 percent. Even after switching from an exchange-rate band to a floating regime in December of 1994, the mentioned probability in Mexico remained a very low 9.4 percent. On the contrary, the probability of small monthly changes in the exchange rate tends to be comparatively high in the mentioned American countries.

However, the period of currency float in Mexico studied by Calvo and Reinhart (2002) is relatively short when compared to those of crawling pegs and exchange-rate bands. Likewise, Chile and Colombia did not abandon their exchange-rate bands until late 1999. It is, therefore, interesting to look at the evidence using the longer floating periods available to date; as argued below, there are reasons to expect the degree of FOF to decline, in an endogenous way, as the period of floating lengthens in each country.

Our main indicator of exchange-rate volatility will be calculated according to the approach followed in the literature on "foreign-exchange-market pressure" (see Girton and Roper, 1977). The underlying idea is that, given a shock to local assets markets, the adjustment to a new equilibrium can take the form of different combinations of changes in the exchange rate, the interest rate and foreign reserves. Given this possibility of different combinations between the variables, the relevant indicator of the exchange rate's role in the adjustment process is its volatility in relation to that of the interest rate and reserves¹.

Table 1 presents these calculations. The first columns show the standard deviation of the monthly change in the exchange rate and foreign reserves (expressed in percentage) and in the local interest rate (in percentage points). All the series were previously detrended using the Hodrick-Prescott filter. The calculations were carried out for separate sub-periods, according to the evolution of the exchange-rate regime in each country. The sample begins in early 1989, when inflation was under control in all countries and the period of heavy capital inflows was about to start, and it ends in September 2005.

TABLE I
RELATIVE EXCHANGE-RATE VOLATILITY

	Standard deviation of monthly changes in:			$\frac{(A)}{(B)}$	$\frac{(A)}{(C)}$
	(A) Exchange rate	(B) Interest rate	(C) International reserves		
Chile, 02.1989-09.1999 (band)	1.48	4.49	3.65	0.3296	0.4055
Chile, 10.1999-09.2005 (float)	2.39	0.77	2.29	3.1039	1.0437
Colombia, 02.1989-10.1991 (crawl)	0.22	0.64	5.00	0.3514	0.0450
Colombia, 11.1991-09.1999 (band)	2.20	1.73	2.41	1.2702	0.9118
Colombia, 10.1999-09.2005 (float)	1.89	0.58	2.37	3.2586	0.7975
Mexico, 02.1989-10.1991 (crawl)	0.18	3.70	14.91	0.0486	0.0121
Mexico, 11.1991-11.1994 (band)	1.17	1.52	11.00	0.7697	0.1064
Mexico, 01.1996-09.2005 (float)	1.99	2.26	2.80	0.8805	0.7107

Note: Original series were first H-P detrended. The monthly change in exchange rate and reserves is expressed in percentage, while the change in interest rates is in percentage points.

Consider, first, the exchange band period in each country. Although there are differences in the extent to which the countries allowed their currencies to fluctuate compared to interest rates reserves, in general relative exchange-rate volatility tended to be quite low. The starkest case was that of Chile, where the volatility ratio between the exchange rate and reserves was only 0.4: even smaller (0.33) between the exchange rate and the interest rate. Colombia is in the opposite extreme, with relatively high exchange-rate volatility ratios -particularly in relation to the interest rate-, while Mexico is in an intermediate position.

The adoption of a floating regime changed the nature of financial adjustment in the three countries with a noticeable increase in exchange-rate volatility levels. In Chile, exchange-rate volatility increased from 0.33 to 3.1 in relation to the interest rate, and from 0.41 to 1.04 with respect to foreign reserves. This increase in relative exchange-rate volatility reflected both an increase in absolute volatility and a sharp fall in the volatility of the interest rate and reserves. Thus, after the change of regime, the Chilean authorities clearly have allowed greater currency flexibility in exchange for a tighter control of the interest rate.

In Colombia, there was a reduction in general volatility levels, with a fall in the volatility of the exchange rate and interest rate, and constant levels for reserves². However, the shift toward a greater role for the exchange rate in the adjustment process is made evident by the fact that the exchange-rate volatility was much smaller than that in the interest rate. Therefore, the ex-

rate-interest rate volatility ratio increased from 1.27 to 3.26. On the other hand, exchange-rate volatility with respect to that of reserves actually fell.

In Mexico, both indicators of relative exchange-rate volatility increased. After the shift to float (leaving aside the observations corresponding to the 1995 Tequila crisis), the exchange rate became more volatile while the opposite happened to reserves; as a result, the volatility of the exchange rate in relation to reserves increased from 0.11 to 0.71. The interest rate also became more volatile; however, because of a stronger rise in exchange-rate volatility, the exchange rate-interest rate volatility ratio rose from 0.77 to 0.88.

3. FEAR OF FLOATING AND FLOATING EXPERIENCE

According to the previous section, relative exchange-rate volatility increased in Chile, Colombia and Mexico when comparing average values for the band and floating periods. But period average values can be misleading by suggesting that there was a single, discrete modification in monetary management after the change of regime. Actually, the characteristics of monetary management may evolve endogenously over time. This section analyzes this possibility (see De Gregorio and Tokman, and Schmidt-Hebbel and Werner, 2002 for related discussion).

The possibility of a gradual change in the degree of FOF can be framed in terms of a circular mechanism: as exchange-rate volatility increases, the behavior of individuals is likely to change in a way that reduces the negative effects of currency fluctuations, in particular depreciations. However, as these effects become less important, the authorities are more likely to let the exchange rate fluctuate.

Consider the effect on inflation. In the new system, and particularly as a country approaches a situation of low and stable inflation rates, exchange-rate fluctuations can be largely transitory. In contrast to more-managed systems, which historically tended to feature one-way permanent depreciations. If exchange-rate fluctuations are largely transitory, then firms will have no incentive to change their prices (see McCarthy, 1999 and Baqueiro *et al*, 2003 for a discussion of this point and some empirical evidence). In this case, currency depreciations will have a smaller inflationary effect.

Note the circularity: if exchange rate changes are perceived as largely transitory, then local prices will not be adjusted upwardly when the currency depreciates. But if local prices are not raised, the exchange rate does not have to change permanently to keep a relatively stable real exchange rate. This reduction in exchange rate pass-through may allow the central bank to let the exchange rate free to fluctuate, being less concerned for the inflationary impact of depreciations.

A similar reasoning applies to the effect of the exchange rate on output. If currency variations are perceived as largely transitory, then firms will not as easily enter or exit a foreign market when the exchange rate changes, given the sunk costs of such action (see Krugman, 1989). Then the observed effect of the exchange rate on the trade balance, and hence on aggregate demand, become smaller.

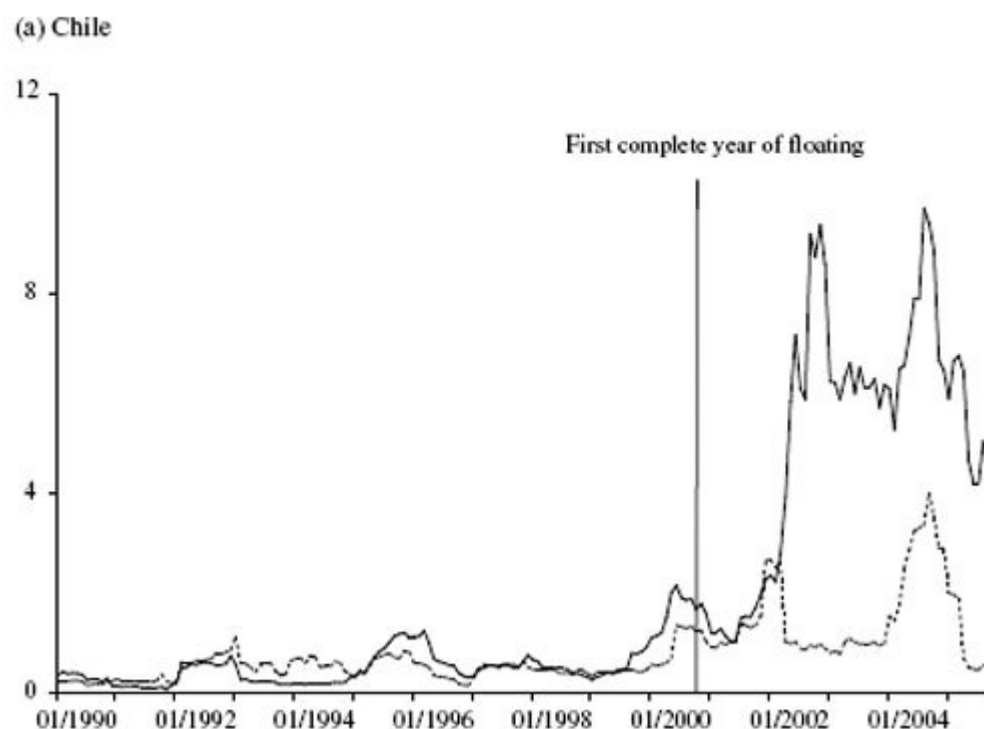
Aggregate demand can be affected also by balance-sheet effects and the possibility of contractionary currency depreciations. Although this is an old topic (see Krugman and Taylor, it regained prominence in the aftermath of the 1997 East Asian crises. According to some authors, currency depreciations were disruptive because of the currency mismatches induced by the government's implicit guarantee that no depreciations would take place (see Furman and Stiglitz, 1998). Presumably, local firms reacted to this guarantee by contracting debt denominated in foreign currency, even if they lacked income of similar denomination.

The shift to float removes this guarantee and thus creates an incentive to avoid currency mismatches³. This eliminates the basis for the balance-sheet effect and therefore weakens the impact of currency depreciations on aggregate demand. The new situation allows the central bank to let the exchange rate free to fluctuate without the fear of severe contractionary effects. These

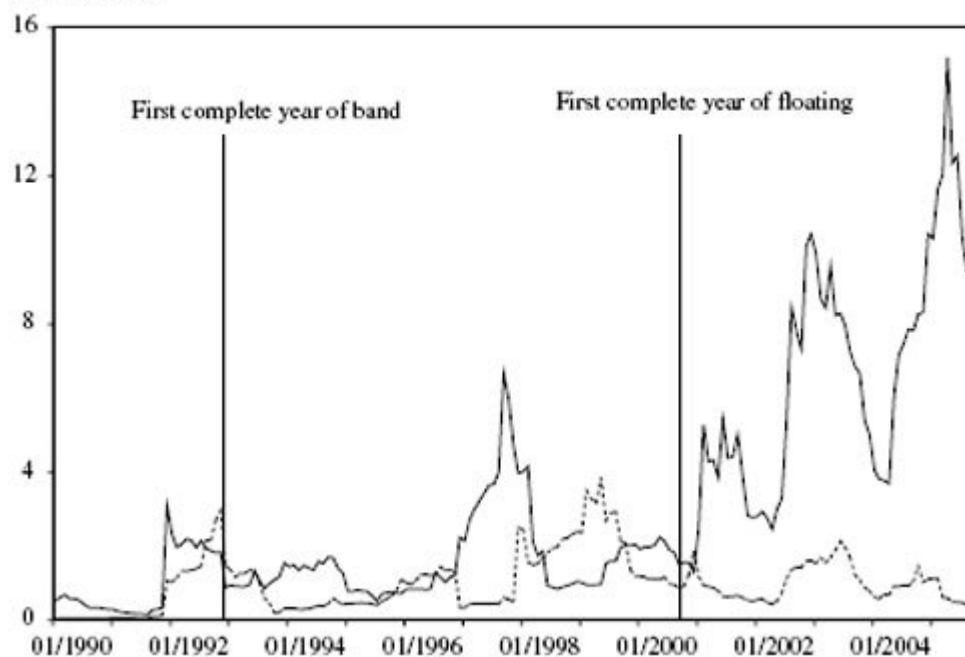
effects would reinforce each other over time, leading to increasing levels of relative exchange rate volatility.

The above factors imply that exchange-rate volatility may evolve endogenously after the change in regime; in particular, we would expect to see increasing levels of volatility as the period of float lengthens in each country. This prediction can be explored by calculating the level of relative exchange-rate volatility in rolling samples, as shown in the series of [Figure 1](#). Each observation in the series is a ratio between the standard deviations of the exchange rate and either the interest rate or foreign reserves, calculated over the previous 12 months. For instance, for Chile the first observation in the series corresponds to the volatility ratio calculated over the period February 1989-January 1990; the next observation corresponds to the ratio calculated over the period 1989-February 1990, and so forth.

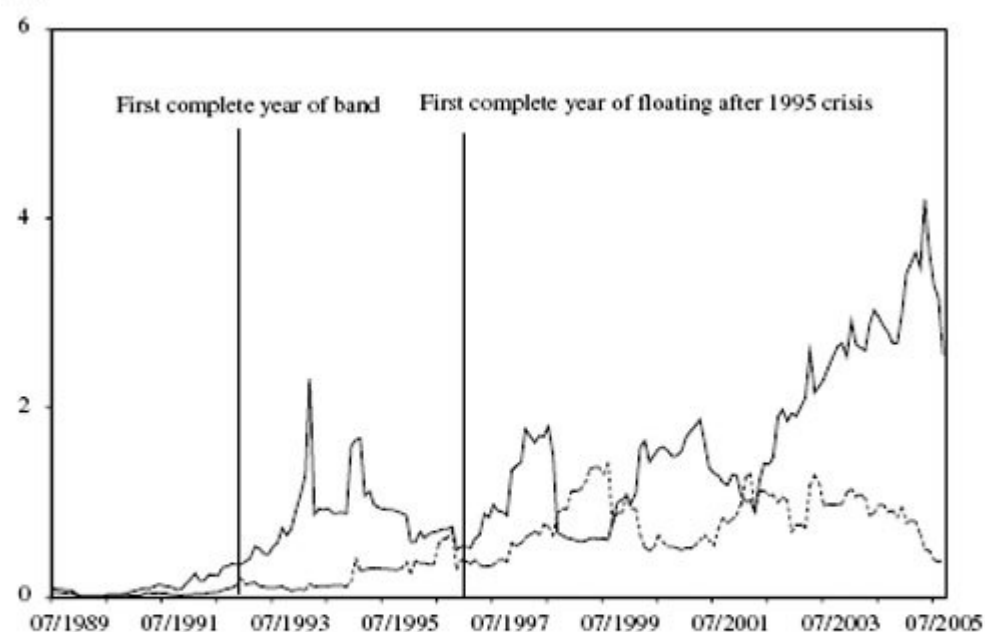
FIGURE 1
RELATIVE EXCHANGE-RATE VOLATILITY



(b) Colombia



(c) Mexico



Note: The solid (dashed) line series corresponds to the standard-deviation ratio between the monthly change of the exchange rate and the interest rate (reserves) calculated over the previous 12 months. The original series in levels were first Hodrick-Prescott detrended. The monthly changes in the exchange rate and reserves were originally expressed in percentages, while the change in the interest rate is in percentage points.

Source: Central Bank of each country.

The figure suggests two issues. First, in the three countries there is indeed a change in the financial adjustment after the adoption of the float, in the form of an increase in relative exchange rate volatility. And second, while this increase is at first timid, it becomes larger as we move more recent phases of floating. Toward the end of the sample the exchange rate's volatility; particular with respect to the interest rate, become much larger than anything seen in the country's recent history.

Consider Chile. During the first two years of the float (2000-2001), the exchange rate's volatility ratios remained within a range of 1-2. However, starting in 2002 a new trend clearly emerged is characterized by a steady rise in relative exchange-rate volatility, particularly in relation to interest rate. As a result, by the end of the sample the exchange rate's volatility ratio was sometimes higher than the level observed in the early stages of floating. Peaks of close to 10 were reached repeatedly.

The phenomenon is even more pronounced in Colombia, where the exchange rate-interest rate volatility ratio increased from a range of 2-4 in the initial phase of floating, to levels of more than 10 in the final part of the sample. Exchange-rate volatility in Mexico is smaller than in the other countries (note the different scale), but the trends are similar. In particular, the volatility of the exchange rate with respect to the interest rate increased from less than 2 in the first years of floating, to levels above 3 in 2005.

Thus, while the three countries appear to continue relying on reserves to accommodate shocks there has been a steady shift, as the period of floating is extended, from the interest rate to the exchange rate as main adjusting variable.

4. EXCHANGE RATE AND OUTPUT

This section presents an econometric analysis of output determination in our sample of Latin American countries. The analysis looks for possible changes in the effect of the exchange rate and interest rates on output, as we move from band to floating periods (or from early to late stage floating in Mexico, as explained below).

The motivation for the exercise is twofold. First, as argued in the previous section, there are reasons to expect a declining effect of the exchange rate on output as exchange-rate volatility increases. Second, a lower degree of FOF can have an increasing or decreasing effect on output volatility depending on whether the exchange-rate effect on output has become more or less important during the floating period, when compared to the interest-rate effect. In other words, the shift from the interest rate to the exchange rate as the major adjusting variable in the assets market may stabilize or destabilize output, depending on the relative sensitivity of output to those two variables.

The analysis rests on the estimation of error-correction models for the output growth rate in each country. This formulation allows us to analyze both the "level" relationship between the variables, usually interpreted as capturing "long-term" effects, and the short-term dynamics. The sample period is January 1990 (around the time of adoption of band regimes, with inflation under control and renewed access to the global capital market in our group of Latin American countries) to September 2005.

In addition to using the entire period, the equations are estimated also for shorter sub-periods for the purpose of detecting possible shifts in the exchange rate and interest-rate coefficients. In Mexico and Colombia, the sub-periods are January 1990 to September 1999, and January 1996 to September 2005, each with 117 monthly observations. They correspond to the entire band regime and to the last phase of the band plus the float, respectively⁴.

Mexico made an early shift to float in December of 1994, leaving the band period too small for estimation purposes. In addition, the shift took place in a crisis context. The early part of the floating period was basically characterized by the efforts of Bank of Mexico to reduce inflation and reestablish its credibility, which led to a strong reaction of monetary policy to the exchange rate (Edwards and Savastano, 1998). The main part of the disinflationary period did not end until 2001. [Figure 1](#) shows that it is precisely after this date, rather than when the float was adopted, that a steady rise in exchange-rate volatility began.

For these reasons, estimations for Mexico were performed for the following two sub-periods: January 1990 to December 2001 (144 observations), and January 1995 to September 2005 (117 observations). The second sub-period corresponds exactly to the float. Note that both sub-pe-

include the crisis observations, in order to reduce the chance that differences in the estimation results are driven by the crisis itself.

In the analysis that follows, these different estimation periods will be referred to as the "entire period" (January 1990 to September 2005), the "early period" (corresponding to the band regime in Chile and Colombia, and the band regime plus initial float in Mexico), and the "late period" phase of the band plus entire float in Chile and Colombia, and entire float in Mexico).

In each case, the equation estimated has the following form,

$$(1) \quad \Delta out_t = \sum_{m=1}^M a_m \Delta out_{t-m} + \sum_{l=0}^L b_l \Delta rer_{t-l} + \sum_{l=0}^L c_l \Delta rir_{t-l} + \sum_{l=0}^L d_l \Delta uso_{t-l} + \sum_{l=0}^L f_l \Delta comm_{t-l} - \sigma(out_{t-1} - out_t^{lr}) + e_t$$

where *out* is the 12-month growth rate of output (in percentage), *rer* is the natural log of the exchange rate index, *rir* is the real interest rate, *uso* is the US output growth rate (in percent and *comm* indicates the natural log of an international commodity price quoted in US dollars terms). The "equilibrium" output growth rate (out_t^{lr}) is determined as follows:

$$(2) \quad out_t^{lr} = \alpha + \beta rer_t + \chi rir_t + \delta uso_t + \lambda comm_t$$

Output is measured by an index of industrial production, the real exchange rate is the ratio of foreign to local prices (thus, a rise in the index indicates a real depreciation of the local currency and the real interest rate is the difference between the nominal interest rate and the inflation rate). The international commodity price is that of copper in the equations for Chile, coffee in Colombia and oil in Mexico, all deflated by the US producer price index. This variable is included to separate the effect of the real exchange rate from that of terms-of-trade fluctuations on output. In addition, the equations for Colombia and Mexico include dummy variables that isolate the observations corresponding to extraordinary variations in output (such as the Tequila crisis in Mexico; see Appendix for precise data definitions and sources).

The initial value of *M* and *L* in equation (1) was six. The lag structure was then sequentially simplified according to the statistical significance of the individual coefficients. Thus, the dynamic effects shown below are based on equations that include only those coefficients estimated with values of at most 0.10.

The term in parenthesis on the right-hand side of equation (1) is the deviation of the actual output growth rate from its long-run value. This implies that σ measures the speed of adjustment to equilibrium. The equilibrium equation (2) can be accepted when the hypothesis that σ equals zero is rejected. For this relationship to be meaningful, the estimated value of σ must be negative, indicating that the actual growth rate of output moves over time toward its equilibrium value.

Estimation was carried out following the approach proposed by Pesaran *et al* (2001), which does not require pre-testing the variables for order of integration (see Frankel *et al*, 2002 for an early application). The procedure focuses on the statistical significance of the speed-of-adjustment coefficient. Pesaran *et al* (2001) provide separate critical values for the hypothesis that σ equals zero depending on whether the variables are integrated of order one or zero [1(1) or 1(0), respectively].

If the t-statistic is larger, in absolute terms, than the critical values for the 1(1) case, then equation (2) can be accepted irrespective of whether the variables are stationary or not. In contrast, if the estimated t-statistic falls between the 1(0) and 1(1) critical values, then the equation can be accepted only under the assumption that the variables are stationary. These results were

complemented with those from the Engle-Granger procedure, which consists of testing for a unit root in the residuals from equation (2).

The estimation was carried out in two steps. Initially, equation (2) was estimated and the deviation of the output growth rate from its equilibrium level were calculated. In the second step, equation (3) was estimated. The results are presented in [Table 2](#). There are three equations for each country corresponding to the entire, early and late periods. Section (A) of the table presents the level coefficients, while section (B) focuses on the short-term part of the model. This latter part includes besides the adjusted R² and B-G statistic for serial correlation, the estimated error-correction coefficient and Wald tests for the joint significance of each variable's current and lagged values.

