

ENSAYOS

Revista de Economía

Volumen XXXIII, número 1

mayo de 2014

Artículos

Efficiency, egalitarianism, stability and social welfare in infinite dimensional economies

Elvio Accinelli-Gamba, Leobardo Plata-Pérez, Joss Sánchez-Pérez

Expectativas cambiarias, selección adversa y liquidez

Jimmy Melo

La maldición de los recursos naturales y el bienestar social

Nadyra Rodríguez-Arias, Claudia S. Gómez-López

Evolving and relative efficiency of MENA stock markets: evidence from rolling joint variance ratio tests

Amira Akl Ahmed



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN®

Universidad Autónoma de Nuevo León

Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

Secretario General

Dr. Juan Paura García

Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

Secretario de Extensión y Cultura

Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 33, No. 1, enero-junio 2014. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de mayo de 2014. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

Índice

<i>Efficiency, egalitarianism, stability and social welfare in infinite dimensional economies</i>	1
Elvio Accinelli-Gamba, Leobardo Plata-Pérez, Joss Sánchez-Pérez	
 <i>Expectativas cambiarias, selección adversa y liquidez</i>	27
Jimmy Melo	
 <i>La maldición de los recursos naturales y el bienestar social</i>	63
Nadyra Rodríguez-Arias, Claudia S. Gómez-López	
 <i>Evolving and relative efficiency of MENA stock markets: evidence from rolling joint variance ratio tests</i>	91
Amira Akl Ahmed	

Efficiency, egalitarianism, stability and social welfare in infinite dimensional economies

Elvio Accinelli-Gamba*
Leobardo Plata-Pérez**
Joss Sánchez-Pérez***

Fecha de recepción: 11 I 2013

Fecha de aceptación: 27 VII 2013

Abstract

In the framework of general equilibrium theory, this paper considers the existing relationship between the concepts of egalitarianism, efficiency and fairness, in a pure exchange economy with infinitely many goods. We consider the possibility of achieving an efficient egalitarian allocation in a decentralized way. Finally we introduce an index to measure the degree of inequality in a given economy.

JEL Classification: D4, D6.

Keywords: Fairness, efficiency, economic welfare.

Resumen

En el marco de la teoría del equilibrio general, este trabajo examina la relación existente entre los conceptos de igualitarismo, eficiencia y justicia, en una economía de intercambio puro con bienes infinitos. En este trabajo, estamos considerando que es posible lograr una distribución igualitaria eficiente de una manera descentralizada. Por último, se introduce un índice para medir el grado de desigualdad en una economía determinada.

Clasificación JEL: D4, D6.

Palabras Clave: Justicia, eficiencia, bienestar económico.

* Facultad de Economía, UASLP and DECON Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Email: elvio.accinelli@eco.uaslp.mx.

** Facultad de Economía, UASLP. Email: lplata@uaslp.mx. L. Plata-Pérez acknowledges support from CONACYT research grant 82610.

*** Corresponding author. Facultad de Economía, UASLP. Address: Av. Pintores s/n, Col. B. del Estado 78213, San Luis Potosí, Mexico. Email: joss.sanchez@uaslp.mx. J. Sánchez-Pérez acknowledges support from CONACYT research grant 130515.

Introduction

In this paper we discuss the relationship between Pareto optimality (i.e., efficiency), social welfare and equality. We show that there exists an egalitarian and efficient allocation, ensuring at the same time, fairness and social egalitarianism. The studies on this topic can be divided into two major lines according to the authors approach. Our characterization of the egalitarian allocation follows the approach given by authors like d'Aspremont and Gevers (1977), Hammond (1976), and Strasznick (1976); who worked in the framework of social choice theory. A different approach is followed by authors such as Roth (1979) and Imair (1983), who have worked following a similar approach to the used by Nash (1950) in his classic paper.

We argue that, by transfers, it is possible to obtain a fair (egalitarian) and efficient economy, this is equivalent to the fact that agents in an initial time, agree with a distribution over the vector of the aggregate initial endowments. As we will see this allocations admits a natural maximin interpretation. We consider two classical and apparently different points of view. The point of view of the general equilibrium theory, followed by Arrow (1951), and on the other hand the point of view of the distributive justice, followed by Sen (1977) and Rawls (1999). These two and apparently antagonist points of view, can be summarized following the Negishi approach (Negishi, 1960).

The Negishi's approach provides an alternative approach to the Arrow-Debreu model to find the Walrasian equilibria of the economy. The rational of this approach is to characterize efficient allocations as solutions of a central planner's problem and then use welfare theorems to establish the equivalence of this set of solutions with the set of equilibrium allocations. The main advantage is that it can be extended naturally to the case of infinite dimensional economies, allowing us to work on a finite dimensional set of social weights. Precisely the Negishi's method is widely used to calculate and characterize the set of Walrasian equilibria of infinite dimensional economies by a finite set of equations, see for instance Accinelli and Plata (2011). Our main contribution in this paper is to relate, via the method of Negishi, social equality or social inequality and efficiency with competitive market opportunities. The use of such method allows us to extend the analysis to economies modeled on infinite dimensional spaces, in a natural way.

By efficiency we understand efficiency in the Pareto optimality sense. The concept of equality considered in this work is close to the idea that John Rawls has called "equality of fair opportunity" (see Rawls, 1999). Finally, stability is introduced as a concept of social stability of the economy, in the sense that the action of individuals who prefer to play in a non-cooperative way, can be blocked by the action of the rest of the society.

This work is organized as follows. In the next section we introduce the main characteristics of the economies considered. In the next section we introduce the model. Following the usual approach we consider only a pure exchange economy. Most of the results will continue being valid if we introduce production in a classical way. However it would be technically more demanding. In section 3 we analyze the relationship between efficiency and social welfare. Next, in section 4 we introduce some considerations on the egalitarianism. In section 5 some considerations on the stability of the egalitarian solution, are given. In section 6 we introduce the definition of unequal economy and we argue on the possibilities to reach egalitarian allocations in a decentralized way. In this section we introduce two equivalent indices to measure inequality. Finally we give some conclusions.

1. The model

We consider an exchange economy composed by n consumers, and where the consumption set is described by the positive cone of a Riesz space E .

$$\mathcal{E} = \{X_i, u_i, w_i, i \in I\}$$

where $I = \{1, 2, \dots, n\}$ is an index set symbolizing the agents of the economy. We assume that the consumption set $X_i = E^+$ is the same for every agent and it is the positive cone of a Riesz Space E . By E^* we symbolize the topological dual space of E i.e., the set of the continuous functionals in E . The utility functions are real, strictly concave, monotone, and continuous functions, defined by, $u_i: E^+ \rightarrow R, i = 1, \dots, n$. The initial endowment of each consumer i will be denoted by $w_i > 0$ and the total endowment by $W = \sum_{i=1}^n w_i$.

Definition 1. An allocation $x = (x_1, \dots, x_n)$ is an specification of a consumption bundle, where $x_i \in E^+$ for each consumer $i \in I$.

Let us define the feasible set $\mathcal{F} \subset (E_+)^n$ as the set of consumption bundles,

$$\mathcal{F} = \{x = (x_1, \dots, x_n): x_i \in E^+; \forall i \in I, : \sum_{i=1}^n x_i \leq \sum_{i=1}^n w_i = W\}, \quad (1)$$

and the utility possibility set:

$$U = \left\{ u \in R^n : \text{there is a feasible allocation } x \text{ such that} \right. \\ \left. u_i \leq u_i(x_i), \forall i \in I \right\} \quad (2)$$

Definition 2. The set of admissible directions for the point $x \in E^+$ is the direction given $v \in A_x \subset E$ where:

$$A_x = \{v \in E : x + v = y : y \in E^+\}.$$

Notice that if v is admissible for x then $x + tv \in E^+$ for all $0 \leq t \leq 1$.

Remark 1. (Notation) Given an allocation $x = (x_1, \dots, x_n)$, by $u(x) \in R^n$ we symbolize the vector $u(x) = (u_1(x_1), \dots, u_n(x_n))$.

Note that under the assumptions of this work, the utility possibility set is convex. This result follows straightforward from the concavity of the utility functions because: If $u^1, u^2 \in U$ then there exist $x^1, x^2 \in \mathcal{F}$ such that $u_i^1 \leq u_i(x_i^1)$ and $u_i^2 \leq u_i(x_i^2)$. So, $\alpha u_i^1 + (1 - \alpha)u_i^2 \leq u_i(\alpha x_i^1 + (1 - \alpha)x_i^2)$, $\forall i \in \{1, 2, \dots, n\}$. Since $\mathcal{F}$ is a convex set the affirmation holds.

Definition 3. A feasible allocation x is Pareto optimal if there is no other allocation x' such that $u_i(x'_i) \geq u_i(x_i)$ for all $i \in I$ and $u_k(x'_k) > u_k(x_k)$. By *PO* we symbolize the subset of F of the Pareto optimal allocations.

From the previous definition it follows directly that the Pareto optimal concept does not concern with fairness. It is a concept related to efficiency in the sense that an allocation is Pareto optimal if there is no waste, i.e: it is not possible to improve any consumer's utility without making someone worse off.

We assume that the exchange economy E satisfy the closedness condition, i.e., U is a closed set of R^n . Recall that under the closedness condition, the existence of a rational Pareto optimal allocations follows and the boundary of the utility possibility set correspond to the Pareto optimal allocations. Myopic utility functions is a sufficient condition for closedness condition, see for instance Aliprantis, Brown and Burkinshaw (1990).

Directly from the definition of Pareto optimality, it follows that the Pareto optimal allocations must belong to the boundary of the utility possibility set. The boundary of this set will be denoted by UP and is defined by:

$$UP = \left\{ u \in U: \nexists u' \in U: u'_i \geq u_i \ \forall i \in I, \text{ and } u'_k > u_k \right\} \quad (3)$$

for some $k \in I$

The next lemma is straightforward:

Lemma 1. A feasible allocation x is a Pareto optimal if and only if

$$(u_1(x_1), \dots, u_n(x_n)) \in UP.$$

Proof: Since utilities are monotone and strictly concave, they are strictly monotone and then a feasible allocation x can be Pareto optimal if and only if the utility vector $u = (u_1(x_1), \dots, u_n(x_n)) \in UP$.

2. Pareto optimality and social welfare optimum

In this section we discuss the relationship between the Pareto optimality concept and the maximization of a social welfare function.

We will consider a particularly simple social welfare function given by: $U_\lambda: \mathcal{F} \rightarrow R$, and defined as:

$$U_\lambda(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i) \quad (4)$$

where $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)$ is fixed and can be considered as a vector of social weights. Since the social welfare function should be nondecreasing in the individual utility, we can consider $\lambda \geq 0$. Moreover we can assume that λ belongs to the $n - 1$ dimensional simplex Δ^{n-1} . This function summarizes the social welfare associated to the allocation x , but certainly this social value changes if λ changes.

Note that if the utility vector $u = (u_1, \dots, u_n)$ is associated with a Pareto optimal allocation $x \in \mathcal{F}$, being $u_i = u_i(x_i)$ for each $i \in \{1, \dots, n\}$ then, u is in the boundary of the possibility utility set. This observation suggests the next proposition:

Proposition 1. The set of Pareto optimal allocations is homeomorphic to the simplex Δ^{n-1} .

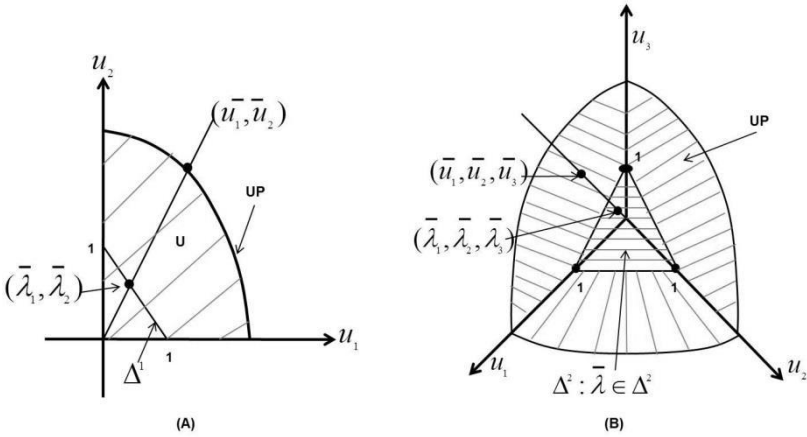
This is a consequence of the following lemma.

Lemma 2. If utilities $u_i, i = 1, \dots, n$ are strictly concave, then UP is homeomorphic to the $n - 1$ simplex.

Proof: Consider the function $\xi: UP \rightarrow \Delta$ defined by $\xi(u) = \frac{1}{u_1 + \dots + u_n} u$. Since ξ is a homeomorphism the result follows.

This homeomorphism is shown in figure (1) (A) for two consumers, and (B) for the case of three consumers.

Figure 1
The homeomorphism between Δ and UP for $n = 2$ and $n = 3$



The proposition (1) is a straightforward conclusion from this lemma.

Proof of the proposition: Let us symbolize by $\mathcal{PO}$ the set of Pareto optimal allocations, so for each $u \in UP$ there exists $x \in \mathcal{PO}$ such that $u = u(x)$ and reciprocally. Consider $\phi: \mathcal{PO} \rightarrow UP$ given by $\phi(x) = u$ and $\psi: \mathcal{PO} \rightarrow \Delta^{n-1}$ given by $\psi(x) = \xi(\phi(x)) = \lambda$.

If our interest is to find an allocation maximizing the social welfare, it is clear that this allocation must be chosen from Pareto optimal allocations. Suppose that for a fixed $\lambda \in \Delta^{n-1}$, we consider the social utility function $U_\lambda(x)$, so it makes sense to select an allocations in $\mathcal{F}$ maximizing this function, i.e, solving the following maximization problem:

$$\max_{x \in \mathcal{F}} U_{\lambda}(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i) \quad (5)$$

For a fixed $\bar{\lambda} \in \Delta_+^{n-1}$, it is straightforward to see that a necessary condition to be $x \in \mathcal{F}$ a solution of the maximization problem (5), is that $x \in \mathcal{PO}$, but certainly it is not a sufficient condition.

Let $u = (u_1, \dots, u_n) = (u_1(x_1), \dots, u_n(x_n))$ be a utility vector, so the next equalities hold:

$$U_{\bar{\lambda}}(x) = \sum_{i=1}^n \bar{\lambda}_i u_i = \bar{\lambda} u.$$

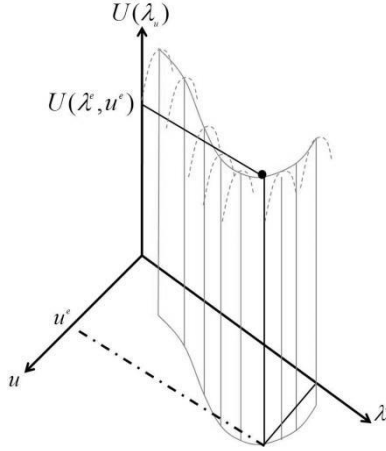
This number can be considered as the social value of the allocation x .

Thus the problem (5) can be written as:

$$\max_{u \in UP} \bar{\lambda} u$$

and the solution of this problem corresponds to an utility vector $\bar{u} \in UP$ such that $\bar{\lambda} \bar{u} \geq \bar{\lambda} u \quad \forall u \in U$.

Figure 2
The Pareto optimal allocations and the equalitarian allocation



These considerations are summarized in the next proposition:

Proposition 2. For each $\lambda \in \Delta^{n-1}$ the social welfare function $U_\lambda: F \rightarrow R$ defined by $U_\lambda(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i)$, takes its maximum at a feasible allocation $x(\lambda)$ such that $u(x(\lambda)) = u \in UP$. If utilities are strictly concave, then this solution is unique.

There exists a reciprocal for this proposition.

Proposition 3. Given a Pareto optimal allocation $\bar{x}$, there exists a vector $\bar{\lambda} \in \Delta^{n-1}$ such that $\bar{x}$ solves the maximization problem:

$$\max_{x \in F} \sum_{i=1}^n \bar{\lambda}_i u_i(x)$$

i.e., $U_{\bar{\lambda}}(\bar{x}) \geq U_{\bar{\lambda}}(x) \quad \forall x \in F$.

Proof: Notice that if the allocation $\bar{x}$ is Pareto Optimal then $\bar{u} = u(\bar{x})$ is in the boundary of the utility possibility set. Since this is a convex set, by the supporting hyperplane theorem, there exists $\bar{\lambda} \neq 0$ such that $\bar{\lambda} \bar{u} \geq \bar{\lambda} u \quad \forall u \in UP$.

In principle, utilitarian welfare comparisons could be made in a different manner by different choice of the cardinal utilities, nevertheless the characterization of the efficient allocation is complete independent of this choice.

In the next sections we will analyze the relationship between efficiency, stability and egalitarianism.

3. Efficiency and egalitarianism

In the context of assessing the relative social desirability of alternative feasible allocations, the concept of Pareto efficiency is the central cornerstone of normative economics. However, some Pareto optimal allocations may be inequitable from some distributional point of view. One would like to supplement the Pareto condition with some notion of economic justice. With the purpose, one of the most studied solution for a bargaining problem, is the egalitarian solution. This solution was recommended in J. Rawls (1999). Given a bargaining problem faced by individuals in the society, this solution implies maximization of the utility of the worst off individual over the bargaining set. A characterization of the egalitarian solution when the number of individuals is fixed and the bargaining set is convex, compact, and comprehensive was proposed in Kalai (1977) using symmetry and weak Pareto optimality.

As we have shown in the previous section, given a vector $\lambda \in \Delta^{n-1}$ there exists a Pareto optimal allocation $x^*(\lambda)$ such that:

$$U_\lambda(x^*(\lambda)) \geq U_\lambda(x) \quad \forall x \in \mathcal{F} \quad (6)$$

Let us introduce the function $\tilde{U}: \Delta^{n-1} \rightarrow R$ defined by:

$$\tilde{U}(\lambda) = U(\lambda, x^*(\lambda)) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i^*(\lambda))$$

where $x(\lambda)$ is the Pareto optimal allocation such that $u \in UP$, verifying $u = u(x^*(\lambda))$ and being $\lambda = \xi(u)$.

Now we introduce some considerations on the egalitarian allocation, x^e , where by egalitarian we mean, a Pareto optimal allocation such that every individual attains the same level of utility.

Assume that each utility function is Gateaux-differentiable for every $x_i \in E^+$ in every admissible direction, verifying that for each $i \in \{1, \dots, n\}$ there exists a continuous linear operator, $u'_i(x_i) \in L(E, R)$ such that:

$$u_i(x_i + tv) - u_i(x_i) = tu'_i v + o(t),$$

for all $v \in A_{x_i}$ and $t \in (0, \delta)$, for some $\delta > 0$.

We also assume that for each utility function, every $x_i \in E^+$ and admissible direction k , there exists a derivative of u'_i i.e., $u''_i(x_i)$ such that:

$$u'_i(x_i + tv) - u'_i(x_i) = tu''_i(x_i)v + o(t) \quad \forall i \in \{1, \dots, n\}.$$

Then, $u''_i(x_i)$ is a continuous linear operator from E to $L(E, R)$, i.e.,

$$u''_i(x_i) \in L(E, L(E, R)).$$

If we choose $h, k \in E$ then $u''_i(x_i)h \in L(E, R)$ and $u''_i(x_i)hk \in R$.

Fixing $\lambda = \lambda^s$, the first order conditions for the maximization problem (5) corresponding to a solution x^s are given by:

$$\lambda_i^s u'_i(x_i^s) = (\gamma^s)^*(I), \quad i = \{1, \dots, n\}, \quad (7)$$

where $(\gamma^s)^* \in E^*$ is the Lagrange's multiplier corresponding to the restriction $g(x) = \sum_{i=1}^n x_i - W = 0$, and I is the identity function in E , by E^* we symbolize the dual space of E . See appendix.

Let us consider the function $F: \Delta \times E^m \times E^* \rightarrow R^n$ defined as:

$$F_i(\lambda, x, \gamma) = \lambda_i u'_i(x_i) - \gamma, \quad i = \{1, \dots, n\},$$

where $\gamma \in E^*$. Since $(F'_x, F'_\gamma): E^n \times E^* \rightarrow R^n$ is surjective, then from the surjective implicit function theorem (see Zeidler, 1993), it is possible to find a suitable neighborhood $V_{\lambda^s} \subset R^n \cap \Delta$, of λ^s , and C^1 functions $x: V_{\lambda^s} \rightarrow (E^+)^m$ and $\gamma: V_{\lambda^s} \rightarrow E^*$ such that $F(\lambda, x(\lambda), \gamma(\lambda)) = 0 \ \forall \ \lambda \in V_{\lambda^s}$ verifying $x(\lambda^s) = x^s$ and $\gamma(\lambda^s) = \gamma^s$. The surjective implicit function theorem can be extended to the application $A: U \times V \rightarrow Z$, where U is a convex subset of a Banach manifolds M , V is an open subset in a Banach manifold Q and Z is a Banach space (see Accinelli, 2010).

Then the following proposition holds.

Proposition 4. The egalitarian allocation x^e solving $u_i(x_i^e) = u^e, \ \forall i \in I$ is the Pareto optimal allocation corresponding to the solution of the minimization problem:

$$\min_{\lambda \in \Delta^{n-1}} U(\lambda, x^*(\lambda)) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i(x_i^*(\lambda))$$

Proof: In Accinelli et al. (2008) is shown that the function $\tilde{U}(\lambda) = U(\lambda, x(\lambda))$ is strictly convex. So, the first order condition is a necessary and sufficient condition for minimization. Let λ^e be the solution of this problem. It follows that

$$u_i(x_i^*(\lambda^e)) = u_j(x_j^*(\lambda^e)) = U(\lambda^e, x^*(\lambda^e)) = \tilde{U}(\lambda^e) \ \forall \ i, j \in I.$$

Note that, under the main hypothesis of this work the egalitarian allocation always exists.

The existence is a direct consequence of the convexity of the function $\tilde{U}(\lambda) = U(\lambda, x^*(\lambda))$. And it is the only efficient allocation where every consumer attains the same level of utility. Its existence does not depend on the utilities representing the preferences. Moreover, if the same monotone increasing transformation is applied to every utility function, this solution remains the same. Such allocation is efficient from the Pareto point of view, and supplemented with the additional property that every agent enjoy precisely the same level of welfare, however no necessarily each one obtains the same bundle. The concept of fairness that this egalitarian allocation introduces does not mean free envy allocation in strict sense, but it guarantee the same level of happiness for all the agents of the economy.

It is important to observe that the existence and the efficiency of the egalitarian allocation is independent of the preference representation.

Proposition 5. Let x^e be the egalitarian Pareto optimal allocation and let $\lambda^e \in \Delta$ such that x^e solves the problem

$$\max_{x \in F} \sum_{i=1}^n \lambda_i^e u_i(x)$$

then $\lambda^e = (\frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n})$.

Proof: Let $u^e = (u_1^e, \dots, u_n^e)$ be the utility corresponding to the egalitarian allocation x^e . Suppose that $\lambda^e = (\lambda_1, \dots, \lambda_n) \in \Delta$ such that $\lambda_h > \lambda_i \ \forall \ i \neq h$. Now consider the feasible allocation $x_\alpha = (x_1^e - \frac{\alpha}{n-1}, \dots, x_h^e + \alpha, \dots, x_n^e - \frac{\alpha}{n-1})$ where $\alpha \in R_+^n$ and the corresponding utility vector $u(x_\alpha) = u_\alpha$. Since utilities are monotones then there exist some $\varepsilon > 0$ such that $u_\varepsilon = (u_1^e - \frac{\varepsilon}{m-1}, \dots, u_h^e + \varepsilon, \dots, u_n^e - \frac{\varepsilon}{m-1})$. It follows that $\lambda^e u_\varepsilon > \lambda^e u^e$. this is not possible because of the assumption that x^e maximize $U_{\lambda^e}(x), \forall x \in F$.

In principle, utilitarian welfare comparisons could be made in a different manner if we choose different sets of utility functions representing the same preferences. Specifically, it is possible to obtain different conclusions over the welfare levels attained in a particular allocation. However, the main characteristics of the egalitarian allocation (fairness and efficiency) are independent of the utility functions representing the preferences of the agents. Moreover, fixing the economy E and assuming strictly convex preferences, this allocation is unique.

Definition 4. We say that an economy $E = \{X_i, u_i, w_i, I\}$ is neoclassical, if the consumption set X_i is the positive cone of a Banach lattice E (the same for every consumer), the endowments are strictly positive, the utilities are strictly concave and twice Gateaux-differentiable in every $x \in E^+$ and in every admissible direction.

Proposition 6. Given a neoclassical economy $E = \{X_i, u_i, w_i, I\}$, the average value of the utilities achieved in any optimal allocation, is less than the value of the social utility corresponding to the egalitarian allocation, i.e.;

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} u_i(x) \leq \sum_{i=1}^n \lambda^e u_i(x(\lambda^e)).$$

Proof: Let $x = (x_1, \dots, x_n)$ be a Pareto optimal allocation, and consider $\bar{U}(x) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} u_i(x)$. The prove is straightforward from de definition. Certainly if $\bar{U}(x) > U_{\lambda^e}(x^e)$, then x^e is not the Pareto optimal allocation maximizing $U_{\lambda^e}(x) \forall x \in PO$.

Since $\lambda^e = 1/n$ proposition states that the average level of satisfaction achieved by society is maximum for egalitarian allocation.

4. Stability of the egalitarian solution

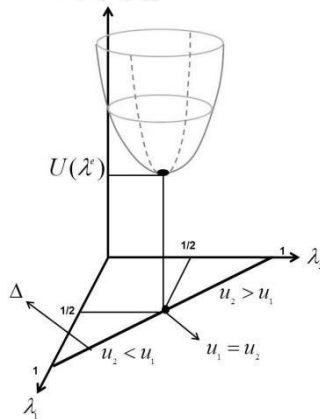
The concept of stability of the egalitarian allocation that we introduce here, is closely related with the axiomatic characterization given in Thomsom (1984). Among all efficient allocations, the egalitarian is the only one such that every people is equally happy, and consequently, verifying that the representative agent obtains the same level of utility every consumer in the economy. More precisely, this allocation ensures “*equal treatment of equals*”. Note that if the social weight $\lambda_i = 1/n$ is the same for every individual in the economy, then the egalitarian allocation is the only one Pareto optimal allocation solving the maximization of the social utility function $U_{(\frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n})}(x) \forall x \in F$. Moreover, it is the only one that can be considered as equitable for any subgroup, and is, precisely, such characteristic that gives to this allocation a certain degree of stability. On the other hand, according with proposition (6), this allocation ensures the maximum (per capita) level of welfare, that can be achieved in an efficient way in a given economy.

Paradoxically, it is because of the inequality is an attribute of most economies and of any complex society, which makes it interesting to consider the egalitarian allocation. It becomes a benchmark from which the degree of inequality that each allocation involves can be measured. This property, together with the relative degree of justice it ensures, are strong incentives to consider such allocation.

Note that any change in the parameters of an egalitarian economy, imply that necessarily one agent, at least, attains a higher level of utility but in detriment of the rest of the society, (see figure (3)). So, after any perturbation in the fundamentals of the egalitarian economy, the rest of the society will push to return to the egalitarian situation. In this sense it is possible to say that the

egalitarian solution corresponds to an efficient and consensual wealth distribution. Is worthless to note that the egalitarian allocation imply equal level of happiness, but not necessarily the same consumption bundle for every one.

Figure 3
The egalitarian allocation
 $U(\lambda, x(\lambda))$



The egalitarian distribution can be attained in a decentralized way, if and only if the distribution of the initial endowments allow that this allocation can be attained as the result of a Walrasian equilibrium.

If the egalitarian allocation is reached as a Walrasian allocation, then the social weights of all consumers are the same, the intuition behind this affirmation is that under this equilibrium, the different social groups or consumers in the economy, have similar economic power. So, this situation implies that: “An economy remains in force so long as no party wishes to defect to the noncooperative situation, and it is reinstituted as soon as each party finds it to its advantage to revert to cooperation” (see Barbosa, Jovanovic and Spiegel, 1997).

Let us define the function $\psi: UP \rightarrow \Delta^{n-1}$ given by $\psi(\bar{u}) = \bar{\lambda}$ such that $\bar{\lambda}\bar{u} \geq \bar{\lambda}u, \forall u \in U$. The following definition is equivalent to the definition of the Negishi path given in Accinelli, Hernández and Plata (2008).

Definition 5. The path $NPU = \{(\lambda, \psi^{-1}(\lambda)), \lambda \in \Delta^{n-1}\}$ will be called the Negishi utility path.

Along the Negishi path we find the set of pairs $(\lambda, u^\lambda) \in \Delta^{n-1} \times \mathcal{UP}$ such that the levels of individuals welfare defined by u^λ correspond to efficient allocations, and the corresponding distribution of social weights.

Consider the function $\tilde{U}: \mathcal{NPU} \rightarrow R$ defined by

$$\tilde{U}(\lambda, \psi^{-1}(\lambda)) = \sum_{i=1}^n \lambda_i u_i^\lambda$$

where $\psi^{-1}(\lambda) = u^\lambda = (u_1^\lambda, \dots, u_n^\lambda)$. This function, defined along the Negishi utility path reaches its minimum at λ^e i.e: $\forall \lambda \in \Delta^{n-1}$:

$$\tilde{U}((\lambda, \psi^{-1}(\lambda))) = \tilde{U}(\lambda, u^\lambda) \geq \tilde{U}(\lambda^e, u^e) = \tilde{U}(\lambda^e, \psi^{-1}(\lambda^e)).$$

In John Rawls's theory of justice, it is asserted that institutions and practices should be arranged so that the worst off are as well off over the long run as possible, they work to the maximal advantage of the worst off members of society, (see Rawls, 1999 and 2001).

Precisely, the utility obtained from the egalitarian allocation corresponds to the solution of maximizing the utility of those individuals who achieve worse results, i.e.,

$$u^e = \max_{u \in \mathcal{UP}} \{\min\{u_1, \dots, u_n\}\}$$

Thus the distribution of resources that allows to reach justice in the Rawlsian sense, also ensures social stability, and corresponds to the cooperative solution, even if this is achieved in a decentralized way.

Several works (see for instance Bowles and Herbert, 1998) show that the fact that more equal countries have more rapid rates of economic growth, could be well accounted for a statistical association between measures of equality and unmeasured causes of economic growth. This observation does not imply, that equality “per se” promotes high levels of economic performance, but egalitarian policies are compatible with the rapid growth of productivity. The capitalist countries taken as a whole have grown faster under the aegis of the post Second World War than in any other period, and in this was the

period of ascendent welfare state and social democracy, both of them promoting the egalitarianism between the different agents of the society.

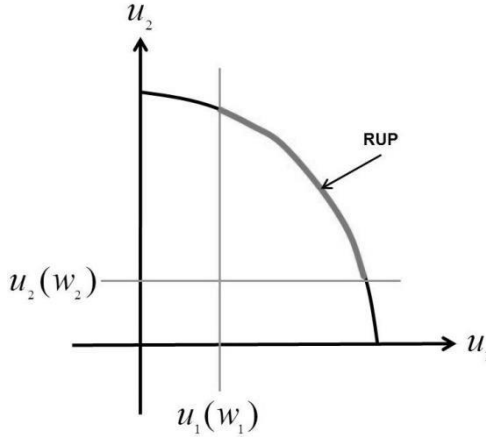
5. Efficiency, egalitarianism and markets

In this section we discuss the possibility that an egalitarian distribution of the social resources can be the result of the only action of the markets law. The standard model of general equilibrium shows that the equilibrium allocations are Pareto efficient, however, the relation between equilibria and fairness is, until now, object of discussing.

The main properties of egalitarian allocations are: 1) The utility functions assume the same value for everyone, 2) they are Pareto optimal allocations and 3) to all agents, correspond the same social weight. This means that, these allocations can be implemented as an equilibrium allocation. Under this equilibrium every agent will have the same weight in the market. This means that every agent is equal, and the egalitarian allocation ensures that equals receive the same treatment. The main question of this section is if an economy based on free markets can attain the egalitarian allocation in a decentralized way.

The agents go to the market with the purpose of finding a bundle set preferable to their endowments, i.e., the i -th agent go to the market to find a bundle set $x_i \in E_+ : u_i(x_i) \geq u_i(w_i)$, $i = 1, 2, \dots, n$. Only an allocation being part of a Walrasian equilibrium can be attained in a decentralized way. From the first welfare theorem such allocations $x \in E^n$ are Pareto optimal, and given the rationality of the agents, these allocation must verify that $u_i(x_i) \geq u_i(w_i)$, $i = 1, \dots, n$. We denote by $\mathcal{RPO}$ the set of allocations $x \in OP$ such that $u_i(x_i) \geq u_i(w_i)$, $\forall i = 1, \dots, n$. The corresponding levels of utility for these allocations are given by: $\mathcal{RUP} = \{u \in \mathcal{UP} : u_i \geq u_i(x_i) \forall i=1,2,\dots,n \text{ see figure (4)}\}$.

Figure 4
Rational Pareto optimal allocations



As it is well known, given an economy $\mathcal{E}$ a feasible allocation x^w is Walrasian if there exists a set of prices $p \in E^*$ such that the pair (x^w, p) is a Walrasian equilibrium for the economy $\mathcal{E}$. We will symbolize by $\mathcal{W}_{\mathcal{E}}$ the set of Walrasian allocations of a given economy $\mathcal{E}$.

The first welfare theorem establishes a relationship between Walrasian allocations and Pareto optimal allocations. Since the only of these Pareto optimal allocations can be achieved in a decentralized way, i.e., by the unique action of the laws of economics, are the Walrasian allocations, the possible levels of utilities attainable in a given economy, depend on the distribution of initial endowments. So, it is possible that for a given economy, with a very unequal distribution of the initial endowments can not be attained by the only action of the markets.

The second welfare theorem for economies with infinitely many commodities says that, if in a exchange economy, preferences are monotone, convex and uniformly τ proper then for any Pareto optimal allocation x^P , there exists a non zero price p such, that the pair (p, x^P) is an equilibrium with transfer payments $t_i = p(x_i^P - w_i)$ ¹ (for details see Mas Colell, 1986). In other words, under the above conditions (which are usually considered by the theory), a benevolent central planner can obtain, after transfers, that the egalitarian allocation is reached in a decentralized way, i.e., under the exclusive action of market laws. The egalitarian allocation can be the result of a previous agreement about the distribution on the aggregate endowment

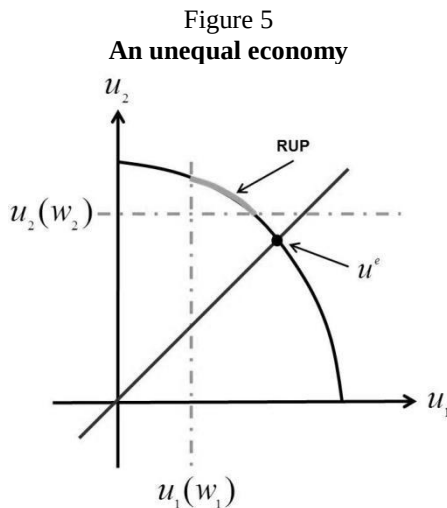
¹ As usual the evaluation $p(x)$ is denoted by $px \ \forall x \in E$, and $p \in E^*$.

performed by the agents of a “quasi-rawlsian” economy. Unlike of the Rawlsian individuals who will choose an equal distribution of resources, our agents are choosing a Pareto efficient distributions, able to be attained in a decentralized way, by the free action of the markets. Note that the equal distribution of resources (the same for each agent), a difference of the egalitarian allocation, is not necessarily a Pareto optimal allocation.

Let us define an unequal economy:

Definition 6. An economy E is unequal if the egalitarian allocation x^e is not an individually rational Pareto optimal allocation. That is, $x^e \notin RPO$.