TABLE 2
ECONOMETRIC RESULTS. OUTPUT EQUATIONS.
Dependent variable: 12-month output growth rate, OLS estimation

Long-run coefficients:	CHILE			COLOMBIA			MEXICO	
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)
Sample	1990.1-2005.9	1990.1-1999.9	1996.1-2005.9	1990.1-2005.9	1990.1-1999.9	1996.1-2005.9	1990.1-2005.9	1990.1-2001.12 1995.1-1999.9
Real exchange rate	4.93	-4.64	13.82 *	20.23 ***	33.48 ***	23.66 *	9.76 *	9.22 *
Real interest rate	-0.30 **	-0.26 +	-0.22 +	-0.32 *	-0.30 **	-0.44 **	-0.17 ***	-0.17 ***
Commodity price	3.98 **	6.92 ***	4.46 **	2.09	3.70 +	5.01	-0.38	3.57 ***
US growth rate	0.24	-0.16	0.44 **	0.79 ***	1.41 ***	0.53 *	0.76 ***	0.81 ***
Crisis dummy	-	-	-	-19.59 ***	-18.83 ***	-18.21 ***	-17.28 ***	-17.28 ***
Recovery dummy	-	-	-	-	-	-	4.18 ***	3.438 ***
Constant	-27.55	8.04	-70.07 **	-101.98 ***	-173.40 ***	-129.35 *	-41.56 *	-49.40 **
Adj R-sq	0.15	0.14	0.32	0.54	0.62	0.61	0.6522	0.71
Residual tests:								
ADF	-5.36 ***	-5.08 ***	-8.26 ***	-5.33 ***	-7.52 ***	-3.37 **	-5.66 ***	-10.35 ***
Phillips-Perron	-7.69 ***	-4.99 ***	-8.38 ***	-10.62 ***	-7.59 ***	-7.86 ***	-12.26 ***	-10.52 ***
KPSS	0.05 \$	0.12 \$	0.06 \$	0.06 \$	0.12 \$	0.08 \$	0.46 \$\$	0.23 \$

TABLE 2 (continued)
ECONOMETRIC RESULTS. OUTPUT EQUATIONS.
Dependent variable: 12-month output growth rate, OLS estimation

(B) Short-term dynamics:	CHILE			COLOMBIA			MEXICO		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Sample	1990.1-2005.9	1990.1-1999.9	1996.1-2005.9	1990.1-2005.9	1990.1-1999.9	1996.1-2005.9	1990.1-2005.9	1990.1-2001.12	1996.1-2005.9
EC coefficient	-0.29 #	-0.25 ##	-0.75 #	-0.42 #	-0.51 #	-0.41 #	-0.54 #	-0.47 #	-0.47 #
Wald tests (p-values) on differences of:									
Real exchange rate	0.0148	0.0015	0.0760	0.0078	0.0286	0.0027	0.0000	0.0000	0.0000
Real interest rate	0.0954	0.0019	0.0024	0.0251	0.0112	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
Commodity price	-	-	-	0.0020	0.0373	0.0010	0.0342	0.0511	0.0000
US growth rate	-	0.0025	-	0.0033	0.0000	0.0934	0.0000	0.0001	0.0000
Lagged growth rate	0.0000	0.0000	0.1085	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
adj R-sq	0.3103	0.3840	0.4198	0.5225	0.5754	0.5555	0.5711	0.5736	0.5736
DW	1.9783	2.0170	2.0624	2.0807	2.0735	2.2334	1.9961	2.0515	2.0515
Breusch-Godfrey (1)	0.6258	0.7687	0.1774	0.2827	0.4456	0.0352	0.9270	0.5993	0.5993
Breusch-Godfrey (3)	0.6994	0.4208	0.4086	0.7261	0.5625	0.1459	0.7023	0.8969	0.8969

Notes to Table 2: Newey-West standard errors used in all models. Details of the short-term specification in Appendix B.

***, **, *, +: rejects the null that the coefficient equals zero at 1%, 5%, 10%, 15% respectively. ADF, PP critical values from Mc Kinnon (1988). \$, \$\$: can null of stationarity at 10%, 1% (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test). #: rejects the null of no long-run relationship at 5% regardless of the order of integration (Pesaran *et al.*, 2001). ##: rejects the null of no long-run relationship only for I(0) variables (see Pesaran *et al.*, 2001).

Our main interest is in section (B) of the table, which shows the short-term effect of the exchange rate and interest rate on output. However, for the sake of completeness (and because of its importance), we will as a preamble consider the long-run part of the model. The fit of the equation is good in Colombia and Mexico, although Chile shows relatively low R^2 levels. In all equations the error-correction coefficient is negative and highly significant, which is consistent with the existence of an equilibrium relationship between the variables (with some statistical ambiguity only in the second equation for Chile). In the same sense, all the unit root tests are consistent with the hypothesis that the residuals from equation (1) are stationary.

There is evidence of a tight link with the US growth rate, particularly in the cases of Colombia and Mexico. In the late period, the link is strongest in Mexico, with a coefficient of more than twice the size of those obtained for Colombia and Chile, presumably as a reflection of the beginning of the late period. A noteworthy result is that the oil-price coefficient becomes negative in the Mexican equation in the late period, reflecting the declining importance of this commodity within the country's exports and the predominance of the contractionary effects that higher oil prices have on the world economy.

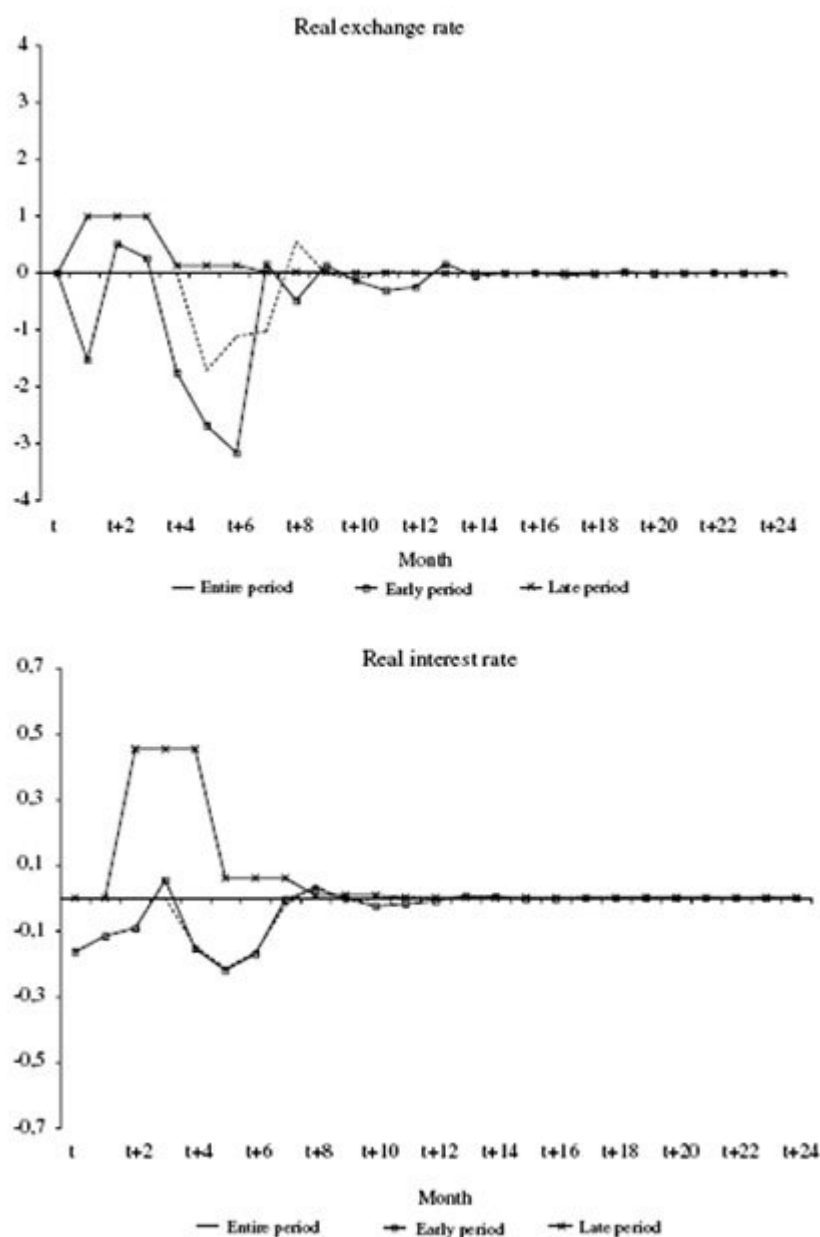
As could be expected, the coefficient for the real interest rate is negative and, in most cases, significant. Within each country, the estimated value for the coefficient does not change much across periods. The results for the real exchange rate are, in contrast, more complicated: the variation in the size of the estimated coefficients is much larger across countries and periods, and there are sign switches.

Considering the entire estimation period, the real exchange rate coefficient is positive in all countries, although it is not significant in Chile. Thus, a depreciated currency leads to more rapid output growth⁵. The effect is particularly strong in Colombia, although it appears to decline in the late period⁶. In Chile, in contrast, the effect becomes significant and relatively large only in the recent period. In Mexico, currency depreciations are expansionary in the early period, but contractionary in the late one. These variations seem worth of study in a different paper that focuses on the long-run effects of the real exchange rate.

We now turn to the short-term part of the model. The results will be illustrated by calculating

dynamic effects of the real exchange rate and the real interest rate on the output growth rate according to the estimated coefficients for the variables in differences [see the first terms on right-hand side of equation (2)]. In this calculation it is assumed that changes in the relevant variables are transitory but "persistent", lasting three periods (months). The results are shown in [Figures 2-4](#). As mentioned, they are derived from equations that retain only those variables whose coefficients have p-values of at most 0.10, both individually and in the Wald tests of joint significance.

FIGURE 2
CHILE: DYNAMIC EFFECTS OF REAL EXCHANGE RATE
AND INTEREST RATE SHOCKS ON OUTPUT



Note: The figure shows the dynamic effect percentage on the output growth rate of a 1-point change in the real interest rate and a 5-percent change in the real exchange rate that last for three periods. See Table 2 for details on the equations used in the calculation of these effects.

FIGURE 3
MEXICO: DYNAMIC EFFECTS OF REAL EXCHANGE RATE
AND INTEREST RATE SHOCKS ON OUTPUT

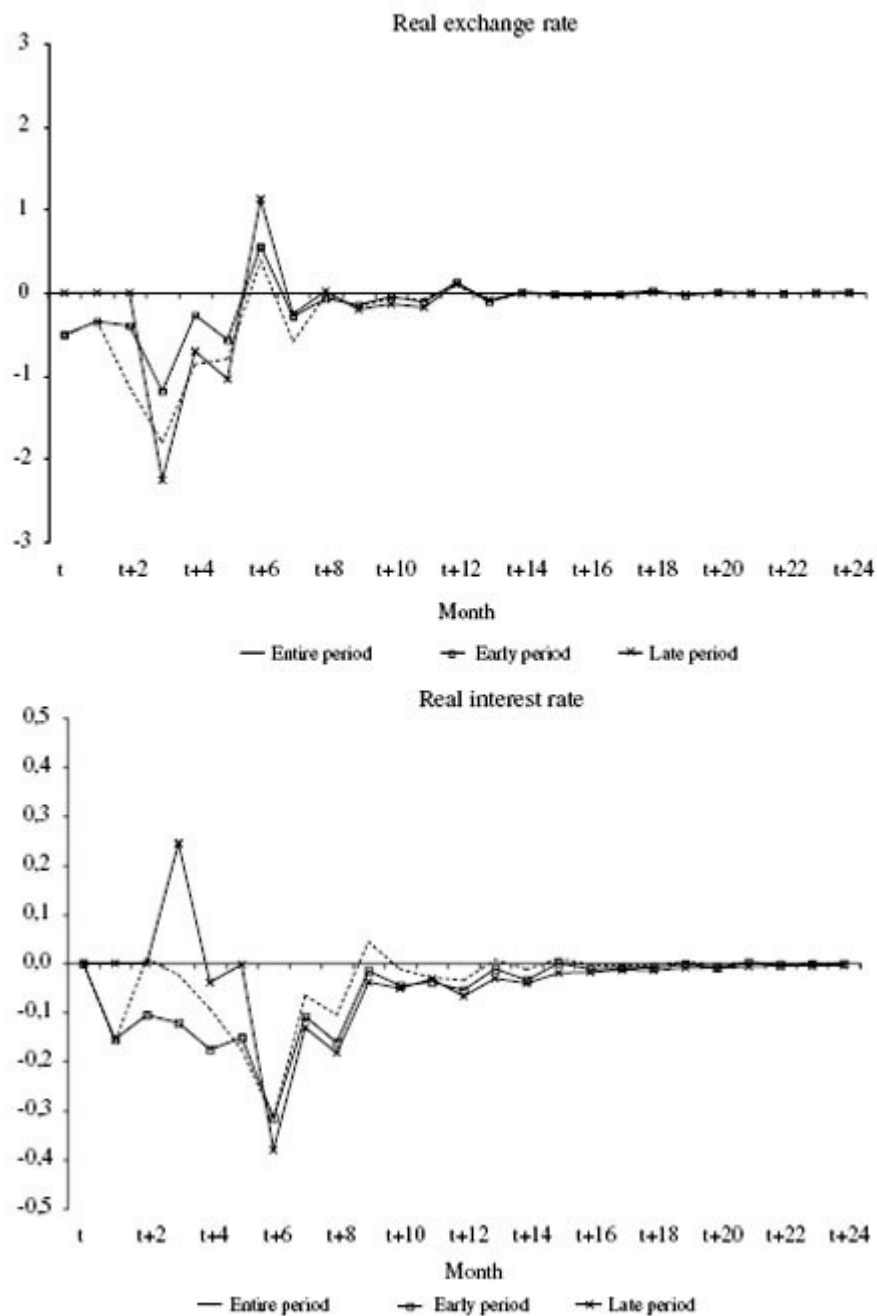
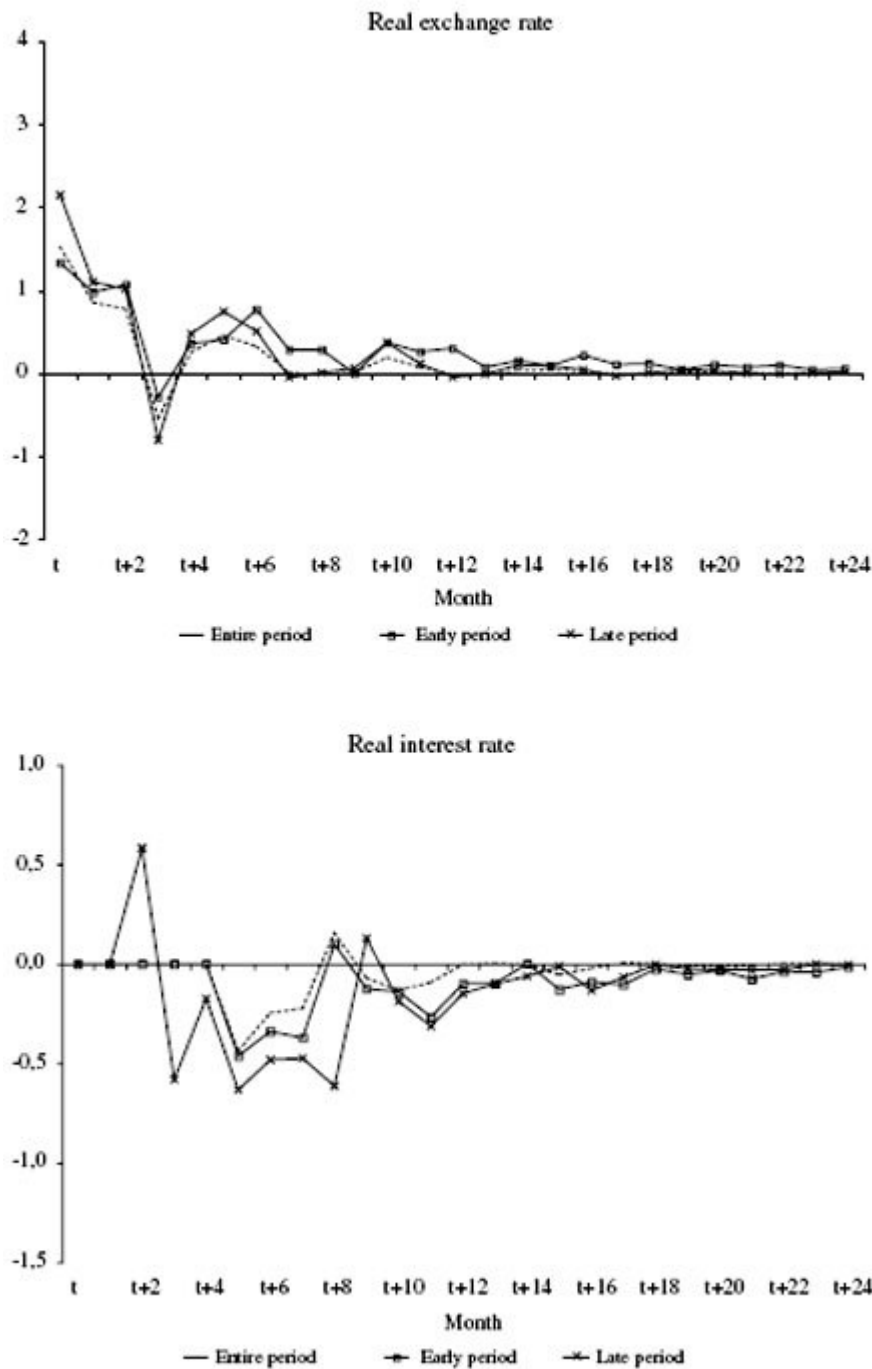


FIGURE 4
COLOMBIA: DYNAMIC EFFECTS OF REAL EXCHANGE RATE
AND INTEREST RATE SHOCKS ON OUTPUT



Note: See Figure 2.

Consider, first, the case of Chile. According to the model estimated for the entire period, a 1-rise in the real interest rate leads to a fall of 0.21 points in the output growth rate after five r while a 5 percent real currency depreciation leads to a fall of 1.71 points in the output growth after the same number of months.

The size of the dynamic effect of the interest rate in the early period is similar to that calculat the entire sample, although the reduction of the output growth rate takes place immediately

than after several months⁷. The effect of the real exchange rate, however, is much larger: a 5 percent currency depreciation in the early period produced a fall of 3.25 points in the output growth rate (after 6 months), rather than the effect of 1.71 estimated for the entire period.

Further evidence of a shift in coefficients is provided by the estimation results for the late period in particular, although the dynamic effect of the real exchange rate on output growth becomes much smaller (perhaps because of a loosening of the balance-sheet effect), its absolute size is much smaller in the earlier period⁸. The results from this comparison agree with our expectations, given our previous conclusion that both a consequence of and a favorable condition for greater exchange rate volatility is a decline in the effect of the exchange rate on output.

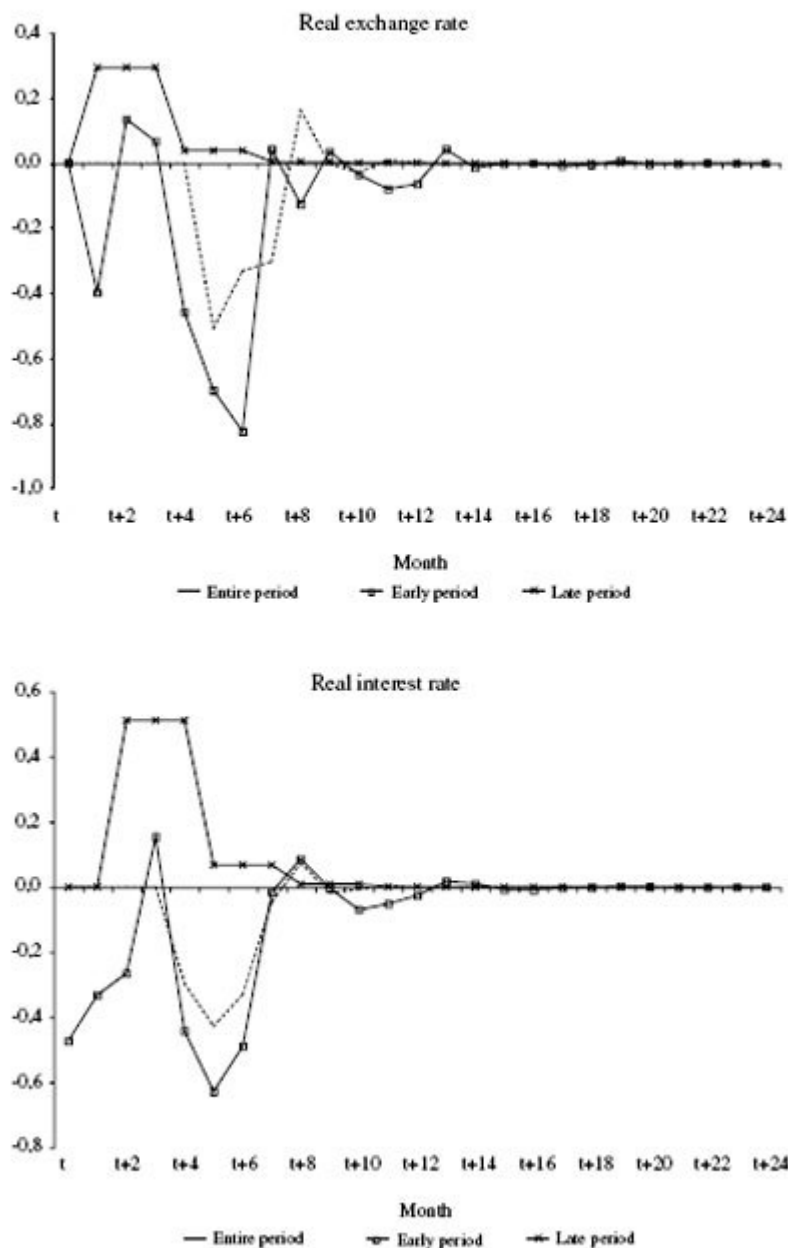
We observe the opposite results in Mexico. The effect of the interest rate on the output growth rate does not vary much across periods. For instance, a one-point rise in the real interest rate reduced the output growth rate in 0.32 percentage points in the early period and in 0.38 in the late period. In contrast to the Chilean case, the exchange-rate effect became much stronger. In the early period a currency depreciation of 5 percent produced a fall of 1.18 points in the output growth rate; in the late period, this effect practically doubles to 2.25 points.

In Colombia, a rise in the interest rate reduces the output growth rate while currency depreciation has the opposite effect. It is readily apparent that the dynamic effects of a change in both the real exchange rate and the real interest rate are more persistent in the early period than in the late period. But the size of the effects is in fact larger for the late period. For instance, the peak effect of a variation in the real exchange rate is a change of about 1.33 points in the output growth rate in the early period but of 2.15 points in the late one.

This result implies that exchange-rate volatility has a stronger influence on output in the early period when compared to the band regime. However, the effect of the interest rate on output growth increased in the late period. For instance, a 1 -point rise in the real interest rate produced a fall of 0.46 points in the output growth rate in the early period, but of 0.63 in the late one. By itself, the stronger effect of the interest rate on output makes a policy of greater interest rate control more attractive.

The net effect on output stability from the shift to greater exchange-rate volatility will ultimately depend, by definition, on the combined influence of the two factors that we have reviewed separately: the change in the exchange-rate and interest-rate coefficients in the output equations and the actual trade-off between exchange-rate and interest-rate volatility (that is, how much exchange-rate volatility increases as the range of fluctuation of the interest rate is reduced). One way to look at this net effect, using our output growth equations, is to calculate and compare the dynamic response of output to the mean absolute change of the exchange rate and interest rate in the different periods (see [Figures 5-7](#)).