This situation corresponds to an economy E where the initial distribution of the resources is very unevenly. So, a unequal economy, whose agents are rational, can not attain an egalitarian distribution of wealth by the only action of the markets (see figure 5). To attain certain degree of social justice, starting with an excessively unequal distribution of the initial endowments, implies the participation of a central planer able to implement a set of economic policy measures to this end. This affirmation can be summarized in the next proposition:



Proposition 7. Given an unequal economy, the egalitarian distribution x^e can not be attained in a decentralized way.

Proof: Since $x^e \notin RPO$ there is a neighborhood $V_{x^e} \subset E^{ln}$ of this allocation such that no allocation in $UP \cap V_{x^e}$ can be a Walrasian allocation. •

Corolary 1. In an unequal economy, there exists $\varepsilon > 0$ such that the levels of utility u^w corresponding with a Walrasian allocation verify the inequality: $|u^w - u^e| > \varepsilon$.

Corolary 2. In an unequal economy, $u^e \notin RUP$

Let $x^w \in \mathcal{W}_\varepsilon$ be a walrasian allocation, the ratio $\frac{u_i(x_i^w)}{u_i(w_i)}$ measures the relative value that the i – th consumer assigns to the market allocation, and the ratio $\frac{u_i(x_i^e)}{u_i(w_i)}$ measures the relative value that the i – th consumer assigns to the egalitarian allocation. A consumer prefers the Walrasian allocation x^w to the egalitarian allocation x^e if and only if $\frac{u_i^w}{u_i(w_i)} > \frac{u_i^e}{u_i(w_i)}$ where $u_i^w = u_i(x_i^w)$ and $u_i^e = u_i(x_i^e)$.

Let us define the subset $\mathcal{U}^w \subset \mathcal{U}$ where

$$\mathcal{U}^w = \{u^w \in R^n : \text{there exists } x^w \in \mathcal{W}_\varepsilon \text{ such that } u^w = u(x^w)\}$$

This subset captures the attainable vectors of the utility values that can be obtained by means of a Walrasian allocation.

One of the most important challenges for modern economic theory consists in measuring inequality. With the purpose to contribute in this sense we introduce the following two indexes.

Definition 7. The following index measures how far a given economy E_{un} is to achieve in a decentralized way an equal distribution:

$$I_E = \min_{u^w \in \mathcal{U}^w} \sum_i^n |u_i(x_i^w) - u_i(x_i^e)|.$$

If for a given economy, this index is positive, then the equal distribution can be achieved only after transfers. Since utilities are not observable we can measure the degree of inequality of an economy from the following index:

Definition 8. The following index measures how far a given economy E_{un} is to achieve in a decentralized way an equal distribution:

$$J_E = \min_{x^w \in W_E} \sum_{i=1}^n \|x_i^w - x_i^e\|.$$

Since the utilities are Gateaux-differentiable it follows that

$$|u_i(x_i) - u_i(x_i^e)| = |u'_i(x_i^e)| \|x_i - x_i^e\| + o(\|x_i - x_i^e\|)$$

and given that from the first order condition for the maximization problem (5), the value $\lambda_i^e u'_i(x_i^e) = \lambda_i^e u'$ is the same for all agents and $\lambda_i^e = 1/n$, $i = 1, \dots, n$ (see proposition (5)); then, in a neighborhood of the allocation x^e , the indices in definitions (7) and (8) verify the relation

$$I_E \simeq u'J_E.$$

The following proposition characterizes an unequal economy:

Proposition 8. Let E be an economy which endowments are $W = (w_1, \dots, w_n)$. The economy is unequal if and only if there exists an individual i such that $u_i(w_i) > u_i(x_i^e) = \tilde{U}(\lambda^e, x(\lambda^e))$.

Proof: Since every Walrasian allocation x^w economy, must verify that $u_i(x_i^w) \geq u_i(w_i)$ and since in this case, $u_i(w_i) > u_i^e$, then the egalitarian allocation x^e can not be a Walrasian allocation for $\mathcal{E}$.

This proposition is shown in figure (5). Note that the definition of unequal economy does not depend on the utilities representing the preferences of the consumers.

In accordance with propositions (7) and (8) economies with a large number of individuals under the poverty line or with unequal opportunity set across the individuals, the only action of the markets, probably gives place to economies with high indices of inequality. However the second welfare theorem says that after transfers, it is possible to obtain a functional $p \in E^*$ supporting the egalitarian allocation as a Walrasian allocation. So, to obtain an egalitarian economy starting from an unequal economy it is necessary to implement a set of measures of political economy. Recall that an element

$p \in E^*$ supports the allocation x if for each allocation y such that $u_i(y_i) > u_i(x_i)$ then, $p(y_i) > p(x_i) \forall i \in I$. Then the pair (x, p) is a walrasian equilibrium with transfers.

Notice that at the same time that an economy approaches the egalitarian solution, the social weights of the different agents tend to be equal.

6. An example

Consider an exchange economy with R^2 as consumption space having two consumers with initial endowments $w^1 = (w_1^1, w_2^1)$ and $w^2 = (w_1^2, w_2^2)$, and preferences represented by the utility functions: $u_1(x_1, x_2) = x_1^{\frac{1}{2}}x_2^{\frac{1}{2}}$, and $u_2(x_1, x_2) = x_1x_2$.

Let $x = (x_1^1, x_2^1; x_1^2, x_2^2)$ be an allocation. The social welfare function is:

$$U_\lambda(x) = \lambda_1(x_1^1)^{\frac{1}{2}}(x_2^1)^{\frac{1}{2}} + \lambda_2x_1^2x_2^2. \quad (8)$$

To obtain the Pareto optimal allocations, we need to solve the maximization problem

$$\begin{aligned} \max_{x \in R_+^2 \times R_+^2} U_\lambda(x) &= \lambda_1(x_1^1)^{\frac{1}{2}}(x_2^1)^{\frac{1}{2}} + \lambda_2x_1^2x_2^2, \\ \text{s.t. } x_1^1 + x_1^2 &= w_1^1 + w_1^2, \end{aligned} \quad (9)$$

$$x_2^1 + x_2^2 = w_2^1 + w_2^2.$$

To solve such problem we consider

$$U(\lambda) = \lambda_1(x_1^1)^{\frac{1}{2}}(x_2^1)^{\frac{1}{2}} + \lambda_2(W_1 - x_1)(W_2 - x_2) \quad (10)$$

where $W_1 = w_1^1 + w_1^2$ and $W_2 = w_2^1 + w_2^2$.

Taking derivatives we obtain:

$$\frac{1}{2}\lambda_1 x_1^{-\frac{1}{2}} x_2^{\frac{1}{2}} - \lambda_2 [W_2 - x_2] = 0$$

$$\frac{1}{2}\lambda_1 x_1^{\frac{1}{2}} x_2^{-\frac{1}{2}} - \lambda_2 [W_1 - x_1] = 0$$

After some algebra we get:

$$x_1(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{1}{2} \frac{\lambda_1}{\lambda_2} \left[\frac{w_1}{w_2} \right]^{\frac{1}{2}} - w_1 \quad (11)$$

$$x_2(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{1}{2} \frac{\lambda_1}{\lambda_2} \left[\frac{w_2}{w_1} \right]^{\frac{1}{2}} - w_2$$

The egalitarian solution correspond to $\lambda_1 = \lambda_2 = \frac{1}{2}$, and it is

$$x_1^e = \frac{1}{2} \left[\frac{w_1}{w_2} \right]^{\frac{1}{2}} - w_1$$

(12)

$$x_2^e = \frac{1}{2} \left[\frac{w_2}{w_1} \right]^{\frac{1}{2}} - w_2$$

Following the Negishi approach, an allocation is a Walrasian allocation if and only if the equations

$$e_1(\lambda_1, \lambda_2) = 0$$

$$e_2(\lambda_1, \lambda_2) = 0$$

are verified. Since $\langle \lambda, e(\lambda) \rangle = 0 \quad \forall \quad \lambda \in \Delta$, it is enough to solve one of the last two equations to characterize the equilibria allocations. So, we choose the first one and we solve:

$$e_1(\lambda_1, \lambda_2) = \lambda_1 \frac{\partial u_1}{\partial x_1} [x_1^1(\lambda_1, \lambda_2) - w_1^1] + \lambda_2 \frac{\partial u_1}{\partial x_2} [x_2^1(\lambda_1, \lambda_2) - w_2^1] = 0$$

After some algebra it follows that a solution of this equation verifies the relation:

$$\lambda_1 x_2^1 w_1^1 = \lambda_2 w_2^1 x_1^1$$

Substituting in equation (11) we obtain that

$$\lambda = (\lambda_1, \lambda_2) \in \Delta$$

solves $e(\lambda) = 0$ if and only if:

$$\lambda_1 \left[\frac{1}{2} \frac{\lambda_1}{\lambda_2} \left[\frac{w_2}{w_1} \right]^{\frac{1}{2}} - w_2 \right] w_1^1 = \lambda_2 \left[\frac{1}{2} \frac{\lambda_1}{\lambda_2} \left[\frac{w_1}{w_2} \right]^{\frac{1}{2}} - w_1 \right] w_1^2$$

It follows that, the egalitarian allocation is an equilibrium allocation if and only if:

$$\frac{w_1^1}{w_2^1} = \frac{\left[\left(\frac{w_1}{w_2} \right)^{\frac{1}{2}} - w_2 \right]}{\left[\left(\frac{w_2}{w_1} \right)^{\frac{1}{2}} - w_1 \right]}$$

Conclusion

Free markets ensure efficiency but in some cases they can not ensure an egalitarian allocation. In some cases the only possible Walrasian allocations to be reached by the only action of the free markets, have associate a very unequal levels of happiness. Obviously, this situation give place to a very unstable society, where more unhappy people can recruit for potential violent movements. We introduce an index to measure the level of inequality of a given economy. To the best of our knowledge, this is new in the literature.

In these cases the participation of a central planner can introduce stability in the economy, if he is able to implement measures diminishing inequality. However, as is increasingly recognized, the intervention of a central authority to alter the distribution of the income can be accompanied of heavy political

and economic costs. On the other hand, those who would be harmed by these policies (the wealthy) can organize effective political opposition.

An alternative policy able to alter the distribution of wealth may be to encourage investment in technology and human capital increasing in this way the endowments of the workers. Technologically developed firms will be able to get more productivity and also pay higher wages to their workers, in particular for skilled workers (see Accienlli and Carrera, 2012).

Finally, a comment on the hypothesis of strict concavity of the utility functions. It is possible to extend the method considering only concavity, however although this would give more generality, the loss of uniqueness of the solution of the maximization problem of proposition 3, would require us to define some criteria to choose the efficient allocation corresponding to a given distribution of social weights. This task will subject of future works.

Appendix

The Lagrange multiplier theorem for Banach spaces

Let X and Y be real Banach spaces. Let $f: X^+ \rightarrow R$ a twice Gateaux-differentiable function in every admissible direction. Let $g: X^+ \rightarrow Y$ be another twice Gateaux-differentiable function in every admissible direction, the constraint: the objective is to find the extremal points (maxima or minima) of f subject to the constraint that g is zero.

Suppose that $x_0 \in X^+$ is a constrained extremum of f in X^+ i.e. an extremum of f on

$$g^{-1}(0) = \{x \in X^+ : g(x) = 0 \in Y\}.$$

Suppose also that the Gateaux derivative in every admissible direction is defined by $g'(x_0): X \rightarrow Y$ and it is a surjective linear map. Then there exists a Lagrange multiplier $\gamma: Y \rightarrow R$ in Y^* , the dual space to Y , such that $f'(x_0) = \gamma \circ g'(x_0)$. See Luenberger (1969).

References

- Accinelli, E. (2010). "A Generalization of the Implicit Function Theorem". *Applied Mathematical Sciences*, 4(26), 1289-1298.

- Accinelli, E., Brida, G., Plata, L., and Puchet, M. (2008). "Bienestar social, óptimos de Pareto y equilibrios walrasianos". *El Trimestre Económico*, LXXV(número especial para las VII Jolate).
- Accienlli, E., and Carrera, E. (2012). "The Evolutionary Game of Poverty Traps". *The Manchester School, Special Issue on Poverty Traps* Vol. (80)/4, pp.381-400.
- Accinelli, E., and Plata, L. (2011). Microeconomic Foundations of the Social. In *Dynamic, Game and Science: in Honour of Mauricio Peixoto and David Rand* (42-54). Series: Springer-Verlag.
- Accinelli, E., Hernández, R., and Plata, L. (2008). "Eficiencia y bienestar social: El camino de Negishi". *Revista Perspectivas* (UASLP), 3(4), 1-20.
- Aliprantis, C. D., Brown, D. J., and Burkinshaw, O. (1990). *Existence and Optimality of Competitive Equilibrium*. Springer-Verlag.
- Arrow, K. (1951). *Social Choice and Individual Values*. New York: J. Willey and Sons.
- Barbosa, P., Jovanovic, B., and Spiegel, M. (1997). "Inequality and Stability". *Annales d' Economie et de Statistique*, 48, 15-40.
- Bowles, S., and Herbert, G. (1998). *Recasting egalitarianism: new rules for communities, states and markets*. Verso.
- d'Aspremont, C., and Gevers, L. (1977). "Equity and the informational basis of collective choice". *Review of Economic Studies*, 199-203.
- Hammond, P. J. (1976). "Equity, Arrow's conditions and Rawls' difference principle". *Econometrica*, 44, 793-804.
- Imair, H. (1983). "Individual monotonicity and lexicographic maxima solutions". *Econometrica* 51 pp. 389-401.
- Kalai, E. (1977). "Proportional solutions to bargaining situations: Interpersonal utility comparisons". *Econometrica*, 45, 1623-1630.
- Luemberger D. (1969). "Optimization by Vector Space Methods". Ed, by John Wiley and Sons.
- Mas Colell, A. (1986). "The price existence problem in topotlogical lattices". *Econometrica*, 54, 1039-1053.
- Nash, J. F. (1950). "The bargaining problem". *Econometrica*, 8, 155-162.
- Negishi, T. (1960). "Welfare economics and existence of an equilibrium for a competitive economy". *Metroeconomica*, 12, 92-97

Rawls, J. (1999). *A Theory of Justice*. Section 12 revised edition, Cambridge: Harvard University Press.

_____. (2001). *Justice as Fairness: A Restatement*. Section 13, Ed. by Erin Kelly, Cambridge: Harvard University Press.

Roth, A. (1979). "Proportional solutions to the bargaining problem". *Econometrica*, 47, 775-778.

Sen, A. K. (1977). "On weights and measures: Informatinal constraints in social welfare analysis". *Econometrica*, 45, 1539-1572.

Strasnick, S. (1976). "Social choice and the derivation of Rawls' difference principle". *The Journal of Philosophy*, 73, 85-99.

Thomsom, W. (1984). "Monotonicity, Stability and Egalitarianism". *Mathematical Social Sciences*, 8, 15-28.

Zeidler, E. (1993). *Nonlinear Functional Analysis and its Applications*. Vol I, Ed. Springer-Verlag.

Expectativas cambiarias, selección adversa y liquidez

Jimmy Melo*

Fecha de recepción: 15 I 2013

Fecha de aceptación: 1VIII 2013

Resumen

Este artículo evalúa las implicaciones en el corto plazo de las expectativas cambiarias en mercados de crédito, afectados por problemas de selección adversa, y modela un mercado de crédito donde los contratos de deuda son contingentes en el ingreso de los prestatarios. Los activos riesgosos que estos últimos poseen están denominados en moneda extranjera y su valor en libros, estipulado en los contratos de deuda, se traduce usando las expectativas sobre el tipo de cambio basadas en las premisas del análisis técnico. Este artículo muestra que la información pública, generada por la tendencia adversa del tipo de cambio, mueve al mercado de crédito hacia un equilibrio donde la inversión y el crédito se contraen, y definen el espacio para la intervención del gobierno. En este contexto, el gobierno responde a la información generada por la tendencia del tipo de cambio e incrementa el tamaño de programa, a fin de estabilizar las variaciones en la tasa de interés, lo cual evita que la inversión y la liquidez se reduzcan.

Clasificación JEL: F34, G01, G02, G15, G32.

Palabras Clave: Análisis técnico, selección adversa, expectativas de tipo de cambio, liquidez del mercado, diseño de mecanismos, préstamos directos del gobierno

Abstract

This paper evaluates the short-term implications of exchange rate expectations in credit markets affected by adverse selection. It presents a model for a credit market in which debt contracts are contingent on the income of borrowers. Since legacy assets are denominated in a foreign currency, contracts are written using these expectations based on the

* El Colegio de México. Centro de Estudios Económicos. Dirección: Camino al Ajusco 20, Col. Pedregal de Santa Teresa, 10740, México DF, México. Email: jamelo@colmex.mx
Agradezco a Miguel Torres por su guía y comentarios. Agradezco a Stephen Mc Knight, Jorge Fernández, y a los participantes del Econ Lunch en El Colegio de México por sus comentarios y sugerencias en versiones preliminares.

premises of technical analysis. In this model, the adverse exchange rate trend generates public signals which can move the market from one equilibrium, where all firms invest, to another, where only a fraction do, which defines the space for government intervention. Thus, from a policy perspective; if the government wants to restore the credit market by using direct lending programs such as the discount window, it has to increase the size of the program. Otherwise, an overreaction in the interest rate could dry up liquidity and prevent firms from investing.

JEL Classification: F34, G01, G02, G15, G32.

Keywords: Technical Analysis, adverse selection, exchange rate expectations, market liquidity, mechanism design, government direct lending.

Introducción

En los mercados de crédito, resulta crucial contar con estimaciones puntuales de señales que permitan evaluar la solvencia de los prestatarios; de tal modo que las decisiones que afectan el nivel de liquidez inyectado al sistema, dependerán de las características relevantes de los datos. En el campo práctico, los agentes no pueden estar a la espera de estimaciones que den una señal mejorada con el beneficio de la retrospectiva, porque en ese momento una oportunidad rentable habrá pasado. Por esta razón, existe un espacio para la interpretación de las señales de interés, las cuales suelen presentar patrones como ciclos y tendencias. La existencia de analistas técnicos, expertos en la evaluación de dichos patrones, se explica parcialmente por la necesidad de técnicas para la extracción de una señal en tiempo real; por otro lado, la percepción de estos analistas de que ciertos patrones pueden continuar en el corto plazo, muestra que ciertas heurísticas determinan las apuestas de los agentes en los mercados, y caracteriza el proceso de generación, procesamiento y transmisión de determinadas señales, como información pública. Desde esta perspectiva, el presente artículo explora la relación entre información pública y privada en los mercados de crédito. En particular, plantea que si los activos de una empresa están denominados en moneda extranjera, el tipo de cambio y su tendencia constituyen una señal pública, usada para traducir su valor al momento de ofrecerlos como colateral en un contrato de deuda, en tanto que la calidad de estos activos es información privada.

Siguiendo a Philippon y Skreta (2012), el presente artículo modela un mercado de crédito en donde los contratos de deuda son contingentes en el ingreso de las empresas. Este trabajo, en particular, expande el trabajo de Philippon y Skreta (2012), ya que considera que los activos riesgosos, ofrecidos como colateral en un contrato de deuda, están denominados en

moneda extranjera; así, el valor en libros estipulado en los contratos se traduce usando las expectativas sobre el tipo de cambio, basadas en las premisas del análisis técnico.¹ Los activos están sujetos a riesgo cambiario, pero este no es el único riesgo implícito en los activos, porque en condiciones de estrés financiero, activos de cierta calidad pueden alcanzar un precio de mercado por debajo del valor en libros, fenómeno denominado riesgo de deterioro (impairment of assets); y los prestamistas no pueden eliminar este riesgo, porque las características de los activos que definen la solvencia de una empresa, son información privada. Formalmente, existe un continuo de prestatarios cuya solvencia ha sido indexada por un tipo $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$, privadamente conocido, del que los prestamistas conocen su distribución $G(\theta)$.

En este contexto, surge un problema de selección adversa, porque los prestatarios con mejores activos prefieren no invertir y vender sus activos, a ofrecerlos como garantía en un contrato de deuda con una tasa de interés demasiado alta, dada la calidad de sus activos. La tasa de interés es demasiado alta para ciertos tipos, porque a diferencia de un contexto de información simétrica donde cada prestatario paga una tasa de interés asociada a su solvencia y bajo información asimétrica, esta se define con base en la solvencia media de los prestatarios; por esta razón, existen rentas informacionales transferidas a los prestamistas que inducen a que los tipos $\theta \in [\hat{\theta}, \bar{\theta}]$ no inviertan, ni accedan al crédito, mientras que los tipos $\theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}]$ mimetizan a $\hat{\theta}$ e invierten (Proposiciones 1 y 3). En ese contexto, este artículo presenta dos contribuciones a la literatura:

En primer lugar, muestra que en mercados de crédito afectados por selección adversa, la incorporación de señales públicas generadas por una apreciación del tipo de cambio, traducida en una reducción en el valor del colateral, amplifica las ineficiencias inducidas por la presencia de información asimétrica. Intuitivamente, los prestamistas observan que la capacidad de pago esperada se reduce por el efecto de traducción, por esta razón, incrementan la tasa de interés, aumentando, así, las rentas informacionales pagadas por los prestatarios, esto hace que prestatarios con activos de mejor calidad salgan del mercado de crédito, lo cual reduce la solvencia media, e induce a que la tasa de interés se reajuste a la disposición a pagar de los prestatarios con menor solvencia; la tasa de interés sobre reacciona a las señales públicas, en comparación con un escenario de información simétrica (proposiciones 2 y 4). En consecuencia, el crédito y la inversión se contraen, esta contracción es proporcional al costo informacional promedio, pagado en el margen, por las empresas que invierten y mimetizan a aquellas con una

¹Al respecto, Jegadeesh y Titman (2001) documentan la relevancia de este tipo de estrategias en los mercados financieros.

solvencia mayor. Con ello, la hipótesis desarrollada aquí consiste en que los prestatarios están dispuestos a incurrir en el costo de mimetizar a otros agentes con una mayor capacidad de pago esperada, por esta razón, la respuesta endógena de los prestamistas es explotar la información pública, cargando una prima informacional sobre la tasa de interés.

Este tipo de combinación de información asimétrica y expectativas cambiarias ha cobrado interés, por el estancamiento en el volumen mundial de comercio. En un artículo reciente, *The Economist* (2012), se llama la atención sobre la desaceleración del volumen del comercio mundial, fenómeno que no parece estar asociado a una desaceleración económica en el mundo; en su lugar, la explicación se encuentra en los problemas de fondeo de nuevos proyectos de inversión, en los mercados europeos de liquidez. En el marco del modelo aquí planteado, las dificultades de la banca europea, para acceder al mercado de liquidez y desempeñar su función de intermediación, se corresponden con un escenario de selección adversa. Este proceso se amplifica si los agentes apuestan a que, las condiciones cambiarias que afectan la capacidad de pago de la banca europea, continuarán en el corto plazo.

En segundo lugar, describe las características de un programa de crédito directo de costo mínimo, el cual implementa un nivel de inversión fijado por el gobierno, asociado al tipo θ^T , usando como instrumento la tasa de interés. El programa es tal que todos los tipos debajo del umbral θ^T invierten, porque los prestatarios con mejores activos prefieren no invertir y vender sus activos, a ofrecerlos como garantía en un contrato de deuda (proposición 5). Un objetivo intermedio del gobierno es mantener abierto un segmento del mercado privado, en este caso, el instrumento es el tamaño del programa anunciado por el gobierno, el cual está asociado al tipo $\theta \leq \theta^p$, donde $\theta^p < \theta^T$. Intuitivamente, el gobierno crea su propia competencia y garantiza que los privados compiten entre sí, de esta manera, existe una franja competitiva (competitive fringe): el tipo $\theta \in [\theta^p, \theta^T]$ invierte sin ayuda del gobierno; tipos similares a θ^T pero más bajos, buscan crédito privado; mientras que los tipos similares, pero más altos, salen del mercado de crédito. Los prestatarios de tipos inferiores θ^p participan aleatoriamente en el programa de libre concurrencia, porque se eliminan las diferencias entre los planes de repago público y privado; sin embargo, para un perfil aleatorio de participación, las decisiones de participar o no en el programa revelan información acerca del tipo de las empresas que solicitan crédito, así, los prestamistas pueden evaluar la calidad media de dichas empresas que solicitan créditos, imputando un costo de estigma por participar en el programa, dado su tamaño.

Este programa de libre competencia, hace posible incorporar opciones fuera del programa que son dependientes del mecanismo diseñado, e implica que existen efectos distorsionantes que afectan a todos los tipos invirtiendo, porque para un perfil aleatorio de participación, caracterizado por el tamaño del programa y la condición de beneficio cero de los prestamistas, estos últimos, tomando muestras aleatorias, forman creencias sobre la calidad media de las empresas solicitando créditos en el mercado privado. En este proceso de muestreo se incorporan las señales públicas asociadas a la solvencia de los agentes, así como la información revelada por las decisiones de participar o no en el programa. Con ello, el gobierno puede responder a variaciones en la información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio, ampliando el tamaño del programa para estabilizar las variaciones en la tasa de interés y, así, evitar que la inversión se contraiga. En el margen, la respuesta del tamaño del programa es proporcional al costo informacional promedio, pagado por las empresas que no participan en el programa y mimetizan aquellas con una solvencia mayor (proposición 6).

Este trabajo queda estructurado en: Sección 1, que presenta una revisión a la literatura relacionada. Sección 2, que evalúa el equilibrio sin intervención del gobierno. Sección 3, que explora los efectos de las expectativas sobre un programa de crédito directo. Sección 4, que sintetiza los principales resultados resolviendo el modelo numéricamente. Sección 5, que presenta las conclusiones y las vías por las cuales es posible extender la discusión planteada.

1. Antecedentes en la literatura

Este artículo se relaciona con la literatura asociada al mercado de crédito en presencia de información asimétrica, y al proceso de formación de expectativas cambiarias usando análisis técnico. Existe una creciente literatura que explora el rol de la información asimétrica en la definición de contratos, y el papel del gobierno para corregir las fallas de mercado implicadas por la presencia de selección adversa. La mayoría de los autores ubica el trabajo de Akerlof (1970), “el mercado de los limones”, como la obra que inicia la discusión sobre los efectos de selección adversa. En un contexto de información asimétrica, para el caso de los mercados de crédito, el trabajo de Stiglitz y Weiss (1981) establece los lineamientos de modelos en los cuales la selección adversa puede inducir racionamiento de crédito. Adicionalmente, Calomiris y Gorton (1991) y Mishkin (1991) proveen evidencia histórica del rol de la información asimétrica en las crisis

bancarias.² Asimismo, Myers y Majluf (1984) y Nachman y Noe (1994) establecen las condiciones bajo las cuales la deuda es preferida a otras formas de fondeo de oportunidades de inversión;³ en particular, estos últimos demuestran que un contrato de deuda es óptimo, si y solo si los flujos de efectivo están clasificados por dominancia estocástica condicional, la cual significa que los mejores tipos exhiben una mayor probabilidad de incrementar su ingreso, condicional hasta cierto nivel.

En general, los trabajos que exploran información asimétrica señalan que esta genera problemas de selección adversa y riesgo moral. En periodos de tranquilidad, existen instituciones y contratos que permiten reducir los efectos de estas fallas de mercado; función que no desempeñan eficientemente en situaciones de estrés financiero. En consecuencia, la falla de mercado subyacente implica diferentes programas de gobierno que pueden reducir la pérdida asociada a esta o restablecer el mercado de crédito.⁴ En esta línea de estudio, Mankiw (1986) establece el rol de la política de subsidios a la inversión en la corrección de imperfecciones de mercado, asociadas a la selección adversa, siguiendo este trabajo, Minelli y Modica (2009) concluyen que subsidios sobre la tasa de interés y subsidios a la inversión son medios equivalentes para reestablecer la eficiencia. Aghion, Bolton y Fries (1999), así como Philippon y Schnabl (2009) analizan programas de recapitalización bancaria. En un contexto de sobreendeudamiento, estos últimos analizan este tipo de programa y concluyen que la recapitalización es eficiente, si los beneficios de los créditos de menor riesgo superan el costo de las transferencias implícitas a los tenedores de deuda, mientras que los primeros muestran que la recapitalización, condicional a la liquidación de la cartera vencida, contribuye a que los bancos sean más prudentes.⁵

² Allen y Carletti (2008) y los comentarios a su trabajo, presentado en el marco del simposio de la Reserva Federal de Kansas: "Maintaining Stability in a Changing Financial System", presentan una extensa discusión a propósito de los diferentes aspectos de las crisis financieras y los problemas de liquidez asociados a estas, entre los que destacan los problemas de coordinación entre depositantes, corridas bancarias, (ver Diamond y Dybvig, 1983 y Chari, 1989) y los problemas de información asimétrica. Allen y Carletti (2008) proveen evidencia de estos fenómenos a la luz de la crisis de 2008; evidencia adicional a favor del rol de la información asimétrica es presentada por Heider, Hoerova y Holthausen (2008), Duffie (2010) y Gorton (2009).

³ DeMarzo y Duffie (1999) demuestran bajo qué circunstancias un contrato de deuda es óptimo. Ver Faure-Grimaud y Gromb (2004) y Aghion, Bolton y Tirole (2004) para el análisis de los problemas asociados al monitoreo de las empresas y sus proyectos de inversión: los tipos de contratos y los problemas de liquidez asociados.

⁴ Landier y Ueda (2009) proveen una síntesis de las diferentes formas de intervención, sus pros y contras.

⁵ En un contexto de contagio, Diamond y Rajan (2005) muestran que una recapitalización puede inducir resultados ineficientes, porque la demanda de liquidez por parte del gobierno incrementa las presiones sobre el mercado de liquidez y la tasa de interés.

Philippon y Skreta (2012) y Tirole (2012) estudian el diseño óptimo de programas gubernamentales para restaurar el mercado de liquidez, en presencia de información asimétrica; el rasgo común de sus modelos es que las opciones de las empresas por fuera del programa son dependientes del mecanismo diseñado por el gobierno, lo cual es una de las principales falencias de la literatura precedente. En mercados de liquidez afectados por problemas de selección adversa y riesgo moral, Tirole (2012) muestra que el gobierno sobrepaga óptimamente por los activos, limpia el mercado de sus activos más tóxicos, a través de una mezcla de “buybacks” e inyecciones de capital, y deja que las empresas con los activos más fuertes se financien en el mercado. Philippon y Skreta (2012) muestran que el diseño de programas de crédito directo, permite implementar un nivel de inversión que mitiga los efectos de la selección adversa, pero no los elimina. En la medida en que participar en un programa del gobierno acarrea un estigma, y las opciones de quienes no participan del programa son mecanismos dependientes, la tasa de interés es suficientemente baja para que el gobierno financie las empresas con activos tóxicos; mientras que las empresas con activos más fuertes son financiadas en el mercado privado. En los dos modelos, las intervenciones son necesariamente costosas; en el caso de Tirole, la intervención maximiza el beneficio social, dado el costo sombra de los recursos fiscales, aunque no define cómo medir dicho costo sombra; mientras que Philippon y Skreta muestran las condiciones bajo las cuales el costo de la intervención es mínimo, y se corresponde con las rentas informacionales transferidas a los agentes en el mercado de crédito.

La literatura precedente analiza el rol de la información asimétrica, en términos de su afectación al nivel de liquidez y sus implicaciones para el diseño de programas del gobierno que buscan que la información privada sea revelada. La literatura parte del supuesto de que ciertos parámetros son información pública, en particular, aquellos que determinan las distribuciones de probabilidad del valor de los activos ofrecidos como colateral o de los nuevos proyectos de inversión. En el presente artículo, los activos de una empresa están denominados en moneda extranjera, de manera que el tipo de cambio y su tendencia constituyen una señal pública, usada para traducir su valor al momento de ofrecerlos como colateral en un contrato de deuda.⁶ Por esta razón se introducen expectativas cambiarias, las cuales están basadas en las creencias de los agentes sobre el comportamiento del tipo de cambio en el corto plazo; lo cual sugiere que la gestión de la exposición al riesgo

⁶ En un contexto de sobreendeudamiento, Philippon (2010) analiza el diseño de programas para rescatar el sistema financiero en economías abiertas. Su trabajo muestra que los rescates coordinados mejoran la eficiencia, mediante el aumento de la inversión global y la reducción de las tasas de interés globales. Sin embargo, los rescates financieros globales no son viables a menos de que exista un alto grado de coordinación, debido a que requieren aplicar impuestos sobre extranjeros y redistribuir el dinero a los bancos nacionales.

cambiario, permite reducir las vulnerabilidades que afectan el valor en libros de una empresa (Papaioannou, 2006).⁷

En ese sentido, este trabajo utiliza los elementos asociados a la formación de expectativas cambiarias, en particular, la literatura relacionada con el rol de la heterogeneidad de los agentes. Jongen, Verschoor and Wolff (2008) señalan que hay dos vertientes que exploran la existencia de heterogeneidad en las expectativas o creencias. La primera vertiente argumenta que la dispersión de las creencias surge de rigideces en el proceso de la transmisión de la información; en este sentido, la heterogeneidad en las creencias de los agentes es causada por un supuesto informativo. La segunda vertiente asume que todos los participantes en el mercado tienen distintas opiniones sobre variables económicas, incluso cuando poseen los mismos conjuntos de información. Este trabajo se mueve en el espacio de esta segunda vertiente. En particular, en la literatura que vincula las variaciones del tipo de cambio en el corto plazo con la presencia de operadores ruidosos (noise traders).

En la literatura, la heterogeneidad de los agentes se modela usando dos tipos de agentes: fundamentalistas, quienes forman sus expectativas vinculando las variaciones del tipo de cambio con la variación en los fundamentales macroeconómicos; y analistas técnicos (chartists o noise traders), definidos como seguidores de tendencias, es decir, agentes que extrapolan la tendencia del tipo de cambio al momento de formar sus expectativas. La diferencia entre estos dos tipos de agentes es la manera en que incorporan la información pública en sus expectativas, no la información en sí misma. Consecuentemente, en ausencia de variación en los fundamentales, los fundamentalistas apuestan a que el tipo de cambio retorne a su valor fundamental, mientras que los analistas técnicos apuestan porque la tendencia continúe.⁸ En este contexto, Frankel y Froot (1986, 1988, 1990), usando encuestas para los participantes en el mercado realizadas por Money Market Services, Inc. y Financial Report, encuentran evidencia de que los métodos propios del análisis técnico son las principales herramientas en la formación de las expectativas cambiarias de corto plazo. Allen y Taylor (1990 y 1992) analizan la influencia de los métodos de tipo técnico en el mercado de divisas de Londres y concluyen que, en el corto plazo, el 90% de todos los

⁷ Esta idea se sustenta en la evidencia de una correlación positiva entre el tipo de cambio y el valor en libros (Jorion 1990). Aunque, para monedas sujetas a arbitraje, este efecto podría estar sobreestimado, dado que la exploración del comportamiento del tipo de cambio, a través del análisis de micro datos, sugiere que el arbitraje es limitado y, por tanto, que la gestión del riesgo cambiario permite controlar la exposición a la volatilidad cambiaria.

⁸ Si bien los analistas técnicos poseen toda una gama de heurísticas asociadas a los patrones de las series de datos, por su parte, la literatura relacionada con expectativas cambiarias se centra en esta regla.

encuestados utiliza métodos de este tipo cuando forman expectativas. Si el horizonte de proyección se extiende de 3 meses hasta 12 meses, se está favoreciendo el uso de métodos de corte fundamentalista.

Bajo la línea de investigación planteada por los trabajos de Frankel y Froot (1986, 1988 y 1990), otros autores exploran la formación de expectativas en modelos que incorporan la estructura de los mercados de divisas, como una fuente potencial de exceso de volatilidad. Usando el modelo de De Long, Shleifer, Summers y Waldman (1990), trabajos como los de Hau (1998), Kilian y Taylor (2001), Jeanne y Rose (2002), Evans y Lyons (2002), Bauer y Herz (2003) y De Grauwe y Grimaldi (2006), introducen el comportamiento de diferentes tipos de agentes en el mercado, tales como fundamentalistas y analistas técnicos; estos últimos, denominados “noise traders”, crean volatilidad adicional en el mercado cambiario, por su reacción al ruido creado por ellos mismos, proceso que aumenta el riesgo en el mercado de divisas e induce a que los fundamentalistas (arbitrajistas) sigan la tendencia. Entonces, las expectativas de los agentes pueden parecer racionales en presencia de “noise traders”, porque las predicciones se autocumplen en el mercado (Jeanne y Rose, 2002; Bauer y Herz, 2003).

Visto en perspectiva el análisis desarrollado en este texto, la literatura provee evidencia a favor de la hipótesis de que, en los mercados de divisas, los métodos propios del análisis técnico son una herramienta importante en la formación de expectativas cambiarias. Por esta razón, en este artículo se argumenta que los agentes reaccionan a las señales públicas generadas por la tendencia del tipo de cambio, e incorporan esta información pública en los contratos de deuda. Con ello, a diferencia de la literatura en el campo de las expectativas cambiarias, vinculadas al análisis técnico, este texto explora el efecto potencial que este proceso de formación de señales públicas tiene sobre mercados de liquidez, que son afectados por problemas de información asimétrica. Así, con respecto a la literatura precedente, asociada al diseño de mecanismos para mitigar los efectos de asimetrías de información, la principal contribución del análisis aquí presentado consiste en explorar la microestructura de un programa gubernamental de crédito directo, donde las opciones fuera del programa son mecanismos dependientes; en lo particular, este artículo diseña como respuesta a dicho programa, la combinación de expectativas cambiarias y de selección adversa.

2. Equilibrio descentralizado

Esta sección analiza la existencia de un espacio para la intervención del gobierno. La subsección 2.1 describe la línea temporal del modelo y la estructura de los contratos de deuda, así, se caracterizan los riesgos

implícitos en los contratos y la capacidad de pago esperada de los prestatarios. La naturaleza de la información incorporada en los contratos de deuda determina los términos de estos. La subsección 2.2 presenta el equilibrio sin intervención en un contexto de información simétrica, y las proposiciones 1 y 2 definen los puntos de referencia para el análisis subsiguiente. La subsección 2.3 desarrolla el equilibrio sin intervención en un ambiente de información asimétrica, contexto en el cual existen rentas informacionales que pueden ser explotadas por las partes en un contrato, con lo cual, la información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio, impacta los niveles de inversión y liquidez, impacto que se encuentra caracterizado en la proposición 4.

2.1. Estructura temporal y contractual

La línea temporal consta de dos periodos. En el primer periodo ($t=1$), las empresas con base en información privada y pública deciden si invierten en un proyecto de inversión y si aceptan o no contratos de endeudamiento. Los agentes observan el tipo de cambio vigente e_1 , forman sus expectativas, y actualizan el valor en libros de los activos. En esta sección, los contratos de deuda son privados; en la sección 3 se introducen los contratos ofrecidos por el gobierno. En el segundo periodo ($t=2$) todos los pagos se realizan.

Las condiciones iniciales del modelo están dadas por el tipo de cambio e_0 , la cantidad de efectivo que las firmas poseen $c_0 \geq 0$ (activo libre de riesgo, con tasa libre de riesgo igual a cero). Adicionalmente, las empresas poseen un activo riesgoso, y reciben un proyecto de inversión que requiere financiamiento y genera un rendimiento esperado positivo en $t=2$. Formalmente, los proyectos de inversión tienen un costo conocido x que se cubre en $t=1$ y generan un ingreso en $t=2$, el cual es una variable aleatoria $v \in [0, V]$. Se asume que los proyectos de inversión generan un valor presente neto esperado positivo y, que las empresas necesitan endeudarse para financiar los proyectos de inversión: $E[v] > x > c_0$. Así, la necesidad de liquidez de una empresa es $l \equiv x - c_0$. De igual forma, se supone que la tasa de descuento es cero y que las empresas son neutrales al riesgo.⁹ Estos supuestos tienen dos implicaciones básicas; en primer lugar, si alguna empresa deja de invertir, ello se traduce automáticamente en una pérdida económica; en segundo lugar, las empresas, en principio, tienen incentivos para firmar un contrato de endeudamiento.¹⁰ Las variables v, l, x y c_0 están

⁹ Considerar que la tasa de descuento es cero, simplifica el cálculo del valor presente neto del proyecto, ya que v se realiza en el segundo periodo, mientras que el flujo de efectivo se estima en el primer periodo, esto implica que el valor presente neto cambiaría con la tasa de descuento, pero mantendría el supuesto de que este es positivo.

¹⁰ En el mercado de crédito, ello significa que la condición de participar es equivalente condicional con respecto a si invierte o si toma prestado.

medidas en la misma unidad monetaria, por ejemplo, considere bancos que desempeñan la función de intermediarios entre empresas e inversionistas en proyectos de comercio internacional, cuyas operaciones se realizan en dólares; en este caso, los bancos poseen dólares en “caja” que pueden usar para esos proyectos de comercio, pero requieren dólares de la banca internacional.

Formalmente, las empresas poseen activos riesgosos denominados en moneda extranjera, cuyo valor en libros en $t=2$ es A^* ; por lo que el valor en libros y el hecho de que los activos están denominados en moneda extranjera, constituyen una señal pública acerca del precio de los activos en el siguiente periodo. En este sentido, los agentes deben traducir este valor en libros para incorporar esta información pública en los contratos de deuda. Como los contratos se firman en $t=1$, el valor en libros en moneda doméstica que los activos tendrán en $t=2$, se traduce usando las expectativas cambiarias: $A = \varepsilon_2 A^*$, donde A es valor en moneda doméstica y $\varepsilon_2 \equiv E_1[e_2]$.

A fin de definir el proceso de formación de expectativas, se explora la existencia de heterogeneidad en las expectativas o creencias. En este sentido, se asume que los participantes en el mercado tienen distintas opiniones sobre variables económicas, incluso cuando poseen los mismos conjuntos de información. En el primer periodo, las expectativas se forman con base en la información disponible para los agentes y se ajustan según la tendencia del tipo de cambio:

$$\varepsilon_2 = e_1 + \eta(e_1 - e_0) \quad (1)$$

Donde $0 \leq \eta \leq 1$ es el parámetro que mide la sensibilidad de los agentes a la información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio (Allen y Taylor, 1990, 56). Este proceso de formación de expectativas es sugerido por el uso de métodos propios del análisis técnico, los cuales descansan sobre cuatro premisas: 1) El tipo de cambio de mercado es determinado únicamente por la interacción entre oferta y demanda; 2) oferta y demanda son determinados por gran variedad de factores tanto racionales como irracionales, que son ponderados en el mercado automática y continuamente; 3) los precios de los activos se mueven en tendencias durante intervalos de tiempo considerables y 4) variaciones en la tendencia son causadas por cambios en oferta y demanda (Levy, 1966; Allen y Taylor, 1990).

En un contexto de estrés financiero, el precio de los activos tiende a caer por debajo de su valor en libros, de manera que las empresas eventualmente pueden vender sus activos en el mercado en $t=2$ y recibir un pago aleatorio

$a \in [0, A]$; bajo ese supuesto, se incorpora el riesgo de deterioro de los activos. Y con ello, el ingreso total de las empresas en $t=2$: $y \equiv a + v$ es una variable aleatoria $y \in [0, Y]$, la agregación de los ingresos por la venta de activos riesgosos y los provenientes de los proyectos de inversión en $t=2$.

Donde:

$$Y = [e_1 + \eta(e_1 - e_0)]A^* + V, \quad (2)$$

en adelante Y es el parámetro de interés, porque permite recuperar la sensibilidad de los agentes a la información generada por la tendencia, y cómo esta impacta los contratos de deuda y la capacidad de pago de los prestatarios.

Bajo estas condiciones, la variable aleatoria y tiene una distribución $f(y|\theta, Y)$ con soporte $[0, Y]$, la cual es una convolución de las distribuciones de a y v . Existe un continuo de empresas, quienes conocen privadamente la calidad de sus activos indexada por un tipo $\theta \in [\underline{\theta}, \overline{\theta}]$. El tipo condiciona el ingreso total y se encuentra referido a los elementos que solo la empresa observa; por ejemplo, la composición de su portafolio, la tasa de descuento o los flujos de efectivo asociados al activo, entre otros. Los tipos se distribuyen según la función de distribución acumulada $G(\theta)$ y la densidad $g(\theta)$ en $[\underline{\theta}, \overline{\theta}]$. Para hacer la información privada relevante supondremos que en el mercado se observa y , con ello se evita que las partes definan contratos sobre a o v , separadamente.¹¹

Así, el efecto de las expectativas es capturado por el parámetro Y y el deterioro es capturado por θ . Con estos parámetros, la caracterización de los riesgos se hace explícita en términos de la función de distribución, bajo los siguientes supuestos:

Dominancia estocástica de primer orden en Y (DEP):

$$F(y|\theta, Y) \leq F(y|\theta, Y') \text{ para } Y > Y' \text{ y } \forall y, \theta.$$

Hazard rate decreciente en θ (HRD):

$$h(\theta) = \frac{f(y|\theta, Y)}{1 - F(y|\theta, Y)} \text{ es decreciente en } \theta \forall y, Y.$$

¹¹ Este supuesto simplifica la estructura del modelo, y los resultados se sostienen permitiendo información asimétrica sobre los proyectos de inversión, es decir, permitiendo algún grado de correlación entre el valor de mercado de los activos y los rendimientos de los proyectos de inversión.

Con estos ingredientes, en el mercado de crédito un contrato es la dupla: $\{l, \mu(y)\}$. Donde l es monto prestado y $\mu(y) = \min\{y, rl\}$ es el plan de repago, con r la tasa de interés bruta. Bajo este contrato la función de repago esperado es:

$$\rho(rl, \theta, Y) = \int_0^Y \min\{y, rl\} f(y|\theta, Y) dy \quad (3)$$

La función de repago permite caracterizar los equilibrios en cada contexto informacional, y satisface las siguientes propiedades:

Propiedades de la función de repago esperado:

- i. $\rho_{rl} = 1 - F(rl|\theta, Y) \geq 0$, es una función no decreciente en rl ;¹²
- ii. $\rho_Y \geq 0$, es una función no decreciente en Y ;
- iii. $\rho_\eta = -(e_1 - e_0)A^* \rho_Y$, es una función no decreciente en η si una apreciación ($e_1 < e_0$) tiene lugar, viceversa, en caso de una depreciación;
- iv. $\rho_\theta \geq 0$, es una función no decreciente en θ .

La propiedad *i* se deduce directamente de las propiedades de la distribución acumulada, el apéndice demuestra las propiedades restantes. En los contratos de deuda, un incremento en la tasa de interés afecta a los prestatarios que han alcanzado al menos el nivel de ingreso rl . Así, $\rho_{rl} = 1 - F(rl|\theta, Y)$ es una medida del costo marginal para el prestatario, de un incremento en el monto de intereses, en el nivel de ingreso rl , el cual se corresponde con la probabilidad de que un tipo θ obtenga al menos el nivel de ingreso rl .

Bajo el supuesto *HRD*, la frecuencia con la que un tipo está arriba del umbral es mayor para tipos más altos, ello significa que estos tipos pueden cubrir un repago más alto. Como el umbral puede ser definido en cualquier nivel, la probabilidad de tener un flujo de efectivo más alto $1 - F(y|\theta, Y)$ es una medida del costo marginal de incrementar el repago, hacia el nivel del flujo de efectivo y . Con base en este análisis, podemos calcular el costo marginal relativo de incrementar el repago, en el nivel de ingreso y , al tipo θ vis-à-vis θ' (Nachman y Noe 1994):

$$\gamma^{\theta, \theta'}(y) = \frac{1 - F(y|\theta'Y)}{1 - F(y|\theta, Y)} \forall y, Y, \theta > \theta'. \quad (4)$$

¹² Para simplificar la notación $(\partial_\rho / \partial_Z) = \rho_Z$ y $(\partial_\rho^2 / \partial_W \partial_Z) = \rho_{W,Z}$. Así, ρ_{rl} representa la derivada con respecto a la variable compuesta rl .

El supuesto *HRD* permite escribir contratos de deuda tales que este costo marginal es decreciente en y , $\partial \gamma^{\theta, \theta'} / \partial y \leq 0$.¹³ Con esta característica de la función $\gamma^{\theta, \theta'}$, en la demostración de la propiedad *iv*, se muestra que *HRD* implica $F(y|\theta', Y) \geq F(y|\theta, Y)$, de donde surgen dos resultados de interés: i) $\gamma^{\theta, \theta'}(y) \leq 1$; para las empresas con activos más tóxicos, este costo es más bajo y menor la unidad, mientras que para los tipos más similares a θ , este costo es más alto y cercano a la unidad. Por esta razón, los tipos $\theta' < \theta$ óptimamente buscan mimetizar θ . De esta forma, el orden inducido por *HRD* es tal que los tipos más bajos prefieran repagos más altos, es decir, mimetizar tipos de mejor calidad.¹⁴ ii) Los supuestos *DEP* y *HRD* garantizan que los riesgos capturados por los parámetros Y y θ sean comparables, en cuanto a dominancia estocástica de primer orden y al efecto sobre la capacidad de pago esperada. En este sentido, los agentes en el mercado de crédito, usan información pública y privada para separar los riesgos en los contratos de deuda.

En síntesis, esta subsección muestra que la función de repago esperado es no decreciente en la media del ingreso total, del umbral de repago y del índice de calidad de los activos. Si bien estos tres resultados son intuitivos, el tercero requiere de la observación de que el índice de calidad es tal que define, implícitamente, un orden sobre la calidad de los activos y que, en el margen, el costo de endeudamiento es menor para las empresas de solvencia relativamente más baja. Con estos elementos, puede determinarse el rol diferencial de cada tipo de información, para lo cual se exploran dos contextos: información simétrica, donde toda la información es pública, versus información asimétrica donde θ es información privada y la tendencia del tipo de cambio es información pública. En lo que resta de esta sección, ambos casos se estudian en un entorno descentralizado; mientras que en la sección III, se introduce el entorno centralizado.

2.2. Equilibrio descentralizado: información simétrica

En un contexto de información simétrica, para cada prestatario la tasa justa de interés r_θ^* se define por la condición de beneficio esperado cero:

$$\rho(\theta, r_\theta^* l, Y) - l = 0 \quad (5)$$

¹³ $\partial \gamma^{\theta, \theta'} / \partial y = y^{\theta, \theta'} (h(\theta) - h(\theta')) \leq 0$.

¹⁴ Usando este tipo de argumento, Nachman y Noe (1994), bajo el supuesto de *HRD*, muestran que los contratos de deuda son óptimos para las empresas.

Esta ecuación mide las rentas informacionales que los prestatarios transfieren a los prestamistas, $IR \equiv \rho(r_l, \theta, Y) - l$. En un contexto de información simétrica, ningún agente puede explotar la información pública incorporada en los contratos, en consecuencia, bajo r_θ^* , las rentas informacionales son constantes e iguales a cero.

Las empresas toman la decisión de invertir ($i=1$) y pedir prestado, si el beneficio esperado de los proyectos de inversión compensa el costo esperado del endeudamiento:

$$E[v] - x \geq \rho(r_l, \theta, Y) - l \quad (6)$$

En este contexto, existen dos resultados intuitivos que en adelante constituyen puntos de referencia.

Proposición 1. Con información simétrica sobre los tipos de cada prestamista, el conjunto de firmas invirtiendo es $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$, y se firman un continuo de contratos de deuda $\{l, \mu(y)\}_{\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]}$.

Como $E[v] - x > 0$ y $IR(r_\theta^*) = 0$, todas las empresas invierten. Los prestamistas asignan un contrato tipo especificado, es decir, la tasa de interés que cada empresa paga se corresponde con la calidad de sus activos: $\{r_\theta^*\}_{\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]}$. Para ver que existe una tasa de interés justa para cada tipo de empresa, note que $IR(0) = -l$, como IR es creciente en r y los inversionistas son neutrales al riesgo, la competencia en el mercado de crédito garantiza que, para cada tipo, el repago esperado es al menos el tamaño del crédito, entonces, $IR(r)$ cambia de signo una vez.

Proposición 2. En un escenario con información simétrica, y bajo DEP, si una apreciación ($e_1 < e_0$) tiene lugar, ante un incremento en η , la tasa justa de interés crece y el nivel de inversión no cambia, en particular, la tasa de interés se ajusta a la pérdida de valor del colateral:

$$\frac{\partial r_\theta^*}{\partial \eta} = -(e_1 - e_0)A^* \left(\frac{\rho_Y}{l\rho_{rl}} \right) \Big|_{(r_\theta^*, l, \theta, Y)} \geq 0 \quad \forall \theta.$$

Este resultado se sigue de derivar la ecuación (5) con respecto a η y $IR(r_\theta^*) = 0$. Intuitivamente, se captura un efecto de sustitución entre la tasa de interés y el valor del colateral. Así, un incremento en la sensibilidad de los agentes a la

información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio, el cual reduce el valor del colateral, implica que para todos los tipos, la tasa de interés será más alta. Este efecto emana de la creencia de que los factores afectando la capacidad de pago perdurarán en el corto plazo, lo cual se refleja en un mayor costo del endeudamiento.

En conclusión, con información simétrica ninguna de las partes puede explotar la incorporación de nueva información pública, lo cual conlleva a un ajuste en los contratos que se corresponde con la capacidad de pago de las empresas, pero no incrementa las rentas informacionales que los prestatarios transfieren a los prestamistas, y, por tanto, no reduce el nivel de inversión.

2.3. Equilibrio descentralizado: Información asimétrica

En un contexto de información asimétrica, los prestamistas desconocen la calidad de los activos, por lo tanto, existe un contrato de deuda para todas las empresas a la tasa de interés r_D , la cual satisface la condición de beneficio esperado cero, definida a partir de las rentas informacionales promedio, que han sido transferidas de los prestatarios a los prestamistas:

$$\int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} [\rho(r_D l, \theta, Y) - l] \frac{g(\theta)}{G(\hat{\theta})} d\theta = 0. \quad (7)$$

Donde $G(\hat{\theta})$ es la proporción de empresas con activos de calidad inferior a $\hat{\theta}$; es decir, representa las creencias bayesianas de los prestamistas acerca de la solvencia de los prestatarios,¹⁵ que se formaron usando la información revelada en el mercado al aceptar un contrato diseñado para $\hat{\theta}$, en el cual los beneficios esperados de invertir compensan las rentas informacionales que este transfiere a los prestamistas:

$$E[v] - x = \rho(r_D l, \hat{\theta}, Y) - l. \quad (8)$$

Proposición 3. En un contexto de información asimétrica y bajo HRD, la fracción $G(\hat{\theta})$ de las empresas invierte: las empresas con activos de calidad $\theta < \hat{\theta}$ mimetizan $\hat{\theta}$ e invierten a la tasa r_D .

¹⁵ Usando la condición (8) y el hecho de que el repago esperado es no decreciente en θ se tiene: $P(i = 1 | \theta \leq \hat{\theta}) = 1$ y $P(i = 1) = P(\theta \leq \hat{\theta}) = G(\hat{\theta})$. Por tanto, $G(\theta | 1) = \frac{P(i=1 | \theta \leq \hat{\theta}) G(\theta)}{P(i=1)} = \frac{G(\theta)}{G(\hat{\theta})}$.

Bajo *HRD*, $\rho(r_D l, \theta', Y) - l > E[v] - x$ para $\theta' \in (\hat{\theta}, \bar{\theta}]$, las empresas con activos de mejor calidad no invierten, porque enfrentan una tasa de interés demasiado alta, respecto de las rentas informacionales que están dispuestas a transferir a los prestamistas. De otro lado, bajo *HRD*, $\rho(r_D l, \theta, Y) - l \leq E[v] - x$ para $\theta \in [\bar{\theta}, \hat{\theta}]$. Así, bajo la condición de inversión (6), la proporción de empresas $G(\hat{\theta})$ invierte con la pérdida económica asociada a la proporción de empresas que no invierten $1 - G(\hat{\theta})$.

En el caso de información simétrica, las rentas informacionales son nulas y el nivel de inversión no cambia, aunque la tasa de interés aumente, esta ajusta los costos del crédito a la información pública que se incorpora (proposición 2). Sin embargo, en el contexto de información asimétrica, en los equilibrios definidos por la proposición 3, un cambio en el peso que los agentes otorgan a la tendencia del tipo de cambio (η) afecta al tipo marginal, porque la combinación de selección adversa y expectativas cambiarias implica cambios en las rentas informacionales, transferidas de los prestatarios a los prestamistas. Para analizar esta situación, sea:

$$\left. \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right|_{(r_D l, \theta, Y)} \equiv -(e_1 - e_0) A^* \left. \frac{\rho_Y}{l \rho_{rl}} \right|_{(r_D l, \theta, Y)}. \quad (9)$$

La variación en la tasa de interés de equilibrio r_D es tal, que $IR = \overline{IR}$ para $\theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}]$.¹⁶ Si los prestamistas no pueden explotar la información pública, generada por sus percepciones de que la tendencia continuará en el corto plazo, la tasa de interés se ajusta según (9) y la fracción de empresas invirtiendo no cambiaría, como ocurre en el caso de información simétrica (proposición 2). Por el contrario, si los agentes pueden explotar dicha información pública, la variación en la prima informacional cargada sobre la tasa de interés y pagada por los agentes al mimetizar $\hat{\theta}$, está dada por:

$$[\partial r_D / \partial \eta - \partial r_D^* / \partial \eta] |_{(r_D l, \theta, Y)},$$

donde $\partial r_D / \partial \eta$ representa la variación observada en equilibrio con información asimétrica. Con estos ingredientes, sea:

¹⁶ $0 < \overline{IR} < E[v] - x$.

$$CM^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l, \theta, Y) \equiv \gamma^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l) \left[\frac{\partial r_D}{\partial \eta} - \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right]_{(r_D l, \theta, Y)} \theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}],$$

el costo marginal relativo para el prestatario, de incrementar el repago en $[\partial r_D / \partial \eta - \partial r_D^* / \partial \eta]_{(r_D l, \theta, Y)}$ al tipo $\hat{\theta}$ vis-à-vis $\theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}]$; es decir, el costo informacional pagado en el margen, por mimetizar $\hat{\theta}$. Bajo HRD, los tipos con menor solvencia a $\hat{\theta}$ amortiguan el efecto de la variación en la prima informacional, porque $\gamma^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l) < 1$ y $\partial \gamma^{\theta, \hat{\theta}} / \partial \theta \geq 0$; en otros términos, los tipos mimetizando $\hat{\theta}$ solo incurren en una fracción de la variación en la prima informacional. Si $\partial r_D / \partial \eta > \partial r_D^* / \partial \eta$, los prestamistas explotan la información pública asociada a la tendencia del tipo de cambio, incrementado las primas informacionales que los prestatarios deben transferir y, por ende, también el costo informacional del endeudamiento.

Proposición 4. En un contexto de información asimétrica, si una apreciación tiene lugar ($e_1 < e_0$), y $CM^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l, \theta, Y) \geq 0 \quad \forall \theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}]$, entonces un incremento en η reduce la fracción de empresas invirtiendo en $g(\hat{\theta})[\partial \hat{\theta} / \partial \eta]$; donde la reducción en el tipo marginal es proporcional al costo informacional promedio que, en el margen, los tipos $\theta < \hat{\theta}$ pagan por mimetizar $\hat{\theta}$:

$$\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} = - \frac{[1 - F(r_D l | \hat{\theta}, Y)] l}{IR(\hat{\theta}) g(\hat{\theta})} \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} CM^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l, \theta, Y) g(\theta) d\theta.$$

Como $g(\theta) \geq 0$, la condición suficiente para que $\partial \hat{\theta} / \partial \eta \leq 0$ es $CM^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l, \theta, Y) \geq 0 \quad \forall \theta \in [\underline{\theta}, \hat{\theta}]$.¹⁷ Intuitivamente, los tipos más bajos mimetizando $\hat{\theta}$ están dispuestos a pagar un sobrecosto del endeudamiento, lo cual permite a los prestamistas explotar la información pública incrementando la prima informacional cargada a la tasa de interés, e induce a que el tipo marginal que se invierte sea más bajo. Fishman y Parker (2012) encuentran resultados similares cuando varía el grado de sofisticación de los agentes en el mercado de crédito.

En síntesis, la incorporación de información pública generada por la tendencia del tipo de cambio exacerba los problemas asociados a la selección adversa, y crea o amplía el espacio para la intervención.¹⁸ En otros términos,

¹⁷ El apéndice obtiene la expresión para $\partial \hat{\theta} / \partial \eta$.

¹⁸ Nótese que la información pública afecta de la misma forma a todos los agentes, porque en el mercado de crédito, todos los activos de las empresas están evaluados en moneda extranjera. En este caso, la composición del portafolio es información privada, lo cual hace posible que las empresas posean activos denominados en las dos monedas. En otras

una mayor sensibilidad de los agentes a la información pública, evidenciada en una profundización de sus percepciones de que la tendencia del tipo de cambio continuará en el corto plazo, afecta la capacidad de pago esperada de las empresas. Como las empresas, mimetizando otras con mejor solvencia, están dispuestas a pagar una prima informacional, cargada a la tasa de interés, la liquidez que se inyecta a la economía cae, con lo que disminuye el nivel de inversión.

3. Intervención: crédito directo

Esta sección explora las características de un programa de crédito directo, que permite al gobierno implementar su objetivo de inversión, usando como instrumento la tasa de interés. La subsección 3.1 establece las características de este programa (proposición 5) usando las condiciones de racionalidad individual y compatibilidad de incentivos. Como las opciones de las empresas que no participan en el programa dependen del mecanismo diseñado, y se permite participación aleatoria, es posible capturar los efectos distorsionantes que afectan a todos los tipos invirtiendo. Con estos ingredientes, la subsección 3.2 analiza el mecanismo, en términos de la incorporación de información pública y asociada a las señales generadas por la tendencia del tipo de cambio, en este caso, el gobierno reacciona a dicha información estabilizando la variación de la tasa de interés, mediante ajustes en el tamaño del programa (proposición 6), es decir, ajustando el tamaño de la franja competitiva.

3.1. Racionalidad individual y compatibilidad de incentivos

En esta subsección, el gobierno fija exógenamente un objetivo para la fracción de empresas que invierten, y diseña un programa que implementa dicha fracción. Así, a través de la condición de racionalidad individual se define el conjunto de tipos invirtiendo, y se muestra que el conjunto de tipos que participan del programa es un subconjunto de este.

El gobierno ofrece un programa de crédito, $\wp_{\theta^T} = \{l, \mu_g(y)\}$ es decir, un contrato diseñado para el tipo θ^T fijado exógenamente, $\theta^T > \hat{\theta}_D$, con la tasa de interés asociada r^T , donde $\hat{\theta}_D$ es el tipo marginal más alto entre los equilibrios sin intervención a la tasa r_D , l es el monto prestado y el plan de repago $\mu_g(y) = \min \{y, r^T l\}$, los cuales satisfacen:

palabras, el efecto diferencial en la calidad de los activos generado por distintas composiciones del portafolio de las empresas, es capturado por θ .

$$E[v] - x = \rho(r^T l, \theta^T, Y) - l. \quad (10)$$

Esta ecuación es análoga a la ecuación (8). Y fija las rentas informacionales que θ^T transfiere a los prestamistas. El gobierno permite la participación aleatoria en el programa; en otras palabras, el programa es de libre concurrencia, rasgo característico de las intervenciones gubernamentales como las ventanillas de descuento (Tirole 2012). Sea $p(\theta) \in [0,1]$ la probabilidad de que un tipo $\theta \in [\underline{\theta} - \theta^T]$ participe en el programa, entonces la tasa de interés r^T determina la calidad media de las empresas invirtiendo y participando en el programa, a través de la condición de beneficio cero para el mercado privado:

$$\int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} \frac{[\rho(\theta, r^T l, Y) - l](1 - p(\theta))g(\theta)}{G(\theta^T) - \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} p(s)g(s)ds} d\theta = 0 \quad (11)$$

Esta ecuación es análoga a (7), al garantizar la condición de beneficios cero, se activa la franja competitiva, el gobierno compite con sus recursos con los privados y garantiza competencia entre los privados, con lo que se reducen las rentas que estos pueden explotar y, por tanto, el gobierno minimiza la magnitud de las rentas que transfiere a las firmas (Philippon y Skreta 2012, 15).

Las firmas deben elegir si invierten ($i=1$): usando recursos del gobierno ($\wp$) o de prestamistas privados (O), dado su tipo privadamente conocido; $i : \Theta \times \{\wp \cup O\} \rightarrow \{0,1\}$. La decisión de participar es observada en el mercado, y con base en esta información, las firmas reciben una oferta $\{l, \mu(y)\}$. Sea $\Theta_{\wp} \equiv \Theta_{\wp,1} \cup \Theta_{\wp,0}$ el conjunto de tipos que participan, donde $\Theta_{\wp,1}$ denota las empresas que participan e invierten, y $\Theta_{\wp,0}$ aquellas que participan y no invierten. Análogamente, para las no participantes $\Theta_0 \equiv \Theta_{0,1} \cup \Theta_{0,0}$. Con esta notación, se tiene:

Proposición 5: En un contexto de información asimétrica, bajo HRD, el programa del gobierno $\wp_{\theta^T} = \{l, \mu(y)\}$, es tal que:

- i. El conjunto de tipos que no invierten y no acceden al crédito es $\Theta_{0,0} = (\theta^T, \bar{\theta}]$;
- ii. El conjunto de tipos que participan del programa está contenido en el conjunto de tipos que invierte: $\Theta_{\wp} = \Theta_{\wp,1} \subset [\underline{\theta}, \theta^T]$.

Esta proposición reproduce los resultados de Philippon y Skreta (2012), y el apéndice presenta su prueba. El gobierno diseña un programa de tamaño $\int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} p(s)g(s)ds$, e induce a que la fracción $G(\theta^T)$ de las empresas, invierta. En este sentido, r^T es lo suficientemente baja, para incrementar el nivel de inversión, pero lo suficientemente alta, para que un segmento del crédito se satisfaga por los prestamistas privados. Para ver este resultado, nótese que las creencias bayesianas de los prestamistas privados, acerca de la calidad de las empresas solicitando préstamos, se incorporan en (11) a través del término $G(\theta^T) - \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} p(s)g(s)ds$, esto es así con la proporción de empresas que mimetizan θ^T , pero poseen una solvencia promedio superior a aquellas que participan en el programa. El inverso de este término en (11) captura el costo de estigma de participar en el programa del gobierno, porque los prestatarios revelan información, en el mercado, al no participar en el programa y tomar créditos de prestamistas privados, que estabiliza el tamaño del programa.¹⁹

En un modelo de equilibrio general, después de minimizar el costo del programa, se encuentra el nivel óptimo de inversión asociado a θ^T . En su lugar, siguiendo a Philippon y Skreta (2012), el modelo aquí planteado caracteriza una intervención que alcanza un costo esperado mínimo:

$$\Psi^*(r^T) = \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} [l - p(\theta, r^T l, Y)]g(\theta)d\theta,$$

el cual implementa el nivel de inversión asociado a θ^T . Este resultado es independiente: $p(\theta)$, porque para todas las realizaciones del ingreso no existen diferencias entre los repagos dentro o fuera del programa; por lo tanto, el costo esperado del programa se corresponde con las rentas informacionales que los agentes reciben al mimetizar θ^T .²⁰

¹⁹ Esta noción de estigma es limitada, dado que no existen rondas adicionales de renegociación de los créditos existentes o de solicitud de nuevos créditos. Para ver las implicaciones del costo de estigma en un contexto intertemporal, donde los prestatarios son países o empresas, ver: Bulow y Rogoff (1989), Peristiani (1998), Corbett y Mitchell (2000), Mitchell (2001) y Arregui (2010).

²⁰ Con esta definición del costo del programa, y siguiendo el argumento de Tirole (2012) sobre la existencia de un costo sombra exógeno (λ) para los recursos del gobierno, el beneficio del programa puede escribirse como: $\pi^*(r^T, \theta^T) \equiv \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} (E[v] - x)g(\theta)d\theta - \Psi^*(r^T)$. Aunque, a fin de garantizar que el programa no induce pérdidas sociales, existe una cota estimable para este costo sombra $\lambda \leq \left\{ \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} (E[v] - x)g(\theta)d\theta \right\} / \Psi^*(r^T)$, es necesario determinar cómo se mide λ , para establecer si la cota se satisface y el gobierno

El tipo marginal actúa sin ayuda del gobierno; dado que θ^T invierte a la tasa r^T , la cual define el esquema aleatorio de participación que satisface (11) y, cualquier incremento en la tasa de interés lo sacaría del mercado de crédito, es decir θ^T , revela su verdadero tipo. Lo anterior implica que existe un umbral de participación $\theta^p < \theta^T$, tal que:

$$p(\theta) \in [0,1] \text{ para } [\underline{\theta}, \theta^p], p(\theta^p) \neq 0 \text{ y } p(\theta) = 0_{\theta > \theta^p}, \quad (12)$$

este umbral se define endógenamente por la ecuación (11), es decir, por el costo de estigma que acarrea revelar información al participar en el programa; por lo tanto, toda muestra en el intervalo $(\theta^p, \theta^T]$ satisface la condición de beneficios cero en el mercado privado, ello significa que las empresas, en este intervalo, están dispuestas a transferir las rentas informacionales a los prestamistas, tales que el monto prestado es igual al repago esperado para las empresas con solvencia promedio superior a aquellas dentro del programa. Adicionalmente, θ^p implica que el gobierno se queda con los activos en promedio más tóxicos como aval y, por tanto, el programa es costoso. Como todas las empresas que participan invierten, la condición de compatibilidad de incentivos puede escribirse de la siguiente forma:

$$(CI) \text{ para } \theta \in \Theta_{\emptyset,1}, V(\theta, \theta, 1) \geq \max\{V(\theta, \theta', 0), \tilde{V}(\theta, r^T)\}, \text{ para } \theta' \in [\underline{\theta}, \theta^p].$$

A diferencia del modelo de Philippon y Skreta (2012), al introducir estos rasgos se explotan las condiciones de compatibilidad de incentivos, en términos de la incorporación de información pública, dado que el umbral de participación responde endógenamente al proceso de muestreo, usado por los prestamistas para evaluar la calidad media del colateral ofrecido por las empresas e incorporar información pública en sus creencias bayesianas.

3.2. Ajuste del mecanismo a señales del tipo de cambio

La proposición 4 muestra que empresas con activos de cierta calidad pueden salir del mercado de crédito, porque su capacidad de pago puede verse afectada como resultado de la incorporación de información pública, asociada a la tendencia del tipo de cambio. En el caso de una apreciación ($e_1 < e_0$), la capacidad de pago esperada se reduce, los prestamistas pueden explotar la

interviene. Esta discusión se deja abierta en este artículo, resta anotar que si el costo sombra es menor o igual a uno, el gobierno siempre interviene.

información pública al incorporar señales captadas por las expectativas cambiarias, es decir, cargan una prima informacional sobre la tasa de interés, pagada por las empresas mimetizando a otras con mejor solvencia. En consecuencia, se reduce la liquidez que se inyecta a la economía, y cae la inversión.

Usando la información revelada por la decisión de acceder al mercado de crédito, existe un umbral de participación en el programa del gobierno, definido endógenamente por la condición de beneficios cero de los prestamistas. Como señalan Rochet y Stole (2002), al permitir la participación aleatoria en el programa, es posible incorporar opciones fuera del programa que son dependientes del mecanismo diseñado, ello implica que existen efectos distorsionantes que afectan tanto al tipo marginal (el “mejor” tipo θ^T) como a los tipos con activos de menor calidad. Intuitivamente, el umbral define el tamaño del programa, es decir, determina la disponibilidad de fondos que el gobierno anuncia, y con estos fondos compite con los privados. Como resultado de esta competencia, se alcanza una tasa de interés lo suficientemente baja como para incrementar el nivel de inversión, pero lo suficientemente alta para que un segmento del crédito se satisfaga por el mercado, lo cual deja al gobierno con el segmento de empresas con solvencia promedio más baja.