FIGURE 5
CHILE: DYNAMIC OUTPUT EFFECTS FROM A MEAN ABSOLUTE CHANGE
IN REAL EXCHANGE RATE AND INTEREST RATE



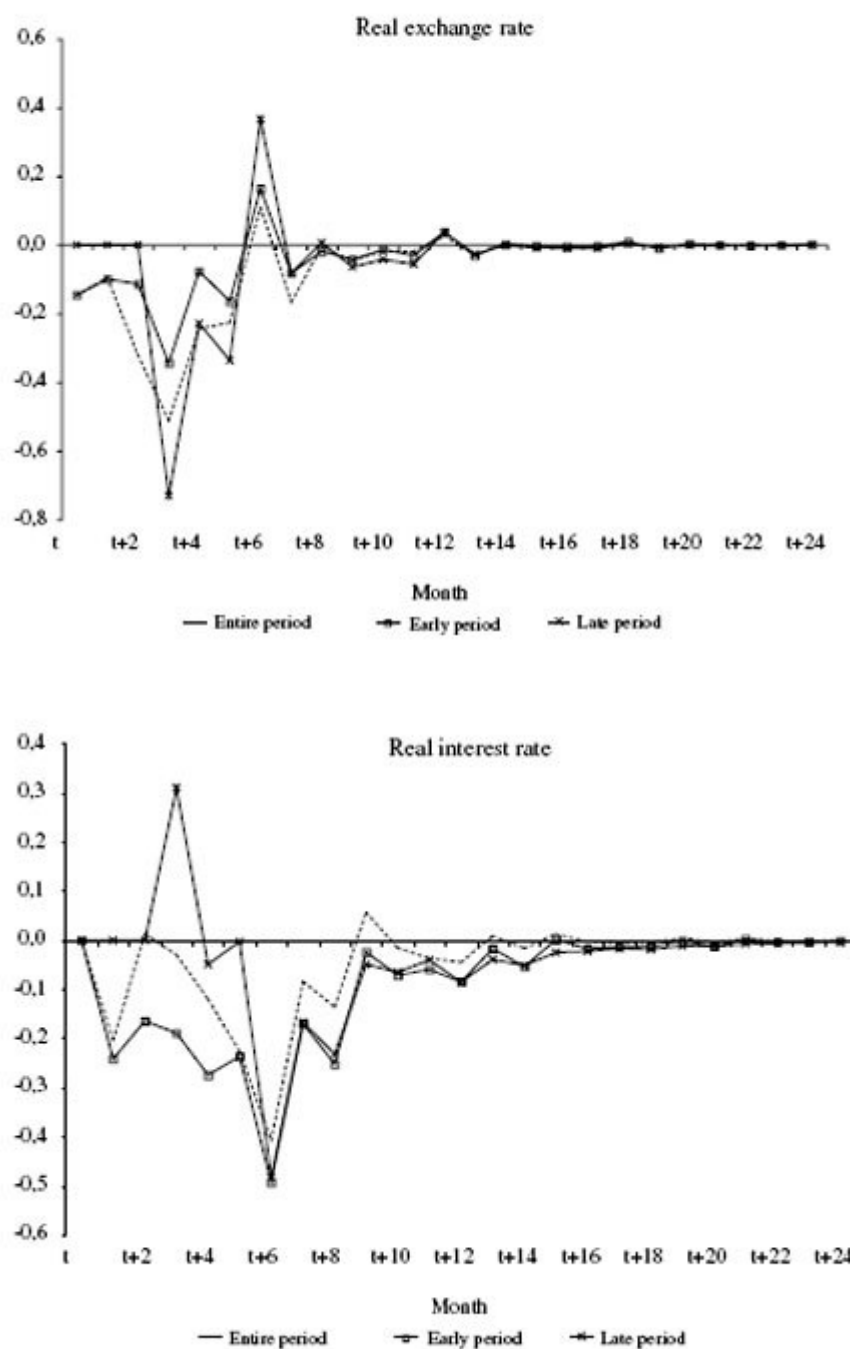
Note: The figure shows the dynamic effect on the output growth rate of a variation equal to the mean absolute change in the real interest rate and the real exchange rate that lasts for three periods. See table 2 for details on the equations used in the calculation of these effects.

In Chile, the mean absolute change of the real interest rate during the entire, early and late periods was 1.99, 2.86 and 1.13 percentage points, respectively. The corresponding figures for the mean absolute change of the log real exchange rate were 0.0148, 0.0130 and 0.0148. Using these numbers in our output growth equations shows that the net effect of the shift to greater exchange rate volatility was a reduction in output volatility. This is most clearly seen by comparing the effects for the entire and early periods. In the case of the real interest rate, the peak effect on output growth falls from -0.63 points in the early period, to -0.43 in the entire period. In the case of the real exchange rate, the peak effect declines from -0.82 to -0.51 points (see Figure 5).

In Mexico, in contrast, the net result appears to be an increase in output volatility. In this country, the mean absolute change in the entire, early and late periods was respectively 1.29, 1.56 and

for the real interest rate, and 0.0142, 0.0145 and 0.0162 for the log real exchange rate⁹. Substituting these data into the output growth equations shows that the peak effect of the interest rate on output (of close to -0.5 points) basically does not change across periods, while the peak effect of the exchange rate increases from -0.34 in the early period to -0.73 in the late one. In Mexico, therefore, the observed increase in exchange-rate volatility has tended to amplify output volatility, without a compensating effect from the reduction in (relative) interest-rate volatility (Figure 6).

FIGURE 6
MEXICO: DYNAMIC OUTPUT EFFECTS FROM A MEAN ABSOLUTE CHANGE IN REAL EXCHANGE RATE AND INTEREST RATE

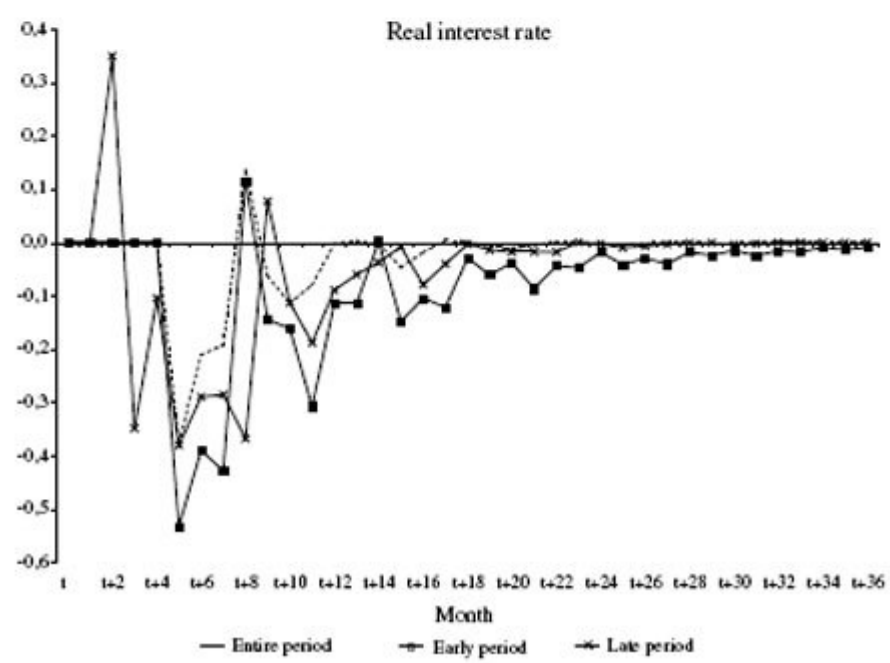
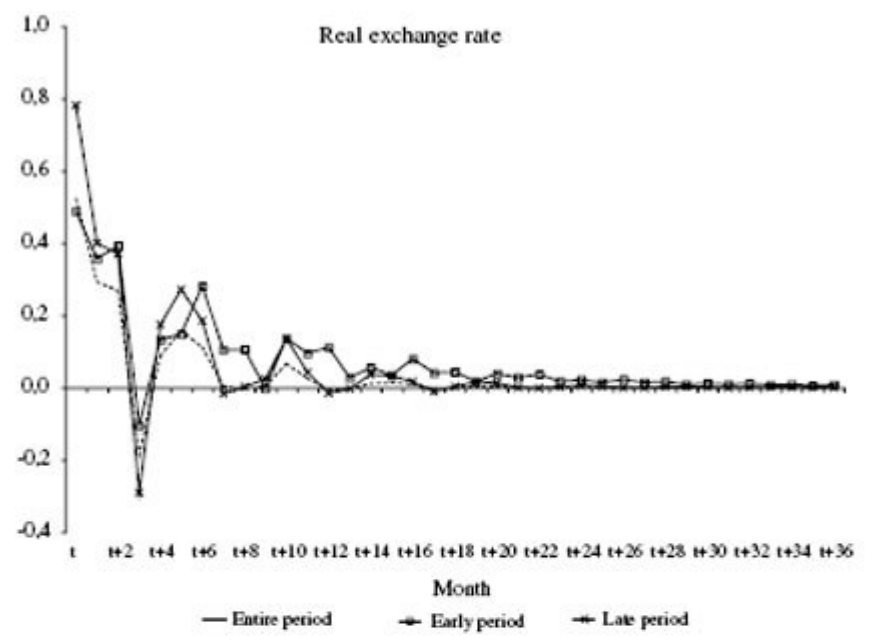


Note: See Figure 5.

Finally, Colombia is in an intermediate position. On one side, the reduction in interest-rate volatility has more than offset the increase in the interest-rate coefficient in the output equation, and, as a result, there was a reduction in the contribution of this source to output volatility. In particular, the mean absolute change of the real interest rate during the entire, early and late periods was 0.86, 1.15 and 0.60 percentage points, respectively. Using these data in the output equations, the peak effect was -0.53 points in the early period but only -0.38 in the late one.

On the other side, though, the increase in the exchange-rate coefficient in the late period, combined with the slight reduction in absolute exchange-rate volatility, has resulted in greater output volatility from this source. More specifically: the mean absolute change of the log real exchange rate for the entire, early and late periods was 0.0172, 0.0183 and 0.0182, respectively. It can be calculated that the peak effect from this source on the output growth rate increased from 0.49 points in the early period, to 0.78 in the late one ([see Figure 7](#)).

FIGURE 7
 COLOMBIA: DYNAMIC OUTPUT EFFECTS FROM A MEAN ABSOLUTE CHANGE IN REAL EXCHANGE RATE AND INTEREST RATE



Note: See Figure 5.

5. CONCLUSIONS

Some analysts have argued that emerging market economies suffer from fear of floating (FOF) that despite the formal adoption of floating regimes, they use monetary policy to stabilize the exchange rate at the cost of large interest-rate volatility. This paper shows that this manifest FOF is becoming weaker as the period of floating lengthens in Chile, Colombia and Mexico. In

words, exchange-rate volatility levels have risen, but this has been a gradual phenomenon rather than a discrete adjustment at the time of adoption of the float. An important implication is that the gain in monetary autonomy may have been small in the early stages of floating, it has increased considerably as experience on the operation of the system accumulates.

The paper argues that the reduction of FOF may be the result of a circular mechanism, according to which as the exchange rate becomes more volatile, its effects on output and inflation decline; when this latter happens, the authorities are more likely to let their currencies fluctuate. The econometric analysis of output shows some support for this prediction, as explained below.

From the point of view of output stability, this change in monetary management may be reasonable but it depends on both the specific trade-off between exchange rate and interest rate volatility and on the relative effect of the exchange and interest rates on output. Wider exchange rate fluctuations as the counterpart to greater interest rate control will be desirable to the extent that output is more sensitive to the interest rate than to the exchange rate. As mentioned, the shift to a regime of greater exchange-rate volatility may end up producing a reduction in the sensitivity of output to the exchange rate. A fall in the output effect of the exchange rate becomes both a consequence and a favorable condition for greater exchange-rate flexibility.

The main contribution of this paper is to relate the evolution of FOF with the effect of the exchange rate and interest rate on output. The empirical estimation of output growth equations for Chile, Colombia and Mexico yields mixed results. In Chile, the estimated short-term effect of the exchange rate on output became smaller as the country moved to a regime of greater exchange-rate volatility. In net terms, the contribution of both the exchange rate and interest rate to output-growth volatility declined.

In contrast, in Colombia and Mexico there was a rise in the short-term sensitivity of the output growth rate to both the exchange rate and interest rate in the recent period. In Mexico, the net contribution from the shift to greater exchange-rate volatility appears to be an increment in output volatility, with no offsetting decline from the contribution of the interest rate. In Colombia, the contribution of the exchange rate to output volatility has risen, but at the same time the contribution of the interest rate has declined.

NOTES

*I would like to thank two anonymous referees and an editor for their very detailed and sharp comments and suggestions on a previous version of this paper. Naturally, I remain its solely responsible author.

¹Belke *et al.* (2004) seem to question the relevance of the notion of FOF based on their observation of a positive correlation between exchange-rate and interest-rate volatility in emerging market economies, an observation that they interpret as evidence of the influence of exogenous events such as shifts in international financial markets. However, FOF may be present irrespective of the mentioned correlation. The question is, given a shock that affects the local assets markets, to what extent authorities allow the exchange rate to absorb the shock vis-à-vis the interest rate.

²Rowland (2004) had already noted a small decline in the volatility of the exchange rate in Chile after the shift to float, using data for a shorter period. However, as the following indicators make clear, this conclusion dramatically changes if relative (rather than absolute) exchange-rate volatility is considered.

³For instance, Lima *et al.* (2006) present detailed data showing a large reduction in currency mismatch among Colombia's firms after the country's adoption of a floating exchange regime.

⁴Ideally, we should estimate rolling regressions within the floating periods to check for a gradual shift in the coefficients; however, the relatively short sample available for each country does not allow that. For instance, experimentation with 5-year rolling windows yielded very unstable d

effects. In any case, the justification for the exercise consists of looking for evidence that the exchange-rate effect on output varies across periods characterized by different levels of exchange rate volatility.

⁵Recall that contractionary effects are usually deemed relevant for the short run, while in the long run the positive impact on the profitability of tradables is expected to dominate; see Frenkel and Taylor (2006) for a general discussion of this point, and Galindo and Ros (2004) for further evidence on Mexico.

⁶For a 10% depreciation, the effect on the output growth rate falls from 3.3 points in the early period, to 2.4 points.

⁷In the early 2000s, there was some debate in Chile about whether the effect of monetary policy on aggregate demand had weakened after the policy's intermediate objective shifted from a real rate to a nominal one in late 2001 (see Morandé, 2002). This shift does not affect our results because we are using, not the policy rate, but directly a market rate.

⁸The dynamic effect of the interest rate also becomes larger in the estimation for the late period; however, the observed effect is positive, which is difficult to interpret; moreover, it differs greatly from the estimated effect for the entire period. These two observations suggest that the observed effect for the late period may be an accident of the chosen estimation period.

⁹These values exclude the crisis year 1995.

6. REFERENCES

Baqueteiro, A., A. Díaz de León and A. Torres (2003), "Fear of floating or fear of inflation? The exchange rate pass-through", *BIS Working Papers*, 19:338-354.

Belke, A., K. Geisslreither and D. Gros (2004), "On the relationship between exchange rates and interest rates: evidence from the Southern Cone", *Cuadernos de Economía* 41: 35-64.

Calderón, C. and K. Schmidt-Hebbel (2003), "Macroeconomic policies and performance in Latin America", *Journal of International Money and Finance* 22: 895-923.

Clavijo, S. (2002), "Política monetaria y cambiaria en Colombia: progresos y desafíos (1991-2001)", *Ensayos Sobre Política Económica* 42: 87-142, Banco de la República, Colombia.

Calvo, G. and C. Reinhart (2002), "Fear of floating", *The Quarterly Journal of Economics* 117(3): 379-408.

Carstens, A. and A. Werner (2000), "Monetary policy and exchange rate choices for Mexico", *Cuadernos de Economía* 110: 139-175.

De Gregorio, J. and A. Tokman (2004), "Overcoming fear of floating: exchange rate policies in Chile", Central Bank of Chile, Working Paper 302.

Edwards, S. and M. Savastano (1998), "The morning after: the Mexican peso in the aftermath of the 1994 currency crisis", NBER, Working Paper 6516.

Frankel, J. A., S. Schmukler and L. Servén (2002), "Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime", *NBER*, Working Paper 8828, March.

Frenkel, R. and L. Taylor (2006), "Real exchange rate, monetary policy and employment", *UVA Working Paper* 19, February.

Furman, J. and J. E. Stiglitz (1998), "Economic crises: evidence and insights from East Asia", *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1-135.

Galindo, L. M. and J. Ros (2005), "Inflation targeting in Mexico: an empirical appraisal", presented at the Conference Alternatives to Inflation Targeting Monetary Policy for Stable and Egalitarian Growth in Developing Countries, Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES), Buenos Aires, May.

Girton, L. and D. Roper (1977), "A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience", *American Economic Review* 67(4): 537-548.

Hausmann, R., M. Gavin, C. Pages-Serra and E. Stein (1999), "Financial turmoil and the choice of exchange rate regime", Inter American Development Bank, Working Paper 400.

Krugman, P. (1989), *Exchange rate instability*, MIT Press. Cambridge, MA.

Krugman, P. and L. Taylor (1978), "Contractionary effects of devaluation", *Journal of International Economics*, 8: 445-456.

Lima, J. M., E. Montes, C. Várela and J. Wiegand (2006), "Sectoral balance mismatches and macroeconomic vulnerabilities in Colombia, 1996-2003", IMF Working Paper 06/5.

McCarthy, J. (1999), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", BIS Working Paper 79.

Morandé, F (2002), "Nominalización de la tasa de política monetaria. Debate y consecuencias", *Cuadernos de Economía* 117: 239-252.

Morandé, R and K. Schmidt-Hebbel (1999), "Monetary policy and inflation targeting in Chile", *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*, M. Blejer, A. Ize, A. Leone and S. Werlang (ed.), International Monetary Fund, Washington, DC.

Pesaran, M.H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of cointegration relationships", *Journal of Applied Econometrics* 16: 289-326.

Rogoff, K., A. M. Husain, A. Mody, R. Brooks and N. Oomes (2003), "Evolution and performance of exchange rate regimes", IMF working paper 03/243.

Rowland, P. (2004), "Exchange rate pass-through to domestic prices: the case of Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica* 47: 106-125, Banco de la República, Colombia.

Schmidt-Hebbel, K. and A. Werner (2002), "Inflation targeting in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility and the exchange rate", Central Bank of Chile, Working Paper 171.

APPENDIX

A) DATA DEFINITIONS AND SOURCES FOR SECTION 4

Output:

The output growth rate corresponds to the 12-month percentage variation in the following indices:

Chile: Index of manufacturing production. Source: IMF.

Colombia and Mexico: Index of industrial production.

Source: Central

banks.

US: Index of industrial production. Source: Federal Reserve.

Real exchange rate:

Chile and Colombia: Central banks' multilateral real exchange rate indices.

Mexico: CPI ratio between the US and Mexico, based on central bank data.

A rise indicates depreciation.

Real interest rate:

Calculated as the difference between the nominal interest rate and the CPI-based

12-month inflation rate, both in percentage. The nominal interest rates are:

Chile: Average of deposit and lending rates, 90 to 365-day operations.

Colombia: 90-day CD interest rate for banks and corporations.

Mexico: 91-day Treasury bill rate from primary auctions.

Source: Central banks.

Commodity prices:

Chile: Copper, grade A cathode, LME spot price, cif European ports, US\$ per metric ton.

Colombia: Coffee, Mild Arábicas, International Coffee Organization, New York cash price, US cents per pound.

Mexico: Crude oil, simple average of three spot prices; Dated Brent,

West Texas Intermediate, and the Dubai Fateh, US\$ per barrel.

All prices were deflated by the US producer price index calculated

by the Bureau of Labor Statistics.

Source: IMF.

Crisis dummies:

Colombia: Equal to 1 from December 1998 to July 1999, when the 12-month output growth rate showed values of about minus 20 percent.

Mexico: Equal to 1 from April 1995 to December 1995, in the aftermath of

peso collapse of late 1994, early 1995. The "levels" equation for Mexico

also included a "recovery" dummy to isolate the

extraordinary high growth
rates registered during April 1996 to December 1996, and
which basically
reflected the output collapse of 1995.

© **2008 Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile**

**Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312**

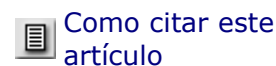


cuadecon@faceapuc.cl



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 versión on-line

Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007



Cuadernos de Economía, Vol. 44 (Noviembre), pp. 211-231, 2007

¿Cuánto Dura el Desempleo de la Población más Pobre en Chile?*

RODRIGO MONTERO

Universidad Diego Portales. Chile. Email: rmontero@cchc.cl

En este artículo se analizan los determinantes de la duración del desempleo para los beneficiarios del programa Chile Solidario (transferencias monetarias condicionales). Usando estimaciones no paramétricas de Kaplan-Mehier, se demuestra que al comienzo del período de desempleo existe una alta probabilidad de abandonar dicho estado. Esta probabilidad es creciente y alcanza un máximo al séptimo mes, punto a partir del cual cae sistemáticamente. Por otro lado, las estimaciones paramétricas revelan que dentro de los factores que incrementan la duración del desempleo se encuentran el ser mujer, indígena, tener entre 45 y 54 años de edad y bajo nivel de escolaridad. Estos elementos permiten caracterizar los grupos de la población más vulnerable al problema del desempleo.

Keywords: Desempleo, Modelos de Duración, Pobreza.

This paper analyzes the determinants of the unemployment spells for the beneficiaries of "Chile Solidario", a conditional cash-transfer program. The evidence on unemployment spells for Chile is scarce. Employing the Kaplan-Mehier's non-parametric estimator, I found that at the beginning of the unemployment spell there exists a high probability of leaving unemployment. This probability reaches its peak on the seventh month, after which, it declines. Moreover, parametric estimations show that factors such as belonging to the indigenous population, being between 45 and 54 years old, being woman and having low education, increase the spell of unemployment.

1. INTRODUCCIÓN

El desempleo es un tema que fácilmente cautiva la atención de los distintos actores de la sociedad, por lo mismo se trata de una materia en donde existe abundante investigación. La tasa de desempleo es el pulso de la economía y las implicancias que tiene el desviarse de la tasa natural o de equilibrio de largo plazo son motivo de preocupación. Respecto a esto, las alzas en el nivel de la tasa de desempleo suscitan especial interés. A propósito de la denominada crisis asiática, las autoridades chilenas debieron hacer uso de importantes montos de recursos con el objetivo de mitigar la abrupta alza del desempleo a través de empleos de emergencia.

Las causas del desempleo vienen dadas por la caída en la actividad económica unida a trabas de índole microeconómica que impiden un mercado laboral fluido. Al respecto, Bergoëing y Morandé (2001) identifican como principal causa del aumento en el desempleo el mayor costo de contratación laboral originado a partir de las recientes reformas laborales. Por otra parte, Cowan *et al.* (2005) presentan un análisis crítico del fenómeno del desempleo en Chile. Los autores dan cuenta de las principales causas que estarían detrás de la lenta disminución de los niveles de desempleo con posterioridad de la crisis asiática. Los autores identifican los grupos de trabajadores más vulnerables frente al fenómeno del desempleo. En particular, el crecimiento del desempleo se concentra en los trabajadores jóvenes (menores de 25 años de edad) y de mayores niveles de capital humano¹.

Esto respecto de la incidencia, pero qué hay de la duración del desempleo. Para motivar la discusión considere dos situaciones hipotéticas: una en la cual la economía exhibe una tasa de desempleo de 20% con una duración promedio de un mes, y otra en la cual el desempleo es de sólo 7% con una duración promedio de diez meses. ¿Cuál situación representa un mayor bienestar para la población? En términos de bienestar, probablemente más importante que el hecho de estar desempleado es el tiempo que pasa una persona en dicha condición. Este es precisamente el objetivo de este estudio, el indagar en los determinantes de la duración del desempleo, en particular, para la población beneficiaria del Sistema Chile Solidario.