En este contexto, el espacio para la intervención del gobierno se amplía con θ^T exógeno, y con un programa de crédito directo, que incrementa los beneficios económicos que recibe por un mayor nivel de inversión; por ello, r^T y θ^p responden endógenamente a los choques en el sistema. En particular, responden a la información generada por la tendencia del tipo de cambio.

Proposición 6: En un contexto de información asimétrica, bajo HRD y DEP, si $e_1 < e_0$ y la franja competitiva está activa, el gobierno responde a un incremento en η aumentando la tasa de interés y ajustando el umbral de participación en el programa, en proporción al costo informacional promedio de mimetizar θ^T pagado, en el margen, por las empresas que invierten, pero no participan del programa. En particular:

$$\frac{\partial r^T}{\partial \eta} = -(e_1 - e_0) A^* \frac{\rho_Y}{l \rho_{rl}} \Big|_{(r^T, \theta^T, Y)} > 0,$$

$$\frac{\partial \theta^p}{\partial \eta} = \frac{[1 - F(r^T | \theta^T, Y)] l}{IR(\theta^p) P(\theta^p) g(\theta^p)} \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} (1 - p(\theta)) CM^{\theta, \theta^T}(r_D l, \theta, Y) g(\theta) d\theta.$$

La expresión para $\partial r^T / \partial \eta$ es análoga a (9), e indica que el gobierno reacciona a una mayor sensibilidad de los agentes a la información pública, generada por la tendencia cambiaria, lo que permite que la tasa de interés aumente en proporción a la pérdida de capacidad de pago esperada, la cual es implicada por la percepción de que esta tendencia continuará en el corto plazo. Este resultado se desprende del análisis de las proposiciones 2 y 4, ya que al fijar θ^T , el gobierno fija las rentas informacionales que la empresa con activos de esta calidad transfiere a los prestamistas, lo que mitiga el efecto distorsionante que sobre la tasa de interés tiene la incorporación de la información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio.

El programa del gobierno elimina las diferencias entre los planes de repago privado y público, activándose la franja competitiva; los tipos debajo del umbral de participación entran aleatoriamente al programa. Para el perfil aleatorio de participación $p(\theta)$, el tamaño del programa debe ajustarse a la condición de beneficios cero de los prestamistas privados, es decir, ajustarse a la solvencia promedio de las empresas que invierten y no participan del programa, con lo que se incorporan los efectos distorsionantes que afectan tanto al tipo marginal θ^T , como a los tipos con solvencia menor. Por esta razón, la variación en el umbral de participación es proporcional al costo informacional promedio de mimetizar θ^T pagado, en el margen, por las empresas que invierten pero no participan del programa. Así, la participación en el programa absorbe el efecto de la combinación de expectativas cambiarias y selección adversa.

Al incorporar la tendencia cambiaria en las expectativas y en los contratos de deuda, las empresas que no participaban en el programa, tienen incentivos para participar porque el gobierno estabiliza la variación en la prima informacional. Para tal fin, incrementa la proporción de empresas que participan en el programa, es decir, incrementa los fondos del programa en: $g(\theta^p)[\partial \theta^p / \partial \eta]$.²¹ Al participar en el programa, los agentes revelan información y, para cualquier umbral de participación, los prestamistas forman creencias sobre la calidad media de las empresas tomando muestras aleatorias, además imputan un costo de estigma, lo cual estabiliza el crecimiento del programa.

Con ello, en promedio, el mercado financia las empresas con activos de mejor calidad y el gobierno financia las operaciones de inversión de las empresas con activos más tóxicos. Para todas las empresas, la capacidad de pago es castigada por las expectativas de que la apreciación continúe en el

²¹ Ver Amato y Shin (2003), para discutir los efectos de la información pública versus privada en la política monetaria.

corto plazo, pero esta presión cambiaria sobre la tasa de interés se alivia por la intervención del gobierno.

Las intervenciones del gobierno son necesariamente costosas; toda vez que θ^T es exógena, el gobierno implícitamente resuelve el trade-off entre beneficios y costos, a favor de los beneficios de mantener el nivel de inversión y reducir la pérdida asociada a la selección adversa y al riesgo cambiario. Recordemos que bajo la ecuación (10) todos los tipos $\theta \leq \theta^T$ invierten, así al fijar $\theta^T > \hat{\theta}_D$, el gobierno incrementa el beneficio social en razón de los beneficios netos generados por los nuevos proyectos de inversión, por otro lado, la interacción entre crédito privado y público reduce las rentas informacionales que se pueden explotar en el mercado (ecuación 11), con lo que se minimiza el tamaño de las rentas que se transfieren a las firmas (Philippon y Skreta, 2012; 15).

4. Una versión numérica

Esta sección presenta una versión numérica del modelo, y sintetiza los resultados presentándolos de forma gráfica, lo cual permite desarrollar el modelo intuitivamente. Adicionalmente, una solución numérica permite evaluar las integrales dobles presentes en el análisis, las cuales para distribuciones “sencillas” no tienen una forma cerrada. A lo largo de esta sección, se asume que la función de densidad del ingreso condicional en θ y Y tiene la siguiente forma:

$$f(y|\theta, Y) = \frac{1+\theta}{Y^{1+\theta}} y^\theta, \quad (13)$$

donde $\theta \sim U[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$, la cual satisface *DEP* y *HRD*.²²

Suponiendo una tendencia de apreciación $e_1 < e_0$, la gráfica 1 compara una situación donde los agentes son sensibles a la información generada por la tendencia ($\eta > 0$), con una donde, en ausencia de variación en los fundamentales, el tipo de cambio no debería variar ($\eta = 0$), y muestra las distintas combinaciones de (r, θ) que satisfacen las condiciones (7) y (8), las cuales bajo (13) son:

²² $h(\theta) = \frac{(1+\theta)y^\theta}{Y^{1+\theta}-y^{1+\theta}}$ derivando: $\frac{\partial h}{\partial \theta} = -y^\theta Y^{1+\theta} \frac{\ln(\frac{y}{Y})^{1+\theta} + (\frac{y}{Y})^{1+\theta} - 1}{(Y^{1+\theta} - y^{1+\theta})^2} < 0$, dado que $(e^{\frac{y}{Y}})^{1+\theta} / (\frac{y}{Y})^{1+\theta} > e$. Note que $y < Y$, $\min \frac{e^z}{z} = e$ en R_+ , y *argmin* es $z = 1$.

$$l = r_D l + \frac{Y}{(\hat{\theta} - \underline{\theta})} \{E_i(-[2 + \hat{\theta}] \ln \left[\frac{Y}{r_D l} \right]) - E_i(-[2 + \underline{\theta}] \ln \left[\frac{Y}{r_D l} \right])\} \quad (14)$$

(Beneficio cero: $B0$).²³

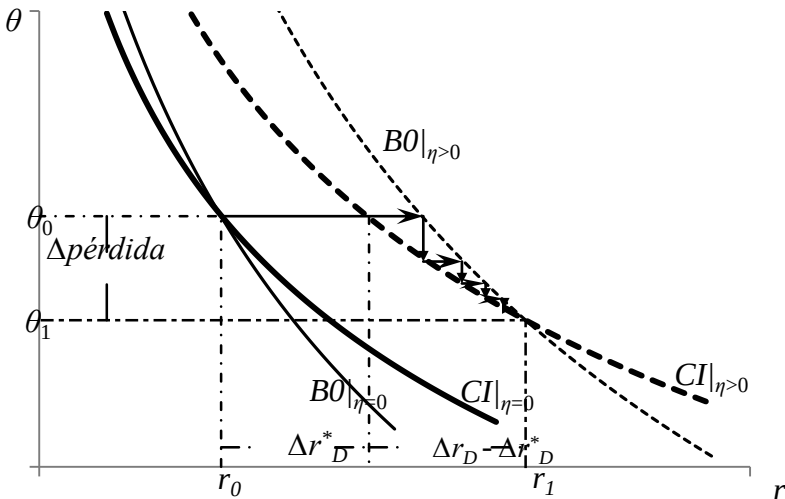
$$E[v] - x = \left(1 - \frac{1}{(2 + \hat{\theta})} \left(\frac{r_D l}{Y} \right)^{1 + \hat{\theta}} \right) r_D l - l \quad (15)$$

(Condición de inversión: CI).

La gráfica 1 presenta un ejercicio de estática comparativa e ilustra los resultados de la proposición 4. En el equilibrio asociado al par (r_0, θ_0) , los agentes no son sensibles a la información generada por la tendencia del tipo de cambio ($\eta = 0$), y tiene lugar una pérdida de eficiencia inducida por la selección adversa, medida por la fracción $1 - G(\theta_0)$ de empresas que no invierten a la tasa r_0 .

Gráfica 1

Sensibilidad del equilibrio sin intervención al ajuste cambiario



Fuente: Cálculos de autor; $\theta \in [0,1]$, ecuaciones (14) y (15).

Una vez que se permite a los agentes que reaccionen a la información pública, generada por la tendencia cambiaria ($\eta > 0$), se captura el efecto de

²³ $E_i(x) = -\int_{-x}^{\infty} \frac{e^{-t}}{t} dt$ es la función integral exponencial.

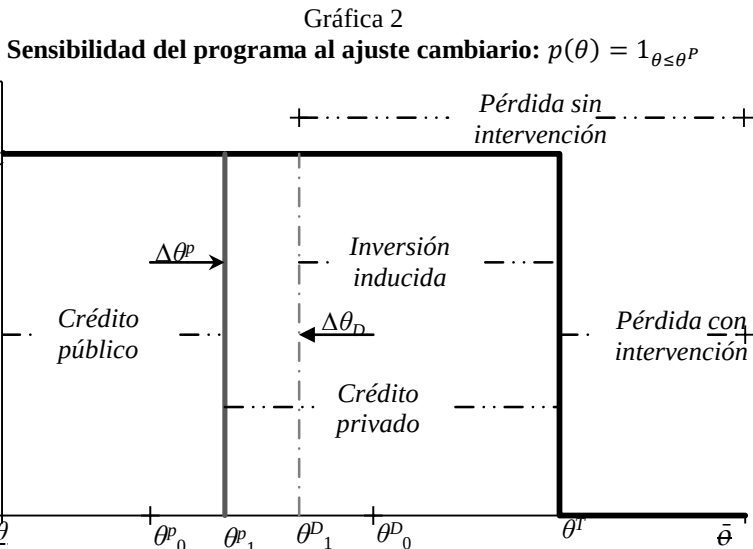
una señal pública que erosiona el valor del colateral. Como en el caso de información simétrica, si la tasa de interés se incrementara en Δr_D^* la inversión no caería (ecuación 9 y proposición 2), es decir, si los agentes no pudiesen explotar la información pública, generada por una apreciación, la tasa de interés variaría acorde con la pérdida de capacidad de pago, lo que implica que las percepciones sobre la tendencia del tipo de cambio se sostendrá en el corto plazo. Sin embargo, al revelar información en el mercado, los prestamistas saben que un incremento de Δr_D^* en la tasa de interés está asociado a tipos de menor calidad, quienes al mimetizar agentes con mejores activos están dispuestos a pagar una prima informacional sobre la tasa de interés ($\Delta r_D - \Delta r_D^*$). En el equilibrio, este fenómeno induce a que el tipo marginal invirtiendo caiga en proporción al costo informacional promedio que, en el margen, los agentes, con activos relativamente más tóxicos, pagan por mimetizar a aquellos con activos de mejor calidad (proposición 4). En la gráfica 1, esta historia es representada por las flechas.

En el corto plazo, y como resultado de la combinación de información asimétrica y expectativas cambiarias, oleadas de agentes que siguen las percepciones de que la tendencia continuará, afectan la capacidad de pago de las empresas. Los prestamistas pueden explotar la información pública, porque las empresas que minimizan activos de mejor calidad, están dispuestas a pagar una prima informacional cargada sobre la tasa de interés, lo cual reduce la liquidez que se inyecta a la economía y mengua los niveles de inversión. Este efecto es medido por un incremento en la fracción de empresas que no invierten en $G(\theta_0) - G(\theta_1)$. En consecuencia, la sensibilidad de los agentes a la información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio, exacerba el efecto asociado a selección adversa y amplifica el espacio para la intervención.

En términos de las repuestas de política, la gráfica 1 muestra que si la tasa de interés varía acorde con Δr_D^* , se evita que la inversión se contraiga, por efecto de la traducción del valor en libros de los activos; para lograr este objetivo, el gobierno debe desplazar la condición de beneficio cero a la izquierda, es decir, garantizar que algunos prestatarios con tipos inferiores a θ_1 reciban crédito privado a una tasa de interés más baja. Esta gráfica también muestra que la sobre-reacción de la tasa de interés está asociada a la mimetización de empresas con mejor solvencia, efecto que en términos del diseño del programa debe anularse. En este sentido, el gobierno fija las rentas informacionales pagadas por el tipo marginal θ_0 , el cual invertiría sin ayuda del gobierno, al igual que los tipos similares a este. Como no existen diferencias en los planes de repago privado y público, los prestatarios debajo de cierto umbral participan aleatoriamente, así, el desplazamiento de la curva de beneficio se logra anunciando el tamaño del programa que garantiza que los prestamistas privados obtienen un beneficio esperado cero (ecuación 11),

y que se ajusta proporcionalmente al costo informacional promedio de mimetizar tipos con mejor solvencia, pagado, en el margen, por las empresas que invierten, pero no participan del programa (proposición 6).

Como muestra la gráfica 2, al incorporar la sensibilidad de los agentes a la tendencia cambiaria, el gobierno reacciona incrementando el tamaño del programa, es decir, incrementando las rentas que transfiere a los prestatarios. La fracción de empresas financiadas por el gobierno se incrementa en $G(\theta_1^p) - G(\theta_0^p)$, estas empresas sustituyen crédito privado por público, lo cual garantiza que la tasa de interés se ajusta a las variaciones en la capacidad de pago de los agentes y elimina la prima informacional pagada por el tipo θ^T . Ahora bien, al participar en el programa, los agentes revelan información, para cualquier umbral de participación, los prestamistas forman creencias sobre la calidad media de las empresas, tomando muestras aleatorias, e imputan un costo de estigma, lo cual estabiliza el crecimiento del programa, y hace que la proporción de empresas $G(\theta^T) - G(\theta_1^p)$ se financie en el mercado.



Fuente: Cálculos del autor, proposición 6.

En síntesis, la gráfica 2 muestra que el gobierno mitiga la pérdida económica asociada a la selección adversa, pero no la elimina, toda vez que la proporción de empresas $1 - G(\theta^T)$ no invierten. Al incorporar la sensibilidad de los agentes a la información generada por la tendencia del tipo, la inversión en el equilibrio sin intervención se contraería; sin embargo, el gobierno evita este efecto amplificador incrementando el crédito público y

permitiendo que la tasa de interés se ajuste a los cambios en el valor del colateral.

Conclusiones

En este artículo se exploró la combinación de expectativas cambiarias y selección adversa. En el modelo planteado, los efectos de dicha combinación emanan de la capacidad de los prestamistas para explotar la incorporación de información pública en los contratos de deuda, en particular, las empresas que mimetizan otras con mejor solvencia transfieren rentas informacionales a los prestamistas, quienes al incorporar información pública, asociada a la tendencia del tipo de cambio, pueden cargar una prima informacional sobre la tasa de interés, lo cual reduce la liquidez inyectada al sistema y, por ende, la inversión. El gobierno puede menguar dichos efectos, aunque no elimina los efectos de selección adversa, a través de un programa de crédito directo, que estabiliza las variaciones de la tasa de interés y permite la respuesta endógena del umbral de participación en el programa. La naturaleza del programa de crédito directo es tal, que todas las empresas que poseen activos con una calidad por debajo de cierto umbral invierten, dado que la tasa de interés que fija el gobierno es lo suficientemente baja, pero lo suficientemente alta para que no todas las empresas entren al programa.

En un contexto donde los agentes forman expectativas cambiarias extrapolando la tendencia, y existe información asimétrica sobre la calidad de los activos que poseen las empresas, el gobierno enfrenta el trade-off entre el costo de la intervención y el objetivo de inversión θ^T . En la medida en que este incrementa el nivel de inversión, el beneficio social aumenta en razón del beneficio neto de los nuevos proyectos de inversión; sin embargo, en un contexto de información asimétrica, existen rentas informacionales que son pagadas por el gobierno, con recursos provenientes de los contribuyentes. En este artículo, la intervención alcanza un costo mínimo, porque el gobierno compite en el mercado de crédito reduciendo a las rentas informacionales que debe pagar a los privados. De otro lado, al incorporar información pública, generada por la tendencia del tipo de cambio, el costo del programa crece. En consecuencia, las opciones del gobierno son permitir que θ^T varíe, lo cual implica el costo asociado a la pérdida de inversión o controlar el peso que los agentes le otorgan a la tendencia.

Como sugieren Bauer y Herz (2003) y Jeanne y Rose (2000), ello puede lograrse incrementando las barreras a la entrada de los chartistas. La literatura también sugiere que la política puede dirigirse a cambiar las creencias de los agentes, apostando a que la tendencia continúe, a fin de desincentivar su entrada. De lo anterior, se deduce que el diseño de un mecanismo de crédito

directo debe acompañarse del control a la entrada de los chartistas, con lo cual se reducen los posibles efectos que el riesgo cambiario tiene sobre la tasa de interés y el costo de un programa de crédito directo. En ese sentido, una posible extensión al modelo aquí presentado, consiste en endogenizar la entrada de chartistas incluyendo su interacción con fundamentalistas en el mercado de bonos. De esta manera, en el mercado de bonos el equilibrio dependerá del peso relativo de cada tipo de agente, y de sus percepciones, acerca del rol de la tendencia o de los fundamentales en la determinación de la prima cambiaria. En un esquema de equilibrio general, la tasa de interés a la que se pacta el crédito afecta dicha prima, la pregunta que aquí emerge es: cuál es el canal de transmisión de dicho impacto y cómo este afecta al diseño de política y a la entrada de cada tipo de agente.

Apéndice

Propiedades de la función de repago esperado:

ii) Para ver que el repago esperado es no decreciente en Y ($\rho_Y \geq 0$), considere $Y > Y'$ y la diferencia en el repago esperado asociado a cada uno:

$$\rho(rl, \theta, Y) - \rho(rl, \theta, Y') = \int_0^{\infty} \mu'(y) [F(y|\theta, Y') - F(y|\theta, Y)] dy \geq 0.$$

Esta desigualdad es no negativa por *DEP* y dado que μ es una función no decreciente en Y .²⁴ Con ello, $\rho_Y \geq 0$.

iii) $\rho_\eta = -(e_1 - e_0)A^*\rho_Y \geq 0$, dado $\rho_Y \geq 0$ y $e_1 < e_0$; $\rho_\eta \leq 0$, si $e_1 > e_0$.

iv) Para mostrar esta propiedad primero se demuestra, que bajo *HRD*, se tiene: $F(y|\theta', Y) \geq F(y|\theta, Y)$ (Nachman y Noe 1994). Sean $y \in [0, Y]$ y $x \geq 0$, tales que $x + y \in [0, Y]$. Entonces:

$$\gamma^{\theta, \theta'}(y + x) - \gamma^{\theta, \theta'}(y) = \frac{1 - F(y + x|\theta', Y)}{1 - F(y + x|\theta, Y)} - \frac{1 - F(y|\theta', Y)}{1 - F(y|\theta, Y)} \leq 0, \quad \forall \theta > \theta'.$$

De donde:

$$[1 - F(y + x|\theta', Y)][1 - F(y|\theta, Y)] - [1 - F(y|\theta', Y)][1 - F(y + x|\theta, Y)] \leq 0.$$

Reordenando:

$$[1 - F(y|\theta', Y)][F(y + x|\theta, Y) - F(y|\theta, Y)] - [F(y + x|\theta', Y) - F(y|\theta', Y)][1 - F(y|\theta, Y)] \leq 0 \quad (A1).$$

²⁴ $\mu'(y)$ representa el cambio en el repago.

La probabilidad condicional de que el ingreso de un tipo θ sea menor o igual a $x + y$, dado que el ingreso es mayor a y , es:

$$F(x|\theta, Y, y) = (F(y + x|\theta, Y) - F(y|\theta, Y)) / (1 - F(y|\theta, Y)).$$

Así, (A1) puede reescribirse como: $F(x|\theta, Y, y) - F(x|\theta', Y, y) \leq 0$.

Por tanto, se satisface la condición de dominancia estocástica condicional:

$$F(x|\theta', Y, y) \geq F(x|\theta, Y, y).$$

Como $F(x|\theta, Y, 0) = F(x|\theta, Y)$ se satisface la condición de dominancia estocástica de primer orden: $F(y|\theta', Y) \geq F(y|\theta, Y)$.

Con ello: $\rho(r_l, \theta, Y) - \rho(r_l, \theta', Y) = \int_0^\infty \mu'(y) [F(y|\theta', Y) - F(y|\theta, Y)] dy \geq 0$.

De donde: $\rho_\theta \geq 0$.

Proposición 4, una expresión para $\partial \hat{\theta} / \partial \eta$:

Derivando ambos lados de (8) con respecto a η , se tiene:

$$0 = \frac{\partial \rho(r_D l, \hat{\theta}, Y)}{\partial r_l} \frac{\partial r_D}{\partial \eta} l + \frac{\partial \rho(r_D l, \hat{\theta}, Y)}{\partial \theta} \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} + \frac{\partial \rho(r_D l, \hat{\theta}, Y)}{\partial Y} (e_1 - e_0) A^*.$$

Reordenando, usando (9) y notación compacta:

$$\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} = - \frac{[1 - F(r_D l | \hat{\theta}, Y)] l}{\rho_{\hat{\theta}}} \left[\frac{\partial r_D}{\partial \eta} - \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right] \Bigg|_{(r_D l, \hat{\theta}, Y)} \quad (A2)$$

De (7) se tiene: $l G(\hat{\theta}) = \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} \rho(r_D l, \theta, Y) g(\theta) d\theta$.

Derivando ambos lados con respecto a η :

$$l g(\hat{\theta}) \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} = \rho(r_D l, \hat{\theta}, Y) g(\hat{\theta}) \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} + \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} \left\{ \frac{\partial \rho(r_D l, \theta, Y)}{\partial r_l} \frac{\partial r_D}{\partial \eta} l + \frac{\partial \rho(r_D l, \theta, Y)}{\partial Y} (e_1 - e_0) A^* \right\} g(\theta) d\theta.$$

Reordenando y por la definición de IR :

$$- IR(\hat{\theta}) g(\hat{\theta}) \frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} = \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} \left\{ \frac{\partial \rho(r_D l, \theta, Y)}{\partial r_l} \frac{\partial r_D}{\partial \eta} l + \frac{\partial \rho(r_D l, \theta, Y)}{\partial Y} (e_1 - e_0) A^* \right\} g(\theta) d\theta.$$

Usando $\rho_{r_l} = 1 - F(r_l | \theta, Y)$ y (9):

$$\left[\frac{\partial r_D}{\partial \eta} - \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right] \Bigg|_{(r_D l, \hat{\theta}, Y)} = \frac{\rho_{\hat{\theta}}}{IR(\hat{\theta}) g(\hat{\theta})} \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} \frac{1 - F(r_D l | \theta, Y)}{1 - F(r_D l | \hat{\theta}, Y)} \left[\frac{\partial r_D}{\partial \eta} - \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right] \Bigg|_{(r_D l, \theta, Y)} g(\theta) d\theta$$

Usando (4) y la definición de $CM^{\theta, \hat{\theta}}$:

$$\left[\frac{\partial r_D}{\partial \eta} - \frac{\partial r_D^*}{\partial \eta} \right]_{(r_D l, \hat{\theta}, Y)} = \frac{\rho_{\hat{\theta}}}{IR(\hat{\theta})g(\hat{\theta})} \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} CM(r_D l, \theta, Y) g(\theta) d\theta. \quad (A3)$$

Finalmente, reemplazando (A3) en (A2):

$$\frac{\partial \hat{\theta}}{\partial \eta} = - \frac{[1 - F(r_D l | \hat{\theta}, Y)] l}{IR(\hat{\theta})g(\hat{\theta})} \int_{\underline{\theta}}^{\hat{\theta}} CM^{\theta, \hat{\theta}}(r_D l, \theta, Y) g(\theta) d\theta.$$

Proposición 5

i) Por (10), (6) y HRD ($\rho_{\theta} \geq 0$), estas empresas son del tipo tal que $\theta > \theta^T$.

Empresas con tipo $\theta > \theta^T$ no invierten y no toman créditos

ii) Si una firma tipo θ elige un contrato diseñado para θ^T e invierte su pago esperado es:

$$V(\theta, \theta^T, 1) = \int_0^Y [y - \min\{y, r^T l\}] f(y | \theta, Y) dy.$$

Para las empresas mimetizando θ^T que no invierten el pago esperado es:

$$V(\theta, \theta^T, 0) = E[a | \theta, Y] + c_0 + l - \int_0^Y \min\{y, r^T l\} f(y | \theta, Y) dy.$$

usando el hecho de que los proyectos tienen un valor presente positivo y la definición de l , se tiene $V(\theta, \theta^T, 1) - V(\theta, \theta^T, 0) = E[v] - x > 0$ (Single Cross Property). Esto significa que para las empresas tipo $\theta < \theta^T$ es óptimo mimetizar θ^T e invertir.

Si las firmas no participan en el programa, estas deben decidir si invertir usando crédito privado o no invertir, así su pago esperado es:

$$\hat{V}(\theta, r^T, i) = E[a | \theta, Y] + \max\{c_0, E[v] - \rho(\theta, r^T l, Y)\} \quad i \in \{0, 1\}.$$

Las empresas que no participan en el programa, toman un crédito en el mercado privado, si y solo si el beneficio esperado de invertir supera el flujo de efectivo inicial ($E[v] - \rho(\theta, r^T l, Y) \geq c_0$). El pago esperado de las firmas que toman créditos privados e invierten es $\hat{V}(\theta, r^T, 1) = E[y | \theta, Y] - \rho(\theta, r^T l, Y)$, por (10), (6) y HRD ($\rho_{\theta} \geq 0$), estas empresas son del tipo tal que $\theta \leq \theta^T$. Así, $\Theta_{\varnothing} = \Theta_{\varnothing, 1} \subset [\underline{\theta}, \theta^T]$.

Proposición 6, una expresión para $\partial \theta^p / \partial \eta$

$$\text{Usando (11): } \left[G(\theta^T) - \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} p(s) g(s) ds \right] l = \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} \rho(\theta, r^T l, Y) (1 - p(\theta)) g(\theta) d\theta,$$

como

$$p(\theta) = 0_{\theta > \theta^p} : \left[G(\theta^T) - \int_{\underline{\theta}}^{\theta^p} p(s)g(s)ds \right] l = \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} \rho(\theta, r^T l, Y) (1 - p(\theta))g(\theta)d\theta.$$

Diferenciando ambos lados de la ecuación con respecto a η :

$$-p(\theta^p)g(\theta^p)\frac{\partial \theta^p}{\partial \eta} l = -\rho(\theta^p, r^T l, Y)p(\theta^p)g(\theta^p)\frac{\partial \theta^p}{\partial \eta} + \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} \left\{ \frac{\partial \rho(r^T l, \theta, Y)}{\partial r l} \frac{\partial r^T}{\partial \eta} l + \frac{\partial \rho(r^T l, \theta, Y)}{\partial Y} (e_1 - e_0) A^* \right\} (1 - p(\theta))g(\theta)d\theta.$$

Usando $\rho_{rl} = 1 - F(r l | \theta, Y)$ y reordenando:

$$\frac{\partial \theta^p}{\partial \eta} = \frac{1 - F(r^T l | \theta^T, Y)}{[\rho(\theta^p, r^T l, Y) - l]p(\theta^p)g(\theta^p)} \int_{\underline{\theta}}^{\theta^T} \frac{1 - F(r^T l | \theta, Y)}{1 - F(r^T l | \theta^T, Y)} \left\{ \frac{\partial r^T}{\partial \eta} + \frac{\frac{\partial \rho(r^T l, \theta, Y)}{\partial Y}}{\frac{\partial \rho(r^T l, \theta, Y)}{\partial r l}} (e_1 - e_0) A^* \right\} [1 - p(\theta)]g(\theta)d\theta.$$

Referencias

- Aghion, P., Bolton, P. y Fries, S. (1999). "Optimal Design of Bank Bailouts: The Case of Transition Economies". *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 155(1), 51–70.
- Aghion, P., Bolton, P. y Tirole, J. (2004). "Exit Options in Corporate Finance: Liquidity versus Incentives". *Review of Finance*, 8(3), 327–53.
- Akerlof, G. A. (1970). "The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism". *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
- Allen, F. y Carletti, E. (2008). "The Role of Liquidity in Financial Crises". *Paper presented at Federal Reserve of Kansas City Economic Policy Symposium: Maintaining Stability in a Changing Financial System*. Jackson Hole, WY.
- Allen, H. y Taylor, M. P. (1990). "Charts, noise and fundamentals in the London foreign exchange market". *Economic Journal*, 100(supplement), 49–59.
- _____. (1992). "The use of technical analysis in the foreign exchange market". *Journal of International Money and Finance*, 11(3), 304–314.
- Amato, J. y Shin H. S. (2003). "Public and private information in monetary policy models". *BIS Working Papers No. 138*.
- Arregui, N. (2010). "Signaling Concerns, Discount Window Borrowing and Competing Liquidity Facilities". *MIT Working Paper 5785*.
- Bauer, C. y Herz, B. (2003). "Noise traders and the volatility of exchange rates". *Univ. Rechts-und Wirtschaftswiss. Fak.*

- Bullow, J. y Rogoff, K. (1989). "Sovereign Debt: Is to Forgive to Forget?". *The American Economic Review*, 79(1), 43-50.
- Calomiris, C. W. y Gorton, G. (1991). "The origins of banking panics: models, facts, and bank regulation". En Hubbard, G. (Ed.), *Financial markets and financial crises* (109-174). University of Chicago Press.
- Chari, V. V. (1989). "Banking without Deposit Insurance or Bank Panics: Lessons from a Model of the U.S. National Banking System". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 13(3), 3-19.
- Corbett, J. y Mitchell, J. (2000). "Banking Crises and Bank Rescues: The Effect of Reputation". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32(3), 474-512.
- De Grauwe, P. y Grimaldi, M. (2006). *The Exchange Rate in a Behavioral Finance Framework*. New Jersey, US: Princeton University Press.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. y Waldmann, R. (1990). "Noise Trader Risk in Financial Markets". *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- DeMarzo, P. y Duffie, D. (1999). "A Liquidity-Based Model of Security Design". *Econometrica*, 67(1), 65-99.
- Diamond, D. W. y Dybvig, P. H. (1983). "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity". *Journal of Political Economy*, 91(3), 401-19.
- Diamond, D. W. y Rajan R. G. (2005). "Liquidity Shortages and Banking Crises". *Journal of Finance*, 60(2), 615-47.
- Duffie, D. (2010). "The Failure Mechanics of Dealer Banks". *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 51-72.
- Evans, M. y Lyons, R. (2002). "Order Flow and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 110(1), 170-180.
- Faure-Grimaud, A. y Gromb, D. (2004). "Public Trading and Private Incentives". *Review of Financial Studies*, 17(4), 985-1014.
- Fishman, M. J. y Parker, J. A. (2012). "Valuation, Adverse Selection, and Market Collapses". *NBER Working Paper No. 18358*.
- Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1986). "Understanding the US dollar in the eighties: the expectations of chartists and fundamentalists". *Economic Record*, 62(supplement), 24-38.
- _____. (1988). "Chartists, fundamentalists and the demand for dollars". *NBER Reprint 1655*, 73-126.

- _____. (1990). "Chartists, fundamentalists, and trading in the foreign exchange market". *The American Economic Review*, 80(2), 181-185.
- Goyal, A. (2006). "Exchange Rate Regimes: Middling Through". *Global Economic Review: Perspectives on East Asian Economies and Industries*, 35(2), 153-175.
- Gorton, G. (2009). "Information, Liquidity, and the (Ongoing) Panic of 2007". *NBER Working Paper No. 14649*.
- Hau, H. (1998). "Competitive Entry and Endogenous Risk in the Foreign Exchange Market". *Review of Financial Studies*, 11, 757-788.
- Heider, F., Hoerova, M. y Holthausen, C. (2008). "Liquidity Hoarding and Interbank Market Spreads: The Role of Counterparty Risk". *European Central Bank, Working Paper 1126*.
- Jeanne, O. y Rose, A. K. (2002). "Noise Trading and Exchange Rate Regimes". *Quarterly Journal of Economics*, 117(2): 537-569.
- Jegadeesh, N. y Titman, S. (2001). "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations". *The Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- Jongen, R., Verschoor, W. F. C. y Wolff, C. C. P. (2008). "Foreign Exchange Rate Expectations: Survey and Synthesis". *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 140-165.
- Jorion, P. (1990). "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals". *The Journal of Business*, 63(3), 331-345.
- Kilian, L. y Taylor, M. (2001). "Why is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?". *Gerald R. Ford School of Public Policy Working Paper r 464*.
- Levy, R. (1966). "Conceptual Foundations of Technical Analysis". *Financial Analysts Journal*, 22(4), 83-89.
- Landier, A. y Ueda, K. (2009). "The Economics of Bank Restructuring: Understanding the Options". *International Monetary Fund, Staff Position Note 09/12*, 1-39.
- Mankiw, G. (1986). "The allocation of credit and Financial Collapse." *Quarterly Journal of Economics*, 101, 455-470.
- Mitchell, J. (2001). "Bad Debts and the Cleaning of Banks' Balance Sheets: An Application to Transition Economies". *Journal of Financial Intermediation*, 10(1), 1-27.

- Minelli, E. y Modica, S. (2009). "Credit Market Failures and Policy". *Journal of PublicEconomic Theory*, 11(3), 363–82.
- Mishkin, F. S. (1991). Asymmetric information and financial crises: a historical perspective. *NBER Working Paper No. 3400*.
- Myers, S. C. y Majluf, N. S. (1984). "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have". *Journal of financial economics*, 13, 187–221.
- Nachman, D. C. y Noe, T. H. (1994). "Optimal Design of Securities under Asymmetric Information". *Review of Financial Studies*, 7(1), 1–44.
- Papaioannou, M. (2006). "Exchange Rate Risk Measurement and Management: Issues and Approaches for Firms". *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2, 129–146.
- Peristiani, S. (1998). "The Growing Reluctance to Borrow at the Discount Window: An Empirical Investigation". *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 611–20.
- Philippon, T. (2010). "Debt Overhang and Recapitalization in Closed and Open Economies". *IMF Economic Review*, 58(1), 157–178.
- Philippon, T. y Skreta, V. (2012). "Optimal Interventions in Markets with Adverse Selection". *American Economic Review*, 102 (1), 1–28.
- Philippon, T. y Schnabl, P. (2009). "Efficient Recapitalization". *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 14929*.
- Rochet, J. y Stole, L. (2002). "Nonlinear Pricing with Random Participation". *Review of Economic Studies*, 69, 277–311.
- Stiglitz, J. y Weiss, A. (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *American Economic Review*, 71(3), 393–410.
- The Economist Newspaper (2012). "*International trade: Boxed in Global trade has turned down sharply this year. The outlook is pretty bleak, too.*" September 8. Disponible en: <http://www.economist.com/node/21562221>
- Tirole, J. (2012). "Overcoming Adverse Selection: How Public Intervention Can Restore Market Functioning". *American Economic Review*, 102 (1), 29–59.

La maldición de los recursos naturales y el bienestar social

Nadyra Rodríguez Arias*
Claudia S. Gómez López**

Fecha de recepción: 4 XII 2012

Fecha de aceptación: 8 I 2014

Resumen

En las últimas décadas, una de las hipótesis más estudiadas en economía es la que involucra el concepto de la maldición de los recursos naturales. De acuerdo con ello, la abundancia de recursos naturales provoca que los países tengan bajas tasas de crecimiento. En este trabajo, se analiza la relación entre la abundancia y la dependencia de los recursos naturales con el crecimiento económico y el bienestar social, tomando en cuenta el desempeño de las instituciones. Los resultados más importantes son: (i) la evidencia en contra de la hipótesis de la maldición de los recursos naturales, al utilizar una variable *proxy* de abundancia de recursos naturales distinta de la variable utilizada en trabajos relacionados; aquí, esta última variable es considerada para medir la dependencia de los recursos naturales y se la trata de forma endógena, (ii) el efecto positivo que tienen los recursos naturales sobre el bienestar -medido con el índice de desarrollo humano- aunque los recursos naturales difusos tienen un efecto mayor que los recursos naturales concentrados. Los métodos de estimación utilizados son MC2E y MC3E.

Clasificación JEL: C31, I31, O11, O13, O15, O43, O47, Q56, Q57.

Palabras Clave: Crecimiento económico, bienestar social, recursos naturales.

Abstract

One of the most studied hypothesis in the last decades within the economy of natural resources is “the resource curse”, which suggests that natural resource abundance induces lower growth rates. This paper links the relationship of abundance and dependence of natural resources with economic growth and

* Departamento de Economía y Finanzas. Universidad de Guanajuato. DCEA-Sede Marfil Fraccionamiento I, El Establo Guanajuato, Gto. C.P. 36250 México. E-mail: nrodriguez@udec.edu.mx

** Departamento de Economía y Finanzas. Universidad de Guanajuato. DCEA-Sede Marfil Fraccionamiento I, El Establo Guanajuato, Gto. C.P. 36250. México. E-mail: claudia.gomez@ugto.org

social welfare, considering also the institutional quality. The main findings are (i) the evidence against the resource curse, when we use a *proxy* variable of resource abundance different to that one used in several related works; in this study, this variable used by other authors, is treated as an endogenous variable and it measures resource dependence and (ii) the positive effect of natural resources in economic development, even though diffuse resources have a bigger effect than the point resources. The methods of estimation are 2SLS and 3SLS.

JEL Classification: C31, I31, O11, O13, O15, O43, O47, Q56, Q57.

Keywords: Economic growth, social welfare, natural resources.

Introducción

Desde hace relativamente poco tiempo, se ha venido desarrollando el estudio de los recursos naturales dentro de la economía. Esto obedece, en parte, al aumento en el interés por el cuidado del medio ambiente, a raíz del deterioro que ha sufrido por la explotación desmedida de los recursos naturales y la ineficiencia en el uso de los mismos. Por otra parte, a la evolución de las economías dependientes de la explotación de recursos naturales con una aparente relación negativa entre el crecimiento económico y la abundancia de capital natural, pensando en una maldición de los recursos naturales. Sin embargo, no hay suficiente evidencia sobre lo que sucede con el bienestar social de las economías cuyas tasas de crecimiento económico dependen en gran medida del sector primario.

En algunas ocasiones, cuando se habla de indicadores de crecimiento económico se aíslan los indicadores de bienestar, al no tomar en cuenta la diferencia entre crecimiento económico y desarrollo económico. Cuando un país tiene altas tasas de crecimiento económico no necesariamente encuentra bienestar; aunque, si bien es cierto que el crecimiento económico facilita la llegada a un estándar de vida deseable para las personas, no está en todo momento implícito y se puede incurrir en la omisión del análisis de la desigualdad, la salud, la educación, entre otros.

Este trabajo pretende conciliar el crecimiento económico a través de los recursos naturales con la implicación que tiene en el bienestar de las personas, la extracción de ellos, porque si en dado caso existe tal maldición de los recursos naturales, no necesariamente se debe llegar a la conjetura de que la abundancia de los recursos naturales y el bienestar conservan esa misma relación negativa que guarda la riqueza natural con el crecimiento económico. En trabajos relevantes sobre el tema, se realiza un análisis del efecto que los recursos naturales ejercen sobre el crecimiento económico; sin

embargo, se deja de lado las implicaciones que tienen la dependencia y la abundancia de los recursos naturales sobre el bienestar, por lo que aquí, se presenta un análisis sobre la maldición de los recursos naturales y se realiza una variación en los modelos que se han presentado hasta el momento, para integrar la importancia que pudiera tener el bienestar impulsado por la dotación de los recursos naturales dentro del crecimiento económico de un país.

En la segunda sección, se realiza una revisión de la literatura relacionada con los recursos naturales. En la tercera, se encuentran los datos y modelos a estimar. En las secciones cuatro y cinco, se ofrecen la evidencia empírica y los resultados de los modelos. Finalmente, la última sección corresponde a las conclusiones del trabajo.

1. Revisión de la literatura

A finales de los años 70 y principios de los años 80, tras casi una década de crecimiento sostenido de las economías petroleras, estas comienzan a presentar disminuciones en sus tasas de crecimiento. Este fenómeno capta la atención de varios investigadores y surge literatura influyente sobre ese tema, para el cual se adopta el término de: la maldición de los recursos naturales.¹ Dicho concepto se refiere a la relación negativa que existe entre los recursos naturales y el crecimiento económico, es decir, los países ricos en recursos naturales experimentan tasas de crecimiento más bajas que los países pobres en recursos naturales. Algunos de estos estudios incluyen Auty (1993, 2001, 2007), Gylfason, Herbertson y Zoega (1999), Ross (1999) y Sachs y Warner (1995, 2001), entre otros.

Sin embargo, el caso de los países petroleros no fue el primer fenómeno de colapso en el crecimiento económico de los países con abundancia de recursos naturales, fenómenos similares se registran en otros momentos de la historia. En el siglo XVII, Países Bajos (economía pobre en recursos naturales) tuvo mejor desempeño que España, a pesar de que esta nación contaba con gran cantidad de oro, plata y otros recursos naturales que explotaba de sus colonias. Otro caso es el de Argentina, que no logró sostener su crecimiento económico, a pesar de tener tierras abundantes (con lo que en la segunda mitad del siglo XIX había conseguido ser el país más rico de Sudamérica) y de contar con un ingreso *per cápita* mayor que el de algunos países de Europa, a principios del siglo XX. Más tarde, países como Japón,

¹ El concepto “maldición de los recursos naturales” fue utilizado por primera vez por el economista británico Richard M. Auty en 1993. Ver: Auty, R. (1993). “Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis”. Routledge. Londres, Reino Unido.

Suiza y el grupo de los Tigres Asiáticos (Corea del Sur, Hong Kong, Singapur y Taiwán) registraron un crecimiento más alto que países como México, Nigeria, Rusia y Venezuela, siendo estos últimos, países ricos en recursos naturales (Sachs y Warner, 1995).

A raíz de investigaciones empíricas sobre este fenómeno, por un lado, se han ido formando corrientes de ideas que soportan el hecho de la existencia de la maldición de los recursos naturales buscando explicaciones formales (Auty, 1993, 2007; Sachs y Warner, 1995, 2001); y por el otro, se encuentran varias posturas en contra, que argumentan que cuando un país tiene abundancia de recursos naturales eso no significa *per se* que vayan a presentar bajas tasas de crecimiento, ya que entran en juego otros factores como, por ejemplo: la efectividad de las instituciones, la búsqueda de rentas, economías no diversificadas, efectos de la enfermedad holandesa o *dutch disease*, como: altos niveles de volatilidad en los precios, caída de los precios de los bienes del sector primario e incluso haber obtenido una relación negativa entre la abundancia de los recursos naturales y el crecimiento económico debido a errores de medición (Auty, 2007; Brunnschweiler y Bulte, 2008a, 2008b; Hausmann y Rigobon, 2002; Ding y Field, 2005; Stiglitz, 2005).

Resulta de interés en este punto, mencionar la idea de Joseph E. Stiglitz² a cerca de la relación negativa crecimiento económico - recursos naturales, cuando argumenta que esta relación bien podría eliminarse a través de políticas (macroeconómicas y microeconómicas) bien diseñadas y precisas, para abatir los efectos de una mala administración del capital natural y así, lograr el mayor beneficio posible por la extracción de los recursos para dejar de hablar de una “maldición” (Stiglitz, 2005). Entre las políticas que propone Stiglitz, destacan las siguientes:

- Establecer una tasa de extracción que pueda permitir un mejor control sobre los recursos, si el país extrae más recursos y los beneficios no son invertidos adecuadamente, el país es más pobre, no más rico.
- Considerar un “PIB verde” en la contabilidad de la economía, donde se tome en cuenta el agotamiento de los recursos y el deterioro medioambiental, ya que los incrementos en el PIB intentan ser reflejo de una buena administración de la economía, pero no representan una medida real del bienestar.
- Crear fondos de estabilización, los cuales reducen la tendencia del gobierno a gastar el total de ingresos a su disposición, y así mismo, aseguran que las rentas obtenidas sean destinadas a inversiones;

² Premio Nobel de Economía en el 2001. Actualmente, es profesor de la Universidad de Columbia.

entonces, la disminución en el *stock* de los recursos naturales se compensa por un aumento en capital físico y humano.

- Reducir la corrupción y los sobornos a través de la transparencia en el manejo de las rentas, en la información de contratos, gastos e ingresos del gobierno, etc.
- Diseñar contratos apropiados entre economía con alta dotación de recursos naturales y compañías multinacionales dedicadas a la extracción del recurso.

Continuando con trabajos sobre el fenómeno de la “maldición”, Manzano y Rigobon (2001) presentan, en primer lugar, que el uso de datos de sección cruzada causa un sesgo por variable omitida, a diferencia de los resultados que se obtienen con datos de panel; y en segundo lugar, ambos argumentan que debido a que las economías se vuelven intensivas en recursos naturales por los altos precios de los bienes en la década de los años 70, se encuentran con una deuda pendiente y crisis económica, más que con una “maldición”, cuando a principios de los años 80 caen los precios de los bienes del sector primario. Por lo cual, más que por la presencia de los recursos naturales, este mal desempeño de los países, se debe a las imperfecciones del mercado, y ellos comparan el *boom* de los recursos naturales con las burbujas que se presentan en el mercado financiero.

¿Qué causa esas imperfecciones en el mercado, de las que se habla en el párrafo anterior? (i) Para los países con abundancia en recursos naturales, uno de los principales problemas es que no existen derechos de propiedad bien definidos, y esto hace que se susciten los conflictos civiles por la apropiación del recurso. (ii) La dificultad para establecer un precio para los recursos, puesto que hay mercados inexistentes para comercializar los bienes. (iii) Los altos costos de transacción (información, negociación, vigilancia, cumplimiento, etc.), los cuales, de otra forma permitirían conservar los recursos y aumentar el bienestar social. (iv) La información asimétrica desalienta la competencia cuando, por ejemplo, un país rico en recursos naturales permite que una empresa que se dedica a la extracción realice la exploración primero que otras; esta empresa tendrá información privilegiada. (v) Los costos generados por las externalidades que provoca la extracción de los recursos, son otra causa que afecta el mercado de los recursos naturales; por ejemplo, la contaminación, que afecta tanto a la salud como al medio ambiente. Y finalmente, (vi) la existencia de mercados fragmentados a causa de barreras físicas o políticas para la movilidad de los recursos, lo cual impide un reparto equitativo de las rentas.

Uno de los trabajos más influyentes sobre el tema de la maldición de los recursos naturales es el de Jeffrey D. Sachs y Andrew M. Warner (2001), quienes estudian el crecimiento económico entre 1970 y 1990 de varias

economías. Dichos estudios demuestran que las economías intensivas en recursos naturales tienden a ser economías con un alto nivel de precios, con lo cual no consiguen tener éxito en el crecimiento económico a través de las exportaciones del sector primario. Cabe mencionar que la variable que utilizan Sachs y Warner, para medir la abundancia de recursos naturales de una economía, es la proporción de exportaciones del sector primario correspondiente al Producto Interno Bruto (PIB). Argumentan también que existe poca evidencia sobre variables omitidas geográficas y climáticas que expliquen la maldición de los recursos, así como también poca evidencia de que exista sesgo en sus resultados a causa de factores inobservables que influyen en el crecimiento.

Ding y Field (2005) estudian la maldición de los recursos naturales; pero, ellos distinguen entre abundancia y dependencia de los recursos naturales, permitiendo endogeneidad en la dependencia de los recursos e introducen la interacción del capital humano con los recursos naturales. De esta forma, los resultados cambian. La dependencia de una economía del sector primario puede tener implicaciones negativas para el crecimiento, pero la abundancia de recursos naturales parece tener un impacto positivo en él (Brunnschweiler y Bulte, 2008b), bajo el argumento de que la variable de Sachs y Warner es más una medida de dependencia que de abundancia de recursos naturales (Auty, 2007).

Siguiendo con la misma idea, Papyrakis y Gerlagh (2003) mencionan que los recursos naturales hacen que aumente el crecimiento económico cuando se aíslan posibles efectos negativos indirectos, y cuando se incluyen canales de transmisión (i.e., inversión); por lo cual, el efecto global de los recursos naturales resulta ser fuertemente negativo para el crecimiento económico.

Probablemente, cierta ambigüedad en la definición de los conceptos de abundancia y dependencia podría llevar a la conclusión de que la dotación de recursos naturales impide el crecimiento. Para evitar tal situación, recurrimos a Brunschweiler y Bulte (2008a), quienes afirmaron que: la abundancia de recursos naturales se refiere a la medida de *stock* de la riqueza de los recursos con los que cuenta una economía; mientras que la dependencia de los recursos naturales, es el grado en el cual los países tienen o no acceso a fuentes alternativas de ingreso, además de la extracción de recursos naturales (Brunnschweiler y Bulte, 2008a).

De esta serie de ideas, es que surge el interés por encontrar una variable que mida de mejor forma la abundancia de los recursos naturales, y robustezca el

análisis de la relación entre el crecimiento económico y los recursos naturales.³

Habría también que plasmar la diferencia entre dos tipos de recursos naturales: concentrados y difusos. Los recursos naturales concentrados son los recursos minerales (no se encuentran distribuidos en grandes proporciones de territorio) y los recursos difusos son los que se obtienen de la actividad agrícola, ganadera, pesquera, áreas naturales protegidas, etc. En Bulte y Wick (2006) se analiza la situación de las economías ricas en recursos naturales donde la abundancia hace que se reasigne el esfuerzo por la producción hacia la búsqueda de rentas y conflictos. Los recursos naturales concentrados promueven una distribución desigual del ingreso entre grupos, lo que favorece que se desencadenen y prolonguen los conflictos, lo cual marca una diferencia importante con los recursos naturales difusos (Collier, Hoeffler y Soderbom, 2004; Ross, 2004).

Utilizando un modelo de búsqueda de rentas, Torvik (2002) explica que una mayor cantidad de recursos naturales incrementa el número de personas dedicadas a la búsqueda de rentas y reduce el número de personas que se dedican a actividades productivas, con lo que demuestra que hay una pérdida de ingreso más grande que el incremento que se genera a partir de la explotación de los recursos naturales. De esta manera, como el ingreso que una economía obtiene de esta explotación reduce el esfuerzo de trabajo y permite un consumo extra en el corto plazo mediante los ingresos obtenidos de los recursos naturales, eso implica una reducción en las horas trabajadas (y en consecuencia, disminuye la producción), y afecta también el crecimiento económico de forma indirecta ya que provoca que una proporción menor de la fuerza laboral se dedique a la investigación y desarrollo (R&D), cuando la innovación es una de las principales fuentes para el crecimiento económico (Papyrakis y Gerlagh, 2004).

Recapitulando sobre la idea de Ding y Field (2005), en la cual expresan que existe endogeneidad en la relación negativa entre el crecimiento económico y los recursos naturales, Robinson, Torvik y Verdier (2006), encuentran que el impacto general del *boom* de los recursos naturales sobre la economía, depende en gran parte de las instituciones, ya que estas determinan la medida en la cual los incentivos políticos pueden generar resultados en políticas adecuadas para el bienestar. Es decir, los países que cuentan con instituciones efectivas que promueven la competencia se benefician de un *boom* en los recursos, ya que estas instituciones provocan una disminución en los

³ Trabajos realizados por investigadores del Departamento de Medio Ambiente del Banco Mundial han tratado de encontrar un indicador que refleje adecuadamente la riqueza de un país al incluir el *stock* de capital natural. Ver: Serageldin, I. (Ed.) (1997) y Kunte, Hamilton, Dixon y Clemens (1998).

incentivos perversos que se puedan generar. En caso contrario, los países con instituciones deficientes tienden a sufrir de la maldición de los recursos naturales.⁴

Además de las explicaciones endógenas mencionadas anteriormente, tales como el desempeño de las instituciones y la búsqueda de rentas, una de las explicaciones de carácter exógeno más socorridas en los estudios sobre la maldición de los recursos naturales es la enfermedad holandesa o *dutch disease*.⁵

El efecto de la enfermedad holandesa se presenta cuando el *boom* del sector primario mantiene el valor de la moneda tan alto que el resto de los sectores productivos de la economía no son competitivos en el nivel internacional. En Auty (2007), se explican los efectos de un *boom* en el sector primario. El sector que se encuentra en auge provoca que el gasto de las ganancias de las exportaciones de dicho sector impulse la demanda por bienes comercializables y no comercializables, entonces el exceso de demanda se satisface mediante importaciones. Después, la moneda se aprecia y en consecuencia, los demás sectores productivos reducen su competitividad internacional, por lo que los precios de los bienes no comercializables del país aumentan, debido al exceso de demanda porque no son afectados por la apreciación de la moneda ni por importaciones competitivas. Al final, se tiene que los precios de los bienes no comercializables aumentan en relación con los precios de los bienes comercializables, por lo cual, el capital y la fuerza laboral se mueven del sector de bienes comercializables al de no comercializables, lo que reduce las exportaciones y aumenta las importaciones. Este movimiento en los sectores hace que disminuya la acumulación de capital, ya que el sector de bienes no comercializables es más intensivo en trabajo que el sector de bienes comercializables. La disminución en la acumulación de capital se debe a que los movimientos a favor del sector de los bienes no comercializables, eleva los salarios y hace que los retornos de capital sean más bajos.

Ahora, conjuntando la idea de la maldición de los recursos naturales con la idea del crecimiento económico, en ocasiones se deja de un lado el factor

⁴ Un análisis concreto sobre instituciones y desarrollo se puede encontrar en Acemoglu, Johnson y Robinson (2001a, 2001b, 2002), y La Porta, Lopez de Silanes, Shleifer y Vishny (1999).

⁵ Se adopta el término de enfermedad holandesa por la situación que se presenta en Países Bajos alrededor de 1960, al descubrir yacimientos de gas natural. Acto seguido al descubrimiento del recurso, se presenta una reducción en la rentabilidad de las exportaciones manufactureras y de servicios, por la apreciación de la moneda a causa del *boom* en las exportaciones de gas natural, lo cual llevó a una desindustrialización de la economía.

social. Entonces, si se considera que el crecimiento económico *per se* es un mal indicador del bienestar social dentro de la economía -aunque sí muy importante ya que constituye un medio para el desarrollo-, es posible pensar que aunque los recursos naturales tuvieran un efecto negativo en el crecimiento, podrían constituir una fuente de mejora en ciertos aspectos del bienestar (además del ingreso), tales como: desnutrición, salud, mortalidad infantil, entre otros, y en donde ciertamente el impacto de los recursos naturales sobre el desarrollo ocurre indirectamente, mediante la calidad de las instituciones (Acemoglu et al., 2001b; Bulte, Damania y Deacon, 2005).

Uno de los indicadores de desarrollo más utilizados en el nivel mundial es el Índice de Desarrollo Humano (IDH).⁶ La idea de las Naciones Unidas, a través de su Programa para el Desarrollo (PNUD), de construir un índice que capturara el bienestar de las personas incorporando factores que además de reflejar su nivel económico, pudiera dar luz sobre su calidad y condiciones de vida, nace de la necesidad de contar con información más allá de la que proveen los indicadores puramente económicos, que si bien las posesiones e ingresos de las personas son importantes para su desarrollo, no constituyen por sí solos una medida propia del nivel de vida. Es de esta manera como la nueva serie de conceptos sobre el desarrollo, ponen como punto principal la vida digna de las personas que consiste en logros, libertades y capacidades (Sen, 1986), las cuales deberán mejorar precisamente mediante el desarrollo.

2. Descripción de los datos y modelos

El objetivo de este trabajo es demostrar que la hipótesis de la maldición de los recursos naturales no existe, y contrario a lo que esta afirma, se intenta probar que los recursos naturales impulsan el crecimiento económico: mediante la inclusión de variables que constituyen una mejor *proxy* de la dotación de recursos naturales en las economías.

Por otro lado, aunque existiera la maldición de los recursos naturales, el uso del capital natural puede ser benéfico para el bienestar de la población, ya que con la extracción de los recursos naturales, se puede elevar su bienestar al disminuir la desnutrición, la pobreza, y mejorar la salud, entre otros. En

⁶ La formulación del Índice de Desarrollo Humano nace del trabajo de varias personas, entre ellas el economista pakistaní Mahbub ul Haq, quien tuvo una participación fundamental en el planteamiento de este índice y que junto con las ideas influyentes de Amartya K. Sen, economista hindú, marcan la pauta para una nueva forma de concepción del desarrollo. El IDH fue publicado por primera vez en 1990 en el Informe de Desarrollo Humano del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y a partir de ese año, la Oxford University Press publica anualmente estos informes a nombre del PNUD. Ver: <http://hdr.undp.org>.

esta parte, se compara el efecto de los recursos naturales difusos con el efecto de los recursos naturales concentrados sobre el bienestar, y siendo consistentes con la literatura, se espera encontrar evidencia de que el efecto de los recursos naturales concentrados sobre el bienestar sea negativo, o menor que el efecto que tienen los recursos naturales difusos sobre el mismo.

2.1. Datos y variables

Para realizar la estimación de los modelos especificados en la siguiente sección, se tomaron en cuenta los datos de una muestra de 81 países, de los cuales, 59 se consideran de economías intensivas en recursos naturales concentrados,⁷ se toma en cuenta también la literatura previa a esta investigación, como la disponibilidad de datos. En la tabla 1 se pueden observar las estadísticas descriptivas de cada una de las variables utilizadas. Dichas variables son las siguientes:

a) C es el tasa de crecimiento del PIB *per cápita* de 1970 a 2000; cálculo basado en las cifras del PIB *per cápita* de 1970 a 2000 del Banco Mundial.

b) $\ln \text{pib70}$ es el logaritmo del PIB *per cápita* de 1970. Fuente: Banco Mundial.

c) x_{rd} es el promedio de las exportaciones de las materias primas agrícolas de 1970 a 2000, como proporción del PIB. Esta variable representa a los recursos naturales difusos. Las materias primas agrícolas comprenden la sección 2 (Materiales crudos no comestibles, excepto los combustibles) del sistema de Clasificación Uniforme para el Comercio Internacional (CUCI o SITC, por sus siglas en inglés), con excepción de los capítulos 22 (Semillas y frutos oleaginosos), 27 (Abonos y minerales en bruto, excepto carbón, petróleo y piedras preciosas) y 28 (Minas y desechos de metales).⁸ Fuente: Banco Mundial.

d) x_{rc} , corresponde al promedio de las exportaciones de los recursos minerales de 1970 a 2000, como proporción del PIB; esta variable representa a los recursos naturales concentrados. Las exportaciones de recursos minerales es la suma de las exportaciones de combustibles minerales y metales. Los combustibles minerales comprenden la sección 3 de la CUCI, los metales son los bienes contenidos en los capítulos 27 (Abonos y minerales en bruto excepto carbón, petróleo y piedras preciosas) y 28 (Minas y desechos de metales) de la sección 2 y el capítulo 68 (Metales no ferrosos) de la sección 6. Fuente: Banco Mundial.

⁷ Brunnschweiler y Bulte (2008a) utilizan la misma muestra de países utilizada en esta investigación. En el apéndice se encuentran los nombres de estos países.

⁸ El sistema completo de CUCI se puede encontrar en la página web de la División de Estadísticas de las Naciones Unidas. Ver: <http://unstats.un.org>.

e) x_{nat} son las exportaciones de los recursos naturales como proporción del PIB. Esta variable está definida como la suma de las variables $xagr$ y $xmin$. Fuente: Banco Mundial.

f) $lcaprd$ es el logaritmo del capital natural del año 1994 que comprende tierras de cultivo, pastizales, áreas naturales protegidas, recursos forestales maderables y no maderables, medido en dólares *per cápita* (recursos naturales difusos). Fuente: Banco Mundial.

g) $lcaprc$ es el logaritmo del capital natural del año 1994 que comprende los recursos naturales concentrados o recursos naturales del subsuelo, medido en dólares *per cápita*. Fuente: Banco Mundial.

h) $lcapnat$ es el logaritmo de la suma de las variables $caprd$ y $caprc$. Fuente: Banco Mundial.

i) $apert$ es la medida de apertura comercial definida como el promedio de la suma de exportaciones e importaciones en relación al PIB de 1950 a 1969. Fuente: Brunnschweiler y Bulte (2008a).

j) rl es el estado de derecho (del inglés, *rule of law*), captura las percepciones en la medida en la cual los agentes tienen confianza y acato por las leyes o reglas de la sociedad; en particular, la calidad de ejecución de los contratos, derechos de propiedad, la policía y los juicios, así como la probabilidad de crimen y violencia en 1996. Fuente: Banco Mundial.

k) $efecgob$ es la efectividad del gobierno, captura las percepciones de la calidad de los servicios públicos, la calidad del servicio a los ciudadanos y el grado de independencia de las presiones políticas, la calidad de la formulación e implementación de las políticas públicas y la credibilidad del gobierno a comprometerse con tales políticas en 1996. Fuente: Banco Mundial.

Las variables de estado de derecho y efectividad de gobierno están altamente correlacionadas. Ambas miden el desempeño de las instituciones aunque contemplan distintos componentes, entonces en algunos de los análisis y resultados que se presentan, se toma en cuenta solo una de ellas para evitar redundancia.

l) idh es el Índice de Desarrollo Humano (IDH), el cual es un indicador que consta de tres componentes: salud (esperanza de vida al nacer), escolaridad (alfabetismo) e ingreso (PIB *per cápita*). Variable utilizada como *proxy* del bienestar social del año 2000. Fuente: PNUD.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas

Variables	Media	Desviación estándar	N
<i>lcaprc</i>	5.83	1.855	59
<i>lcaprd</i>	8.363	0.854	81
<i>lcapnat</i>	8.511	0.087	81
<i>lpib70</i>	6.857	0.993	81
<i>C</i>	5.539	1.853	77
<i>idh</i>	0.6	0.203	76
<i>x_{rc}</i>	0.063	0.097	59
<i>x_{rd}</i>	0.016	0.021	81
<i>x_{nat}</i>	0.008	0.526	81
<i>rl</i>	0.229	1.026	81
<i>efecgob</i>	0.253	1.035	81
<i>apert</i>	0.516	0.725	81
<i>sxp</i>	0.0521	0.068	81

Fuente: elaboración propia.

2.2. Métodos de estimación y modelos

Los modelos que se utilizan para estimar el crecimiento económico y el bienestar, presentan endogeneidad; es decir, existe al menos una variable explicativa que está correlacionada con el término de error. Al encontrar endogeneidad en un modelo, el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) deja de ser consistente e insesgado, por lo que se hace uso del estimador de variables instrumentales (estimador IV, por sus siglas en inglés), ya que mediante este método de estimación se puede corregir el problema de endogeneidad de una o más variables explicativas, por lo cual, los métodos de estimación utilizados son el de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) y mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E).

El método de MC3E considera de forma explícita, en el cálculo de los parámetros, la relación entre las perturbaciones aleatorias de las distintas ecuaciones. La característica diferencial del método de estimación MC3E es, precisamente, la de integrar explícitamente el cálculo de esa relación en el proceso de estimación de los parámetros. Una de las ventajas del uso de este método es que no supone claras diferencias en términos de sesgo y consistencia, si bien, mejora la eficiencia asintótica de los estimadores con respecto a MC2E.

Las variables explicativas endógenas son las variables que miden la dependencia de los recursos naturales y el crecimiento económico (x_{rc} , x_{rd} y C).

Como ya se señaló en la sección de la revisión de la literatura, existen diferencias entre el efecto de los recursos naturales difusos y el efecto de los recursos naturales concentrados sobre el crecimiento económico y el bienestar social, es por eso que se realizan estimaciones por separado para cada tipo de recurso natural utilizando el mismo modelo y el mismo método de estimación, cambiando únicamente la variable que corresponde al tipo de recurso natural.

Para analizar el efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento de la economía en el periodo 1970-2000, se consideran las exportaciones de los recursos naturales, el PIB *per cápita* en el año inicial, la dotación de los recursos naturales y el efecto de la calidad de las instituciones. Se establece el siguiente modelo de crecimiento a partir del modelo utilizado en Brunnschweiler y Bulte (2008):

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 x_{rc} + \alpha_2 lpib70 + \alpha_3 lcaprc + \alpha_4 rl + \varepsilon_c \quad (1)$$

$$C = \beta_0 + \beta_1 x_{rd} + \beta_2 lpib70 + \beta_3 lcaprd + \alpha_4 rl + v_c \quad (2)$$

Considerando estos modelos y siguiendo la hipótesis de que la relación negativa entre el crecimiento económico y los recursos naturales se presenta debido a la forma en la que está definida la variable que mide el efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento económico (proporción de las exportación del sector primario respecto del PIB), comúnmente utilizada a partir de los trabajos de Sachs y Warner, se puede suponer que los coeficientes estimados α_1 y β_1 serán negativos. Pero, en esta investigación, la variable de las exportaciones mide la dependencia de los recursos naturales que hay en una economía, y tomando en cuenta: la falta de diversificación de actividades económicas, la volatilidad en los precios del sector primario, los bajos o nulos retornos de la inversión del dinero obtenido por la extracción del capital natural, etc., esta variable se determina de manera endógena. Sin embargo, se esperaría que el signo de los coeficientes estimados α_3 y β_3 fuera positivo, ya que la variable de capital natural mide la abundancia de los recursos naturales que tiene un país y la dotación de recursos naturales es motor que debiera impulsar su crecimiento. Así mismo, se espera que la variable que representa la eficiencia de las instituciones tenga signo positivo, ya que mientras que exista calidad en el desempeño de las instituciones hay

un estímulo para el crecimiento. Si el coeficiente del logaritmo del PIB *per cápita* es negativo, la trayectoria de ajuste al estado estacionario tiene forma cóncava, lo cual significa que al principio se tendrá un crecimiento más rápido que en periodos posteriores.

Para la estimación de los modelos 1 y 2 se utiliza el método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E); en la primera etapa, se estima la variable endógena correspondiente a la dependencia de los recursos naturales, utilizando los modelos 3 y 4 que se explican a continuación.

Como ya se mencionó anteriormente, la variable de las exportaciones de los recursos naturales (x_{rc} y x_{rd}) está definida como la dependencia hacia los recursos naturales que tiene la economía; mientras que la dotación de los recursos naturales es una variable definida como una medida de abundancia de recursos naturales en dicha economía ($lcaprc$ y $lcaprd$). Considerando que la variable que mide la dependencia de los recursos naturales es endógena, se realiza su estimación tomando en cuenta la abundancia de los recursos naturales, el grado de apertura comercial de la economía y la calidad de las instituciones. Los coeficientes estimados de las tres variables se espera que sean positivos. En la medida en que una economía cuente con una dotación más grande de recursos naturales y aumente sus acuerdos comerciales, es decir, sea una economía cada vez más abierta al intercambio comercial, las exportaciones incrementarán, aunado ello a que el papel de las instituciones resulte eficiente para intentar llevar a la economía a usar su riqueza natural, en favor de su desarrollo.

$$x_{rc} = \delta_0 + \delta_1 lcaprc + \delta_2 rl + \delta_3 apert + \varepsilon_{x_{rc}} \quad (3)$$

$$x_{rd} = \varphi_0 + \varphi_1 lcaprd + \delta_2 rl + \delta_3 apert + v_{x_{rd}} \quad (4)$$

En Brunnschweiler y Bulte (2008a) utilizan la variable $lcapnat$ para medir la dotación de recursos naturales difusos. Sin embargo, de acuerdo con su definición, esta variable incluye tanto a los recursos naturales difusos como a los recursos naturales concentrados, por lo que en este trabajo se incorpora la variable $lcaprd$ y en la construcción que se realiza, se consideran únicamente los recursos naturales difusos.

Al igual que para el crecimiento económico, ahora se estima el efecto de los recursos naturales sobre el bienestar social, medido con el IDH del año 2000. La estimación del efecto de los recursos naturales sobre el bienestar social es una variación al modelo de Bulte *et al.* (2005), al considerar la variable de

abundancia de los recursos naturales, en lugar de la variable que mide la dependencia de los recursos naturales.

$$idh = \gamma_0 + \gamma_1 lcaprc + \gamma_2 rl + \gamma_3 C + \varepsilon_{idh} \quad (5)$$

$$idh = \lambda_0 + \lambda_1 lcapr d + \lambda_2 rl + \lambda_3 C + v_{idh} \quad (6)$$

Para comprobar la hipótesis de este trabajo, se espera que el coeficiente estimado λ_1 sea positivo, con lo cual se tendría evidencia de que además de que los recursos naturales favorecen el crecimiento económico, ayudan a elevar el bienestar del país al disminuir la desnutrición, la pobreza, entre otros renglones. El bienestar no es independiente del crecimiento aunque hay diferencias importantes: los indicadores de bienestar y desarrollo son medidos en niveles mientras que en el crecimiento económico se mide el cambio en niveles a través del tiempo. Por otro lado, el coeficiente de los recursos naturales concentrados, el estimado de γ_1 , se espera sea negativo o tenga un impacto menor sobre el bienestar, que el coeficiente de los recursos naturales difusos, porque el manejo y explotación de recursos naturales concentrados hace que se susciten conflictos civiles, debido a que son manejados por un pequeño grupo de personas y, por lo tanto, los beneficios obtenidos de la explotación de este tipo de recursos llega a menos personas (Bulte y Wick, 2006).

Los coeficientes estimados de las instituciones γ_2 y λ_2 , se espera que afecten de manera positiva al IDH, ya que el papel de las instituciones es, entre otras cosas, conseguir un bienestar y desarrollo de la economía, de modo que si una economía presenta un grado de desarrollo humano alto, se podría asumir que las instituciones están llevando a cabo su actividad lo más eficientemente posible, para que se pueda alcanzar determinado IDH.

En este modelo, se incluye también la variable de la tasa de crecimiento de 1970 a 2000 (C), ya que si bien este trabajo considera que el crecimiento no implica bienestar *per se*, sí es determinante para que se pueda lograr cierto nivel de desarrollo. Se realizan dos variantes, la primera incluye la variable de crecimiento de forma exógena y en la segunda, se incluye de manera endógena, usando el método de mínimos cuadrados en tres etapas (MC3E). En la primera etapa, se estima la dependencia de los recursos naturales con los modelos 3 y 4; en la segunda, se estima el crecimiento económico con los modelos 1 y 2 y finalmente, en la tercera, se estima el bienestar mediante las ecuaciones 5 y 6. En términos concretos, los modelos 1, 3 y 5 corresponden a la estimación del efecto de los recursos naturales concentrados sobre el

bienestar, y los modelos 2, 4 y 6 corresponden a la estimación del efecto de los recursos naturales difusos sobre el bienestar.

En Brunnschweiler y Bulte (2008a), se realiza el análisis del efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento económico, sin embargo, dejan de lado las implicaciones que tienen la dependencia y la abundancia de los recursos naturales sobre el bienestar, por lo que aquí se presenta un análisis sobre la maldición de los recursos naturales y se realiza una variación en los modelos que se han presentado hasta el momento, para integrar la importancia que pudiera tener el bienestar, impulsado por la dotación de los recursos naturales dentro del crecimiento económico de un país.