De esta manera, el trabajo aborda las siguientes preguntas ¿cuál es la duración del desempleo? ¿cómo varía la duración del desempleo entre los distintos grupos de la población? Y más relevante aún, ¿cómo evoluciona la probabilidad de abandonar la situación de desempleo a medida que transcurre el tiempo? Respecto de esto último, y a modo especulativo, podría decirse que, mientras mayor sea el tiempo que una persona lleva buscando trabajo, más probable es que encuentre empleo. No necesariamente, sería perfectamente posible que mientras mayor sea el tiempo que un individuo lleve como desempleado, más improbable se vuelva el hecho de encontrar un empleo. Una explicación para ello sería la histéresis, la cual ocurre cuando la persona desempleada pierde destrezas, contactos, motivación y habilidades mientras no trabaja, disminuyendo así la probabilidad de ser contratada en el futuro cuando cambien las condiciones económicas.

Para abordar adecuadamente estas inquietudes y analizar el fenómeno de la duración del desempleo en Chile, este documento se ha organizado de la siguiente manera. Luego de esta breve introducción, la sección 2 muestra una revisión de la literatura existente sobre la duración del desempleo. La sección 3 desarrolla la estructura conceptual necesaria para la estimación de este tipo de modelos. La sección 4 presenta los datos y muestra la estadística descriptiva de la fuente de información, y además, describe en qué consiste el programa Chile Solidario. La sección 5 analiza los principales resultados y estimaciones.

Finalmente, la sección 6 discute las conclusiones fundamentales de este estudio.

2. DURACIÓN DEL DESEMPLEO

En términos de los determinantes de la duración del desempleo en Chile la evidencia es escasa. Rueda y Saavedra (2005) analizan este tópico, en base a la información de la Encuesta de Historia Laboral y de Seguridad Social (HLSS). Los autores realizan una estimación, a través de los denominados modelos de riesgo proporcional (modelo de Cox), de los determinantes de la duración del desempleo a nivel nacional. Entre sus principales resultados destaca el hecho de que las mujeres, las personas de más edad y los individuos con menores niveles de capital humano, enfrentan períodos de desempleo más prolongados. Un aspecto que pudiera afectar la representatividad de sus resultados dice relación con el período de estimación, el cual incluye la denominada crisis asiática (período 1996-2000), evento que se caracterizó por tener un fuerte y prolongado efecto sobre la tasa de desempleo².

A diferencia de lo que ocurre a nivel nacional, a nivel internacional el fenómeno de la duración del desempleo se encuentra ampliamente documentado. Por ejemplo, Hunt (1999) examina los determinantes de la duración del desempleo, del no empleo y del empleo en Alemania con datos provenientes de la *German Socio-Economic Panel* para el período comprendido entre los años 1991 y 1996³. La muestra está constituida por todos aquellos individuos que en junio de 1990 vivían en Alemania del Este. De esta manera, también se evaluaron como determinantes de la duración las condiciones que imperaban justo antes de que el país ingresara a la Unión Monetaria. Dentro de los resultados más significativos destaca el hecho que las variables que influyen la duración del empleo y del no empleo son las mismas. En particular, los trabajadores de más de 50 años de edad y las mujeres experimentan períodos de no empleo más extensos. Por otro lado, trabajadores con mayor calificación exhiben períodos más breves de no empleo. Finalmente, la presencia de niños pequeños incrementa la duración del período de no empleo para las mujeres, y reduce la duración del empleo.

Foley (1997) presenta evidencia respecto de los determinantes de la duración del desempleo para la economía rusa con datos provenientes de la *Russian Longitudinal Monitoring Survey*. El autor muestra que las mujeres casadas experimentan períodos de desempleo significativamente más extensos. Una situación similar viven las personas de mayor edad. Por otro lado, no se encuentran diferencias significativas en la duración del desempleo respecto del nivel de escolaridad de las personas. El tener hijos no aparece como un determinante significativo de la duración del desempleo. Finalmente, se presenta evidencia de dependencia en el desempleo; durante los primeros siete meses de desempleo existe una probabilidad creciente de abandonar dicho estado, probabilidad que luego comienza a caer sistemáticamente.

Finalmente, Galiani y Hopenhayn (2001) presentan evidencia para Argentina utilizando la encuesta panel de hogares de Buenos Aires para los años 1989 y 1998. Los autores muestran que la duración del desempleo es muy corta en Argentina. Por otra parte, señalan que el riesgo de caer en el desempleo aumentó significativamente durante la década recién pasada.

Luego de esta breve revisión de la literatura, la siguiente sección presenta el marco conceptual bajo el cual se obtendrán los resultados de interés.

3. ESTRUCTURA CONCEPTUAL

Una primera aproximación para trabajar con datos de duración sería hacerlo

mediante el análisis clásico de regresión. Es decir, considerando a la duración como la variable dependiente, y condicionando sobre un conjunto de regresores, sería posible estimar por mínimos cuadrados ordinarios los determinantes de la duración del desempleo. Sin embargo, este enfoque presenta problemas para su implementation. En primer lugar, usualmente se cuenta sólo con información de duración del desempleo para personas que, al momento de la encuesta, se encontraban desocupadas. Esta información no se captura para las personas que, en el momento de la encuesta, tenían un empleo. En otras palabras, se dispone sólo de información censurada para la variable de interés. Incluso aun cuando se contara con esta información para la población ocupada, el problema de la censura persistiría. La censura es un evento que ocurre en algún momento, por lo que los datos consisten usualmente en duraciones y una variable que indica si éstas son censuradas o no. Más formalmente, sea T^* una variable aleatoria que indica el largo de la duración para un individuo cualquiera en ausencia de censura, y sea c el momento de la censura medido a partir del inicio de la duración. Entonces, la variable aleatoria observada será el mínimo entre T^* y c , es decir:

$$(1) \quad T = \min(T^*, c)$$

Como se dijo anteriormente, también se observa una variable indicador, d , que toma el valor uno si la observación es censurada ($T = c$), y cero si no ($T = T^*$).

Un segundo problema que surge al trabajar con este tipo de datos se refiere al rango de la variable dependiente. Se trata de una variable que por su naturaleza toma sólo valores mayores que cero, hecho que no es tomado en cuenta al aplicar mínimos cuadrados ordinarios.

Finalmente, existiría un problema con las variables independientes incluidas como regresores. En efecto, a diferencia de las estimaciones convencionales, bajo este escenario los valores de las variables independientes podrían ir cambiando en el tiempo, es decir, los regresores varían durante la duración del período de desempleo.

Por lo tanto, como se puede apreciar existen problemas conceptuales al momento de estimar por mínimos cuadrados ordinarios, y es por ello que se requieren técnicas de estimación apropiadas para este contexto.

Como ya se ha señalado, el tipo de datos con que se cuenta son períodos de tiempo, en este caso particular se cuenta con información relativa a la duración del desempleo⁴.

En este contexto, un primer intento en estimar la función de supervivencia es hacerlo mediante técnicas no paramétricas, ya que de esa manera no se impone ningún tipo de estructura a los datos. Cabe señalar que esto sólo puede ser implementado en datos que no sean continuos⁵.

El estimador de Kaplan-Meier es el estimador de máxima verosimilitud de la función de supervivencia (en ausencia de regresores, es decir, en ausencia de controles) bajo ciertos supuestos razonables. Una vez que se tiene la función de supervivencia es posible encontrar la función de riesgo (k). Un aspecto clave en la literatura de duración se refiere a la dependencia de ésta. La dependencia de la duración muestra cómo evoluciona la función de riesgo en el tiempo. En otras

palabras, se refiere a $\frac{d\lambda(t)}{dt}$.

De esta manera, existen tres posibilidades para el comportamiento de esta función. Si es igual a cero, entonces, no existe dependencia de la duración; a este proceso se le denomina sin memoria. Por otro lado, si es mayor que cero, entonces, existe dependencia positiva; en otras palabras, la probabilidad de que la duración termine en t dado que ha alcanzado dicha duración, aumenta con la duración. Finalmente, si esta relación es negativa, entonces, existe dependencia negativa; en otras palabras, la probabilidad de que la duración termine en t dado que ha alcanzado dicha duración, disminuye con la duración.

Un camino alternativo al descrito anteriormente se refiere a la posibilidad de estimar la función de riesgo mediante técnicas paramétricas, es decir, asumiendo una determinada estructura (distribución) para la variable de duración. Las distribuciones que usualmente se utilizan son: exponencial, Weibull, lognormal y loglogística. Cada una de estas distribuciones asume un comportamiento para la función de riesgo, por ejemplo, si se decide utilizar la distribución exponencial, entonces, la función de riesgo no presentará dependencia en la duración, es decir, será un proceso sin memoria.

Surge, entonces, un tema en este punto, y se refiere a la distribución que se escogerá para modelar los datos. Una alternativa consiste en estimar la función de supervivencia mediante el estimador de Kaplan-Meier, y observar la forma de la función de riesgo. Se debe tener cuidado pues este análisis no incorpora controles, por lo que la estimación podría estar sesgada. Una manera de mejorar este enfoque consiste en, si los datos lo permiten, implementar el estimador de Kaplan-Meier para distintos subgrupos de la población⁶.

Una manera más formal para determinar el modelo más idóneo a implementar consiste en ocupar los criterios de información. En particular, el Criterio de Información Akaike se define de la siguiente manera:

$$(2) \quad AIC = -2(\ln L) + 2(j + p + 1)$$

donde j es el número de variables independientes utilizados en la estimación (controles) y p corresponde a los parámetros auxiliares.

Un aspecto clave en estos modelos se refiere a la posibilidad de incorporar variables exógenas en la estimación. Si las variables exógenas a ser incluidas son constantes en el tiempo, entonces no existen mayores complicaciones, y la interpretación de los coeficientes es directa en términos de su impacto sobre la duración del desempleo. Sin embargo, cuando se introducen variables exógenas que potencialmente podrían variar en el tiempo se debe tener precaución al momento de interpretar los resultados, pues surgen aspectos relevantes en términos de causalidad y exogeneidad. De esta manera, no cualquier variable, que varíe en el tiempo, puede ser introducida al lado derecho en la estimación como condicionante de la duración del desempleo. En este punto de la discusión se debe distinguir entre regresores internos y externos⁷.

Un regresor interno que varía en el tiempo es uno que no se encuentra definido hasta que la duración del evento finalice, que en este caso corresponde al desempleo. Por lo tanto, los regresores internos nunca serán exógenos. Por otro lado, los regresores externos son aquellos que se encuentran definidos incluso después de que la duración ha finalizado. Sólo algunos de los regresores externos serán estrictamente exógenos, y por ende, susceptibles de ser incluidos en la estimación, y cuya interpretación se realiza en términos de causalidad. La estricta exogeneidad se define de la siguiente manera:

$$(3) \quad F[X(t, t+h) | t \geq t+h, X(t)] = F[X(t, t+h) | X(t)]$$

donde $X(t)$ denota aquellas variables que varían en el tiempo. En palabras, la condición anterior establece que, condicional en $X(t)$, el hecho que la duración se prolongue hasta a lo menos $t+h$ no provee información respecto de $X(t+h)$. Por lo tanto, al momento de incluir un regresor en la estimación se debe tener claridad respecto de si es probable o no que la estricta exogeneidad se cumpla.

4. DATOS Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

Con el objetivo de ayudar a las familias más pobres del país se creó el Sistema de Protección Social Chile Solidario. La Ley 19.949 establece que el propósito principal de este sistema es promover la incorporación de las familias en extrema pobreza a las redes sociales y el acceso a mejores condiciones de calidad de vida. De la misma manera, la ley estipula que es el Ministerio de Planificación (MIDEPLAN) la institución responsable de su implementation.

El programa Chile Solidario opera sobre la base de tres pilares, en donde cada uno se complementa con el otro con el objetivo de proveer un tratamiento integral para la familia. El primer pilar es el apoyo psicosocial personalizado e intensivo que se le da a las familias con el objetivo de que éstas alcancen un mínimo de calidad de vida, lo que se logra a través del cumplimiento de un conjunto de 53 condiciones mínimas, que se encuentran agrupadas a su vez en siete dimensiones⁸. El segundo pilar se refiere a los subsidios monetarios garantizados (cuando proceda) para los beneficiarios del sistema. Estas transferencias monetarias corresponden a: subsidio único familiar (SUF) para todos los niños y niñas menores de 18 años, pensiones asistenciales (PASIS) y subsidio al pago de consumo de agua potable (SAP) y de servicio de alcantarillado de aguas servidas. Finalmente, el tercer pilar corresponde al acceso preferente a programas de la oferta programática pública social. Para ello, distintas instituciones y organismos de las áreas de salud, educación, trabajo, vivienda, justicia, entre otras, convienen con MIDEPLAN la atención a beneficiarios de Chile Solidario en los programas acordados, para lo cual este último compromete el traspaso de recursos⁹.

En adición a estos tres pilares básicos, se realiza una transferencia monetaria a las familias, que es decreciente en el tiempo, durante los cinco años en que participan del programa. Cabe señalar, que el sistema Chile Solidario comenzó a operar en el año 2002, y hasta el día de hoy han ingresado al sistema más de 225 mil familias. La selección de estas familias se realizó a través del puntaje de la ficha CAS¹⁰, determinándose que serían invitadas a participar en el sistema aquellas que tuvieran el menor puntaje. En otras palabras, se ha estado trabajando con las familias que, de acuerdo al criterio CAS, son las más pobres del país¹¹.

En el contexto de la evaluación de impacto del Sistema Chile Solidario, MIDEPLAN ha emprendido la tarea de construir un panel de datos, en donde se recopile información de un grupo de beneficiarios del sistema y de un grupo de control. La encuesta Panel Chile Solidario 2004 constituye la segunda observación

de este panel, en cuyo cuestionario se incorporó una pregunta relativa a la duración del desempleo. Usualmente, este tipo de información se recopila únicamente para aquellas personas que, al momento de la encuesta, se encuentran desempleadas¹². Sin embargo, para esta versión de la encuesta se incluyó también dentro del universo objetivo de la pregunta a las personas ocupadas¹³. Por lo tanto, se dispone de dos tipos de datos: (i) duraciones

completas, para aquellos individuos que al momento de la encuesta están con un empleo, y (ii) duraciones incompletas, para aquellos individuos que al momento de la encuesta estaban desempleados¹⁴. La encuesta Panel Chile Solidario 2004 se aplicó a una submuestra de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) 2003, dentro de la cual se encontraba un grupo de familias beneficiarias del Chile Solidario.

En términos concretos, el análisis sobre los determinantes de la duración del desempleo se hará para las personas pertenecientes a las familias Chile Solidario, que se encuentran ocupadas o desocupadas (fuerza de trabajo) y que tienen más de 25 años de edad.

El [Cuadro 1](#) presenta la distribución de esta población de acuerdo a ciertas características de interés. Como es posible notar, se trata mayoritariamente de personas que viven en zona urbana, a saber, el 80%. Predominan los hombres, ya que sólo el 37% de esta fuerza de trabajo son mujeres. Respecto de la edad, es posible apreciar una notable concentración en el segmento de entre 25 y 44 años de edad, representando más del 70% del total de la población. Por lo tanto, es posible establecer que se trata de un grupo relativamente joven de personas. Apenas el 3,5% de esta población tiene más de 65 años de edad. Como era de esperarse, se trata de una población con bajos niveles de capital humano; el 67% tiene entre uno y ocho años de escolaridad. Menos del 2% tiene al menos educación superior. Finalmente, el 85% de la fuerza de trabajo se encuentra ocupada.

CUADRO 1
DISTRIBUCION DE LA FUERZA DE TRABAJO
(Mayores de 25 años)

	Número	Porcentaje
Zona		
Urbana	96.974	80,0
Rural	24.195	20,0
Género		
Hombre	75.989	62,7
Mujer	45.180	37,3
Edad		
25-34 años	42.665	35,2
35-44 años	43.261	35,7
45-54 años	21.865	18,0
55 y 65 años	9.084	7,5
65 años y más	4.294	3,5
Escolaridad		
Sin Educación	6.096	5,1
1-8 años	80.118	67,2
9-12 años	30.616	25,7
13-17 años	2.353	2,0
Categoría ocupacional		
Ocupados	103.995	85,8
Desocupados	17.174	14,2

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta Panel Chile Solidario 2004.

El [Cuadro 2](#) muestra la estadística descriptiva básica según situación ocupacional (ocupado / desocupado). Las cifras revelan que ambos grupos, ocupados y desocupados, son bastante homogéneos, salvo un par de características en donde se observan diferencias significativas. Tienen en promedio cerca de 40 años de edad, y menos de siete años de escolaridad; el porcentaje de indígenas no supera

el 15%. Tampoco se observan diferencias en términos de la distribución por zona geográfica. Sin embargo, el porcentaje de hombres es mayor en el grupo de ocupados (64% versus 53%). De la misma manera, el porcentaje de jefes de hogar ocupados es mayor que en el grupo de los desocupados (55% versus 45%). Lo mismo ocurre con el porcentaje de personas casadas.

CUADRO 2
CARACTERÍSTICAS DE LA FUERZA DE TRABAJO
(Mayores de 25 años)

	Todos		Ocupados		Desocupados	
	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.	Media	Desv. Est.
Edad	39,7	10,8	40,0	10,8	38,0	10,6
Porcentaje de hombres	0,62	–	0,64	–	0,53	–
Escolaridad	6,64	3,4	6,6	3,4	6,9	3,2
Experiencia laboral potencial	27,6	12,4	28,0	12,4	25,0	12,1
Porcentaje zona urbana	0,80	–	0,79	–	0,84	–
Porcentaje indígenas	0,12	–	0,12	–	0,13	–
Porcentaje de jefes de hogar	0,54	–	0,55	–	0,45	–
Porcentaje de casados	0,39	–	0,40	–	0,32	–

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta Panel Chile Solidario 2004.

Resumiendo, los datos muestran que la población bajo análisis es relativamente joven (en torno a 40 años de edad en promedio), de baja escolaridad (educación básica incompleta), proveniente de zonas urbanas y compuesta mayoritariamente por hombres. A continuación se presenta la incidencia de la duración del desempleo de acuerdo a ciertas características relevantes.

A partir del [Cuadro 3](#) es posible notar varias cosas interesantes. En primer lugar se destaca una mayor duración del desempleo para aquellas personas que viven en zonas urbanas. Esto no es de extrañar dadas las características estructurales que presentan las zonas rurales. En efecto, mientras que la duración promedio del desempleo para las personas de zonas urbanas es de 14 semanas, para las personas de las zonas rurales es de sólo diez. Por otro lado, es posible apreciar que las mujeres experimentan una duración levemente superior a la de los hombres (14,6 versus 13,4). Destaca además la mayor duración que experimenta la población no indígena como desempleado: de hecho, la población indígena exhibe una duración promedio de doce semanas, mientras que la población no indígena tiene una duración que se empuja por sobre los 14 semanas. El emprendimiento personal, así como una mayor disponibilidad para hacer diversas tareas pueden estar detrás de este fenómeno¹⁵. Respecto a la edad, es posible apreciar una mayor duración del desempleo para el segmento de los 45-54 años de edad. La duración esperada es de prácticamente 20 semanas, es decir, cerca de cinco meses. Ciertamente, este grupo etario merece una preocupación especial, sobre todo considerando que es muy posible que se trate de personas que mayoritariamente sean jefes de hogar. Con todo, este resultado no debiera sorprender, ya que al llegar a cierta edad, la persona deja de ser atractiva para el mercado laboral, tanto en términos de costos como en términos de su capital humano (un tanto depreciado a esa altura), por lo que su reinserción se hace

bastante más difícil. Finalmente, la duración esperada exhibe un perfil creciente con los años de escolaridad de la persona. A mayor escolaridad, la persona puede acceder con un alto grado de probabilidad a un empleo atractivo, por lo que no se verá forzada necesariamente a aceptar la primera oferta que reciba. La menor duración la exhibe la población analfabeta, con un desempleo esperado de casi diez semanas¹⁶.

CUADRO 3
DURACION DEL ULTIMO PERIODO DE DESEMPLEO
SEGUN SITUACION ACTUAL DE EMPLEO
(En semanas)

	Ocupados	Desocupados	Todos
Zona			
Urbano	14,6	15,6	14,8
Rural	9,7	12,3	10,0
Género			
Hombres	13,1	15,1	13,4
Mujeres	14,4	15,0	14,6
Etnia			
Indígena	11,7	13,5	12,0
No indígena	13,9	15,3	14,1
Edad			
25-34 años	14,4	10,8	13,7
35-44 años	11,7	12,6	11,8
45-54 años	17,4	31,1	19,5
55 y 65 años	11,0	12,3	11,1
65 años y más	13,6	9,5	13,2
Escolaridad			
Sin escolaridad	9,3	12,6	9,7
1-8 años	13,1	11,5	12,9
9-12 años	13,7	24,2	15,5
13-17 años	17,2	9,0	16,4

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la encuesta Panel Chile Solidario 2004.

El análisis que se ha presentado hasta ahora es incompleto, pues no controla por todas las otras características de las personas, es decir, corresponde a un análisis incondicional y que, además, no considera el fenómeno de la censura en los datos. Es por eso que en la siguiente sección se utilizan técnicas econométricas que permiten hacer un análisis más exacto respecto de las variables que influyen en la duración del período de desempleo que experimenta la persona.

5. ESTIMACIONES Y RESULTADOS

Una primera aproximación para indagar en la dependencia de la duración del desempleo se remite al análisis no paramétrico. De esta forma, no se impone estructura en los datos sino más bien se permite que éstos muestren sus principales características. Los [Gráficos 1](#) y [2](#) presentan las estimaciones de Kaplan-Mehier para la función de supervivencia y riesgo. Varias cosas resultan interesantes de mencionar. En primer lugar, se puede apreciar que la función de supervivencia es decreciente en el tiempo, es decir, a medida que transcurre el tiempo, como desempleado, disminuye la probabilidad de que el desempleo perdure aún más. Respecto de la función de riesgo, es posible notar también cierto patrón. Al principio del proceso, primeras semanas como desempleado, aumenta la probabilidad de salir del desempleo, alcanzando un punto máximo en

torno a las 30 semanas. Es decir, aproximadamente al séptimo mes de búsqueda se maximiza la probabilidad de encontrar empleo. A partir de ese momento, la probabilidad de encontrarlo cae sistemáticamente. En otras palabras, las primeras semanas son clave para salir del desempleo, la probabilidad de encontrar un empleo es alta, va creciendo en el tiempo. Sin embargo, a partir de cierto umbral (entre el mes siete y el mes ocho), el escenario se va poniendo cada vez menos promisorio.