3. Resultados de las estimaciones

En primer lugar, se realiza la estimación del efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento económico para comprobar la existencia de la maldición de los recursos naturales. Para explicar el crecimiento económico, se utiliza la variable definida por Sachs y Warner (1995), a fin de encontrar evidencia del efecto negativo de los recursos naturales en el crecimiento, correspondiente a las exportaciones del sector primario en 1970 como proporción del PIB (*sxp*). En segundo lugar, se utiliza la variable de capital natural como variable que mide abundancia, ya que como se mencionó anteriormente en la sección tres, las exportaciones del sector primario definen mejor la dependencia de los recursos naturales que la abundancia de estos, y la dependencia está determinada de manera endógena.

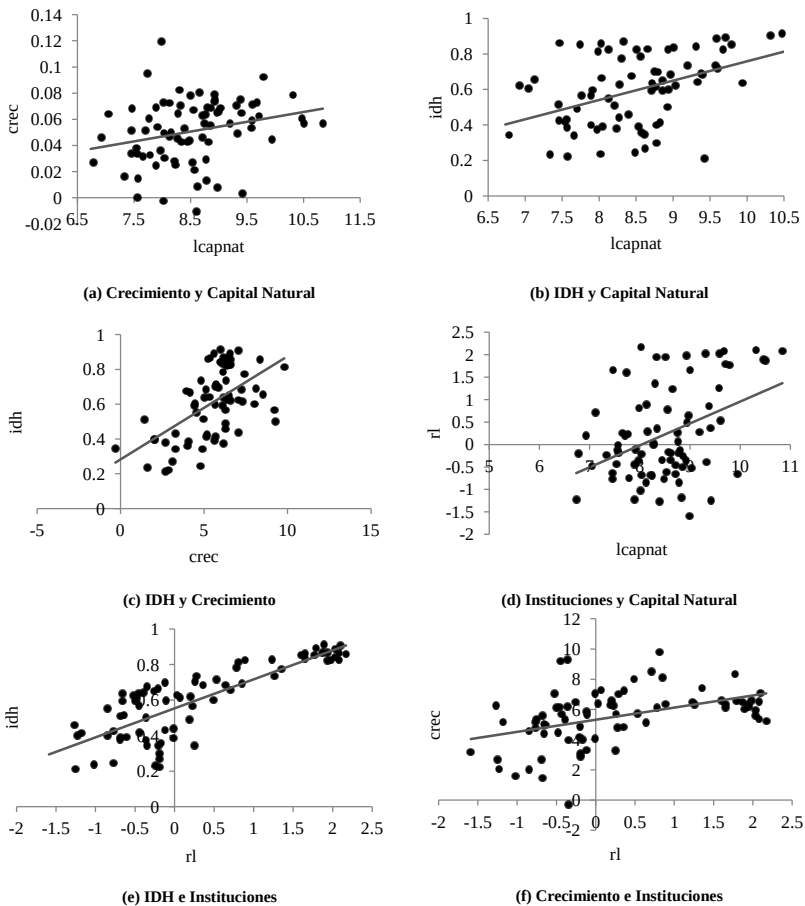
Esta asociación negativa se explica en cuanto que los países con mayor riqueza natural tienden a adoptar medidas como la sustitución de importaciones, y caracterizarse porque su acumulación de capital es muy lenta y menor que en los países no dependientes de los recursos naturales; esto debido a que las economías pueden vivir de las rentas obtenidas de la explotación de los recursos naturales. También, en dichos países, tiende a desarrollarse la búsqueda de rentas y, finalmente, es menos probable que se desarrollen mercados dentro de un marco legal, por lo que no se consiguen retornos de capital. Además, los países especializados en exportaciones del sector primario y con poca o nula diversificación en sus actividades, los lleva a sufrir los efectos de los *shocks* en los precios. Una vez que su única actividad productiva es la exportación de recursos naturales y los precios en el mercado mundial caen por el exceso de oferta, las economías sufren una disminución abrupta en sus tasas de crecimiento.

Sin embargo, al realizar la estimación con la variable de capital natural se encuentra una relación positiva entre la riqueza natural y el crecimiento

económico, lo cual indica que mientras que una economía tenga más cantidad de recursos naturales, lejos de ser un impedimento al crecimiento, lo impulsa (Ver figura 1, inciso a).

En este punto, cabe preguntarse sobre la relevancia de contar con calidad y eficiencia en el desempeño de las instituciones, ya que si se maximiza la dotación del recurso y su extracción es óptima, los países no caerán en la situación de las economías dependientes de la renta, conseguida a través de su riqueza natural (Ver figura 1, inciso d y f).

Figura 1
Relación entre variables



Fuente: elaboración propia.

La correlación positiva entre las variables de instituciones y la variable que mide la abundancia de los recursos naturales, refleja posiblemente el efecto del aumento en el ingreso por la explotación de recursos naturales, ya que se exige al país la creación de instituciones de mejor calidad. Resulta intuitivo pensar que mientras que el ingreso sea alto, y esté lejos de algún *shock* que pueda afectar a los salarios, podrán disminuir los conflictos civiles, los problemas de corrupción y otros que afectan el desempeño eficiente de las instituciones.

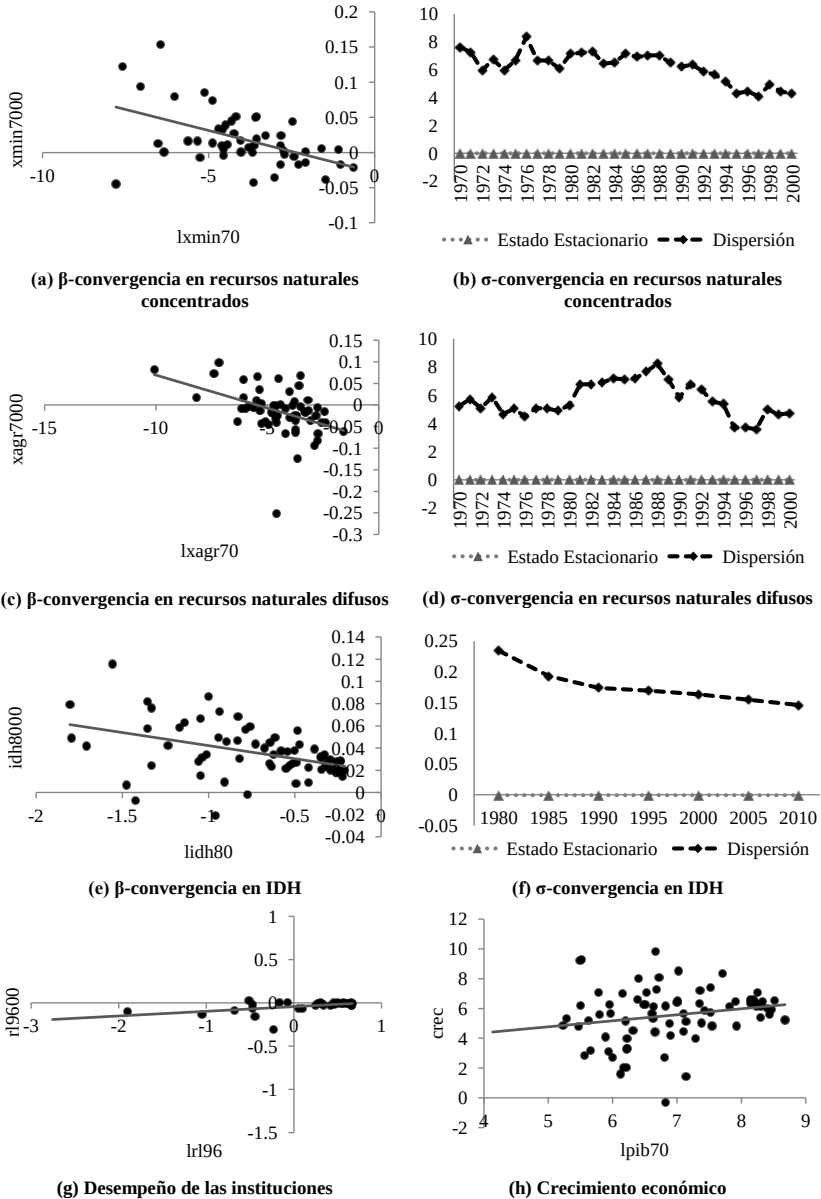
A continuación, se muestra la relación entre el crecimiento económico y los recursos naturales cuando se permite endogeneidad en la dependencia hacia estos últimos, para lo cual se hace uso del método de estimación de MC2E.

La tabla 2 muestra los resultados de esta estimación; la columna 1 corresponde al análisis de los recursos naturales concentrados y la columna 2, a los recursos naturales difusos, en donde la variable que representa el papel institucional es la de estado de derecho (*rl*).

El coeficiente de la dependencia de los recursos naturales es negativo y estadísticamente significativo al 5%, con valor de -9.665, y corresponde a una disminución anual del crecimiento del 0.94% por aumento de una unidad en la desviación estándar de x_{rc} . Por otro lado, la variable de abundancia de recursos naturales concentrados tiene una influencia positiva en el crecimiento, al igual que las instituciones, además de ser estadísticamente significativas al 1%; y si todo se mantiene constante, la dotación de recursos naturales hace que el crecimiento aumente en 0.92%. El logaritmo del PIB *per cápita* tiene signo negativo, lo que cabe interpretar según se mencionó en la sección del planteamiento de los modelos, ya que la economía sigue una trayectoria de ajuste rápido al estado estacionario, en los primeros años, por su forma cóncava. (Ver figura 2 para análisis de β -convergencia y σ -convergencia)

El efecto de la dependencia de los recursos naturales difusos sobre el crecimiento económico resulta no ser estadísticamente significativo, aunque el signo se mantiene como el esperado. Por el contrario, hay significancia estadística en la variable de capital natural y su relación con el crecimiento económico es positiva, de manera que una vez más resulta evidente que la dotación de recursos naturales y el crecimiento económico no guardan una relación negativa, aunque es importante señalar que el efecto de los recursos naturales concentrados es mayor que el efecto que producen los recursos naturales difusos sobre el crecimiento, una razón de ello puede ser que las rentas obtenidas de la extracción de los recursos naturales concentrados son mayores que las que se derivan de los recursos naturales difusos (columnas 1 y 2 de la tabla 2).

Figura 2
 β y σ convergencia



Fuente: elaboración propia.

Tabla 2
Crecimiento económico, bienestar y estado de derecho

Variables	(1) C	(2) C	(3) idh	(4) idh
x_{rc}	-9.665** (3.665)			
x_{rd}		-0.13 (0.372)		
$lcaprc$	0.497*** (0.141)		0.0150*** (0.00487)	
$lcaprd$		0.00485** (0.00231)		0.0709*** (0.016)
C			0.0118* (0.007)	0.0267*** (0.0066)
$lpib70$	-1.843*** (0.408)	-0.00289 (0.00474)		
rl	1.613*** (0.355)	0.0144*** (0.00450)	0.126*** (0.0115)	0.102*** (0.0143)
Constante	15.94*** (2.623)	0.0285 (0.0249)	0.439*** (0.0453)	-0.131 (0.131)
Método de estimación	MC2E	MC2E	MCO	MCO
Variable endógena	$xmin$	$xagr$		
Observaciones	57	76	53	71
Estadístico F	10.23***	13.07***	63.79***	79.75***
R^2	0.404	0.418	0.796	0.781

Nota: Errores estándar en paréntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Solo se muestran resultados de la segunda etapa.

Fuente: elaboración propia.

En las columnas 3 y 4, se presentan los resultados de la estimación del efecto de los recursos naturales sobre el bienestar, considerando exógena la variable de crecimiento. La variable de capital natural en la columna 3 corresponde a los recursos naturales concentrados, y en la columna 4 se presentan los resultados con la variable de capital natural correspondiente a los recursos naturales difusos. El coeficiente de abundancia de ambos tipos de recursos resulta ser positivo para el bienestar, aunque el efecto de los recursos naturales difusos es mayor que el efecto de los recursos naturales concentrados; encontrando además coeficientes de 0.0709 y 0.015, respectivamente, con una significancia estadística del 1%. Existe consistencia con la literatura, al comprobar que los recursos naturales concentrados retrasan el desarrollo debido a que sus beneficios se distribuyen entre menos

personas y hacen que se susciten conflictos civiles, corrupción, etc. (Bulte y Wick, 2006). En Bulte et al. (2005), se afirma que la abundancia en recursos naturales concentrados provoca que empeore el funcionamiento de las instituciones en las economías y aunque aquí no se encuentra tal relación negativa, los coeficientes estimados de los recursos naturales concentrados son menores que los coeficientes estimados de los recursos naturales difusos, al igual que sucede con la estimación del bienestar, lo cual indica que aunque la relación es positiva, los recursos naturales concentrados no determinan en gran medida una mejora de las instituciones ni del bienestar.

Se encuentra nuevamente evidencia de que el papel de las instituciones es fundamental para el bienestar, al igual que el crecimiento económico, aunque este último tiene un impacto ligeramente menor sobre el bienestar cuando se consideran los recursos naturales concentrados. El aumento de una unidad en la desviación estándar de los recursos naturales concentrados, aumentará el IDH en 0.03% y, el aumento de una unidad en la desviación estándar en los recursos naturales difusos, hará que el IDH aumente en 0.06%.

Cuando se realiza el cambio de la variable de estado de derecho (rl) por la variable de efectividad de gobierno ($efecgob$), la interpretación de los resultados se mantienen como hasta ahora se ha mencionado, los coeficientes estimados varían muy poco y no se produce un gran cambio en la R^2 .

Los resultados de la tabla 2 se consideran fuertes por los valores altamente significativos del Estadístico F y de la R^2 , aunque el valor de esta última en ocasiones sea bajo. De hecho, el valor de la R^2 al usar MC2E es en general más pequeño que el valor que se obtendría al estimar mediante el método de MCO, debido a que la suma de los residuales del estimador IV al cuadrado, es mayor que la suma total de los cuadrados de la variable dependiente, incluso, se puede llegar a encontrar una R^2 negativa.

En la tabla 3, se presentan los resultados de la estimación del efecto de la abundancia de los recursos naturales difusos sobre el bienestar, y se utiliza el método de MC3E que considera como variables explicativas endógenas: el crecimiento económico y la variable de dependencia de los recursos naturales (x_{rd} y x_{rc}), la cual estaría explicando parte del crecimiento económico. En esta variante de estimación del efecto de la abundancia de los recursos naturales difusos sobre el bienestar, se vuelve a encontrar evidencia del efecto positivo que tienen los recursos naturales y las instituciones sobre el bienestar, aunque la significancia del capital natural es ahora de un 10%. Al considerar la variable de crecimiento económico como endógena, se encuentra un efecto negativo sobre el bienestar en un nivel de significancia del 10%, sugiriendo que si el crecimiento está fuertemente basado en las exportaciones de recursos naturales difusos, siendo este tipo de capital natural una fuente

importante para el desarrollo de la economía, por ejemplo para disminuir la desnutrición; entonces, comercializar estos bienes, fuera de las economías, no permite que el beneficio acarreado por la extracción de los mismos tenga un impacto directo en el bienestar.

Tabla 3
Bienestar y recursos naturales difusos

Variables	(1) idh	(2) C	(3) x_{rd}
<i>lpib70</i>		-1.042* (0.547)	
<i>lcaprd</i>	0.0562* (0.0333)	0.357 (0.474)	0.00676* (0.00365)
<i>rl</i>	0.181*** (0.0414)	1.340*** (0.365)	-0.00394 (0.00300)
x_{rd}		-27.37 (31.47)	
<i>C</i>	-0.0711* (0.0380)		
<i>apert</i>			0.0200* (0.0109)
Constante	0.509 (0.358)	10.03*** (3.015)	-0.0454 (0.0301)
Observaciones	71	71	71
χ^2	55.27***	17.43**	5.48
R^2	0.069	0.183	0.076

Nota: Método: MC3E. Variables endógenas: C y x_{rd} . Errores estándar en paréntesis: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fuente: elaboración propia.

En la tabla 4, se muestran los resultados de la estimación del bienestar utilizando la variable de recursos naturales concentrados. En este caso, también se obtiene un efecto negativo del crecimiento sobre el bienestar, además, se observa que el coeficiente estimado de la variable de abundancia de recursos naturales concentrados es menor que el coeficiente estimado de la variable correspondiente a la abundancia de los recursos naturales difusos; con una significancia estadística del 10%. Es preciso mencionar en este punto, que el efecto de los recursos naturales concentrados sobre el bienestar era esperado negativo o menor que el efecto de los recursos naturales difusos, por los problemas sociales que se suscitan a raíz de la extracción de este tipo de recursos manejados por grupos pequeños y que, por lo tanto, la distribución de los beneficios de las rentas obtenidas llegan a una cantidad menor de personas. Lo anterior, pone en evidencia lo que se presenta en la

literatura existente y aclara, en cierta medida, esa relación negativa que se presenta entre crecimiento y bienestar.

Tabla 4
Bienestar y recursos naturales concentrados

Variables	(1) idh	(2) C	(3) x_{rc}
<i>lpib70</i>		-2.258*** (0.336)	
<i>lcaprc</i>	0.0264*** (0.00766)	0.397*** (0.130)	0.0162*** (0.00440)
<i>rl</i>	0.154*** (0.0158)	2.082*** (0.282)	-0.0289*** (0.00755)
<i>x_{rc}</i>		-3.294 (2.699)	
<i>C</i>	-0.0246* (0.0137)		
<i>apert</i>			0.218*** (0.0332)
Constante	0.575*** (0.0831)	18.91*** (2.118)	-0.115*** (0.0264)
Observaciones	56	56	56
χ^2	142.67***	61.53***	80.47***
R ²	0.68	0.421	0.599

Nota: Método: MC3E. Variables endógenas: C y xrc. Errores estándar en paréntesis: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Fuente: elaboración propia.

Así mismo, esta relación negativa muestra cómo un alto crecimiento económico no necesariamente apunta a un alto índice de desarrollo económico, particularmente en este caso, una vez que se trata al crecimiento de forma endógena y se explica mediante la dependencia de los recursos naturales tanto difusos como concentrados.

Siguiendo con la tabla 4, el efecto de las instituciones se mantiene positivo y resulta significativo al 1%. Tanto en el modelo donde se trabaja con la variable de los recursos naturales difusos como en el modelo donde se incluye la variable de los recursos naturales concentrados, la χ^2 es estadísticamente significativa al 1%, en la última etapa del método de estimación.

Los resultados aquí presentados son consistentes con la literatura revisada y no se encuentra evidencia alguna de que exista una maldición de los recursos naturales, ya que si bien se puede concluir que si la riqueza de los recursos naturales no se maneja adecuadamente dentro de la economía (mediante instituciones y políticas eficientes), se puede caer en una trampa por el uso deficiente de los recursos naturales, como Sachs y Warner (1995, 2001), Auty (1993, 2001, 2007) y demás autores sostienen en sus trabajos sobre la “maldición”.

Por otro lado, se puede observar que la abundancia de los recursos naturales impulsa al crecimiento y puede aumentar el bienestar social, aun cuando los recursos naturales sean concentrados y su efecto sea menor que el de los recursos naturales difusos. Dicho planteamiento se puede considerar como evidencia de que los recursos naturales son una ventaja para el desarrollo; aunque, en niveles macroeconómicos, tal dependencia del capital natural pueda ser considerada como ineficiente.

Conclusiones

En primer lugar, se desmitifica la maldición de los recursos naturales, encontrando que la dotación de capital natural fomenta el crecimiento económico, al contrario de lo que dice la hipótesis sobre la “maldición”, ya que al utilizar la variable de capital natural, en lugar de la variable propuesta por Sachs y Warner para medir el efecto de los recursos naturales sobre el crecimiento, se encuentra que la abundancia de recursos naturales permite a las economías impulsar su crecimiento económico, lejos de impedirlo. Lo anterior es así, tomando en consideración la diferencia entre abundancia de recursos naturales y dependencia de la extracción de los recursos naturales, además de que la dependencia, en este caso, es analizada de manera endógena.

Una de las explicaciones de la relación negativa entre la dependencia de los recursos naturales y el crecimiento es que los países con mayor riqueza natural, tienen una acumulación de capital más lenta y menor que los países pobres en recursos naturales, debido a que el primer tipo de países, pueden conseguir un crecimiento “fácil” mediante las rentas obtenidas de la explotación de los recursos naturales sin necesidad de encontrar formas alternativas de expansión que impliquen un mayor esfuerzo, y sin que tengan que sacrificar ocio por trabajo, con lo que disminuye de esta manera la utilidad de los agentes; a diferencia del segundo tipo de países, que no pueden sustentar su crecimiento en la extracción del capital natural. Otras explicaciones son la enfermedad holandesa, la poca o nula diversificación de las actividades económicas, la incursión en la búsqueda de rentas, la

administración inadecuada de las rentas obtenidas de los recursos naturales, el desempeño ineficiente de las instituciones, entre otras razones.

En segundo lugar, se demuestra el impacto positivo de los recursos naturales sobre el bienestar social medido a través del Índice de Desarrollo Humano. Sin embargo, el impacto que tienen los recursos naturales difusos sobre el bienestar, es mayor que el impacto que tienen los recursos naturales concentrados. También se encuentra evidencia del papel fundamental que tienen las instituciones sobre el bienestar, al igual que el crecimiento, aunque este último tiene un impacto negativo cuando se considera el efecto de la dependencia y la abundancia del capital natural. Como ya se mencionó previamente, la relación negativa entre crecimiento y bienestar puede explicarse a partir de que el consumo, de los recursos naturales difusos por los agentes de una economía para su bienestar, se ve limitado por las exportaciones de este sector. Así mismo, el beneficio que se obtiene por la extracción de los recursos naturales concentrados es distribuido entre menos personas y, por lo tanto, no se ve reflejado en el desarrollo de la economía en conjunto.

En tercer lugar, se encuentra una relación positiva entre las instituciones y la abundancia de recursos naturales, aunque es mayor el efecto de los recursos naturales difusos que el efecto de los recursos naturales concentrados. Esta relación positiva refleja que existe un efecto tal que cuando se obtiene un aumento en el ingreso por la explotación de los recursos naturales, se exige al país la creación de instituciones de mejor calidad. Entonces, cuando se tienen ingresos altos, pueden disminuir los conflictos sociales y los problemas de corrupción, entre otros, los cuales afectan el desempeño íntegro de las instituciones.

Finalmente, aunque no se encuentra evidencia acerca de la maldición de los recursos naturales, se puede inferir que si no se maneja adecuadamente la riqueza natural, se puede caer en una trampa, por el uso deficiente y la alta dependencia que se haga de ella. No obstante, se conocen algunos casos de economías exitosas que basaron su crecimiento económico en la extracción de recursos naturales. Países como Australia, Noruega e Indonesia, los cuales en la década de 1970 no sufrieron ningún colapso como otras economías altamente dependientes de las exportaciones de petróleo, ya que esas naciones supieron manejar las rentas obtenidas de sus exportaciones a través de la inversión y diversificación de sus actividades.

Como trabajo posterior a este, deberá considerarse la construcción de un modelo de crecimiento más robusto, tomando en cuenta otras variables de control como capital humano, inversión como proporción del PIB de la economía, etc. Además, se recomienda emplear otros métodos de estimación,

como mínimos cuadrados indirectos, puesto que al abordarse por separado la estimación de cada ecuación, se evitan los inconvenientes derivados de la aplicación de métodos simultáneos, como los errores de especificación o de medición de datos, que no solo afectan a la ecuación en la que se localizan sino que, en cierta medida, también al resto de parámetros del modelo. Por ese motivo, los métodos de estimación simultánea resultan indicados para modelos con escaso riesgo de especificación.

Apéndice

A. Muestra de países con economías intensivas en recursos naturales

Los países considerados como economías dependientes de los recursos naturales concentrados, son: Argentina, Australia, Austria, Bangladesh, Bélgica, Benín, Bolivia, Brasil, Camerún, Canadá, China, Colombia, República del Congo, Corea del Norte, Costa de Marfil, Dinamarca, Ecuador, Egipto, España, Estados Unidos, Filipinas, Finlandia, Francia, Ghana, Grecia, Guatemala, Honduras, India, Indonesia, Irlanda, Italia, Jamaica, Japón, Jordania, Malasia, Marruecos, Mauritania, México, Nepal, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Pakistán, Perú, Portugal, Reino Unido, República Dominicana, Senegal, Sierra Leona, Sudáfrica, Suecia, Tailandia, Togo, Trinidad y Tobago, Túnez, Turquía, Venezuela, Zambia y Zimbabue.

Además de los países mencionados anteriormente, la muestra se extiende a los siguientes países, para conformar un total de 81 economías consideradas en el estudio: Burkina Faso, Burundi, Chad, Chile, Costa Rica, El Salvador, Gambia, Guinea-Bissau, Haití, Kenia, Madagascar, Malawi, Mali, Mauricio, Nicaragua, Níger, Panamá, Paraguay, República Centroafricana, Sri Lanka, Suiza y Uruguay.

Referencias

- Acemoglu, D., Johnson, S. y Robinson, J. A. (2001a). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". *American Economic Review*, 91, 1369-1401.
- (2001b). An African Success Story: Botswana. *MIT Department of Economics Working Paper No. 01-37*.
- (2002). "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution". *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1231-1294.
- Auty, R. (1993). *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. Londres, Reino Unido: Routledge.

- Auty, R. (2001). "Resource Abundance and Economic Development". Nueva York, EUA: Oxford University Press.
- _____. (2007). The Resource Curse and Sustainable Development. En Atkinson, G., Dietz, S. y Neumayer, E. (Ed.), *Handbook of Sustainable Development* (207-219). Edward Elgar Publishing.
- Brunnschweiler, C. N. y Bulte, E. H. (2008a). "The Resource Curse Revisited and Revised: A Tale of Paradoxes and Red Herrings". *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(3), 248-264.
- _____. (2008b). "Linking Natural Resources to Slow Growth and More Conflict". *Science*, 320, 616-617.
- Bulte, E. H., Damania, R. y Deacon, R. T. (2005). "Resource Intensity, Institutions and Development". *World Development*, 33(7), 1029-1044.
- Bulte, E. H. y Wick, K. (2006). "Rent Seeking, Conflict and the Natural Resource Curse". *Public Choice*, 128(3/4), 457-476.
- Collier, P., Hoeffler, A. y Soderbom, M. (2004). "On the Duration of Civil War". *Journal of Peace Research*, 41(3), 253-273.
- Ding, N. y Field, B. (2005). "Resource Abundance and Economic Growth". *Land Economics*, 81(4), 496-502.
- Gylfason, T., Herbertson, T. T. y Zoega, G. (1999). "A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth". *Macroeconomic Dynamics*, 3, 204-225.
- Hausmann, R. y Rigobon, R. (2002). "An Alternative Interpretation of the Resource Curse: Theory and Policy Implications". *NBER Working Paper No. 9424*.
- Kunte, A., Hamilton, K., Dixon, J. y Clemens, M. (1998). "Estimating National Wealth: Methodology and Results". *World Bank Environment Department Papers, Environmental Economic Series No. 57*.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A. y Vishny, R. W. (1999). "The Quality of Government". *Journal of Law, Economics and Organization*, 15(1), 222-279.
- Manzano, O. y Rigobon, R. (2001). "Resource Curse or Debt Overhang". *NBER Working Paper No. W8390*.
- Papayrakis, E. y Gerlagh, R. (2003). "Natural Resources: A Blessing or a Curse?". *FEEM Working Paper No. 8.2003*.
- _____. (2004). "Natural Resources, Innovation, and Growth". *FEEM Working Paper No. 129.04*.

- Robinson, J. A., Torvik, R. y Verdier, T. (2006). "Political Foundations of the Resource Curse". *Journal of Development Economics*, 79, 447-468.
- Ross, M. L. (1999). "The Political Economy of the Resource Curse". *World Politics*, 51, 297-322.
- (2004). "What Do We Know About Natural Resources and Civil War?". *Journal of Peace Research*, 41(3), 337-356.
- Sachs, J. D. y Warner, A. M. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". *NBER Working Paper No. 5398*.
- (2001). "Natural Resources and Economic Development: The Curse of Natural Resources". *European Economic Review*, 45, 827-838.
- Sen, A. K. (1986). The Standard of Living. En Sterling McMurrin (Ed.). *Tanner Lectures on Human Values*, Vol. 7. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press.
- Serageldin, I. (Ed.) (1997). *Expanding the Measure of Wealth. Indicators of Environmentally Sustainable Development*. Washington DC.: The World Bank.
- Stiglitz, J. E. (2005). Making natural resources into a blessing rather than a curse. En Schiffrin, A., y Svetlana Tsalik, A. (Eds). *Covering Oil: A Reporter's Guide to Energy and Development*. New York: Open Society Institute.
- Torvik, R. (2002). "Natural Resources, Rent Seeking and Welfare". *Journal of Development Economics*, 62(2), 455-470.

Evolving and relative efficiency of MENA stock markets: evidence from rolling joint variance ratio tests

Amira Akl Ahmed*

Fecha de recepción: 15 I 2013

Fecha de aceptación: 17 I 2014

Abstract

Multiple variance ratio tests, in rolling window procedure, were applied to weekly data (expressed in local and US dollar currencies) for five stock markets in the Middle East and North Africa during 1995-2009. Results indicated that the big and liquid stock markets of Israel and Turkey are ranked as the most efficient. The Egyptian and Moroccan stock markets converged towards efficiency by 2002, due to remarkable improvements in liquidity and information dissemination, whereas the Jordanian stock markets restored its efficiency at the end of the study period. Exchange rates did not matter in determining the dynamics of share returns for equity markets examined.

JEL Classification: G14; G15.

Keywords: Random Walk Hypothesis; Stock Market Efficiency; Variance Ratio Tests, Wild Bootstrap, Middle East and North Africa.

Resumen

Múltiples pruebas de cociente de varianza, con el procedimiento de desplazamiento de periodos (rolling window), se aplicaron a datos semanales (expresados en moneda local y dólares de los E.E.U.U.) para cinco mercados bursátiles en la región de Medio Oriente y África del Norte (MOAN), durante 1995-2009. Los resultados indicaron que los mercados bursátiles de Israel y

* Lecturer in Economics, Benha University, Egypt. PhD in Economics, University of Leicester, England. Address: 18 Atteyah Osman Street, Atreeb, Benha, Egypt. Postcode: 13111. Mobile phone no: 002 011 25999 080. E-mail: amira.ahmed@fcom.bu.edu.eg, aaa46@alumni.le.ac.uk and amira_aki2002@le.ac.uk

I would like to thank Prof. S. G. Hall (University of Leicester) for his valuable suggestions which enriched the current research. I highly praise the anonymous referees for their helpful comments that improved the current work. I am grateful to Edgar Mata Flores, a current PhD student at the department of economics at the University of Leicester, for his assistance in translating the English abstract into Spanish.

Turquía, grandes y con alta liquidez, están clasificados como los más eficientes. Los mercados egipcios y marroquíes convergieron hacia la eficiencia en el año 2002, debido a notables mejoras en la difusión de información y liquidez, mientras que el mercado jordano había restaurado su eficiencia al final del periodo de estudio. Los tipos de cambio no participaron en la determinación de la dinámica de las ganancias accionarias en los mercados de capital que fueron examinados.

Clasificación JEL: G14; G15.

Palabras Clave: hipótesis de caminata aleatoria; eficiencia del mercado de valores; pruebas de cociente de varianza, Bootstrap, Oriente Medio y África del Norte.

Introduction

According to Fama (1970), a market satisfies the weak-form efficient market hypothesis (WFEMH) if relevant information contained in historical prices is fully, rapidly, and correctly reflected into securities' prices. The WFEMH is a joint test of both the fair game property¹ and the validity of the market equilibrium model incorporated into the hypothesis. The common equilibrium-pricing model in tests of WFEMH is the hypothesis that expected returns are constant over time (Fama, 1991). The share price changes because of fluctuations in expected fundamentals. These fluctuations in expectations are, in turn, caused by the release of new information that arrives randomly. Hence, the price of a share is comprised solely of a permanent (fundamental) component which is represented by a random walk (RW) model with drift.

Lo and MacKinlay (1988) utilized the property that the variance of the RW is proportional to time interval and proposed their single variance ratio (VR) tests. However, their VR tests, which are based on asymptotic approximations, are biased (severe size distortions and low power) and right-skewed in finite samples, resulting in misleading statistical inference. Furthermore, it is customary in empirical work to investigate whether the VRs for several pre-determined holding periods are equal to unity. The null of the RW hypothesis (RWH) has to be rejected if it is rejected for some q

¹The WFEMH requires only two necessary conditions. First, it necessitates that the market is aware of all available and relevant information in the sense that it is not ignored. The second necessary condition asserts that the market correctly uses the available information in the sense that the expected return can be viewed as a fair game model in which no system of trading rules can reap higher expected returns than the equilibrium expected returns derived by the market. In other words, the actual returns can be randomly greater or lesser than expected returns, but on average, unexpected returns must be zero (Ahmed, 2011).

intervals. This sequential procedure results in an oversized testing strategy since the RWH requires that VRs for all aggregation intervals selected should equal unity. For this reason, several multiple VR (MVR) tests have been suggested to overcome these problems. Belaire-Franch and Contreras (2004) and Kim and Shamsuddin (2008), independently, developed MVR tests based on the exact rank and sign VR tests of Wright (2000) and the MVR test of Chow and Denning (1993). In addition, Kim (2006) introduced a wild bootstrap version of the MVR test of Chow and Denning (1993).

The current research is motivated by the inconclusive conclusion regarding testing for WFEMH in five of the Middle East and North Africa (MENA) countries, namely Egypt, Jordan, Morocco, Turkey, and Israel [as shown in table (1)]. Procedures and actions taken by these countries to enhance the role of their stock markets include: (1) relaxation (removal) of restrictions imposed on access of foreign investors to capital markets, (2) adopting automated trading systems [Egypt (2001), Jordan (2000), Morocco (1997), Turkey (1993) and Israel (1997)], and (3) regulatory reforms that include establishment of regulatory bodies to ensure shareholders' protection and to monitor market activities (Ahmed, 2013).

From table (1), one could identify the main reasons behind mixed conclusions regarding testing for the WFEMH in MENA countries under consideration. The first reason is using different data frequencies over wide range of periods. Moreover, traditional tests (e.g. serial correlation coefficients) depend on assumptions that are too restrictive to capture the patterns in share prices. Another important reason might be employing different tests with some of shortcomings (e.g. single VR tests). Furthermore, with the exception of Yilmaz (1999) and Ahmed (2013), all efficiency studies mentioned in table (1) tested for the WFEMH in an absolute sense, with an implicit assumption of efficiency being steady during the whole study period. In this context, a more relevant hypothesis to be tested in the case of emerging markets and markets under economic transition is how such infant markets converge towards efficiency since it takes time for the price discovery process to become known (Emerson, Hall and Zalewska-Mitura, 1997). Campbell, Lo and MacKinlay (1997) proposed the concept of relative efficiency, which is the efficiency of one market measured against another, indicating that it may be a more useful concept than all-or-none view investigated by majority of market efficiency literature. Lim and Brooks (2011) supported using VR methodology in overlapping sub-samples when testing for WFEMH to capture the gradual change in the level of efficiency through time, thereby it would be useful in identifying factors that lead markets to become (in)efficient. In addition, it may serve as a measure of constructing efficiency ranking because the main purpose of rolling window estimation is to measure how frequent the WFEMH is rejected during the

whole sample period where large percentage of rejections interpreted as an inferior degree of informational efficiency. Achieving and sustaining high levels of informational efficiency play a key objective for capital market development in emerging markets for three reasons.

First, the efficiency of the stock market in allocating capital to the most productive sectors of the economy crucially depends on its informational efficiency. A well-functioning stock exchange plays an important role for attracting foreign private investments and stimulating domestic savings leading to achieving higher rates of economic growth. Second, by serving as a conduit for improved corporate governance, unbiased market prices may be used as managerial incentives. Third, by conveying information through price signals, public confidence in market mechanisms improves, thereby decreasing risk premia for domestically listed firms (Ahmed, 2013).

Thus, the objective of the current research is to re-examine the issue of WFEMH for Egypt, Jordan, Morocco, Turkey and Israel from the beginning of 1995 until the beginning of 2011,² employing multiple VR tests, introduced by Belaire-Franch and Contreras (2004), Kim and Shamsuddin (2008) and Kim (2006), in rolling window procedure. By doing this, the issue of evolving market efficiency across time and relative efficiency of the employed countries are addressed. In this framework, factors leading to achieve market efficiency and/or events coincide with observable inefficiencies could be identified and, therefore, the issue of whether the recent American mortgage crisis [hitting the international financial markets by the second half of 2007] affected the efficiency of employed countries could be addressed. Financial crises characterized by panic and high levels of volatility and uncertainty are likely to adversely affect the ability of investors to efficiently price securities (Lim and Brooks, 2011). The analysis will be executed using weekly MSCI (Morgan Stanley Capital International) data denominated in both local and US dollar to introduce results from the perspective of local and international investors. The impact of exchange rate dynamics on testing for WFEMH is mixed. Patro and Wu (2004) concluded that inference on the RW is sensitive to currency denomination. However, Lagoarde-Segot and Lucey (2008) found that exchange rates do not matter in testing for WFEMH.

² The study does not go beyond the first month of 2011 due to the problem of missing data arisen from closing Arab exchanges; specifically the Egyptian one, because of the turmoil accompanying the Arab Spring.

Table 1
**Empirical research on testing for the WFEMH of MENA stock markets
 under consideration**

Study	data	Methodology	Market	Main findings
Mecagni and Sourial (1999)	D: 1994 to 1997	AR(1)-GARCH(p,q)-M	EGY	The significance of the AR(1) coefficient indicates departures from efficiency.
Smith, Jefferis and Ryoo (2002)	W: 1990-1998	CHODE	EGY, MOR among other MENA counties	EGY and MOR are not efficient.
Yilmaz (1999)	W: 1998-1998 Local-currency based data set.	CHODE in rolling window estimation.	TUR, ISR, JOR among other countries	All exchange markets moved towards efficiency by the end of the period
Al-Khazali, Ding and Pyun (2007)	W: 1994 to 2003, US dollar-based dataset	R_1, R_2, S_1	EGY, JOR, MOR among other counties	Raw data for all countries were found violating the RW behaviour. However, they were found consistent with it after correcting for thin trading.
Buguk and Brorsen (2003)	W: 1992 to 1999	LOMAC, R_1, R_2, S_1	TUR	LOMAC could not reject the null hypothesis whereas other tests reject the RW behaviour.
Haque, Hassan, Maroney and Sackley (2004)	W: 1988-2002	LB-Q, LOMAC, runs	EGY, JOR, MOR, ISR, among 10 MENA counties	EGY and MOR were found to be predictable whereas JOR and ISR were found to be efficient in pricing equities..
Lagoarde-Segot and Lucey (2008)	D: 1998 to 2004- local and US dollar datasets were employed	LOMAC, CHODE, WBCHODE, R_1, R_2	EGY, JOR, MOR, TUR, ISR	According to LOMAC, CHODE, WBCHODE, the WFEMH was rejected for Egypt and Morocco but not for Jordan, Israel and Turkey, irrespective of the currency used. Reject the null for Egypt and Morocco when WBCHODE is employed. When R_1, R_2 were employed, the RW was rejected for Egypt, Jordan, Morocco, for both currencies and for Israel when series expressed in US dollar is employed.
Smith (2008)	W and M: 2000-2006	WBCHODE, JR_1, JR_2, JS_1	EGY, MOR, among 11 African exchange markets	EGY is efficient but MOR is not.
Ahmed (2013)	W: 1997-2007.	LOMAC, CHODE, WBCHODE, JR_1, JR_2, JS_1	EGY	In the first sub-period, extends from 2 nd of February 1997 to 21 st of July 2002, the EGX imposed tight price limits on the movements of listed shares. Whereas in the second sub-period, stretches from 22 nd of July 2002 to 29 th of June 2007, the EGX shifted to adopt wide boundaries coupled with trading halt for a few minutes if share prices hit their new limits. The EGX, as whole, moved towards efficiency in the second sub-period indicating that the new circuit breaker regime facilitated the price discovery process. Inferential errors of using single LOMAC test when testing for the WFEMH has been highlighted.

Note: D= daily, W=weekly, M= monthly, LB-Q Ljung–Box Q statistic R_1, R_2, S_1 are rank, rank score, and sign tests of Wright (2000), WBCHODE=the wild bootstrapped version of CHODE test introduced by Kim (2006), JR_1 and JR_1 are joint rank tests of Belaire-Franch and Contreras (2004), JS_1 = joint signs test of Kim and Shamsuddin (2008). EGY=Egypt, JOR=Jordan, MOR=Morocco, TUR=Turkey, ISR=Israel.

Source: author's elaboration.

The remainder of the paper is organised as follows. Section 2 introduces the literature review whereas section 3 is devoted to present an overview of the MENA exchange markets under consideration with special reference to informational efficiency issues. Section 4 and 5 present econometric methodology and data, respectively. This would be followed by section 6 that presents the empirical results of the study. Finally, section 7 concludes.

1. Literature review

The RW model has two testable implications. First, stock returns are not predictable based on their own-past history. Second, the variance of return is linearly associated with the holding period. The former has been tested in the literature by examining serial correlation coefficients whereas the latter has been investigated using the VR tests. Since the literature investigating the RWH is voluminous, it is not feasible trying to cover it and, thus, the current review discusses only pioneer and recent studies. The first generation of studies prior to and during 1960s [Kendall, 1953,³ Cootner, 1962; Fama, 1965; and Fama, 1970] supported the randomness of asset prices. However, departures from the RW behaviour in the early literature are statistically significant, it was concluded that such deviations were insignificant in economic terms, and, thus, the 'fair game' property of the EMH was not violated. In other words, the observed serial correlation in returns could not be employed to develop profitable trading systems. It is worth noting that the traditional tests [i.e. serial correlation coefficients and run tests] depend on assumptions that are too restrictive to capture the pattern in share prices. Accordingly, if stock price movements are more complicated than the RW model suggests, sophisticated methodologies are probably required to capture the deviation from the RW model.

Literature emerged since the second half of 1980s, employing more sophisticated econometric methodologies compared to those of the first generation studies, did provide support in favour of return predictability. Lo and MacKinlay (1988) employed their single VR test and presented evidence that the WFEMH is robustly rejected for the entire sample period (1962-1985) and for all sub-periods for variety of aggregate return indexes and size-sorted portfolios since positive serial correlation⁴ is detected in return series over short horizons. They found stronger rejection of the RWH for equally weighted CRSP index than the value-weighted portfolios. Thus, they concluded that rejections are due largely to the behaviour of small stocks because the former was more sensitive to the behaviour of small stocks than the latter. In contrast to positive serial correlation detected at short-horizons by Lo and MacKinlay (1988), Poterba and Summers (1988) employed the single VR tests and reported evidence for mean reversion in returns on stock portfolios at long horizons.⁵ These findings imply that investors were likely to benefit from employing investment techniques based on a contrarian strategy [i.e. buying stocks that have been out of favour for long periods of time]. Nevertheless, these findings are less robust than those of short-horizon

³ Kendall (1953) was the first to note the time dependence of the empirical variance (nonstationarity).

⁴ The value of variance ratio was found to be significantly greater than one.

⁵ The value of variance ratio was found to be significantly less than one.

predictability in returns. An important reason is that since long-horizon returns are measured over years, rather than days or weeks, there are far fewer data. Since the pioneer work of Lo and MacKinlay (1988), a variety of papers applying the single VR tests have found evidence of positive serial correlation at short-horizons for international equity markets [Claessens, Dasgupta and Geln, 1995; Haque, Hassan, Maroney, and Sackley, 2004; and Patro and Wu, 2004]. These results imply that traders were able to benefit from information contained in the past history of prices via employing momentum investment strategies.⁶

Given that the single VR tests tend to over-reject the null hypothesis of the joint test required when testing for RWH, scholars applied the MVR of Chow and Denning (1993) [e.g. Karemera, Ojah and Cole (1999) for 15 of emerging equity markets, Smith, Jefferis and Ryoo (2002) for eight African exchange markets, Jefferis and Smith (2004) for the South African Exchange, Smith (2007) for five MENA exchange markets] found evidence of short-horizon returns' predictability-based on past history. Other recent improvements to VR methodology (e.g. joint rank and sign tests of Belaire-Franch and Contreras (2004), Kim and Shamsuddin (2008) motivated scholars to re-visit the WFEMH for different countries [Smith (2009) for 10 European emerging markets, Al-Khazali, Dingand and Pyun (2007) for seven of MENA exchange markets, Smith (2008) for some African markets, Charles and Darné (2009) for Latin American exchange markets, and Lagoarde-Segot and Lucey (2008) for seven MENA exchange markets]. To conclude, the evidence of testing for WFEMH is still inconclusive and yields some contradictory conclusions even for the same country [e.g. results of Al-Khazali *et al.* (2007), Smith (2008) and Lagoarde-Segot and Lucey (2008) for the EGX]. This could be attributed to the different frequencies employed and the period covered by the study. More importantly, all the above mentioned studies addressed the issue of WFEMH in an absolute sense assuming, implicitly, that the level of market efficiency remains unchanged during the entire sample period. It is reasonable to assume that the level of market efficiency changes due to changes in macro institutions, market regulations and information technologies (Lim and Brooks, 2011).

Another strand of literature concerned with factors affecting the market (in)efficiency addresses the issue by means of non-overlapping subsamples. Implementation of price limit system and financial crisis are among those factors that might hurt market efficiency. Price limits delay full incorporation

⁶ If equity returns are positively correlated over time, then a low (high) return in period t should imply a high likelihood that returns in period $t+1$ will also be low (high). Thus, traders are likely be able to take advantage of such information to improve their portfolio positions. Particularly, they can sell stocks that have recently performed poorly (losers) and buy stocks that have recently performed well (winners) in order to reap excess profits.

of information into prices (price discovery mechanism is delayed to the following days when prices hit their lower or upper limits) and, thus, prevent prices from reaching their equilibrium levels.⁷ Chang and Ting (2000), Ryoo and Smith (2002), and Ahmed (2013) concluded that price limits adversely affect market efficiency in Taiwan, South Korea, and Egypt, respectively. The occurrence of financial crisis is likely to negatively affect market efficiency since, in times of financial turmoil characterized by panic, investors are probably unable to price securities efficiently (Yilmaz, 1999; Lim and Brooks, 2011). This concern motivated Hoque, Kim and Chong (2007) and Kim and Shamsuddin (2008) to explore the impact of the 1997 financial crisis on efficiency of eight emerging Asian equity exchange markets and Auer and Schuster (2011) to investigate the impact of the recent U.S. subprime mortgage crisis on international markets. Hoque *et al.* (2007) found that the crisis has not significant effect on the degree of efficiency since six of employed exchange markets showed signs of inefficiency in the pre- and post-crisis periods. Kim and Shamsuddin (2008) found that the MVR tests employed agreed that the stock markets of Taiwan, Hong Kong, and Japan were efficient in the pre- and post-crisis periods, yet, for the other six exchange markets, the effect of the financial turmoil is difficult to identify given that no agreement could be reached by the three tests employed. Auer and Schuster (2011), applying a battery of MVR tests for data of 55 countries (23 developed, 21 emerging and 11 frontier equity markets), concluded that the majority of developed and emerging markets were found to be efficient before and during the crisis whereas most of the frontier markets are not during the aforementioned periods.

Factors that may positively affect market efficiency include opening the domestic markets to foreign investors and the adoption of an electronic trading system. It is argued that the liberalization of a stock market improves the conditions for market efficiency since the number of market participants increases resulting in higher trading volumes and values which reflects greater tendency for securities' prices to incorporate important market information (Füss, 2005). Given that the majority of foreign investors are institutional investors with large portfolios, the cost of purchasing information is low relative to the sums they invest in these markets, thereby the equity portfolio inflows to emerging markets would result in an increase

⁷ The target of adopting price limits is to control daily volatilities of stock price movements via imposing price constraints in order to provide a cool-off period for rational reappraisal of investment decisions during times of overreaction and panic trading. Therefore, the main task of circuit breaker is to re-inform market participants, thereby facilitating price discovery mechanism. However, opponents of price limits assert that they are ineffective since they interrupt incorporation of information into prices which prevent prices from adjusting to their new equilibrium levels; thereby the price discovery mechanism is delayed to the following days.

in demand for information. In response to this, brokerage firms would be keen to allocate more resources to information gathering and processing. This, in turn, would increase the availability of information regarding individual stocks, sectors, and the whole economy to both international and local investors bringing the exchange closer to efficiency (Yilmaz, 1999). Kim and Singal (2000a, b) and Füß (2005) concluded that stock markets, in general, become efficient after allowing the participation of foreign investors. However, findings of Kawakatsu and Morey (1999a, b) revealed that employed emerging markets were consistent with the WFEMH even before the actual market opening date. Proponents of the positive impact of automation on market efficiency advocate that the execution process of trades becomes faster and less costly. Additionally, traders have access to broader information including bid and ask prices, and trading activities that occur at lower costs due to the existence of a limit order book. In Such computerized system, it is expected to attract more investors, boost trading volume and liquidity, and improve the price discovery process. Naidu and Rozeff (1994) found positive impact of automating the Singaporean Stock Exchange on its efficiency whereas Sioud and Hmaied (2003) found no evidence that automation has led the Tunisian exchange to become efficient.

It may be more reasonable to expect market efficiency to evolve over time in a dynamic manner that is likely not to be captured by an arbitrarily breakpoint as assumed by the approach of non-overlapping sub-periods (Lim and Brooks, 2011). To capture the possibility of smooth changes in market efficiency, Lim and Brooks (2011), Yilmaz (1999), Kim (2004), Kim and Shamsuddin (2008) advocated employing VR tests in a rolling window framework. Lim and Brooks (2011) pointed out that the application of a rolling window essentially helps in (1) capturing the persistence of stock price departures from a random walk benchmark over time, (2) allowing to assess the relative weak-form efficiency of stock markets where the market with lowest percentage of rejecting WFEMH is ranked as the most efficient, (3) identifying the events that coincide with periods of information inefficiency (e.g. financial crisis), and (4) determining the impact of postulated factors on the degree of market efficiency (e.g. financial liberalization).

2. Overview of the MENA exchange markets with special reference to informational efficiency issues

Literature identifies some factors that are likely to influence the informational efficiency of stock markets. These factors include accounting standards,

market size,⁸ liquidity, financial liberalisation, improvements in microstructure (e.g. adopting automated trading system), quality of information and the speed it made available to market participants, and the enforcement of insider trading regulations (Jefferris and Smith, 2004; Yilmaz, 1999; Smith, 2009; Füss, 2005). For example, Yilmaz (1999) concluded that emerging markets converge towards RW behaviour as they evolve through time from small, shallow and segmented markets into sizeable and liquid markets integrated with the world financial system. Disclosure of relevant information is a prerequisite for achieving reasonable degree of market efficiency (Füss, 2005). More importantly, the quality of disclosed information, and, hence, the market efficiency, depends on sound accounting laws and practices. Market liquidity⁹ and size are of crucial importance to an investor's decision to invest in a particular market. Foreign and institutional investors are attracted to larger and more liquid stock markets since this ensures easy entry and exit from the market (Ahmed, 2011). Liquidity facilitates the price formation process; with more frequent trading, prices are likely to respond to new information quickly and, consequently, the market is more likely to be in agreement with the WFEMH (Smith, 2009).

To achieve international comparability in accounting disclosure, MENA countries have amended their national accounting standards to converge with the international set of financial reporting and accounting standards. Thus, all the countries under investigation, currently, pass the transparency criteria and other criteria of market quality set by FTSE (Ahmed, 2011). Regulatory framework that maximises equality among stock market shareholders is important to minimise the asymmetric information and, thus, to ensure market efficiency. The principle of equitable treatment of shareholders (e.g. prohibition of market manipulation and insider dealing) is partially implemented in Turkey¹⁰ (OECD, 2006), partially observed in Egypt, largely observed in Jordan and materially not observed in Morocco¹¹ (Ahmed, 2011)

⁸ Market size is measured by the absolute value of market capitalization and/or its ratio to gross domestic product (GDP)

⁹ Market liquidity could be viewed as the degree to which large transactions can occur in a timely fashion with minimal impact on prices.

¹⁰ It has been assessed as Partly Implemented, primarily for the following reasons: the definition of insider trading is relatively narrow, it is difficult to prove some elements (OECD, 2006)

¹¹ According to OECD assessment of corporate governance principles, largely observed= only minor shortcomings are observed, which do not raise questions about the authorities' ability and intend to achieve full observance in the short term, Partially observed= while the legal and regulatory framework complies with the principle, practices and enforcement diverge., and Materially not observed = it means that, despite progress, shortcomings are sufficient to raise doubts about the authorities' ability to achieve observance.

whereas it has been successfully implemented in Israel (Israel Securities Authority, 2008)

Regarding the main financial indicators for MENA exchange markets under consideration, market capitalization of all exchanges continued to grow during 1995–2007, and then it sharply dropped in 2008 influenced by the American subprime mortgage crisis. Istanbul Stock Exchange (ISE) of Turkey and Tel Aviv Stock Exchange (TASE) of Israel have the biggest market size in terms of absolute market capitalization. In 2004, for example, market capitalization of ISE and TASE were US \$ 98.3 billion and US \$ 95.05 billion, respectively, which is approximately more than twice that of the EGX, three times that of Casablanca Stock Exchange (CSE of Morocco) and five times that of Amman Stock Exchange (ASE of Jordan). The ratio of market capitalization to GDP, which reflects the stock market size as a percentage of the country's economic activity, provides deep insights into the capital market size. Generally speaking, Jordan has the highest ratio of market capitalization to GDP through the whole period reaching its peak (232%) in 2007 whereas Turkey has the lowest percent of financial depth during the period under examination. The rank of Egypt and Morocco is approximately the same during the period under examination with Israel ranked the second. In 2006, for example, the market capitalization to GDP ratio reached 118.83%, 86.97%, 75.2% and 30.59% for Israel, Egypt, Morocco and Turkey, respectively. Regarding the number of listed companies, Egypt has the largest number in 2002 (1148) which declined significantly to reach 305 in 2009. This could be explained by the fact that the number of companies that were de-listed, because they did not comply with the new listing requirements of 2002, exceeded the number of the new listed companies. It is worth mentioning that the large number of listed companies in the EGX up to 2002, most of them were infrequently traded, could be attributed to the tax advantages of being listed in the stock exchange as listed companies benefited from tax exemption equivalent to the value of paid-in capital times interest rate determined by the Central Bank of Egypt. By the end of 2009, Israel ranked first with 609 listed companies, followed by Turkey (315), Egypt (305), Jordan (272) and Morocco (78), respectively (Ahmed, 2011).

Market liquidity could be measured by the value traded, the ratio of value traded to GDP, and the turnover ratio (the value of share traded divided by the market capitalization) that measures the activity of market relative to its size. A small but active stock market will have a high turnover ratio whereas a large, but less liquid stock market will have a low turnover ratio. Exchange markets under examination have experienced booms in their activities which are reflected in the exponential increase in values of traded stocks by approximately 7666%, 2523%, 1110.7%, 373.8%, 863.9% for Egypt, Jordan,

Morocco, Turkey, and Israel, respectively. With regard to the percent of value traded to GDP, it witnessed improvements for all countries during the study period with Turkey and Israel ranked the first and the second until 2001 when the Jordanian exchange percent starts to have three-digit. According to the turnover ratio, ISE is the most liquid exchange during the whole period with three-digit percent, TASE ranked second whereas other markets lagged behind them, however, their liquidity has significantly increased from 12.33%, 28.89% and 6.38% in 2003 to 60.07%, 40.3%, and 45.73% in 2009 for Egypt, Jordan and Morocco, respectively (Ahmed, 2011).

3. Methodology

Campbell *et al.* (1997) classified the RW with drift into three models: (1) Random Walk 1 model (RW1) in which price increments are independently and identically distributed (IID), (2) Random Walk 2 model (RW2) relaxes the assumption of identical increments but still keeps the assumption of independence, and (3) Random Walk 3 model (RW3), also known as martingale difference sequence (MDS), relaxes the independence assumption to accommodate stylized facts of financial series such as volatility clustering by allowing for ARCH effects. The VR methodology exploits the fact that the variance of the RW increments is linear in all sampling intervals. In other words, if the natural logarithm of share price at time, p_t , is a RW then the variance of its q -differences grows proportionally with the difference q . Thus, the variance of q -period returns (i.e. $Var(a_t^q)$ where Var is the variance operator) is q times the variance of one period returns (i.e. $Var(a_t)$), which could be expressed in (1).

$$\frac{Var(a_t^q)}{Var(a_t)} = q \quad (1)$$

Accordingly, the VR for lag q , $VR(q)$ expressed in (2), could be defined as the ratio of the variance of q -period return to q times the variance of one-period return, should be equal unity for any holding period q .

$$VR(q) = \frac{1}{q} \frac{Var(a_t^q)}{Var(a_t)} = 1 \quad (2)$$

To illustrate the VR methodology, consider that the logarithm of price series, p_t follows the RW with drift process.

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \text{ or } \Delta p_t = a_t = \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

Where μ is the drift parameter, $E[\varepsilon_t] = 0$, $E[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-g}] = 0$ for $g \neq 0$ for all t . Consider a time series with asset returns, a_t where $t=1, 2, \dots, T$, the VR of Lo and MacKinlay (1988), using overlapping q -differences, is given by¹² (4)

$$VR(q) = \left\{ \frac{1}{Tq} \sum_{t=q}^T (a_t + a_{t-1} + \dots + a_{t-q+1} - q\hat{\mu})^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (a_t - \hat{\mu})^2 \right\} \quad (4)$$

Where $\hat{\mu} = T^{-1} \sum_{t=1}^T a_t$.

To test for RW1 and RW3 models, Lo and MacKinlay (1988) introduced two test statistics, expressed in (5) and (6), which are asymptotically distributed as standard normal, under assumptions of homoscedasticity (IID random walk assumption) and heteroscedasticity (under their assumption H^*), respectively.¹³

$$Z_1(q) = [VR(q) - 1] \left[\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(Tq)} \right]^{-1/2} \sim N(0,1), \quad (5)$$

$$Z_2(q) = [VR(q) - 1] \left[4 \sum_{j=1}^{q=4} \left(1 - \frac{j}{q} \right)^2 \delta_j \right]^{-1/2} \sim N(0,1) \quad (6)$$

Where

$$\delta_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (a_t - \hat{\mu})^2 (a_{t-j} - \hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^T (a_t - \hat{\mu})^2 \right]^2} \quad (7)$$

¹² The null hypothesis is that $VR(q)=1$, and the alternative hypothesis is $VR(q) \neq 1$. If the null of RW is rejected and $VR(q) > 1$, then positive first order correlation does exist in return series and, hence, variances of returns grow faster than linearly (mean aversion). If the null is rejected and $VR(q) < 1$, then negative first order correlation is detected in return series and, hence, variances of returns grow slower than linearly (mean reverse).

¹³ Testing for independence without assuming identical distributions is quite problematic for time series data. If no restrictions are imposed on how the marginal distributions of the underlying data can vary through time, it would be almost impossible to perform statistical inferences because the sample distributions of even the most elementary statistics cannot be derived.

The aforementioned test statistics have two limitations. First, they test the hypothesis that an individual VR is one; however, the null hypothesis requires $VR(q) = 1$ for all q . Therefore, the approach of Lo and MacKinlay (1988) may be misleading as it tends to over-reject the null hypothesis of a joint test. It may involve much larger Type I error than the nominal level of significance. Second, the sampling distribution of the test statistics was found to be far from normal in finite samples, showing severe bias and right skew. These finite sample deficiencies may give rise to serious size distortions or lower power, which can lead to misleading inferences. This is especially true when the sample size is not large enough to justify asymptotic approximations (Charles and Darné, 2009). The remedy of the first weakness is proposed by Chow and Denning (1993) who showed that the joint test can be carried out by comparing a set of variance ratio estimates with unity and by treating the above mentioned test statistics as Studentized Maximum Modulus variates. The null hypothesis to be tested is $MVR(q_i) = 1$ for $i = 1, \dots, m$ against the alternative hypotheses that $MVR(q_i) \neq 1$ for some i . Accordingly, the null of RW (i.e. IID or MDS sequences) should be rejected if the MVR is significantly different from one for some i . Chow and Denning (1993) defined their test statistics as follows:

$$MZ_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_1(q_i)| \quad (8)$$

$$MZ_2 = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_2(q_i)| \quad (9)$$

Where MZ_1 and MZ_2 are test statistics, introduced by Chow and Denning (1993), under the assumption of IID and heteroscedasticity respectively, and $Z_1(q_i)$ and $Z_2(q_i)$ are defined in (5) and (6), respectively. The second limitation has been approached in different ways by Wright (2000) who generated test statistics which have exact distributions under the null hypothesis. Given T observations of asset returns $\{a_1, a_2, \dots, a_T\}$ and that $r(a_t)$ is the rank of a_t among a_t 's, Wright (2000) defined two standardised random variables r_{1t} and r_{2t} as follows:

$$r_{1t} = \left[r(a_t) - 0.5(T+1) / \sqrt{[(T-1)(T+1)/12]} \right]$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1}[r(a_t)/(T+1)] \quad (11)$$

Where Φ is the standard normal cumulative distribution function.

The series r_{1t} is a simple linear transformation with a sample mean of zero and a sample variance of unity whereas the series r_{2t} , known as the inverse normal, has zero mean and approximately unit variance. Wright (2000) derived VR-based rank test statistics by replacing these transformations of the ranks in the expression of VR(q) given in (4), and, thus, the tests statistic $Z_1(q)$ given in (3) can be expressed as follows:

$$R_1(q) = \left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (r_{1t} + r_{1t-1} + \dots + r_{1t-q+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (12)$$

$$R_2(q) = \left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (r_{2t} + r_{2t-1} + \dots + r_{2t-q+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (13)$$

Under the null hypothesis that a_t is generated from an IID sequence $r(a_t)$ is a random permutation of numbers of 1,2,..., T with equal probability, thus, the exact sampling distributions of R_1 and R_2 , given by (12) and (13) respectively, may easily be simulated to an arbitrary degree of accuracy. In other words, the process involves computing $R_1(q)$ and $R_2(q)$ for a large number of permutations of $r(a_t)$, say 10000, and observing the empirical distribution of the obtained series to compute p -value for two-tailed test.

$$\left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (r_{1t}^* + r_{1t-1}^* + \dots + r_{1t-q+1}^*)^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T r_{1t}^{*2}} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (14)$$

$$\left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (r_{2t}^* + r_{2t-1}^* + \dots + r_{2t-q+1}^*)^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T r_{2t}^{*2}} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (15)$$

Where: $r_{1t}^* = [r^*(a_t) - 0.5(T+1)/\sqrt{(T-1)(T+1)/12}]$,
 $r_{2t}^* = \Phi^{-1}[r^*(a_t)/(T+1)]\{r^*(a_t)\}_{t=1}^T$ is any permutation of 1, 2, ..., T each with equal probability.

Wright (2000) derived a sign-based test statistic S_1 , given in (16), under the assumption of MDS returns permitting conditional heteroscedasticity (Assumptions A_1 and A_2 in Wright (2000) and that the drift parameter $\mu=0$). This is based on the IID series S_t which has mean zero and variance one. If returns, a_t , are positive then each S_t is equal to 1 with probability 0.5 otherwise S_t equals -1 with probability 0.5 as well.

$$S_1(q) = \left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (s_t + s_{t-1} + \dots + s_{t-q+1})^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (16)$$

The exact sampling distribution of S_1 is given by (17), and the critical values of the test can be obtained by simulating its sampling distribution. The null hypothesis is rejected if observed R_1 , R_2 and S_1 are greater than their corresponding values obtained from simulation.

$$\left(\frac{(Tq)^{-1} \sum_{t=q}^T (s_t^* + s_{t-1}^* + \dots + s_{t-q+1}^*)^2}{T^{-1} \sum_{t=1}^T s_t^{*2}} - 1 \right) \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3qT} \right)^{-1/2} \quad (17)$$

Where $\{s_t^*\}_{t=1}^T$ is an IID sequence, each element of which is with probability 0.5 and -1 otherwise. In the spirit of the methodology of Chow and Denning (1993), Belaire-Franch and Contreras (2004) and Kim and Shamsuddin (2008) extended single rank and sign tests of Wright (2000) to the multiple rank and sign tests. Thus, applying the procedure proposed by Chow and Denning (1993), individual rank and sign test statistics expressed in (12), (13) (16) could be extended to joint tests (JR_1 , JR_2 and JS_1 respectively) by computing each test statistic for m different values of q and selecting the one with the maximum absolute value as follows:

$$JR_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |R_1(q_i)|$$

$$JR_2 = \max_{1 \leq i \leq m} |R_2(q_i)|$$

$$JS_1 = \max_{1 \leq i \leq m} |S_1(q_i)|$$

The ranks-based procedures are exact under the IID assumption whereas the signs-based procedures are exact under both the IID and MDS assumptions (Charles and Darné, 2009). The exact sampling distributions of JR_1 , JR_2 and JS_1 are given by (21), (22), and (23) respectively.

$$\max\{|R_1^*(q_1)|, |R_1^*(q_2)| \cdots |R_1^*(q_m)|\} \quad (21)$$

$$\max\{|R_2^*(q_1)|, |R_2^*(q_2)| \cdots |R_2^*(q_m)|\} \quad (22)$$

$$\max\{|S_1^*(q_1)|, |S_1^*(q_2)| \cdots |S_1^*(q_m)|\} \quad (23)$$

However, the approach of Chow and Denning (1993) possesses asymptotic test statistics whose sampling distribution is approximated based on its limiting distribution. For this reason, Kim (2006) employed the wild bootstrap which is applicable to data with unknown form of unconditional and conditional heteroscedasticity, to approximate the sampling distribution of MZ_2 given in (9). The wild bootstrap test based on MZ_2 can be conducted in three steps. First, generate a bootstrap sample of T observations $a_t^* = \eta_t \cdot a_t$ ($t = 1, \dots, T$) where η_t is a random sequence with zero mean and unit variance. Second, calculate MZ_2^* that is the MZ_2 statistic in (9) obtained from the wild bootstrap sample generated in the first stage. Third, repeat the aforementioned steps sufficiently many, say m , times to create the wild bootstrap distribution of the test statistic $\{MZ_2^*(j)\}_{j=1}^m$. The wild bootstrap distribution $\{MZ_2^*(j)\}_{j=1}^m$ is used to approximate the sampling distribution of the MZ_2 statistic. The p -value of the test is estimated as the proportion of $\{MZ_2^*(j)\}_{j=1}^m$ greater than MZ_2 statistic calculated from the original data. In implementing the wild bootstrap test, a specific form of η_t should be chosen. In the current research, the standard normal distribution for η_t is used as Kim (2006) reported that other choices provide qualitatively similar small sample results.

To study the unknown power properties of JS_1 test, Kim and Shamsuddin (2008) conducted a Monte Carlo simulation to compare its power properties with MZ_2 and MZ_2^* . Their Monte Carlo results indicated that MZ_2^* and JS_1 tests are good alternatives in testing for the MDS of a financial return. They found that both tests maintain desirable power properties with longer holding periods, although there is tendency that the power of the tests gets, to a degree, lower with longer holding periods. According to their Monte Carlo results, these new VR tests have superior small sample properties to MZ_2 . It

is worth mentioning that MZ_2^* has higher power than JS_1 particularly when the underlying return series follows an AR(1) or long memory model with GARCH(1,1) errors; relative power is reversed when the underlying return series has a stochastic volatility term. When both MZ_2^* and JS_1 tests are carried out on one series there are four possible outcomes (Smith, 2008): (1) neither test rejects its null hypothesis, in which case it is inferred that the returns series is an MDS; (2) both tests reject the null and, thus, the series of returns is not an MDS; (3) JS_1 rejects and MZ_2^* does not reject; the series is an MDS satisfying Assumption H* of Lo and MacKinlay (1988); and (4) JS_1 does not reject and MZ_2^* rejects; the return series is an MDS satisfying Assumptions A1 and A2 of (Wright, 2000).

4. Data

Weekly data of MSCI indexes for Egypt, Morocco, Jordan, Turkey, and Israel employed in the current study was collected from Data Stream. Lo and MacKinlay (1988) recommended using weekly data to avoid biases inherent in daily series.¹⁴ To examine the presence of exchange rate effects on test of financial asset dynamics, data denominated in domestic and US\$ currencies is employed to introduce results from the perspective of domestic and international investors. From the perspective of foreign investors, the performance of stock markets using common currency is what matters since foreign stocks are assets comprise both the local currency stock index and the dollar/local currency exchange rate. This combination, thus, accounts for any stock market changes that are in fact induced by exchange rate movements, which would be important to foreign investors. In other words, some movements of the equity price indexes are likely to be reflection of the foreign exchange exposure of listed firms. Stock prices denominated in the common currency implicitly represent the sum of the returns on two assets: the domestic stock index and the domestic currency. The study period starts from 4th of January, 1995 to 5th of January, 2011. The data points are associated with Wednesdays, however; those associated with Tuesdays are employed if the markets under consideration are closed in Wednesdays.

5. Empirical results

Following Kim (2004), the rolling window procedure is applied in a fixed window size of 260 observations (equivalent to 5 year of employed weekly

¹⁴ Biases inherent in daily data include the biases associated with non-trading, asynchronous prices, and the bid-ask spread.

data, assuming each year has, on average, 52 weeks). To detect the smooth change in the level of informational efficiency on a monthly basis, the MVR analysis is conducted using the first 260 observations corresponding to the first sub-period; then the sample is rolled 4 points forward, eliminating the first 4 observations, performing the VR tests for the new window and repeat this procedure until the end of the series. For the sample period considered here, return series for an index a_t includes 836 observations. Thus,

Sub-period 1: $a_1, a_2, a_3, \dots, a_{260}$
 Sub-period 2: $a_5, a_6, a_7, \dots, a_{264}$
 $\vdots$
 Sub-period 145: $a_{577}, a_{578}, a_{579}, \dots, a_{836}$.

Accordingly, there are 145 overlapping sub-samples for each index. The RW behaviour of each index is tracked across these sub-periods and the market with the highest percentage of rejecting WFEMH would be classified as the least efficient, in contrast to, the market with the lowest percentage of rejections would be ranked as the most efficient.

Table (2) presents statistical descriptions of local and US dollar-based data in panels A and B respectively. For of local-currency based data, the average weekly return in Turkey is more than twice that of Egypt, around four times that of Israel and Morocco, and around fifteen times that of Jordan. For a measure of risk, Turkey has the highest sample standard deviation which is around one and half, twice, more than twice, and around three times as that of its counterparts in Egypt, Israel, Jordan and Morocco respectively. Accordingly, Turkey has the highest approximate Sharpe ratio, a measure of risk-adjusted performance, followed by Morocco, Egypt, Israel, and Jordan.

The relative ranking of mean returns is not maintained for exchange rate-adjusted data as Egypt comes with the highest mean return followed by Turkey, Morocco, Israel, and Jordan. On a risk-adjusted basis, Morocco has the largest Sharpe ratio followed by Egypt, Israel, Turkey and Jordan. Domestic investors, with the exception of Morocco, would obtain higher risk-adjusted returns than would international investors.

All return series denominated in both local and US dollar currencies are significantly left-skewed and exhibit excess kurtosis. Therefore, the unconditional normality is soundly rejected by Jarque-Bera (JB) statistics beyond 1% level of significance. There is also evidence of autoregressive conditional heteroscedasticity in weekly returns according to the ARCH test.