GRAFICO 1
FUNCION DE SUPERVIVENCIA
(Estimación Kaplan-Mehier)

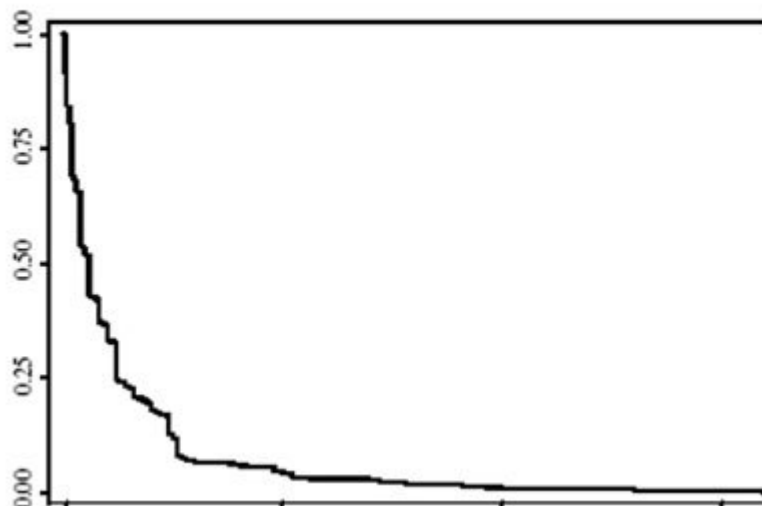
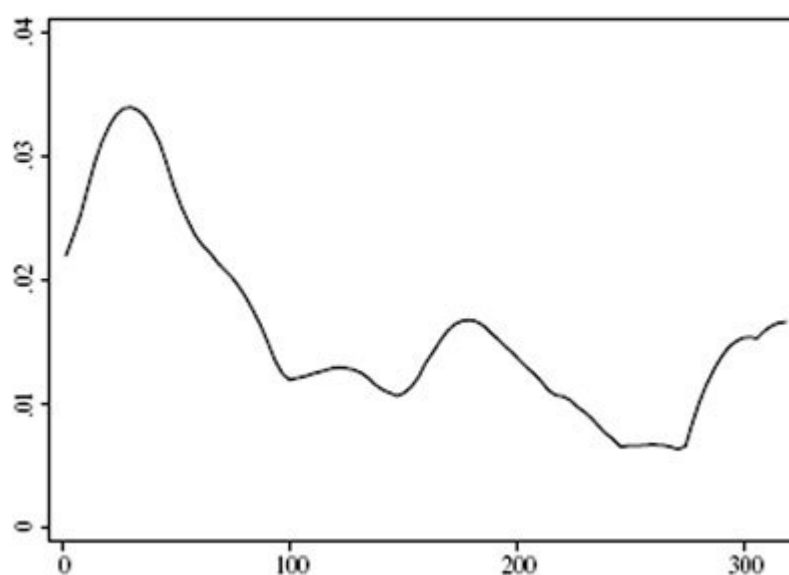


GRAFICO 2
FUNCION DE RIESGO
(Estimación Kaplan-Mehier)



De esta manera, no existe una clara dependencia del desempleo en el tiempo. Sin embargo, no se debe olvidar que este análisis se refiere a una estimación

incondicional, y por lo tanto, hay elementos relevantes que no están siendo considerados adecuadamente. Así, se requiere realizar una estimación que permita controlar por otros elementos que son relevantes para el análisis.

Como se dijo anteriormente, existen muchas formas funcionales alternativas para poder realizar una estimación paramétrica de los determinantes de la duración del desempleo¹⁷. Para la selección del modelo a utilizar se empleó el criterio de información de Akaike; de esta manera, se determinó la utilización de la función lognormal, cuya función de riesgo viene dada por la siguiente expresión:

$$(4) \quad \lambda(t;X) = \frac{1}{\sigma t} \frac{\phi\left(\frac{\log t - X\delta}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\log t - X\delta}{\sigma}\right)}$$

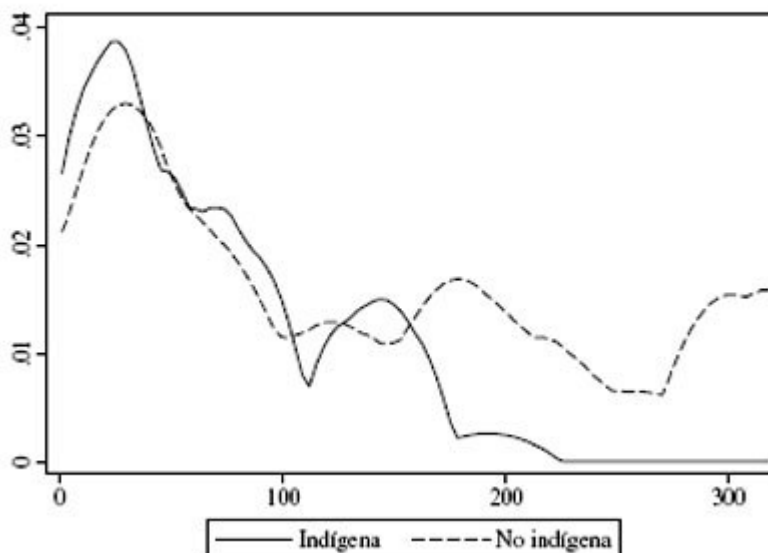
El Cuadro 4 presenta las estimaciones de los determinantes de la duración del desempleo utilizando distintas especificaciones. La columna (1) contiene solo la constante como variable independiente. Luego, las columnas (2) hasta la (7) incorporan nuevas variables que son relevantes como determinantes de la duración del desempleo¹⁸. Los resultados muestran aspectos que ya habían sido destacados en el análisis univariado. Se aprecia que el hecho de ser hombre reduce la duración esperada del desempleo. Por otro lado, los años de escolaridad la incrementan. El ser indígena también incrementa la duración esperada del desempleo. Se debe notar, además, que cuando la edad entra como variable explicativa se observa una dependencia positiva de la duración respecto a ésta. Sin embargo, cuando se introducen variables mudas por tramos de edad, se aprecia que el tener más de 65 años de edad incrementa significativamente la duración esperada del desempleo. Finalmente, se debe notar que el hecho de estar buscando trabajo por primera vez disminuye significativamente el período de tiempo como desempleado. El haber sido despedido del último empleo no impacta significativamente la duración del desempleo. Así, mediante un análisis multivariado, es posible identificar de manera más confiable aquellas características que determinan una mayor duración esperada para el desempleo, y por ende, se debiera poner un acento en la preocupación que hay sobre estos grupos específicos. En efecto, la duración del desempleo no es uniforme entre la población, hay grupos más vulnerables que otros frente a ésta. Aquí se han señalado precisamente cuáles son esas características que determinan la vulnerabilidad frente a este fenómeno.

CUADRO 4
DETERMINANTES DE LA DURACION DEL DESEMPLEO
 (Estimaciones paramétricas, distribución *lognormal*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Sigma (σ)	1,31*	1,31*	1,30*	1,30*	1,30*	1,29*	1,29*
Constante	2,34 *	2,47*	2,33*	2,32*	2,06*	2,48*	9,71*
Hombre		-0,19*	-0,18*	-0,18*	-0,19*	-0,20*	-0,19*
Años de escolaridad			0,01*	0,01*	0,02*	0,02*	0,02*
Indígena				0,10*	0,10*	0,12*	0,12*
Edad					0,005*		
25-34 años de edad						-0,11*	-0,12*
35-44 años de edad						-0,33*	-0,34*
55-64 años de edad						-0,22*	-0,22*
Mayor de 65 años						0,29*	0,29*
Despedido						0,008	0,01
Busca trabajo por primera vez							-7,24*
Número de observaciones	88.087	88.087	86.303	86.303	86.303	86.303	86.303
Prob. > Chi2	0	0	0	0	0	0	0

Nota: (*) significativo al 1%.

GRAFICO 4
FUNCION DE RIESGO POR CONDICION ETNICA
 (Estimación Kaplan-Mehier)



Los [Gráficos 5](#) y [6](#) presentan las funciones de supervivencia y de riesgo que surgen como resultado de asumir una distribución lognormal. La función de supervivencia tiene un perfil decreciente, muy en línea con la estimación no paramétrica de Kaplan-Mehier. De la misma manera, existe una notoria similitud entre esta función de riesgo y la exhibida en el [Gráfico 2](#). Con todo, es posible establecer que la función de distribución representa de buena manera los datos observados¹⁹.

GRAFICO 5
FUNCION DE SUPERVIVENCIA ESTIMADA (LOGNORMAL)

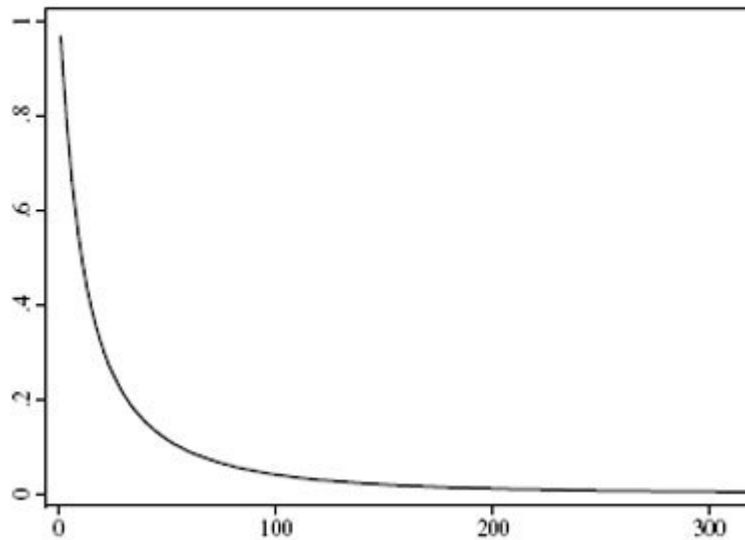
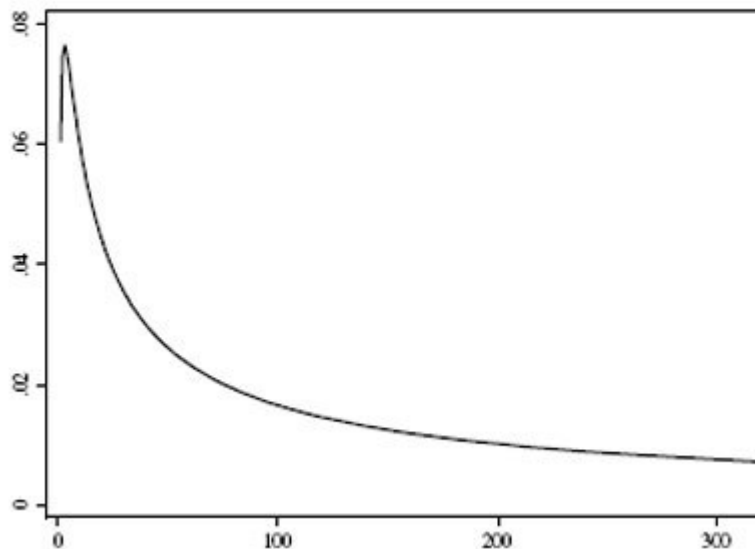


GRAFICO 6
FUNCION DE RIESGO ESTIMADA (LOGNORMAL)



Finalmente, el [Cuadro 5](#) presenta un ejercicio muy interesante, el cual se refiere a la estimación, bajo el esquema de la distribución lognormal, de las duraciones esperadas del desempleo de acuerdo a ciertas características que podrían presentar los individuos. Varias cosas se destacan de este ejercicio. En primer lugar, se debe notar que las mujeres presentan una mayor duración esperada del desempleo; en efecto, mientras que los hombres estarán desempleados aproximadamente por un período de diez semanas, dicho período se extiende a doce semanas para las mujeres. La población indígena también exhibe una mayor duración esperada (11,8 versus 10,4 semanas). Respecto a la edad se confirma lo hallado anteriormente, en términos de que el tramo comprendido entre los 45 y 54 años de edad es crítico en términos de duración del desempleo (casi tres meses de duración). Sin embargo, es el segmento mayor de 65 años de edad el que sufre los peores embates del desempleo con una duración esperada promedio

de 17 semanas (aproximadamente cuatro meses). Finalmente, respecto de la escolaridad se confirma el perfil creciente entre ésta y la duración esperada del desempleo. En efecto, mientras que las personas sin escolaridad experimentarán en promedio nueve semanas de desempleo, las personas con 17 años de escolaridad estarán en ese estado por un período aproximado de 13 semanas.

CUADRO 5
ESTIMACIONES DE LA DURACION ESPERADA DEL DESEMPLEO,
POR GRUPOS DE INTERES
(Estimaciones paramétricas, distribución *lognormal*)

	Duración esperada (en semanas)
Género	
Hombres	9,8
Mujeres	12,0
Condición étnica	
Indígena	11,8
No indígena	10,4
Edad	
25-34 años	11,2
35-44 años	8,9
45-54 años	12,6
55-64 años	10,0
65 años y más	16,9
Escolaridad	
Sin escolaridad	9,1
8 años	10,8
12 años	11,8
17 años	13,2

Se debe tener precaución al momento de querer extrapolar estos resultados a la población general, pues la muestra de personas con que se ha trabajado corresponde al segmento de la población más vulnerable (de acuerdo al criterio de ficha CAS), a saber, los beneficiarios del Sistema Chile Solidario. Por lo tanto, los resultados que acá se muestran pueden ser entendidos como los determinantes de la duración del desempleo para este subgrupo muy particular de la población²⁰. No obstante, al comparar estos resultados con los obtenidos por Rueda y Saavedra (2005) es posible apreciar que los signos de los efectos van en la misma dirección, salvo para los años de escolaridad. En efecto, mientras que para la población más pobre del país la escolaridad aumenta la duración esperada del desempleo (por el efecto que ésta pudiera tener sobre el salario de reserva de las personas), Rueda y Saavedra encuentran que el capital humano de las personas reduce la duración del desempleo. Las funciones de supervivencia, por su parte, presentan también un elevado grado de similitud²¹.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha mostrado evidencia empírica acerca de los determinantes de la duración del desempleo para las personas pertenecientes a las familias Chile Solidario. La fuente de información proviene de la Encuesta Panel Chile Solidario 2004, la cual se enmarca dentro de la evaluación de impacto de este programa gubernamental.

Si bien el fenómeno del desempleo ha sido ampliamente discutido, aspectos acerca de su duración no habían sido tratados con igual grado de detalle. Lo anterior debido básicamente a la carencia de información representativa para la duración del desempleo. Las encuestas de hogares usualmente inquieran a los desempleados respecto del tiempo que llevan buscando un empleo, sin embargo, esta información no es recogida para el grupo de personas ocupadas. La Encuesta Panel Chile Solidario (2004) incluyó una pregunta para este segmento lo que permite darle un adecuado tratamiento a la información.

Las estimaciones no paramétricas de Kaplan-Mehier muestran que al comienzo del período de desempleo existe una alta probabilidad de abandonar dicho estado, y esta probabilidad crece hasta alcanzar un punto máximo (aproximadamente en el séptimo mes), a partir del cual ésta cae sistemáticamente.

Por otro lado, las estimaciones paramétricas muestran que dentro de los factores que incrementan la duración del desempleo se encuentran el ser mujer, indígena, tener entre 45 y 54 años de edad, y finalmente, contar con un elevado nivel de capital humano. Estos elementos permiten caracterizar los grupos más vulnerables, y que reciben con más fuerza los embates del desempleo.

Se debe tener precaución al momento de querer extrapolar estos resultados a la población general, pues la muestra de personas con que se ha trabajado corresponde al segmento de la población más vulnerable del país (de acuerdo al criterio de ficha CAS), a saber, los beneficiarios del Sistema Chile Solidario. Por ende, la dinámica de esta población es significativamente distinta a la de la población general. No obstante, en términos generales, los resultados concuerdan con la escasa evidencia existente hasta ahora en el país.

En particular, los resultados que aquí se han presentado son muy útiles en el contexto de la estrategia de intervención del Sistema Chile Solidario. En efecto, durante la primera fase del tratamiento las familias deben cumplir con 53 condiciones mínimas dentro de las cuales una que presenta el menor grado de cumplimiento es "que al menos un miembro adulto de la familia trabaje de forma regular y tenga una remuneración estable". Sin lugar a dudas que los elementos que ayuden a identificar a aquellos individuos que experimentan períodos de desempleo más extensos van a permitir diseñar mecanismos de ayuda más oportunos y pertinentes con el objetivo de que estas personas puedan lograr el cumplimiento de esta condición mínima, lo que a su vez permitirá que la familia continúe avanzando en la superación de su actual condición de pobreza.

NOTAS

*Este trabajo fue realizado en parte mientras el autor se desempeñaba en el Departamento de Evaluación del Ministerio de Planificación de Chile (MIDEPLAN). Se agradecen los valiosos comentarios de Rodrigo Alarcón, José Miguel Benavente, Felipe Morandé, Claudio Santibáñez, y de los integrantes de la Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción. Cualquier error u omisión es responsabilidad del autor.

¹En el trabajo no se encontró evidencia de un cambio estructural, sino más bien, la lenta recuperación del empleo se debería básicamente a una cuestión cíclica, la que podría ser explicada mayoritariamente por los cambios observados en producto y en salarios.

²Las últimas cifras del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) dan cuenta que recién a ocho años de ocurrido el *shock* macroeconómico, la tasa de desempleo está retornando a los niveles previos a la crisis.

³Cabe señalar que los resultados para el análisis de la duración del período de no empleo y de desempleo son similares.

⁴En el anexo se presenta la estructura conceptual que sustenta el análisis de los modelos de duración.

⁵De esta manera los datos disponibles son apropiados pues el desempleo se midió en número de semanas.

⁶Por ejemplo, realizando estimaciones separadas por género.

⁷Para detalles ver Kalbáisch y Prentice (1980).

⁸La intervención familiar se realiza en un período de 24 meses. Las dimensiones son: (1) identificación, (2) salud, (3) educación, (4) dinámica familiar, (5) habitabilidad, (6) trabajo e (7) ingresos.

⁹Como puede apreciarse, el sistema Chile Solidario corresponde a un programa integral que busca potenciar y habilitar a las familias, dotándolas de los elementos necesarios para superar su actual condición de pobreza.

¹⁰La ficha CAS es el instrumento (de estratificación) administrado por MIDEPLAN para el otorgamiento de los subsidios.

¹¹La selección se hizo en base a puntajes de corte, por lo tanto, cualquier familia del país que tuviera un puntaje menor a dicho corte sería invitada a participar.

¹²Esto da origen a un serio problema en términos de censura de los datos, pues sólo se dispone de duraciones que están aún vigentes.

¹³La información recopilada es en semanas de duración.

¹⁴Una potencial fuente de sesgo de las estimaciones que se presentarán a continuación, se refiere al hecho de que no se cuenta con una ventana (de observación) que permita ver el largo de duraciones que ocurran en un determinado período de tiempo, por ejemplo, cinco años. Por el contrario, las duraciones corresponden a distintos períodos de tiempo, y por lo tanto, el entorno distinto al que se ven expuestas y en el cual se desarrollan, pudiera afectar las estimaciones.

¹⁵Otra explicación va por el lado de los costos que le significa al empleador contratar una persona indígena versus una no indígena. Con datos de la encuesta CASEN 2003, Montero *et al.* (2005) muestra que existe una discriminación salarial en contra de la población indígena en torno al 10%. Por lo tanto, para el empleador se trataría de una mano de obra más barata, y por ende, más atractiva de contratar.

¹⁶Recuerde que la duración presentada para la población que se encuentra desocupada se encuentra censurada, pues se trata de procesos (duraciones) que aún están en progreso.

¹⁷Ver sección 3

¹⁸Se debe tener precaución al momento de incorporar regresores, ya que algunos

de ellos podrían no ser estrictamente exógenos.

¹⁹Una metodología alternativa de estimación, también paramétrica, son los modelos Cox de riesgo proporcional. La principal ventaja de este método es que no requiere de la estimación de la función de riesgo, ya que ésta corresponde a un riesgo base más un factor de ajuste proporcional para cada uno de los distintos grupos. Por lo tanto, las funciones de riesgo para cada uno de estos grupos son proporcionales al riesgo base. Luego, los efectos marginales de cada una de las características condicionantes de la duración se calculan como cociente, y por lo tanto, se elimina el elemento que corresponde al riesgo base. Una manera de establecer si es apropiado o no la utilización de este tipo de estimación se basa en el análisis de la función de riesgo (estimación de Kaplan-Mehier) para distintos grupos, por ejemplo, para hombres y mujeres. Si estas funciones son, en alguna medida, proporcionales, entonces, habría fundamento para la implementación de esta metodología. A la luz de los resultados que se obtuvieron para este trabajo, este método no es el más idóneo ([ver Gráficos 3 y 4](#)). Por lo tanto, la estrategia de estimación paramétrica de este estudio difiere de la utilizada en Rueda y Saavedra (2005).

²⁰A modo de ejemplo basta considerar lo siguiente: mientras que las estimaciones usuales hablan de un retorno a la escolaridad en torno de un 13% a nivel agregado, las estimaciones para la población Chile Solidario apenas se empujan por sobre el 7%.

²¹Al momento de comparar las funciones de supervivencia se debe tener presente que mientras que en Rueda y Saavedra la unidad de tiempo son meses, en este artículo la unidad de análisis son semanas.

²²Otra manera de decir esto es que T es independiente del punto de censura.

REFERENCIAS

Bergoing, R. y R Morandé (2001), "Crecimiento, empleo e impuestos al trabajo: Chile 1998-2001", *Cuadernos de Economía*, 39: 157-174.

Cowan, K., A. Micco, A. Mizala, C. Pagés y P. Romaguera (2005), "Un Diagnóstico del Desempleo en Chile", mimeo. Centro de Microdatos, Departamento de Economía Universidad de Chile.

Foley, M. (1997), "Determinants of Unemployment Duration in Russia". Rconomic Growth Center, Yale University. Center Discussion Paper N° 779.

Galiani, S. y H. Hopenhayn (2003). "Duration and Risk of Unemployment in Argentina". *Journal of Development Rconomics*, 71: 199-212.

Heckman, J. y B. Singer (1986), "Rconometric Analysis of Longitudinal Data". In Z. Griliches and M.D. Intriligator (ed.), *Handbook of Econometrics*. Vol. 3, North Holland, Netherlands.

Hunt, J. (1999), "Determinants of Non-Rmployment and Unemployment Durations in Rast Germany". National Bureau of Rconomic Research, Working Paper 7128.

Kalbfleisch, J. y R. Prentice (1981), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. John Wiley & Sons Press.

Montero, R., A. Agurto, y P. Garcés (2005), "Discriminación salarial por condición

étnica en Chile: 1996-2003", mimeo, Ministerio de Planificación de Chile.

Rueda, A. y C. Saavedra (2005), "Análisis de la duración del desempleo en Chile". Serie de Investigación, N° 4. Ministerio del Trabajo y Previsión Social.

ANEXO

Sea T una variable aleatoria que indica duración, y t una realización de dicha variable, con una función de *denudad fit*). Por lo tanto, la función de distribución de la duración del desempleo es $F(t)$ con:

$$(A1) \quad F(t) = \int_0^t f(s) ds = \Pr(T \leq t)$$

para $t > 0$. Por otro lado, se define la función de supervivencia (*survivor function*) como:

$$(A2) \quad S(t) = 1 - F(t)$$

Esta función denota la probabilidad de que una duración se prolongue a lo menos por un periodo t de tiempo. Otra función que también es relevante para el análisis es la función de riesgo (*hazard function*), la cual se define de la siguiente manera:

$$(A3) \quad \lambda(t) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t+h \mid T \geq t)}{h}$$

Esta función entrega la probabilidad de que el desempleo termine en t *condicional* a que ha durado a lo menos hasta t . Note que:

$$(A4) \quad \Pr(t \leq T < t+h \mid T \geq t) = \frac{\Pr(t \leq T < t+h)}{\Pr(T \geq t)} = \frac{F(t+h) - F(t)}{1 - F(t)}$$

Reemplazando:

$$(A5) \quad \lambda(t) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{F(t+h) - F(t)}{h} \frac{1}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

Es decir, existe una estrecha relación entre la función de densidad, la función de riesgo y la función de supervivencia. Para ver esto con más claridad aún, note que:

$$(A6) \quad \lambda(t) = -\frac{d \log(S(t))}{dt}$$

La función de supervivencia, en el caso discreto, puede escribirse como el producto de una serie de probabilidades condicionales:

$$(A7) \quad S(a_m) = \Pr(T > a_m) = \prod_{r=1}^m \Pr(T > a_r \mid T > a_{r-1})$$

donde a_m con $m=1, \dots, M$ denota el largo de las duraciones observadas en los datos. Lo anterior resulta bastante intuitivo. Por ejemplo, la probabilidad de sobrevivir a lo menos cuatro períodos equivale a la probabilidad de sobrevivir al primer período y sobrevivir al segundo dado que sobrevivió al primero, al tercero dado que sobrevivió al segundo, y finalmente, al cuarto período condicional a que sobrevivió al tercero. Luego, se debe realizar un supuesto respecto de la censura de los datos: en efecto, si se asume censura ignorable, es decir, que el periodo de la censura en los datos es independiente del proceso subyacente²², entonces, se puede estimar la función de supervivencia a través de esta fórmula.

Sea N_r el número de observaciones en el conjunto de riesgo en la duración r , es decir, corresponde a las observaciones censuradas (aún en proceso). Sea E_r el número de observaciones completadas en la duración r . De esta manera, un estimador consistente de la función de supervivencia viene dado por:

$$(A8) \quad \hat{S}(a_m) = \prod_{r=1}^m \frac{N_r - E_r}{N_r}$$

© 2008 *Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile*

**Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312**

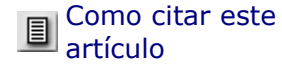


cuadecon@faceapuc.cl



Cuadernos de economía
ISSN 0717-6821 versión on-line

Cuad. econ. v.44 n.130 Santiago nov. 2007



Cuadernos de Economía, Vol. 44 (Noviembre), pp. 233-262, 2007

Costos de Transacción y Formas de Gobernación de los Servicios de Consulta en Colombia*

SERGIO TORRES, RAFAEL GUILLERMO GARCÍA, JOHN JAIRO QUINTERO.

Pontificia Universidad Javeriana. Bogotá, Colombia. Email:
storres@javeriana.edu.co, rafael.garcia@javeriana.edu.co,
jquintero@javeriana.edu.co.

Este trabajo examina en qué medida los hospitales de tercer nivel de complejidad en Bogotá seleccionan diferentes formas de gobernación de servicios de salud con empresas promotoras de salud -EPS-, respondiendo a criterios de reducción de costos de transacción. Se usan las dimensiones de la transacción propuestas por Williamson (1985) para realizar la prueba empírica. Las hipótesis se contrastan mediante el método estocástico de análisis de aceptabilidad y análisis discriminante múltiple. Se concluye que tanto las EPS como los hospitales buscan la reducción de costos de producción, en tanto que los costos de transacción no son relevantes en la decisión.

Keywords: Criterios de decisión, Organización Industrial, Costos de Transacción, Aplicaciones en sector salud.

This paper evaluates the extent to which the establishment of the different governance forms linking hospitals to insurance companies in Bogotá is carried out taking into account transaction costs reduction criteria. An empirical test is applied, using the transaction dimensions proposed by Williamson (1985). Hypotheses are tested by a combination of the acceptability analysis stochastic method and multiple discriminant analysis. We conclude that both hospitals and insurance companies seek to reduce production costs, while transaction costs are not relevant to the decision.

1. INTRODUCCIÓN

Con la promulgación de la Ley 100 de 1993 se reemplaza el Sistema Nacional de Salud, que venía operando en Colombia desde 1973, por el Sistema General de Seguridad Social en Salud (SGSSS). Uno de los objetivos que se buscaba con la implantación del SGSSS es el aumento de la eficiencia del sistema, para lo cual se introdujeron las siguientes modificaciones: i) se separaron las funciones de aseguramiento y prestación de servicios de salud y se permitió la participación del sector privado; ii) se estableció que la relación entre aseguradores y prestadores esté determinada por el modelo de competencia regulada propuesta por Enthoven (1997), en el cual el Estado juega fundamentalmente el papel de regulador. Londoño y Frenk (1997) estudian con más detalle este tipo de reformas en América Latina.

En este contexto está claramente reconocida la importancia de estudiar el sistema de pago y formas de contratación de los servicios de salud en Colombia, debido al efecto que éstos tienen sobre la calidad de los servicios y el desarrollo tecnológico del sector. Sin embargo, en los estudios realizados no se incluye la comprensión de las formas de gobernación -que contemplan tanto sistemas de pago como formas de contratación-. Este aspecto ha sido poco estudiado en el sector salud en Colombia y es lo que justifica la realización de esta investigación. El estudio de las formas de gobernación de la consulta externa es parte de un conjunto de trabajos que exploran los diversos tipos de servicios de salud como son los servicios de urgencias y la cirugía programada, los cuales difieren entre sí.

Las investigaciones sobre formas de gobernación del intercambio económico de bienes y servicios se han basado teóricamente en la economía de costos de transacción, perspectiva de las capacidades organizacionales y la estrategia y referentes sociológicos como la teoría institucional o la teoría contingente (Pisano, 1988; Mang, 1994; Lewin y Volverda, 1999; Torres, 2003).

Este estudio de carácter exploratorio tiene como objetivo estudiar las formas de contratación de los servicios de consulta externa en las Instituciones Prestadoras de Servicios (IPS) privadas de tercer nivel de atención en Bogotá desde la óptica de la economía de los costos de transacción, debido a que es el referente fundamental para explicar la forma en que se organiza el sistema económico (Williamson, 1975, 1985, 1991).

La presentación del estudio está organizada de la siguiente forma. En la primera parte del artículo se presentan los principales rasgos de funcionamiento del Sistema General de Seguridad Social en Salud en Colombia y algunos aspectos distintivos de la prestación de servicios de consulta externa. En la segunda parte, se hace una exposición sobre la economía de los costos de transacción y las hipótesis de allí derivadas. Le sigue la metodología de investigación, en que se presenta el plan de análisis mediante dos técnicas estadísticas complementarias. En el siguiente numeral se exponen los resultados de la investigación y se finaliza con la discusión de los mismos.

2. ELEMENTOS DEL CONTEXTO DE LOS SERVICIOS DE CONSULTA EXTERNA

2.1 Legislación sobre las formas de contratación y pago en el Régimen Contributivo

En Colombia se hace referencia a las formas de pago y no a las formas de gobernación. En las referencias sobre formas de pago en Colombia los mecanismos más frecuentemente encontrados en las relaciones entre

aseguradores -Empresas Promotoras de Salud (EPS)- y prestadores -IPS- de servicios de salud son el pago por servicio, el pago por paquetes de enfermedades y pago por capitación (Gutiérrez *et al*, 1995; Molina, 1995; Torres *et al*, 2004).

El pago por servicio se define como el pago realizado por la totalidad de la atención de salud prestada a un individuo. La remuneración incluye honorarios médicos, suministros, medicamentos y servicios quirúrgicos. El pago, sin embargo, no se puede estipular *ex ante* debido a que la atención depende de los requerimientos de cada paciente y servicio.

El pago por capitación está basado en el concepto de enfermo potencial y no en el de enfermedad sentida como en el caso anterior. El prestador de servicios tiene a su cargo la atención de un conjunto determinado de personas. Por cada persona inscrita recibe un giro periódico de la EPS, sin importar el número de veces que acuda al servicio médico cada una de las personas capitadas.

El pago por caso es una forma de contratación que contiene elementos de las formas de pago anteriores. La unidad de medida es el tratamiento global de un tipo de dolencia específica sobre la que se conocen adecuadamente los protocolos a seguir para su tratamiento, por lo tanto, se conocen adecuadamente los costos de tratamiento.

Teniendo esto como punto de partida, enunciaremos los elementos en que la legislación colombiana se refiere a las relaciones entre IPS y EPS. En primer lugar, en la Ley 100 de 1993 se permite que la forma de gobernación entre EPS e IPS sea la integración vertical. Aunque una misma persona jurídica no puede ejercer las funciones de aseguramiento y prestación de servicios de salud, es factible que un mismo grupo empresarial sea propietario de dos empresas independientes. Por otra parte, atendiendo al espíritu del pluralismo estructurado sobre el que se construyó el Sistema General de Seguridad Social en Salud, los agentes económicos pueden optar por dos formas de gobernación alternas: pueden acudir al mercado para la compra de servicios de salud o establecer alianzas estratégicas entre organizaciones.

El segundo elemento para comprender la relación entre aseguradores y prestadores de servicios de salud es la forma de pago. La legislación en este sentido no es muy amplia y se refiere de forma independiente al Régimen Contributivo y al Régimen Subsidiado.

Respecto al pago por servicios prestados, el primer referente está en el Decreto 2423 de 1996, en el cual se establecen tarifas, nomenclatura y clasificación de los procedimientos médicos, quirúrgicos y hospitalarios que se intercambian entre los aseguradores de los servicios de salud y las IPS (públicas y privadas) para la atención de pacientes víctimas de accidentes de tránsito, desastres naturales, atentados terroristas, atención inicial de urgencias y los demás eventos catastróficos definidos por el Consejo Nacional de Seguridad Social en Salud. En la práctica este manual tarifario funciona como una referencia que usan aseguradores y prestadores para fijar los precios de intercambio. Por otra parte, el Decreto 050 de 2003 establece que los pagos a los prestadores de servicios no pueden tomar más de seis meses desde el momento de radicación de la cuenta de cobro.

Respecto a la forma de contratación por capitación, el Decreto 050 de 2003 señala las siguientes condiciones a cumplir: se debe garantizar la adecuada prestación de los servicios, por esta razón se considera como una práctica insegura contratar a una persona natural o jurídica para que realice la función de coordinar la red de prestación de servicios; no se podrá capitar la totalidad de los servicios de más de dos niveles de atención con la misma IPS, y los pagos a las

IPS deben hacerse durante los primeros diez días de cada mes. Estos son los aspectos que la legislación colombiana tiene en cuenta para regular las relaciones de contratación entre aseguradores y prestadores.

2.2 La consulta externa en los hospitales de tercer nivel

La atención médica en el actual SGSSS de Colombia está establecida según los niveles de complejidad en la atención, encontrándose tres niveles de atención, siendo el tercer nivel el de mayor complejidad tecnológica.

El tercer nivel de atención se caracteriza por prestar servicios hospitalarios y ambulatorios de especialistas en medicina interna, pediatría, ginecología, cirugía general y ortopedia, entre otras especialidades médicas y quirúrgicas (Malagón *et al.*, 1986). A su vez cuenta con áreas de urgencias, consulta externa, cirugía, hospitalización y cuidado intensivo. En síntesis, éste tipo de instituciones atienden los casos de mayor complejidad médica y tecnológica, lo cual implica la mayor generación de los costos de atención.

La consulta externa se entiende como la actividad alrededor de la que giran los procesos de especialización médica; siendo el espacio idóneo para diagnosticar, orientar definir la estrategia terapéutica de un paciente. En la actualidad la consulta externa cobra importancia en la medida que se torna en la puerta de entrada al sistema, lo que permite realizar un mayor control de costos. Está claro que se debe dar una interacción entre la consulta externa de los diferentes niveles de atención.

En Colombia los servicios de consulta externa de los primeros niveles de atención los realizan las EPS o IPS del primer y segundo nivel de atención, de manera que la consulta externa del tercer nivel de atención se realiza en IPS del tercer nivel, las cuales pueden tener diversas formas de interacción con las EPS y con las IPS de primero y segundo nivel de atención (Gorbaneff *et al.*, 2004).

3. MARCO TEÓRICO

Los problemas fundamentales que estudia la economía y que enfrentan las organizaciones en su vida cotidiana son la producción e intercambio de bienes y servicios. Desde el punto de vista de la organización de la actividad económica, las personas involucradas en las actividades productivas pueden solucionar estos problemas acudiendo a tres tipos de formas de gobernación (Williamson, 1991; Li, 1998; Hage y Alter, 1997): el mercado, la integración vertical de diversos agentes económicos en una estructura jerárquica que toma la denominación de empresa y el establecimiento de relaciones de cooperación entre agentes usualmente llamadas alianzas estratégicas. Entre estos tres tipos ideales (Doty y Glick, 1994) de realización del intercambio económico se pueden encontrar formas más complejas que son producto de la mezcla de las características fundamentales de los tipos ideales señalados (Torres *et al.*, 2004).

Las formas de gobernación genéricas establecidas en la economía de costos de transacción tienen vigencia en el sector salud y particularmente en las relaciones de intercambio que establecen las EPS e IPS. Con el fin de unificar los términos se hablará de tres formas de gobernación: integración vertical, alianzas estratégicas y mercado como se puede ver en el [Cuadro 1](#).

CUADRO 1
DIMENSIONES DE LAS FORMAS DE GOBERNACION
DEL INTERCAMBIO EN EL SECTOR SALUD

Atributos		Formas de gobernación			
		Integración vertical	Alianzas estratégicas	Mercado	
Formas de interacción		Mandato	Acción conjunta	Competencia	
Mecanismos de control		Planeación	Confianza	Sistema de precios	
Marco legal		Laboral	Amplio	Específico	
Incentivos económicos	Propiedad	Unificada (bajos)	Compartida (intermedios)	Individual (altos)	
	Formas de pago	Capitación	Bajos	Altos para ahorrar bajo acuerdos de calidad	
		Pago por paquetes		Intermedios	Altos para vender paquetes y altos para ahorrar dentro del paquete
		Pago por servicio		Altos para gastar bajo acuerdos de control de costos	Altos para gastar

Fuente: Adaptado de Torres *et al.* (2004).

Es necesario hacer una mención especial sobre los incentivos económicos. Estos van a estar dados por la forma de gobernación del intercambio y por el sistema de pago que se use. El tipo de contrato determina la intensidad de los incentivos del agente, siendo bajos cuando hay un contrato de empleo como es típico en la integración vertical. Por otra parte, los incentivos se aumentan hasta llegar a su máxima expresión cuando la propiedad es individual.

Se debe tener claro que la misma forma de gobernación se puede presentar bajo diversas alternativas de pago. Las modalidades de pago lo que hacen es cambiar el aspecto de la transacción en el que se colocan los incentivos y la distribución del riesgo entre las partes (Seshadri, 2005). En la capitación todo el riesgo es asumido por el agente y le genera un incentivo a la reducción de costos. En el pago por servicio el riesgo lo asume parcialmente el principal y el agente tiene incentivos a la facturación.

Tanto en los intercambios de mercado, como en las alianzas estratégicas se pueden usar las tres formas de pago, pero en esta última el riesgo se distribuye entre las partes. Finalmente, en la integración vertical por definición el riesgo lo asume el principal y el agente tiene bajos incentivos.

Sobre las formas de pago es necesario hacer una aclaración. El pago por capitación implica que el intercambio no puede ser de tipo *spot*. Como consecuencia el intercambio de mercado tendrá un horizonte de mediano plazo, en tanto el pago por servicios es más característico del mercado *spot*.

Como se ha mostrado, la única opción posible para realizar el intercambio de bienes y servicios no es el mercado, sino que los agentes pueden acudir a la creación de empresas y de alianzas estratégicas, ¿de qué depende esta decisión? Siguiendo la propuesta teórica de Coase (1937) y Williamson (1975,1985,1991), los agentes que buscan racionalidad económica, mediante la selección de la forma de gobernación para realizar el intercambio, buscan reducir la suma de los costos

de producción y los costos de transacción.

Los costos de producción están asociados a las actividades productivas directas y se encuentran representados por los diversos recursos requeridos para la prestación de los bienes o servicios, tales como el trabajo requerido para la producción, maquinaria y equipo y materias primas. Se encuentran determinados fundamentalmente por el tipo de tecnología disponible, ya que ésta además de establecer los costos de maquinaria y equipo afectan también los requerimientos de mano de obra. Si los agentes económicos seleccionasen las formas de intercambio en función de los costos de producción, se integrarían verticalmente cuando su consumo agotase las economías de escala y acudirían al mercado cuando su consumo fuese pequeño en relación a las economías de escala disponibles (Williamson, 1975).

Por otra parte, los costos de transacción se derivan de las actividades que están relacionadas con la búsqueda y transmisión de información sobre precios y características de los bienes, negociación de condiciones de intercambio, redacción y celebración de contratos, supervisión de las contrapartes para el cumplimiento de los contratos, demandas y adaptaciones del mismo y protección de los derechos de propiedad (Milgrom y Roberts, 1993). Las actividades referidas -como generadoras de costos de transacción- tienen una doble naturaleza, contractual y organizacional, las cuales en conjunto explican los problemas que se presentan en el intercambio mediante las formas de gobernación.

Como se puede ver, los costos de transacción no tienen relación directa con los costos productivos. Para explicar mejor su naturaleza es adecuada la analogía que hace Arrow (1962) al compararlos con la fricción de los sistemas mecánicos, del tal forma que son indeseables pero, al mismo tiempo, inevitables. Como ocurre con los fluidos que las pérdidas friccionales dependen de su viscosidad, en la organización económica los costos de transacción dependen de las características de los bienes que se intercambian. Las características de los bienes o dimensiones de la transacción que determinan los costos de transacción son: especificidad de las inversiones, dificultades de medición de los procesos y resultados, frecuencia de la transacción, incertidumbre en la prestación de los servicios (Williamson, 1991) y relaciones entre las transacciones (Milgrom y Roberts, 1993).

Como se dijo anteriormente, todas las formas de gobernación generan costos de transacción, pero estos dependen de las dimensiones de la transacción. Para la identificación de cuál es la forma de gobernación que genera menores costos de transacción se debe dar una alineación entre las dimensiones de las formas de gobernación y las dimensiones de la transacción.

Williamson (1985) afirma que la dimensión que explica la mayor parte de los costos de transacción es la especificidad de las inversiones, definida para este caso como aquella situación en la que los recursos involucrados en la prestación de los servicios de salud son solamente útiles para la prestación de servicios a una EPS. Esto generaría una dependencia bilateral entre las partes. Estas inversiones que son de utilidad únicamente entre estos dos agentes, generan cuasirentas compuestas (Hart, 1991) y las partes involucradas buscarán apropiarse de ellas mediante comportamientos oportunistas (Pisano, 1988).

En esta situación de dependencia bilateral entre el aseguramiento y la prestación de servicios, si el intercambio se realiza a través del mercado se generarán altos costos de transacción (fundamentalmente de tipo contractual). Estos costos se derivan de las continuas renegociaciones y adaptaciones del contrato a las nuevas condiciones. Los cambios contractuales son necesarios en la medida que surgen contingencias que desajustan los términos iniciales acordados (Williamson, 1991).

Algunas veces se desajusta intencionadamente el contrato inicial, mediante argucias como la revelación incompleta de las características epidemiológicas de la población o de las características de los procedimientos médicos; también mediante la amenaza de interrupción del contrato u otras acciones se alteran los términos iniciales del intercambio (Milgrom y Roberts, 1993).

Los riesgos de interrupción prematura de los contratos de prestación de servicios de salud, los costos contractuales de renegociación de las condiciones iniciales y los costos burocráticos en que se incurre para la búsqueda de información aumentan en la medida que los recursos médicos y los resultados de las intervenciones son coespecializados¹.

Como alternativa al intercambio de mercado, las organizaciones pueden integrarse verticalmente, teniendo como resultado la reducción de los costos de adaptación a circunstancias cambiantes. Esta reducción de costos es consecuencia de las virtudes de la integración vertical para coordinar eficientemente situaciones en las que se debe transmitir información sobre nuevas condiciones y acordar las acciones a realizar conforme a las contingencias que se han presentado (Williamson, 1991).

La integración vertical reduce los costos de transacción ante altos niveles de especificidad de las inversiones para la prestación de servicios de salud, reemplazando los altos costos contractuales por costos burocráticos requeridos para la coordinación y control de la prestación de servicios. Bajo la forma de propiedad integrada se reducen los riesgos de terminación prematura del contrato o de desajustes por la revelación incompleta de información. Lo anterior se resume en la siguiente hipótesis:

Hipótesis 1: *Existe una relación directa y positiva entre el aumento de la especificidad de las inversiones y la preferencia por formas de gobernación con mayores niveles de integración.*

Cuando se establecen mecanismos burocráticos especializados para el intercambio de determinados servicios es necesario realizar esa transacción repetidas veces para poder recuperar las inversiones. Esta idea acoge el sentido de las economías de escala propuestas desde la economía neoclásica, para explicar la selección de las formas de gobernación. El costo de la estructura organizacional se distribuye entre las transacciones que se realicen, por lo tanto, se propone:

Hipótesis 2: *Existe una relación directa y positiva en el aumento de la frecuencia y duración de la transacción y la preferencia por establecer formas de gobernación con mayores niveles de integración vertical.*

Otra fuente de costos de transacción, de especial relevancia en la prestación de servicios de salud, son las dificultades de medición de la actuación de los agentes que participan en el intercambio de servicios de salud (Milgrom y Roberts, 1993). Es decir, las limitaciones que tiene la EPS de supervisar *ex post* a la elaboración del contrato, el comportamiento de la IPS en la prestación de los servicios pactados (Barzel, 1989).

Los comportamientos oportunistas derivados de la especificidad de los activos se deben a la búsqueda de la apropiación de las cuasi-rentas generadas mediante el desajuste del contrato. Cuando confluye la especificidad de los activos con la existencia de dificultades de medición, el tipo de comportamiento oportunista que surge para apropiarse de las cuasi-rentas compuestas es evadir los compromisos especificados en la fase *ex ante* de la contratación del proyecto (Chi, 1994)². Una

situación agravante es que tan sólo después de finalizada la contratación es posible detectar el comportamiento anómalo (Alchian y Woodward, 1988).

Si bajo esta circunstancia la contratación se da en el mercado, la empresa innovadora incurrirá en altos costos de transacción. Por una parte, *ex ante*, en la recopilación de información técnica que le permita ser lo más exhaustiva posible en la determinación de los resultados de los servicios de salud. Por otra parte, en costos burocráticos *ex post*, necesarios para comprobar la forma en que se prestan los servicios de salud. La situación se debe en buena medida a que las acciones y resultados de la prestación de servicios de salud no son tangibles sino que tienen un amplio componente tácito.

El componente tácito en la prestación de los servicios de salud es el aumento de los costos de transacción y el posible deterioro de los servicios de salud. Ante esta situación de ineñiciencia, tanto productiva como transaccional, la opción de integración vertical permite la reducción de las posibilidades de comportamientos oportunistas. Esto porque de esta forma se establecen estructuras burocráticas de control y se eliminan los incentivos fuertes. Estas ideas se sintetizan en la:

Hipótesis 3: *En la medida que aumentan las dificultades de medición en la prestación de servicios de salud se preferirán formas de gobernación con mayor grado de integración vertical.*

Según Williamson (1985), la tercera fuente de costos de transacción es la incertidumbre en el comportamiento de los agentes que intercambian, en este contexto la incertidumbre en la prestación de los servicios de salud se entiende como la dificultad posterior a la contratación, de determinar las acciones y costos en los que deberá incurrir tanto EPS como IPS en la prestación del servicio de salud. Esta incertidumbre se relaciona, en primer lugar, con las dificultades de predecir el comportamiento de la IPS en cuanto a la revelación de los costos de prestación de los servicios y, en segundo lugar, con la posibilidad de la EPS de enviar pacientes con enfermedades en extremo costosas, cuando la contratación se da vía capitación.

Hipótesis 4: *En la medida que aumenta la incertidumbre en la prestación de los servicios de consulta externa se prefiere realizar el intercambio de servicios mediante formas de gobernación con mayores niveles de integración vertical.*

4. METODOLOGÍA DE INVESTIGACIÓN

4.1 Instrumento y medición

La unidad de análisis de la investigación fue el intercambio de servicios de consulta externa entre EPS e IPS. Esto porque para la economía de los costos de transacción (Williamson, 1975, 1985) es en este espacio económico que es posible detectar los problemas contractuales en el intercambio.

La encuesta se construyó conforme a trabajos empíricos que han operado variables similares a las usadas en esta investigación. Las variables independientes que conforman el modelo de investigación se midieron con múltiples proposiciones que reflejan diversas dimensiones del concepto o variable que se desea medir y permiten que los errores en la medición de las afirmaciones se corrijan mutuamente (Churchill, 1979). Las proposiciones se miden con una escala Likert de 1 a 5, que permite identificar el nivel de acuerdo o desacuerdo ante una determinada afirmación relativa a las variables que se indagan (Albaum, 1997). Es claro que la medida se hace a partir de una apreciación de la realidad.

Se efectuó una prueba piloto y como resultado se identificaron problemas de presentación de las preguntas y se efectuaron los ajustes del instrumento de medición, que posteriormente fue aplicado a la población.

En primer lugar se realizó el análisis de consistencia interna. Este análisis evalúa la confiabilidad del instrumento de recopilación de información y validez de la información recolectada. La confiabilidad se refiere al grado en que la medición está libre de error y se determina mediante la correlación entre los indicadores de cada variable, la correlación corregida y el coeficiente alfa (Nunnally, 1978; Kerlinger, 1986). La evaluación de la validez de la información se realiza mediante el análisis factorial de componentes principales (Churchill, 1979). Esta prueba confirma si los indicadores seleccionados de una variable están midiendo el mismo fenómeno. Las pruebas de confiabilidad y validez se realizan de forma iterativa y son típicas cuando se realizan encuestas con información cualitativa.

En cada variable se realizó un procedimiento de análisis de la consistencia interna de los indicadores. La evaluación de la confiabilidad del instrumento se inició con el análisis de correlación no paramétrico de Taub-Kendall. Se usó este estadístico debido a la naturaleza no normal de las variables. Luego se efectuaron análisis de correlación corregida y finalmente se determinó el coeficiente alfa de Cronbach (Nunnally, 1978); se considera un alpha aceptable aquel que es mayor a 0,5.

Los análisis de confiabilidad y validez fueron efectuados paralelamente. Los resultados fueron consistentes, mostrando que los indicadores removidos presentan problemas de dimensionalidad. Las variables resultantes fueron operadas como factores con el fin de reducir información que introduce ruido en las variables. Es necesario resaltar la alta correlación de los indicadores dentro de los factores resultantes, en todos los casos fue superior a 0,53.

Teniendo en cuenta los aspectos generales descritos se presenta la operación de las variables relacionadas con las hipótesis planteadas.

Especificidad de las inversiones. Se midió con cinco indicadores relacionados con las inversiones no recuperables y la posible situación de monopolio bilateral, conforme a los trabajos de Lothia *et al.* (1994) y Torres (2003). Los indicadores son: dificultades de reutilización de las inversiones físicas, IPS competidoras en servicios similares, IPS que podrían desarrollar servicios similares, pérdida de la rentabilidad de las inversiones físicas si se destinan a otro servicio y grado en que es necesario modificarlas o adaptarlas para que puedan ser usadas en otros servicios. La totalidad de los indicadores fueron consistentes. El coeficiente alpha final es de 0,79. La carga de los indicadores resultantes en el factor fue de 0,67; 0,77; 0,76; 0,86 y 0,66, respectivamente, y el porcentaje de la varianza extraída por el factor fue de 56,146%.

Frecuencia del intercambio en la prestación del servicio. La frecuencia y duración del intercambio en los servicios atendiendo a la idea de repetitividad y su duración temporal se midió con los siguientes indicadores: frecuencia con la que intercambian servicios de consulta externa y tiempo durante el cual se ha prestado el servicio entre la EPS y la IPS. El coeficiente alpha asociado es de 0,54. La carga de los indicadores en el factor fue de 0,83 en los dos casos y el porcentaje de la varianza extraída por el factor fue de 68,5%.

Incertidumbre en la prestación de los servicios. Siguiendo el trabajo de Torres (2003) e indagando sobre la utilidad de los diversos mecanismos usados para tratar información sobre la prestación de servicios de salud, se definieron los siguientes indicadores para la construcción de esta variable: dificultades para establecer cláusulas restrictivas en el contrato, dificultades para el seguimiento de los protocolos de atención o guías de manejo, complicaciones en el manejo de los

pacientes en consulta externa, dificultades para llevar a buen término el tratamiento de los pacientes y desigualdad en las conductas tomadas en el servicio. Para aumentar la confiabilidad del instrumento fue necesario prescindir del indicador de dificultades para establecer cláusulas restrictivas en el contrato, así como el indicador de desigualdad en las conductas tomadas en el servicio. El coeficiente alpha calculado es de 0,66. La carga de los indicadores resultantes en el factor es de 0,62; 0,87 y 0,82, respectivamente, y el porcentaje de la varianza extraída por el factor fue de 60,4%.

Dificultades de medición de la actuación. Siguiendo los trabajos empíricos de Erramilli y Rao (1990) y Kim y Hwang (1992) se midió esta variable usando cuatro indicadores para captar el grado de especialización y de estandarización de los conocimientos utilizados en la prestación de servicios de salud. Los indicadores definidos son: dificultad para que el paciente mida resultados de las intervenciones, dificultades para que la EPS mida resultados, dificultades para que el paciente mida la calidad de los procesos y dificultad para que la EPS mida la calidad de los procesos. No fue necesario prescindir de ningún indicador para mejorar la confiabilidad del instrumento. El coeficiente alpha asociado es de 0,81. Las cargas de los indicadores resultantes en el factor son 0,81; 0,69; 0,89 y 0,83, respectivamente, y el porcentaje de la varianza extraída por el factor es de 66,2%.

Relación con otras transacciones. Algunos estudios sugieren que esta variable debe ser incluida en las contrastaciones empíricas (Mang, 1994). Los cinco indicadores de esta variable son: necesidad previa de uso de otros servicios de la IPS, necesidad previa de uso de otros servicios de la EPS, necesidad de uso del servicio de consulta externa para acceder a otro servicio de la IPS, necesidad de uso del servicio de consulta externa para acceder a otro servicio de la EPS y la atención del servicio de consulta externa implica varias transacciones. Fue necesario prescindir de esta variable para la prueba de las hipótesis, ya que el análisis de la matriz de coherencia de los indicadores no rechazan la hipótesis nula. Adicionalmente ninguna combinación de indicadores resultaba en un coeficiente alpha mayor a 0,35. Por lo tanto, siguiendo las indicaciones de Nunnally (1978) se determinó excluir la variable del modelo empírico, ya que no presentaba garantías que condujeran a responder el estado del diseño del proceso.

Forma de gobernación: Se construyó como una variable categórica con la posibilidad de adoptar las opciones de integración vertical, alianzas estratégicas, mercados a largo plazo (capitación) y mercados a corto plazo (pago por servicio).

El número de indicadores que componen cada variable, el alpha de Cronbach asociado y el porcentaje de la varianza de los indicadores explicada por los factores se presenta en el [Cuadro 2](#).

CUADRO 2
SINTESIS DE LOS RESULTADOS DEL ANALISIS DE CONFIABILIDAD

Factor	Especificidad	Frecuencia del intercambio	Incertidumbre y complejidad	Dificultades de medición
Indicadores				
Componentes	5	2	3	4
Alpha de Cronbach	0,79	0,53	0,65	0,81
Varianza explicada %	56,14	68,54	60,44	66,19

Fuente: Resultados SPPS.

4.2 Análisis de Información

El procesamiento de la información se hace en tres etapas. En la primera, haciendo uso del Método Estocástico de Análisis de Aceptabilidad -SMAA³- desarrollado por Baña (1986 y 1988) y Ladhelma *et al.* (1997) se identifican las formas en que se deben combinar las dimensiones de la transacción para que cada una de las formas de gobernación de la variable dependiente sea seleccionada. Esta se expresa como la probabilidad de aceptación de las formas de gobernación como alternativas posibles, según las variables independientes. En la segunda etapa se caracteriza, de forma general, la relación entre las variables independientes mediante pruebas estadísticas descriptivas.

En el tercer paso se prueban las hipótesis mediante el ADM. El uso de esta técnica estadística paramétrica permite identificar la relación entre variables independientes continuas y una variable dependiente categórica (Press y Wilson, 1978) mediante la asignación de las observaciones de la muestra a los grupos de la variable dependiente. Esto se realiza mediante la construcción de funciones discriminantes en las que se involucran las variables independientes.

5. RESULTADOS

5.1 Descripción de la población

La muestra está conformada por treinta IPS privadas de tercer nivel ubicadas en la ciudad de Bogotá. Por lo tanto, el estudio tiene un carácter censal y no muestral. En el estudio no se incluyeron las IPS de la red pública ni las adscritas a los regímenes de excepción. Lo anterior no implica que los resultados del estudio puedan extrapolarse a toda la población. Esto porque no se indagó por todas las transacciones que realizaron las IPS de la muestra con todas las EPS con las que tienen algún tipo de transacción, sino que se indagó por la transacción con una EPS.

Más del 70% presta sus servicios hace más de 20 años y la totalidad de ellas realizan procedimientos de alta complejidad. Son centros de referencia nacional para el manejo de pacientes que se complican a pesar del tratamiento que se les ha dado en otras instituciones.

Sólo dos de ellas hacen parte de complejos empresariales (Colsubsidio y Saludcoop), mientras que las otras surgieron de manera independiente, aunque algunas tienen alianzas con aseguradoras. La Fundación Cardioinfantil y la Clínica

de la Fundación Abood Shaio se han subespecializado en el manejo de patologías cardiovasculares, aunque prestan servicios de todas las especialidades características del nivel. La Clínica del Niño y el Hospital la Misericordia se caracterizan por atender a la población pediátrica. El Hospital San Ignacio y la Clínica El Bosque son universitarios.

Inicialmente la forma de gobernación de intercambio de servicios de salud contemplaba cuatro categorías, pero se redujeron a dos en el análisis empírico. La razón que explica este hecho es que en el trabajo empírico la gobernación del intercambio de servicios de consulta externa se dio mediante pago por servicio y capitación.

5.2 Análisis de las características de la decisión con SMAA

A partir de las distribuciones de las respuestas de cada uno de los indicadores de las variables se identificó, según la hipótesis, la forma de contratación que genera menores costos de transacción para cada forma de intercambio. En el [Cuadro 3](#) se presentan las distribuciones de las respuestas asociadas a cada indicador utilizado en el análisis.

CUADRO 3
DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD
(Datos porcentuales)

Variables	Escala Likert de Respuesta (%)				
	1	2	3	4	5
Especificidad de las inversiones					
1. Dificultades reutilización inversiones físicas	23,3	50,0	20,0	6,7	0,0
2. IPS competidoras	20,0	46,7	33,3	0,0	0,0
3. IPS que podrían desarrollar servicios	23,3	40,0	20,0	16,7	0,0
4. Pérdida de rentabilidad si cambia de uso	30,0	46,7	20,0	3,3	0,0
5. Necesidad adaptar servicios	16,7	16,7	43,3	23,3	0,0
Frecuencia del intercambio en la prestación del servicio					
1. Frecuencia de intercambio	0,0	6,7	6,7	43,3	43,3
2. Estabilidad de los contratos	0,0	6,7	36,7	30,0	26,7
Incertidumbre en la prestación del servicio					
1. Dificultades seguimiento de protocolos	73,3	20,0	3,3	3,3	0,0
2. Complicaciones manejo de pacientes	76,7	20,0	0,0	3,3	0,0
3. Dificultades para terminar tratamientos	43,3	50,0	3,3	3,3	0,0
Dificultad de medición de la actuación					
1. Dificultad de medir resultados el paciente	70,0	23,3	6,7	0,0	0,0
2. Dificultad de medir EPS los resultados	80,0	13,3	3,3	3,3	0,0
3. Dificultad de medir calidad el paciente	80,0	16,7	3,3	0,0	0,0
4. Dificultad de medir calidad la EPS	70,0	23,3	3,3	3,3	0,0

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados muestran calificaciones relativamente bajas de los indicadores de la variable de especificidad de las inversiones, lo que permite pensar que la forma de gobernación más eficiente es pago por servicio. Los indicadores de la variable frecuencia del intercambio presentan valores relativamente altos. Este comportamiento sugiere que la capitación puede ser la forma más eficiente de intercambio. Los indicadores de incertidumbre en la prestación de los servicios y

dificultades de medición presentan bajas calificaciones, lo que según la teoría de costos de transacción sugiere que la forma de gobernación a seleccionar sería el pago por servicio.

Dados los anteriores resultados, el tipo de contratación que minimiza los costos de transacción en la prestación de servicios de consulta externa no es fácilmente determinable, ya que las variables no muestran una clara línea de decisión sobre la manera como debe establecerse el intercambio.

Para poder intentar dar solución al problema se puede hacer uso de técnicas que permiten indagar más a fondo sobre la decisión. El SMAA surge como una herramienta de decisión adecuada. La técnica indica el aporte de cada criterio a la minimización de los costos de transacción, expresada en el término utilidad, en cada una de las formas de gobernación posibles para el intercambio económico.

Esto se hace operativo a través de una adecuada función de utilidad aditiva como la que se presenta a continuación:

$$(1) \quad u_i = \sum_j w_j u_{ij}$$

Donde: u_i = Utilidad total de la alternativa i ; u_{ij} = Utilidad del criterio j para la alternativa i ; w_j = Peso del criterio j .

El análisis proporciona estimaciones de los pesos de las variables $-W_j-$, que permiten calcular la utilidad de cada una de las posibles opciones de decisión. La técnica determina los rangos de las combinaciones de las ponderaciones que hacen a cada una de las formas de gobernación dominante sobre las demás en términos de utilidad. También calcula el volumen del conjunto de las combinaciones de pesos de las variables que hacen dominante a cada alternativa a las que se ha denominado índices de aceptabilidad. Finalmente determina los vectores de ponderaciones típicos -promedio- de cada una de las opciones, como un centroide de cada uno de los hiperespacios que soportan el dominio de una alternativa⁴.

La utilidad, en este caso normalizada, de cada criterio por alternativa fue calculada como el promedio de las percepciones de cada una de las observaciones en las dos categorías de la variable dependiente. Las utilidades típicas se presentan en el [Cuadro 4](#).

CUADRO 4
UTILIDADES TÍPICAS DE CADA VARIABLE PARA LAS
FORMAS DE GOBERNACION ALTERNATIVAS

Criterios Típicos de las formas de gobernación alternativas				
	Especificidad	Frecuencia del intercambio	Incertidumbre del servicio	Dificultad de Medición
Capitación	0,42	0,90	0,33	0,28
Pago por Servicio	0,47	0,72	0,26	0,26

Fuente: Elaboración propia.

La variable que presenta una mayor diferencia en su valoración en las dos formas de gobernación es la frecuencia del intercambio, por lo tanto se esperaría de esta

variable una mayor capacidad de discriminación. Las variables que siguen son especificidad e incertidumbre. Por su parte, dificultad de medición presenta valores de utilidad muy similares para las dos alternativas consideradas. Los resultados de las características de los pesos de las variables, rangos de aceptabilidad y los vectores típicos para cada alternativa obtenidos se muestran en el [Cuadro 5](#).

CUADRO 5
RANGOS DE LOS VECTORES DE LOS CRITERIOS QUE SOPORTAN
A CADA ALTERNATIVA

Dominio Capitalación				
	W1	W2	W3	W4
Ref. máx. W1	0,782504	0,217496	0	0
Ref. mín. W1	0	1	0	0
Ref. máx. W2	0	1	0	0
Ref. mín. W2	0	0	1	0
Ref. máx. W3	0	0	1	0
Ref. mín. W3	0	1	0	0
Ref. máx. W4	0	0	0	1
Ref. mín. W4	0	1	0	0
Dominio Pago por Servicio				
	W1	W2	W3	W4
Ref. máx. W1	1	0	0	0
Ref. mín. W1	0,300194	0	0	0,699806
Ref. máx. W2	0,782504	0,217496	0	0
Ref. mín. W2	1	0	0	0
Ref. máx. W3	0,585838	0	0,414162	0
Ref. mín. W3	1	0	0	0
Ref. máx. W4	0,300194	0	0	0,699806
Ref. mín. W4	1	0	0	0
Vector Ponderado Central				
W_1^c	0,20995005	0,26339754	0,26847778	0,25817462
W_2^c	0,66231843	0,05331346	0,10478811	0,17975886

Fuente: Elaboración propia.

Notación: Capitalación, $i = 1$; Pago por servicio, $i = 2$; Especificidad, $j = 1$; Frecuencia y Duración del intercambio, $j = 2$; Incertidumbre y Complejidad del servicio, $j = 3$; Dificultad de Medición de la actuación, $j = 4$.

El análisis de los rangos mínimos y máximos de los vectores se dividió según la dominación del tipo de contratación, en su orden capitalación y pago por servicio. Se especificó para cada dimensión de la transacción el vector factible que hace la ponderación correspondiente a cada alternativa óptima.

El vector ponderado central que señala como forma de gobernación más

adecuada a la capitación $-W_1^c$ - está dado por valores relativamente bajos en todas las dimensiones de la transacción. Por otra parte, el vector ponderado central que muestra como forma de gobernación más adecuada al pago por servicio $-W_2^c$ - está dado por valores relativamente altos de la especificidad (0,66), valores bastante bajos de incertidumbre (0,10) y dificultades de medición (0,17) y valores muy bajos para la frecuencia de la transacción. En general los resultados son consistentes con las hipótesis; exceptuando el signo de la especificidad de las inversiones, que muestra un sentido contrario. Valores más altos cuando la forma de gobernación es el pago por servicio (0,66) que cuando se opta por la capitación (0,20).

Los mínimos y los máximos de cada una de las dimensiones que hace preferible capitación o pago por servicios muestran, en general, que los rangos de dominancia son bastante amplios. Para la incertidumbre se discuten los resultados continuación. El vector factible que hace dominante a la capitación sobre el pago por servicio mediante la maximización de la especificidad es: Especificidad = 0,78; Frecuencia del intercambio = 0,21; Incertidumbre del servicio = 0; Dificultad de Medición de medición= 0. Mientras que el vector factible que hace dominante a la capitación sobre el pago por servicio mediante la minimización de la especificidad es: Especificidad = 0; Frecuencia y Duración del intercambio = 1; Incertidumbre y Complejidad del servicio = 0; Dificultad de Medición de la actuación = 0.

Por otra parte, el límite del rango posible que hace que el tipo de contratación de pago por servicio sea dominante y que maximiza la ponderación de especificidad es 1, con las demás ponderaciones de los criterios iguales a cero. A su vez, el rango factible que minimiza el valor de la ponderación del criterio de especificidad hace que éste tome un valor de 0,3 y la dificultad de medición de la actuación tome 0,699 en la ponderación con las demás variables ponderadas al 0. Análisis similares se realizan para los demás criterios.

Finalmente, en el [Cuadro 6](#) se presentan los índices de aceptabilidad para cada alternativa. Estos muestran que aproximadamente el 93% de las combinaciones factibles de las ponderaciones de los criterios responden a favor de la contratación de capitación. Esto implica que la capitación debiese ser la forma de gobernación fundamental mediante la cual se intercambiasen los servicios de consulta externa.

CUADRO 6
INDICES DE ACEPTABILIDAD

Capitación	0,929
Pago por servicio	0,070

Fuente: Elaboración propia.

De lo anterior se puede concluir que la importancia de las variables en la selección de las formas de contratación de los servicios de consulta externa cambia en función de la forma de contratación. Si la frecuencia del intercambio es muy alta, es claro que el pago por servicio es la forma más importante y la decisión se tomará en términos de costos de operación, no obstante, si la frecuencia es baja implica que el servicio se debe realizar mediante capitación en tanto la especificidad sea alta, debido a la poca importancia de la frecuencia en esta forma de gobernación. Para frecuencias moderadamente bajas se debe evaluar la especificidad, la incertidumbre y las dificultades de medición, variables

que tienen alta importancia en la capitación. Esto quiere decir que si el servicio es poco específico y moderadamente la incertidumbre y dificultades de medición son bajas se deberá realizar el intercambio mediante pago por servicio. Por el contrario, si las frecuencias son altas se debe contratar por capitación.

Como conclusión, dadas las condiciones de consulta externa, lo más recomendable en general es usar capitación, como se muestra en el [Cuadro 6](#).

5.3 Análisis del error de contratación: Pruebas estadísticas preliminares

Para el cumplimiento de las hipótesis estadísticas del ADM se deben satisfacer las siguientes condiciones:

Normalidad de las variables independientes: la prueba estadística utilizada es la de Kolmogorov-Smirnov. La hipótesis nula de normalidad de la variable es rechazada cuando la significancia es inferior a 0,05, lo que implica un 95% de confianza del *test*.

Correlación entre las variables explicativas: las pruebas estadísticas utilizadas corresponden a los coeficientes de correlación lineal de Pearson y Taub-Kendall, cuya hipótesis nula es la de no correlación entre las variables, la cual es rechazada cuando la significancia es inferior a 0,05.

El grupo con menor cantidad de observaciones debe ser mayor al número de variables, la distribución de observaciones entre los grupos debe ser similar y debe haber *homogeneidad de varianzas* en las categorías o grupos de la variable dependiente, el estadístico utilizado es el de Levene, el cual se rechaza a un nivel de significancia de 0,05, ante la hipótesis nula de igualdad en la homogeneidad de varianzas en los grupos de la variable. El último supuesto, siendo ésta la prueba más relevante, es el de igualdad de las matrices de covarianzas, el estadístico utilizado es el M de Box, el cual se rechaza cuando la significancia es inferior a 0,05, ante hipótesis nula de igualdad entre las matrices de varianzas-covarianzas de los grupos. Los resultados de estas pruebas se presentan a continuación.

5.4. Análisis de normalidad de las variables explicativas

La prueba de normalidad fue aplicada a los cuatro factores, sólo se rechazó la hipótesis nula de ajuste de los datos a una normal en la variable dificultades de medición, con un alpha de 0,009. Los resultados se presentan en el [Cuadro 7](#).

CUADRO 7
NORMALIDAD DE LOS FACTORES

Variables	Especificidad	Frecuencia del intercambio	Incertidumbre	Dificultad de Medición
Significancia	0,856	0,518	0,157	0,009

Fuente: Elaboración propia.

Análisis de correlación entre las variables explicativas: Se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson y Taub-Kendall. Los resultados se presentan en el [Cuadro 8](#). Se encontró que en general hay baja correlación entre las variables del modelo. La correlación más alta se encuentra entre frecuencia y especificidad de las inversiones, lo que se pudo también analizar en el SMAA.

CUADRO 8
PRUEBA DE CORRELACION ENTRE LOS FACTORES

Variables	Especificidad	Frecuencia	Incertidumbre	Dificultades
Especificidad	-	-0,296 (0,030)	0,041 (0,769)	-0,115 (0,416)
Frecuencia	-	-	0,091 (0,526)	-0,015 (0,920)
Incertidumbre	-	-	-	0,248 (0,099)
Dificultad	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia. Entre paréntesis la significación estadística.

Análisis de homogeneidad de covarianza: En la prueba de homogeneidad de varianza de Levene no se rechazó la hipótesis nula de homogeneidad de varianza en ninguna de las variables. Los resultados se presentan en el [Cuadro 9](#).

CUADRO 9
PRUEBA DE HOMOGENEIDAD DE VARIANZA DE LAS
CATEGORIAS DE LOS FACTORES

Prueba de homogeneidad de la varianza	Estadístico de Levene	Significación
Especificidad	0,487	0,491
Frecuencia y duración del intercambio	0,094	0,762
Incertidumbre y complejidad	1,592	0,217
Dificultad de medición de la actuación	2,600	0,118

Fuente: Elaboración propia.

El último supuesto a probar en el análisis discriminante tiene que ver con la prueba de igualdad de las matrices de covarianza; el estadístico M de Box rechazó la hipótesis nula de igualdad de las matrices de covarianza a un nivel de confianza del 95%. Es importante comentar la debilidad de la prueba ante la presencia de no normalidades en las variables y ante tamaños de muestras pequeños. No obstante, aún en este caso, se posibilita continuar con la prueba debido a que, como lo afirman Brown y Forsythe (1974), el nivel de significancia real suele ser mayor al sugerido. Los resultados se presentan en el [Cuadro 10](#).

CUADRO 10
PRUEBA DE HOMOGENEIDAD DE LAS MATRICES DE COVARIANZA

Estadístico M de Box	24,546
F Aprox.	2,059
GI1	15
GI2	3.147,17
Significancia estadística	0,024

Fuente: Elaboración propia.

5.5 Análisis Discriminante Múltiple

El análisis discriminante -ADM- fue utilizado para identificar la importancia de cada variable en la clasificación de las observaciones en los tipos de contratación contemplados. Hair *et al.* (1992) señalan tres pasos para la validación: i) determinar si la diferencia entre la media de los grupos, definida por las funciones discriminantes, es estadísticamente significativa; ii) examinar la precisión con que las funciones discriminantes clasifican las observaciones en los grupos, y iii) examinar la contribución de las variables individuales en la discriminación.

El ADM evalúa la importancia relativa de las variables y la significancia estadística de la distancia entre la media de los grupos: la significancia de la diferencia entre la media de los grupos está dada por la prueba *F* de igualdad de las medias de los grupos, la hipótesis nula de la prueba establece la igualdad de la media de los grupos. En el paso siguiente, se analiza la contribución relativa de cada variable a la discriminación global del modelo y, posteriormente, se estudia la participación de las variables significativas en la diferenciación entre las dos categorías de contratación de la prestación de los servicios de consulta externa. Los resultados se ilustran en el [Cuadro 11](#).

CUADRO 11
PRUEBAS DE IGUALDAD DE LAS MEDIAS DE LOS GRUPOS

Pruebas de igualdad de las medias de los grupos	F	gl1	gl2	Sig.
Especificidad de los servicios de salud	0,878	1	28	0,357
Frecuencia y duración del intercambio de servicios de salud	15,908	1	28	0,000
Incertidumbre y complejidad consulta externa	3,695	1	28	0,065
Dificultad de medición de la actuación consulta externa	0,474	1	28	0,497

Fuente: Elaboración propia.

Las variables que son estadísticamente significativas son: frecuencia del intercambio e incertidumbre, esto significa que la participación en la discriminación de las demás variables debe ser cuidadosamente analizado.

La contribución relativa de cada variable en el modelo se define a partir de los coeficientes discriminantes de las funciones incorporadas, los cuales se pueden ver en el [Cuadro 12](#). El primer resultado relevante es la identificación de las

variables no significativas. Valores grandes de los coeficientes estandarizados presumen la importancia de la variable en la discriminación, sin embargo, la importancia real de la variable sólo puede estar justificada por el principio de parsimonia.

CUADRO 12
COEFICIENTES ESTANDARIZADOS DE LAS FUNCIONES
DISCRIMINANTES CANONICAS

Coeficientes estandarizados de las funciones discriminantes canónicas	Función
Especificidad de los servicios	-0,05
Frecuencia y duración del intercambio de servicios	0,921
Incertidumbre	0,536
Dificultad de medición de la actuación	0,121

Fuente: Elaboración propia.

Se presentan ponderaciones relativamente altas en la mayoría de las variables en la función discriminante, con la excepción de especificidad de las inversiones. Para profundizar en el análisis se estudia la matriz de estructura; esta matriz permite determinar el grado de correlación dentro de los grupos, entre las variables explicativas y la variable de estudio. Altos valores de los coeficientes suponen altas correlaciones de la variable con la función discriminante. Los resultados de la matriz de estructura se presentan en el [Cuadro 13](#).

CUADRO 13
COEFICIENTES DE CORRELACION DE LOS FACTORES
CON LA FUNCION DISCRIMINANTE

Matriz de estructura	Función
Frecuencia y duración	0,825
Incertidumbre y complejidad consulta externa	0,398
Especificidad de los servicios	-0,194
Dificultad de medición de la actuación	0,142

Fuente: Elaboración propia.

Los análisis permiten confirmar la importancia de la variable de frecuencia del intercambio de servicios de salud y la poca importancia de la variable de especificidad y dificultades de medición. Estas dos últimas variables relacionadas con los costos de transacción no tienen capacidad de discriminación y por lo tanto no deben ser tenidas en cuenta.

Análisis posteriores se hacen necesarios para establecer la robustez de la función discriminante, la cual se da cuando se tienen autovalores altos, alta correlación canónica y valores pequeños del Lambda de Wilks; este último tiene asociado una prueba chi cuadrado a la hipótesis nula de no diferencia entre las medias de los grupos. Para la muestra la prueba es rechazada para valores de significancia inferiores a 0,1. Los resultados se presentan en el [Cuadro 14](#).

CUADRO 14
PRUEBAS DE VALIDACION DE LA FUNCION DISCRIMINANTE

	Parámetros	Significancia
Autovalor	0,568	
Correlación canónica	0,602	
Lambda de Wilks	0,638	(0,000)

Fuente: Elaboración propia.

De esta información se concluye que la función discriminante es estadísticamente significativa. La correlación canónica indica que el 60,2% de la varianza de la variable dependiente es explicada la frecuencia del intercambio y la incertidumbre. La prueba chi cuadrado rechazó la igualdad de las medias de los centroides de las dos formas de contratación de la prestación de los servicios de consulta externa a cualquier nivel de confianza.

Valoración de la precisión clasificatoria de las funciones discriminantes. El análisis discriminante permite determinar las observaciones del servicio de consulta externa que se clasifican de forma correcta. En 26 de los 30 casos se encontró una clasificación correcta de las observaciones, esto es un 86,2%. Para que la precisión clasificatoria sea aceptable debe ser un 25% mayor a la probabilidad proporcional (Hair *et al*, 1992), que para el caso es: $50\% * 1,25 = 62,5\%$, por lo tanto el modelo tiene una adecuada capacidad de clasificar correctamente las observaciones de la población. El [Cuadro 15](#) muestra la clasificación.

CUADRO 15
RESULTADOS DE LA CLASIFICACION

	Forma de contratación	Grupo de pertenencia		Total
		Capitación	Pago por servicio	
Recuento	Capitación	11	2	13
	Pago por servicios	2	15	17
%	Capitación	84,6	15,4	100%
	Pago por servicio	11,8	88,2	100%

Fuente: Elaboración propia.

El porcentaje de observaciones correctamente clasificadas *-hit ratio-* por las funciones discriminantes es del 86,7%, siendo bien clasificados el 84,6% de los casos de capitación y 88,2% de pago por servicio. Es importante resaltar la importancia de cada una de las dos variables consideradas por los tomadores de las decisiones; en este caso la discriminación es debida en un 76,7% a la variable de frecuencia del intercambio de servicios de salud, mientras que el restante 10% se le abona a la variable de incertidumbre en la prestación de los servicios, la cual aporta únicamente a la buena especificación de los casos de capitación.

6. DISCUSIÓN DE RESULTADOS

El análisis discriminante múltiple muestra que las variables significativas en el modelo son la frecuencia del intercambio y la incertidumbre en la transacción. Esto quiere decir que en la definición de la forma de gobernación de los servicios de consulta externa responde fundamentalmente a la reducción de costos de producción mediante el logro de economías de escala en la prestación del servicio de consulta externa. De forma adicional, la incertidumbre en los resultados de la consulta externa afecta la forma de gobernación de este tipo de servicios por parte de las EPS, y apoya a la toma de decisiones a favor de la capitación cuando se considera alta.

Las aseguradoras contratan la prestación de servicios de consulta externa con las IPS teniendo en cuenta el número de pacientes que remiten a cada institución. Cuando el número de pacientes es bajo se contrata por servicios y cuando el número es alto se hace mediante capitación. En estas circunstancias las IPS se ven forzadas a la reorganización de los servicios de consulta externa tratando de estandarizar procesos para permitir el logro de economías de escala y, por lo tanto, reducir los costos de prestación de los servicios de salud.

Otro resultado agregado relevante es que sólo la incertidumbre en la transacción, como factor generador de costos de transacción, fue relevante en el modelo empírico. Esto significa que en la prestación de servicios de consulta externa la decisión sobre la forma organizacional del intercambio está poco afectada por la existencia de costos de transacción. Sin duda existirán costos de transacción y serán diferentes en las dos formas de gobernación tenidas en cuenta en este estudio, pero no son tomados en cuenta en la decisión que se está analizando. La implicación de este hallazgo es que posiblemente en el intercambio de servicios de consulta externa se estén dando ineficiencias transaccionales por la preponderancia que se le da a los costos de operación en la prestación del servicio. Sobre este mismo aspecto, también cabe la posibilidad de que sea un cargo administrativo muy alto el de tipificar la consulta externa para imputar su costo a una determinada forma de contratación, no obstante a que los análisis favorezcan a la contratación por capitación.

Por otra parte, la especificidad de las inversiones, además de no ser estadísticamente significativa en la discriminación de las formas de gobernación, muestra que el signo es contrario al planteado en la hipótesis. Esto puede estar mostrando que en la toma de decisiones sobre las formas de gobernación son poco importantes los factores asociados a los costos de transacción. Teniendo en cuenta estos hallazgos se considera relevante profundizar sobre las variables transaccionales entre EPS e IPS en la prestación de servicios de consulta externa⁵.

Por último, posiblemente el establecimiento de mecanismos de comunicación y control característicos de las jerarquías en la prestación de servicios de consulta externa mediante formas capitadas se hace con el fin de soportar la prestación del servicio de salud y disponer de información que permita planear y ajustar actividades futuras, no para ejercer control de costos y del tipo de servicios que se prestan en cada una de las intervenciones. Esto porque la EPS, cuando compra de forma capitada, lo que busca es precisamente reducir sus costos de auditoría.

NOTAS

*Este artículo es producto de la investigación "Análisis del Impacto de las Formas de Contratación entre Prestadoras y Administradoras de Salud, sobre los Costos de transacción para las Prestadoras de Servicios de Salud de III Nivel de

Atención", la cual a su vez es parte del Proyecto "Optimización de los Elementos Estratégicos de la Cadena de Abastecimiento, Bajo una Perspectiva de los Costos de Transacción: Caso de Medicamentos En Bogotá", financiado por Colciencias y la Pontificia Universidad Javeriana.

¹Los activos coespecializados son aquellos en que hay una dependencia bilateral (Teece, 1986). Esto es que los recursos innovadores -I+D, diseño, ingeniería de producción- no son compatibles con los activos complementarios y viceversa.

²Este tipo de oportunismo, *ex post* a la firma del contrato, afecta los resultados y eficiencia de la transacción, ya que las partes deben hacer un esfuerzo mutuo por controlar las acciones del otro, el cual se denomina riesgo moral.

³Stochastic Multicriteria Acceptability Method.

⁴Ver el Anexo 1 para una descripción detallada de la metodología de análisis SMAA determinística.

⁵Una consideración que posiblemente deba hacerse es diferenciar entre las actividades médicas y administrativas. Si se hace referencia a la variable especificidad, altos valores se encontrarán en los procesos administrativos y no médicos. Estos últimos podrían darse cuando alguna EPS tenga una población con ciertas características que impliquen de forma preferencial cierto tipo de tratamiento o de dolencias, como podría ser con la atención de pilotos de aviación.

REFERENCIAS

Albaum, G. (1997), "The likert scale revisited: an alternative version". *Journal of the Marketing Research Society*, 19(2): 331-348.

Alchian, A. y S. Woodward (1988), "The firm is dead; long live the firm. A review of Oliver E. Williamson's: The economic institutions of capitalism", *Journal of Economic Literature*, 26: 65-69.

Arrow, K. J. (1962), "Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention", versión en castellano en Rosenberg, N. *Economía del cambio tecnológico*. México, Fondo de Cultura Económica, 1979.

Bana, C. (1986), "A Multi-criteria Decision Aid Methodology to Deal With Conflicting Situations on the Weights", *European Journal of Operational Research*, 26: 22-34.

Bana, C. (1988), "A Methodology for Sensitivity Analysis in Three Criteria Problems: A case study in municipal management", *European Journal of Operational Research*, 33: 159-173.

Barzel, Y. (1989), *Economic Analysis of Property Rights*. Cambridge. UK. Cambridge University Press.

Brown, M.B., y A. B. Forsythe (1974), "Robust Tests for the Equality of Variances". *Journal of the American Statistical Association*, 69: 364-367.

Chi, T. (1994), "Trading in Strategic Resources: Necessary Condition, Transaction Costs Problems And Choice Of Exchange Structure", *Strategic Management Journal* 15, 4:271-290.

Churchill, G. A. (1979), "A paradigm for developing better measures of marketing constructs", *Journal of Marketing Research*, 16 (1): 64-73.

Coase, R. H. (1937), *The nature of the firm*, *Económica*, November: 386-405.

Doty, D. H. y W. H. Glick (1994), "Typologies as a Unique Form of Theory Building: Toward Improved Understanding and Modeling", *Academy of Management Review*, 19: 230-251.

Enthoven, A. C. (1997), "The Market-based Reform of America's Health Care Financing and Delivery System: Managed Care and Managed Competition", en: *A Conference Sponsored by the World Bank*, March 10-11.

Erramilli, M. K. y C. P. Rao (1990), "Choice of Foreign Market Entry Modes for Service Firms: Role of Market Knowledge", *Management of International Review*, 30: 135-150.

Gorbaneff, Y, S. Torres y N. Contreras (2004), "Anatomía de la Cadena de Prestación de Salud en Colombia en el Régimen Contributivo", 3(6): 88-106.

Gutiérrez, C, C. G. Molina y A. Wüllner (1995), "Las Formas de Contratación entre Prestadoras y Administradoras de Salud". *Fedesarrollo*. Bogotá.

Hair, J. F, R. E. Anderson, R. L. Tatham y W. C. Black (1992), *Multivariate Data Analysis*. Prentice Hall, 4th Edition, New Jersey.

Hart, O. (1991), "Incomplete Contracts and the Theory of the Firm" in Williamson, O., *The Nature of the Firm*, Oxford University Press, New York Oxford. 138-158.

Hage, J. y C. Alter (1997), "Atypology of Interorganizational Relationships and Networks", en J. R. Hollingsworth y R. Boyer (Eds.). *Contemporary Capitalism: The Embeddedness of Institutions*, Cambridge University Press. 94-126.

Johnson, R. y D. Wichern (1987), "The Detection of Influential Observations for Allocation, Separation, and the Determination of Probabilities in a Bayesian Framework", *Journal of Business and Economic Statistics* 5(3): 369-381.

Johnson, R., D. Wichern (1999), *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Fourth Edition, Prentice Hall.

Kim, W.C. y P. Hwang (1992), "Global Strategy and Multinationals Entry Mode Choice", *Journal of International Business Studies*, 23: 29-53.

Kerlinger, F. N. (1986), *Foundations of Behavioral Research*, Harcourt Brace College Publishers, 4th Edition, Forth Worth.

Lahdelma, R., J. Hokkanen, P. Salminen (1997), "SMAA-Stochastic Multiobjective Acceptability Analysis", *European Journal of Operational Research*, 106: 137-143.

Lewin, A. Y. y H. W. Volberda (1999), "Prolegomena on Coevolution: A Framework for Research on Strategy and New Organizational Forms", *Organization Science*, 10(5): 519-534.

Li, P. (1998), "Toward a Geocentric Framework of Organizational Form: A Holistic, Dynamic and Paradoxical Approach", *Organization Studies*, 19, 829-861.

- Londoño, J. L. y J. Frenk (1997), "Pluralismo Estructurado: Hacia un Modelo Innovador para la Reforma de los Sistemas de Salud en América Latina", Banco Interamericano de Desarrollo. Documentos de Trabajo N° 353.
- Lothia, R., C. M. Brooks y R. E. Krapfel (1994), "What Constitutes a Transaction Specific Asset?", *Journal of Business Research*, 30: 261-270.
- Malagón, G. (1986), *Administración Hospitalaria*. Editorial Médica Panamericana, Bogotá, Colombia.
- Mang, P. Y. (1994), "The Economic Organization of Innovation by R&D-Intensive Firms: An Empirical Analysis of the Biopharmaceutical Industry", Doctoral Dissertation, Harvard University, Boston.
- Milgrom, P. y J. Roberts (1993), *Economía, Organización y Gestión de la Empresa*. Ariel Economía, Barcelona.
- Molina, C. (1995), *Las Formas de Contratación entre Prestadoras y Administradoras de Salud en el Nuevo Marco de Seguridad Social*, Fundación Social, Bogotá.
- Nunnally, J. C. (1978), *Psychometric Theory*, McGraw-Hill, New York.
- Pisano, G. P. (1988), "Innovation Through Markets, Hierarchies, and Joint Ventures: Technology Strategy and Collaborative Arrangements in the Biotechnology Industry", Doctoral Dissertation, University of California, Berkeley.
- Press, J. y S. Wilson, (1978), "Choosing Between Logit and Discriminant Analysis", *Journal of Economic Literature*, 73: 699-705.
- Seshadri, S. (2005), *Sourcing strategy*. Estados Unidos. Springer.
- Teece, D. J. (1986), "Profiting from Technological Innovation: Implications for Integration, Collaboration, Licensing and Public Policy", *Research Policy* 15: 285-305.
- Torres, S. (2003), "Firm Boundaries in the Technological Innovation Chain: The Machine-Tool Industry in the Basque Country", *Management Research*, 2(1): 49-65.
- Torres, S., Y. Gorbaneff y N. Contreras (2004), "Caracterización de las Formas de Gobernación del Intercambio Económico", *Cuadernos de Administración*, 17(27): 63-86.
- Williamson, O. E. (1975), *Markets and Hierarchies, Analysis and Antitrust Implications*, Free Press, New York.
- Williamson, O. E. (1985), *The Economic Institutions of Capitalism*, Free Press, New York.
- Williamson, O. E. (1991), "Comparative Economic Organization: The Analysis of Discrete Structural Alternatives", *Administrative Science Quarterly*, 36: 269-296.

ANEXO 1

MÉTODO ESTOCASTICO DE ANÁLISIS DE ACEPTABILIDAD

Notación:

Constantes:

m = Número de alternativas

n = Número de criterios

Índices:

$i \in \{1, 2, \dots, m\}$ índice para las alternativas.

$j \in \{1, 2, \dots, n\}$ índice para los criterios.

Otros símbolos:

g_{ij} = Valor del criterio j para la alternativa i

u_i = Utilidad total de la alternativa i

$u_j(g_{ij})$ = Función de utilidad del criterio j dentro del rango $[0,1]$

u_{ij} = Utilidad del criterio j para la alternativa i

w = Vector de pesos $[w_1, \dots, w_n]$

w_j = Peso para el criterio j

w_{ib} = Peso básico favorable para la alternativa i

w_{ic} = Peso central del vector para la alternativa i

W = Conjunto de posibles vectores de peso

W_i = Conjunto de vectores de peso favorables para la alternativa i

Metodología:

La técnica se encuentra apoyada en el valor típico de cada criterio para cada alternativa (g_{ij}). A partir de dichas decisiones se calculan las funciones de utilidad de cada criterio; para cada alternativa i mapeándolas en el intervalo uniforme $[0,1]$. Se utilizará una función de utilidad aditiva -la cual no es restrictiva-, de tal manera que la utilidad total de la alternativa i será el resultado de la suma de los productos de las ponderaciones convexas factibles de cada criterio por la función de utilidad de cada criterio de la alternativa i . La descripción matemática se muestra a continuación:

$$(A1) \quad \begin{aligned} u_{ij} &= u_j(g_{ij}) \\ u_i &= \sum_j w_j u_{ij}, \quad w \in W \\ W &= \left\{ w \in R^n; \quad w \geq 0, \quad \sum_j w_j = 1 \right\} \end{aligned}$$

Una alternativa será dominante cuando su función de utilidad supere a las funciones de utilidad de las alternativas competidoras. Dado que el espacio factible W es un polítopo convexo de dimensión $(n-1)$, el problema de hallar una solución básica del conjunto de pesos favorables para la alternativa i , puede ser resuelto a partir de una formulación de programación lineal. Esta se representa a continuación:

(A2) *Max* 0

$$\text{sujeto a: } \begin{cases} \sum_j w_j u_{ij} \geq \sum_j w_j u_{kj} & k = 1, \dots, m; \quad k \neq i \\ \sum_j w_j = 1 \\ w_j \geq 0 \end{cases}$$

La solución del problema permite determinar si existe por lo menos un vector de pesos que hagan a la alternativa i dominante. Por razones de la convexidad del politopo el conjunto solución es una combinación convexa de sus vértices, lo cual se expresa a continuación:

$$(A3) \quad w_i = \left\{ w \in R^+ : w = \sum_b \alpha^b w_i^b; \quad \sum \alpha^b = 1; \quad \alpha^b \geq 0 \right\}$$

Los rangos de los pesos es un factor importante para la toma de la decisión, ya que los pesos deben cumplir con algunas condiciones impuestas por la naturaleza del problema. Los rangos pueden ser eficientemente obtenidos a partir de la siguiente formulación:

(A4) *Min (Max)* w_j

$$\text{sujeto a: } \begin{cases} \sum_j w_j u_{ij} \geq i \sum_j w_j u_{kj}, & k = 1, \dots, m; \quad k \neq i \\ \sum_j w_j = 1 \\ w_j \geq 0 \end{cases}$$

Un resultado importante para la decisión final es la determinación del índice de aceptabilidad para cada alternativa, el cual se encuentra definido como la probabilidad del volumen de los pesos de la alternativa en relación con el volumen de pesos factibles. Valores cercanos a cero de una alternativa, indica un bajo volumen de combinaciones de pesos factibles que hacen a la alternativa dominante. La representación matemática se expresa a continuación:

$$(A5) \quad \text{vol}(W_i) = \int_{w_i} dw \quad a_i = \frac{\text{vol}(W_i)}{\text{vol}(W)}$$

Finalmente podemos argumentar que sin conocimiento a priori de las decisiones de los tomadores de la decisión, el vector de pesos central es la mejor representación de un decisor típico. Se define como el centro de gravedad del volumen factible de los pesos de la alternativa, como se expresa en la siguiente ecuación:

$$(A6) \quad w_i^c = \frac{\int w dw}{\int_{w_i} dw}$$

© 2008 *Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile*

**Casilla 76, Correo 17
Santiago - Chile
Teléfonos 354 4314 - 354 4312**



cuadecon@faceapuc.cl