Table 2
**Descriptive statistics of local and US dollar-based weekly equity returns
of MENA countries**

Descriptive statistics	Panel (A): statistical description for the local currency-based data				
	Egypt	Jordan	Morocco	Turkey	Israel
Mean	0.00318	0.00045	0.00180	0.00657	0.00171
Std. Dev.	0.040	0.0267	0.0223	0.0623	0.0306
Skewness	-0.526*	-0.5770*	-0.321*	-0.2430	-0.3310*
t-statistic(1)	(-6.261)	(-6.869)	(-3.821)	(-2.892)	(-3.940)
Kurtosis	6.604*	8.928*	8.070*	5.257*	5.172*
t-statistic(2)	(21.257)	(34.965)	(29.905)	(13.312)	(12.811)
J-B statistic	490.49	1269.27	908.808	143.1843	179.419
[p-value]	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*
Standardised returns(3)	0.0795	0.0168	0.0807	0.1054	0.0555
ARCH test(4)	53.61	135.41	18.07	28.00	77.97
p-value	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*
Descriptive statistics	Panel (B): statistical description for the US dollar-based data				
	Egypt	Jordan	Morocco	Turkey	Israel
Mean	0.00257	0.00044	0.00186	0.00219	0.00160
Std. Dev.	0.0411	0.0264	0.0247	0.0706	0.0328
Skewness	-0.571*	-0.6299*	-0.2707*	-0.5404*	-0.3481*
t-statistic(1)	(-6.797)	(-7.498)	(-3.222)	(-6.433)	(-4.144)
Kurtosis	6.643*	8.642*	7.705*	4.958*	5.163*
t-statistic(2)	(21.488)	(33.279)	(27.752)	(11.549)	(12.758)
J-B statistic	507.376*	1160.12*	780.711*	174.146*	179.698*
[p-value]	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Standardised returns(3)	0.0625	0.0166	0.0753	0.0310	0.0487
ARCH test(4)	53.92*	157.92*	61.23*	40.90*	57.53*
p-value	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Notes: (1)t-statistic, between parentheses, is calculated as $t = (S' - 0)/SE(S')$, where S' is value of skewness coefficient of certain index, 0 is the value of skewness coefficient for a normal distribution, and $SE(S')$ is the standard error of the estimated skewness coefficient which calculated as the square root of $6/n$, where n is the number of observations. (2) t-statistic, between parentheses, is calculated as $t = (K' - 3)/SE(K')$, where K' is value of kurtosis coefficient of certain index, 3 is the value of kurtosis coefficient for a normal distribution, and $SE(K')$ is the standard error of the estimated kurtosis coefficient which calculated as the square root of $24/n$, where n is the number of observations. (3) Standardised return (or the approximate of Sharpe ratio), providing a measure of the return-risk profiles of the equity markets employed, is computed as the average of mean return of each series divided by its standard deviation. Unlike the standard Sharp ratio, computed as an asset's excess return divided by the asset's standard deviation, the approximate Sharpe ratio is computed as each series' mean return divided by the series standard deviation. *, ** indicate that the null hypothesis should be rejected at 1% or less and 5% or less level of significance respectively. (4) Testing for conditional heteroscedasticity is based on Lagrange Multiplier principle test. Consider the null hypothesis of no ARCH errors versus the alternative hypothesis that the conditional error variance is given by an ARCH(q) process. Number of lags considered is 4.

Source: author's own calculations.

First, before proceeding to apply the rolling window analysis, MZ_2^* , JR_1 , JR_2 , and JS_1 tests are executed using the full sample for 2, 4, 8, and 16 week-holding periods¹⁵ for both local and dollar-based datasets, (see table 3). From table (3), the Turkish and Israeli stock exchanges are found to be consistent with the WFEMH irrespective of the employed test or currencies as the null could not be rejected at any conventional level of significance. According to MZ_2^* the Jordanian, the Egyptian, and the Moroccan exchange markets are consistent with the WFEMH from the perspective of both domestic and international investors. It may be too early to draw a concrete conclusion regarding the behaviour of stock prices in Egypt, Jordan, and Morocco as it is likely that the rejection of the WFEMH in the whole sample is driven by the behaviour of equity prices in earlier times of the employed sample. Conversely, the incapability of rejecting the WFEMH in the case of Turkey and Israel for the whole period under investigation does not necessarily indicate that the behaviour of their equity prices is consistent with the RW throughout the study period.

Table 3

Results of joint VR tests of local and US dollar-based weekly equity returns of MENA countries

Test employed	Panel (A): Results for the local currency-based data				
	Egypt	Jordan	Morocco	Turkey	Israel
MZ_2^* -p value	0.069	0.1223	0.3425	0.7167	0.7957
JR_1 -p-value	0.0002*	0.0067*	0.0001*	0.5190	0.4042
JR_2 -p-value	0.0017*	0.0031*	0.0004*	0.8225	0.4388
JS_1 p-value	0.0004*	0.0004*	0.0000*	0.1717	0.2195
Test employed	Panel (B): Results for the US dollar-based data				
	Egypt	Jordan	Morocco	Turkey	Israel
MZ_2^* -p value	0.0331*	0.1106	0.1162	0.7788	0.4611
JR_1 -p-value	0.0001*	0.0063*	0.0004*	0.8804	0.4845
JR_2 -p-value	0.0003*	0.0035*	0.0001*	0.8323	0.3546
JS_1 -p-value	0.0069*	0.0008*	0.0000*	0.3815	0.7370

Note: number of both wild bootstrap MZ_2^* and Monte Carlo simulation (of JR_1 , JR_2 , and JS_1) was set to 10000 replications. *, ** indicate the rejection of the null at 1% (or less) and 5% (or less) respectively.

Source: author calculations

To track the evolution of efficiency across time, the above mentioned tests are executed for the aforementioned time horizons with moving sub-sample window, where the number of replication for both wild bootstrap and Monte

¹⁵ For weekly data, widely-used holding periods are $q=2, 4, 8$, and 16 [see for example Lo and MacKinlay (1988)].

Carlo simulation is set to 10000. If the p -values of employed tests are less than 5%, the null hypothesis has to be rejected at 5% level of significance for that period. Plots of p -values of MZ_2^* , JR_1 , JR_2 , and JS_1 for Egypt, Jordan, Morocco, Turkey, and Israel are displayed in Figures (1) through (5) in the appendix, respectively. In each figure, panel (A) introduces the results of domestic currency-based datasets whereas panel (B) presents exchange rate-adjusted data sets. It is worth mentioning that the p -values of each test are plotted against the last time points of moving sub-samples windows.

The behaviour of the Egyptian exchange did not satisfy the WFEMH in earlier periods, approximately up to 2002, but the WFEMH could not be rejected by, almost all tests, as the observations pertaining to earlier periods are dropped from the window. This is in line with the conclusion drawn by (Ahmed, 2013) where the inefficiency of the EGX up to the end of 2002 could be explained by many reasons. These reasons include (1) tight symmetric price limits of $\pm 5\%$ imposed on daily movements of stock prices as they delay price discovery process, (2) limited information available to market participants about corporations' development due noncompliance with mandatory disclosure requirements, (3) and information asymmetry among market participants because of selective disclosure¹⁶ and self-dealing.

The EGX convergence towards efficiency is a reflection of the growth in its size and liquidity, the relaxation of price limits and stipulating the trading halt mechanism,¹⁷ and remarkable improvements in the infrastructure and environment of trading such as the new automated trading system, shortening the duration of financial settlements, and allowing for trading on margin and market maker activities. What is more, corporate governance standards in Egypt have witnessed considerable improvement, between 2001 and 2004 (World Bank, 2001; World Bank, 2004; Fawzy, 2003).

According to MZ_2^* and JS_1 test which are robust for heteroscedasticity, the CSE of Morocco moved towards efficiency by the end of 2002. Before 2002, the CSE was characterized by a lack of transparency (local accounting standard were employed), small number of individual investors, and extreme

¹⁶ Selective disclosure takes place when corporate insiders provide some important information to selected group of people (e.g. certain investors or analysts) without making this information available to the public, which creates potential insider trading. Consequently, informed investors are likely using such information in trading at the expense of less informed investors.

¹⁷ Starting from 22nd of July 2002, the EGX expanded the price boundaries imposed on daily movements of listed shares which are accompanied by applying trading halt for a period of 30 minutes, 45 minutes or until the end of the trading session if the weighted average price of stocks hit the limits of $\pm 10\%$, $\pm 15\%$ or $\pm 20\%$ respectively, when compared to their opening prices.

illiquidity represented by non-trade of many stocks for several consecutive weeks (Ghysels and Cherkaoui, 2003; Ahmed, 2011). Extensive series of reforms, deregulations and privatization have taken place in recent years which has been reflected in the market size and liquidity (Ahmed, 2011). For example, the market capitalization ratio to GDP jumped from 24.09% in 2001 to 100.36% in 2007. Similarly the value of stock traded to GDP and turnover ratio increased from 2.58% and 9.74% in 2001 to 34.93% and 42.09% in 2007, respectively. Important reasons that are likely to cause the CSE move towards efficiency include adopting the international accounting standards, improvements in the information dissemination process (e.g. the CSE created its own website to provide market participants with information regarding corporate developments on timely basis). For this reason, it has passed the criteria of transparency and market depth information set by FTSE for stock market quality (Ahmed, 2011).

The Jordanian exchange was efficient in pricing equities up to the end of 2005. Periods of inefficiencies are detected since then, however; the duration of these periods differs from one test to another. The Jordanian exchange was overvalued by the end of 2005 because of spillover effect from oil-producing regional neighbours (i.e. Saudi Arabia and Kuwait) experiencing sharp increase in oil prices. However, a process of price correction took place when Arab investors from Gulf countries had withdrawn considerable funds from the ASE to cover their financial positions in their domestic markets after the sharp decline in stock prices in Saudi Arabia and other Gulf stock markets¹⁸ (Saadi-Sedik and Petri, 2006).

Results of the Turkish and Israeli stock exchange markets are not surprising since both exchanges, as mentioned earlier, are the biggest in size (according to the absolute value of market capitalization), the most liquid (according to the turnover ratio), and more importantly they currently pass the 22 criteria set by FTSE to assess stock market quality and, thus, they are classified as developed exchanges (Ahmed, 2011). In addition, both possess very-developed financial system (Lagoarde-Segot and Lucey, 2008).

Given that both MZ_2^* and JS_1 are robust for heteroscedasticity, they are used to rank the efficiency of markets under examination, as shown in table (4).

¹⁸ By the end of 2005, Arab investors accounted for 36% of market capitalization in Jordan.

Table 4
Results of relative efficiency of MENA markets under examination

Panel A: Local currency- based dataset						
Country	MZ_2^*			JS_1		
	No of sub-samples in which WFEMH is rejected	% Of whole sub-samples	Rank	No of sub-samples in which WFEMH is rejected	% Of whole sub-samples	Rank
Egypt	40	28.27%	3	49	33.79%	4
Jordan	35	24.13%	2	16	11.03%	2
Morocco	44	30.34%	4	41	28.27%	3
Turkey	0	0%	1	7	4.82%	1
Israel	0	0%	1	16	11.03%	2
Panel B: US \$ currency- based dataset						
Country	MZ_2^*			JS_1		
	No of sub-samples in which WFEMH is rejected	% Of whole sub-samples	Rank	No of sub-samples in which WFEMH is rejected	% Of whole sub-samples	Rank
Egypt	45	40.68%	4	17	11.72%	3
Jordan	43	29.65%	3	11	7.58%	2
Morocco	33	22.75%	2	49	33.79%	4
Turkey	0	0%	1	0	0%	1
Israel	0	0%	1	0	0%	1

Source: author's own calculations based on the results of MVR tests applied using rolling window procedure.

According to JS_1 and MZ_2^* Turkish and Israeli exchange markets are the most efficient irrespective of the currency employed. Jordan is ranked as the second efficient market from the perspective of domestic investor according to both JS_1 and MZ_2^* . Egypt and Morocco are ranked as the third and the fourth according to MZ_2^* where this rank is reversed according to JS_1 when local currency-based dataset is employed. When dataset based on US dollar is employed Jordan maintains the second rank according to JS_1 but comes the third, after Morocco, according to MZ_2^* . It is worth noting that, with the exception of results based on JS_1 test applied to datasets denominated in local currencies, the number of sub-samples in which the WFEMH has to be rejected is very similar for Jordan and Egypt.

Roughly speaking, based on the empirical results of MVR tests robust for heteroscedasticity, it seems that exchange rate dynamics do not have

significant impact on testing for weak-form-efficiency in the countries under examination. The current study and that conducted by Lagoarde-Segot and Lucey (2008) agree that dynamics of exchange rates did not matter in testing for the WFEMH in exchange markets under investigation. However, their analysis was conducted in a static manner whereas the current study executed the analysis in a dynamic manner through the rolling window procedure. On the other hand, Patro and Wu (2004) found that inference of the WFEMH testing is sensitive to currency domination (local and US\$ currencies were used). In addition, Karemera *et al.* (1999) concluded that exchange rates did matter in determining the dynamics of share returns in two groups of the exchange markets they examined. The first group of countries (Argentina, Brazil, Hong Kong, Indonesia Mexico, the Philippines and Turkey) have had suffered from unsettled exchange rate regimes whereas the second group of countries (Singapore and Taiwan) have had strict monetary and exchange rate controls during their study period¹⁹. The recent American mortgage crisis did not affect the efficiency of stock markets under examination. These findings are in line with other empirical work tested the impact of financial crisis on market efficiency (Hoque *et al.*, 2007; Auer and Schuster, 2011).

The conclusion reached here conforms to that of Lagoarde-Segot and Lucey (2008) who studied the exchange markets under consideration. Their results showed that Turkey and Israel showed the strongest evidence of weak-form-efficiency followed by Jordan, Egypt, and Morocco, and the rank of Egypt and Jordan was very close as the case here. They interpreted these findings in terms of liquidity and market size. In addition, they debated that the extent of weak-form- efficiency in the MENA stock exchanges is mainly explained by differences in stock market development (e.g. market capitalisation, and turnover ratio) and corporate governance (e.g. disclosure and shareholder protection). The Turkish and Israeli exchange markets seem to be the most efficient markets among those studied here.

Conclusion

The current research was motivated by the inconclusive conclusion regarding testing for the WFEMH in five selected MENA exchange markets and by the arguments of Campbell *et al.* (1997) and Emerson *et al.* (1997) that evolving

¹⁹ With the aim to overcome some macroeconomic imbalances and to achieve higher economic growth rates, MENA exchanges under examination have introduced economic reform policies that include economic liberalization policies such as fiscal, monetary and foreign trade policies and relaxation of restrictions imposed on the flows of foreign direct investments. Israel was the first among MENA countries to launch its economic reform programmes in 1985 followed by Turkey and Morocco (1989), Egypt (1992), and Jordan (1995).

and relative efficiency is a more relative hypothesis to be tested rather than the absolute efficiency hypothesis. The MVR tests of Belaire-Franch and Contreras (2004), Kim and Shamsuddin (2008) and Kim (2006) have been applied in a rolling window procedure on to weekly data, expressed in both domestic and US dollar currency, during the period extends from 4th of January, 1995 to 5th of January, 2011. Applying the rolling window procedure casts doubts on the validity of testing for the WFEMH in an absolute sense since the degree of market efficiency of Egypt, Morocco, and Jordan were found to vary across time. As one may expect, the big, the most liquid exchange markets of Turkey and Israel, that satisfy the 22 criteria set by FTSE to assess market quality, were found to be the most efficient in pricing equities since the null of RW could not be rejected through, almost, all sub-samples. In addition, Turkish and Israeli exchange markets both possess very-developed financial system.

The EGX of Egypt convergence towards efficiency, by 2002, could be attributed to many reasons. First, adopting the new electronic trading system, whose capacity is 18 times that of the old trading system, is thought to have positive impact on market efficiency since the execution process of trades becomes faster and less costly. In addition, traders have access to broader information including bid and ask prices. In Such computerized system, it is expected to attract more investors, boost trading volume and liquidity and improve the price discovery process (Ahmed, 2013). Second, the new circuit breaker regime (relaxing the price limits and adopting trading halts for a few minutes if the price hit their new boundaries) facilitated the price discovery process as information is efficiently incorporated into equity prices once trading is resumed after trading suspended. Third, the EGX witnessed remarkable developments in the fields of disclosure, transparency and information dissemination; thereby it currently passes the transparency criteria set by FTSE. Fourth, the Capital Market Authority, an independent regulatory agency, succeeded to ensure shareholders' protection and to actively monitor market activities (Ahmed, 2011).

The Jordanian exchange was found efficient in pricing equities up to 2005. Efficiency could be explained in terms of size, liquidity, and automation. However, the Jordanian exchange has experienced inefficiencies since then. Overvaluation of the Jordanian equities could be attributed to the spill-over effects from neighbouring oil-producing countries that experienced sharp increase in oil prices. A process of price correction took place when Arab investors withdrew considerable funds from the Jordanian market and thus it restored its efficiency. The ASE currently passes the criteria of transparency criteria and other criteria of market quality set by FTSE. For example, the Jordan Securities Commission (created in 1997 and is entrusted with

supervisory and legislative functions) actively monitor the ASE, according to FTSE (Ahmed, 2011)

The CSE of Morocco converged towards efficiency by late 2002 due to remarkable improvements in liquidity, information dissemination, transparency and disclosure. Morocco has amended its national accounting standards to converge with the international set of financial reporting and accounting standards. In addition, the CSE created its own website to provide market participants with information regarding corporate developments on timely basis. Accordingly, the CSE currently passes the transparency criteria set by FTSE. The Securities Commission²⁰, the regulatory body, actively succeeded to monitor market activity according to criteria set by FTSE (Ahmed, 2011).

Active participation of foreign investors,²¹ who are mainly international ones with large portfolios, may have resulted in an increase in demand for information since the cost of purchasing information is low relative to the sums invested by them. Devoting resources to information gathering and processing may have led to increase the availability of information regarding individual stocks, sectors, and the whole economy to both international and local investors. Such participation is considered an important factor leading the exchange markets under examination to move towards efficiency (Ahmed, 2011).

The relative ranking of the Egyptian, Jordanian and Moroccan exchange markets depends on the test employed. However, it is worth mentioning that, with the exclusion of results based on the JS₁test applied on to data sets denominated in local currencies, the number of sub-samples in which the WFEMH has to be rejected is very similar for Jordan and Egypt.

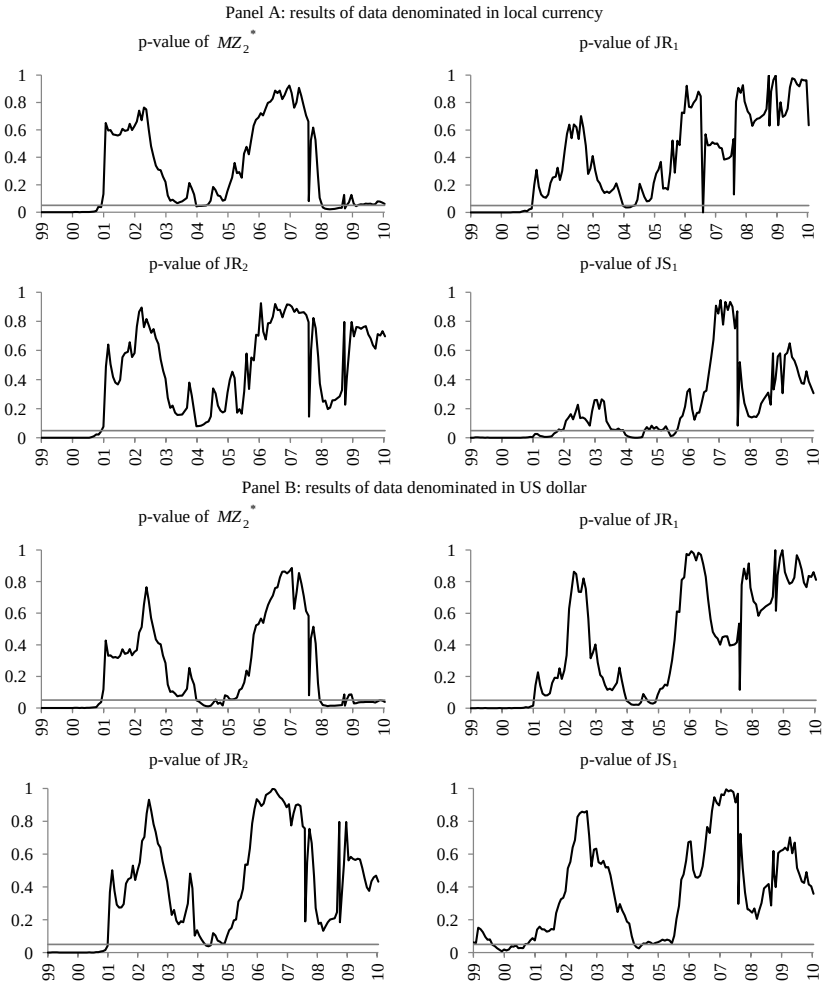
Broadly speaking, the empirical results suggest that the exchange rates did not matter in determining the dynamics of share returns for equity markets examined here. In addition, the recent financial crisis did not seem to affect testing for the WFEMH in the exchange markets under examination. These findings regarding the impact of exchange rate and financial crisis on testing for the WFEMH are in line with findings of other scholars (Hoque *et al.*, 2007; Auer and Schuster, 2011; Lagoarde-Segot and Lucey, 2008).

²⁰ The securities Commission in Morocco is known as Conseil De'ontologique des Valeurs Mobili'eres or CDVM.

²¹ Foreign investors have complete access to MENA exchanges under consideration with unrestricted repatriation of capital and income from investment, with the exception of JSE of Jordan. Foreign investors are allowed to hold majority stakes in all sectors in the ASE except construction, mining and commercial service companies.

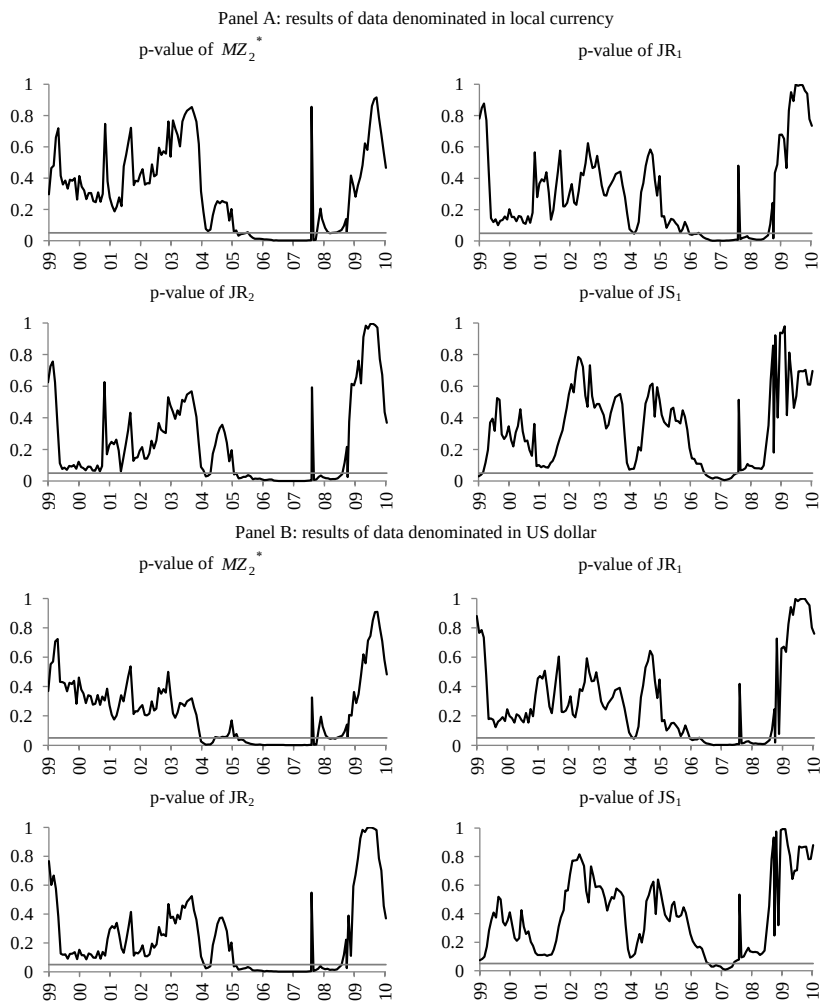
Appendix

Figure 1
Multiple VR tests for Egypt



Note: The horizontal line represents 5%.
Source: author's own calculations based on applying MVR methodologies described in section 4 on to Egyptian data.

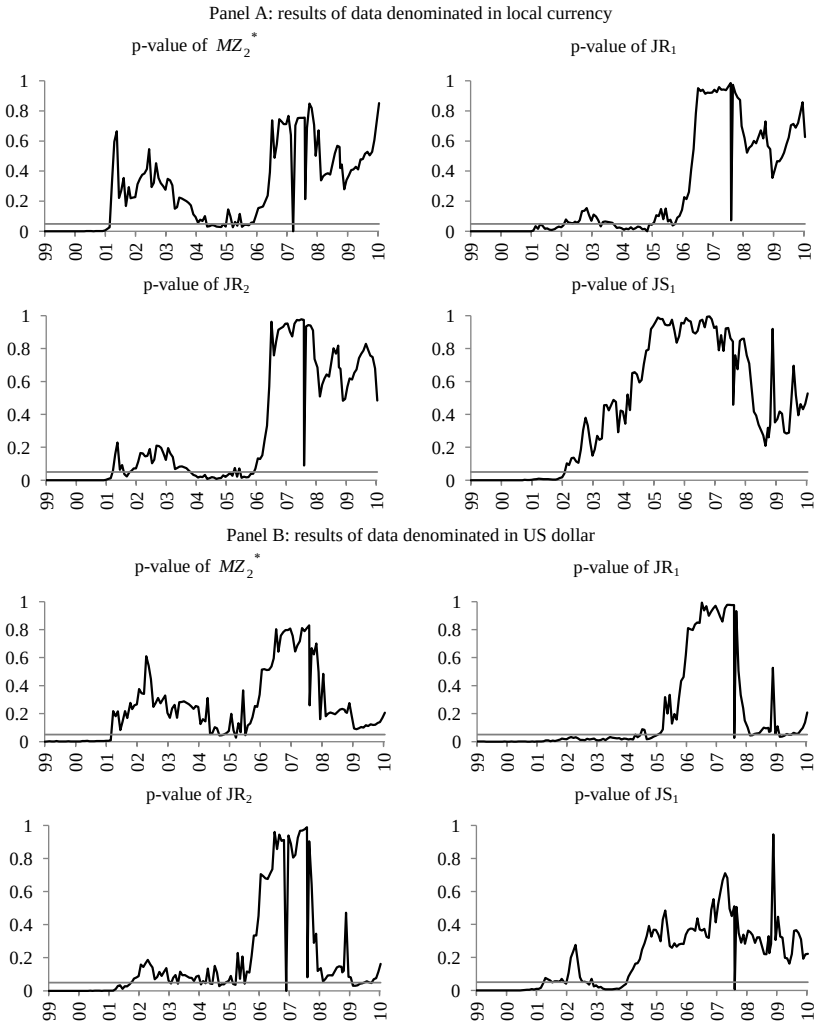
Figure 2
MVR tests for Jordan



Note: The horizontal line represents 5%.

Source: author's own calculations based on applying MVR methodologies described in section 4 on to Jordanian data.

Figure 3
MVR tests for Morocco

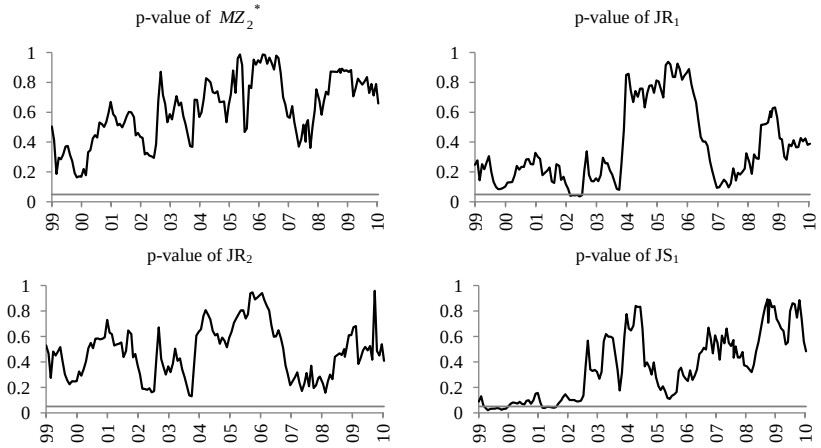


Note: The horizontal line represents 5%.

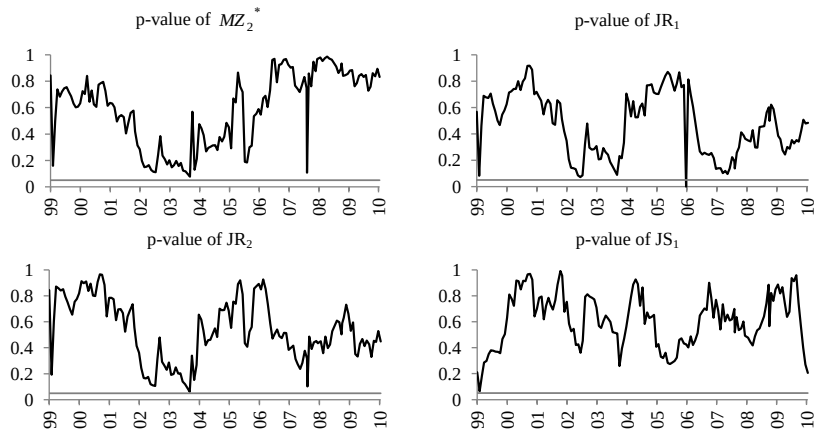
Source: author's own calculations based on applying MVR methodologies described in section 4 on to Moroccan data.

Figure 4
MVR tests for Turkey

Panel A: results of data denominated in local currency



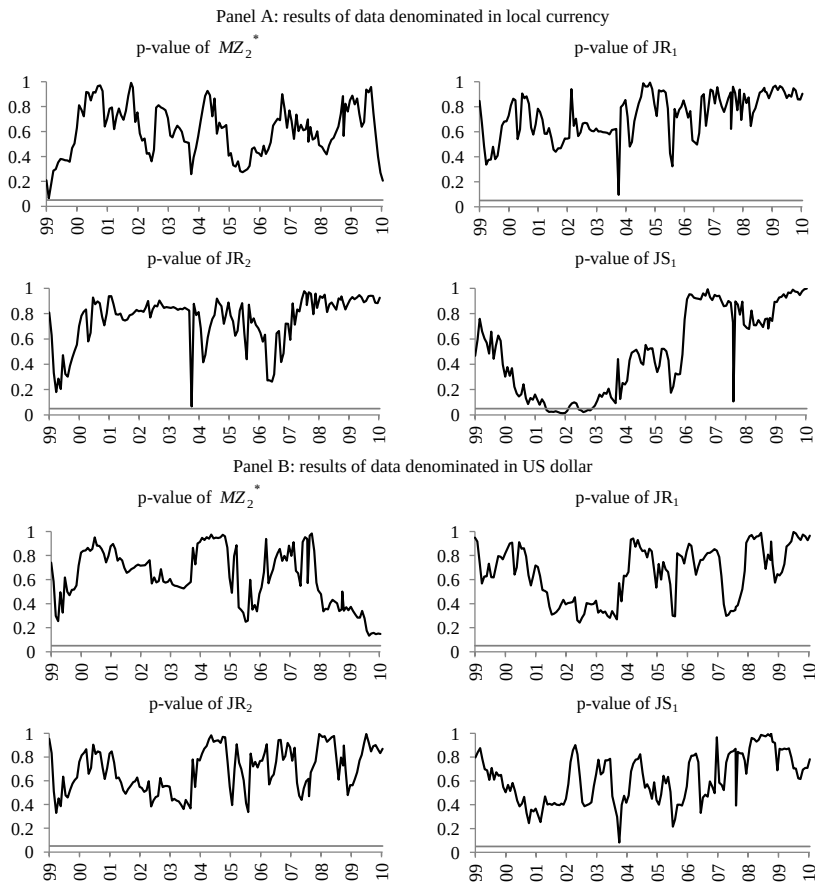
Panel B: results of data denominated in US dollar



Note: The horizontal line represents 5%.

Source: author's own calculations based on applying MVR methodologies described in section 4 on to Turkish data.

Figure 5
MVR tests for Israel



Note: The horizontal line represents 5%.

Source: author's own calculations based on applying MVR methodologies described in section 4 on to Israeli data.

References

- Ahmed, A. A. (2011). *Empirical Testing for Martingale Property: Evidence from the Egyptian and Some Selected MENA Stock Exchanges*. (PhD thesis). Department of Economics, University of Leicester.
- _____. (2013). "Does the Egyptian Stock Exchange Follow a Random Walk? An Empirical Analysis". *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB)*, 1(5), 505–536.

- Al-Khazali, O. M., Dingand, D. K., and Pyun, C. S. (2007). "A New Variance Ratio Test of Random Walk in Emerging Markets: A Revisit". *Financial Review*, 42, 303–317.
- Auer, B. R., and Schuster, M. (2011). "Does the Financial Crisis Influence the Random Walk Behaviour of International Stock Markets?". *Applied Economics Letters*, 18(4), 319–323.
- Belaire-Franch, J., and Contreras, D. (2004). "Ranks and Signs-based Multiple Variance Ratio Tests". *Working paper, Department of Economic Analysis, University of Valencia*.
- Buguk, C., and Brorsen, W. B. (2003). "Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence from the Istanbul Stock Exchange". *International Review of Financial Analysis*, 12, 579–590.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Chang, K. P., and Ting, K. S. (2000). "A Variance Ratio Test of the Random Walk Hypothesis of Taiwan's Stock Market". *Applied Financial Economics*, 10, 525–532.
- Charles, A., and Darné, O. (2009). "Variance-ratio tests of random walk: an overview". *Journal of Economic Surveys*, 23, 503–527.
- Chow, K. V., and Denning, K. C. (1993). "A Simple Variance Ratio Test". *Journal of Econometrics*, 58, 338–401.
- Claessens, S., Dasgupta, S., and Geln, J. (1995). "Return Behaviour in Emerging Stock Markets". *The World Bank Economic Review*, 9(1), 131–151.
- Cootner, P. (1962). "Stock prices: Random vs. Systematic Changes". *Industrial Management Review*, 3, 24–45.
- Emerson, R., Hall, S. G., and Zalewska-Mitura, A. (1997). "Evolving Market Efficiency with an Application to Some Bulgarian Shares". *Economics of Planning*, 30, 75–90.
- Fama, E. F. (1965). "The Behaviour of Stock Market Prices". *Journal of Business*, 37, 34–105.
- _____. (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*, 25, 383–417.
- _____. (1991). "Efficient Market Hypothesis II". *Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617.

- Fawzy, S. (2003). "Assessment of Corporate Governance in Egypt". *The Egyptian Centre for Economic Studies, Working Paper No. 82*.
- Füss, R. (2005). "Financial Liberalization and Stock Price Behaviour in Asian Emerging Markets". *Economic Change and Restructuring*, 38, 37-62.
- Ghysels, E., and Cherkaoui, M. (2003). "Emerging Markets and Trading Costs: Lessons from Casablanca". *Journal of Empirical Finance*, 10, 169- 198.
- Haque, M., Hassan, M. K., Maroney, N. C., and Sackley, W. H. (2004). "An Empirical Examination of Stability, Predictability, and Volatility of Middle Eastern and African Emerging Stock Markets". *Review of Middle East Economics and Finance*, 2(1), 19-42.
- Hoque, A., Kim, J. H., and Chong, S-P. (2007). "A Comparison of Variance Ratio Tests of Random Walk: A Case of Asian Emerging Stock Markets". *International Review of Economics and Finance*, 16, 488-502.
- Israel Securities Authority (2008). "Israel: Self-Assessment According to Methodology for Assessing the Implementation of the OECD Principles on Corporate Governance". Israel.
- Jefferis, K., and Smith, G. (2004). "Capitalisation and Weak-form Efficiency in the JSE Securities Exchange". *South African Journal of Economics*, 72, 684-707.
- Karemera, D., Ojah, K., and Cole, J. A. (1999). "Random Walks and Market Efficiency Tests: Evidence from Emerging Equity Markets". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 13, 171-188.
- Kawakatsu, H. and Morey, M. R. (1999a). "An Empirical Examination of Financial Liberalization and the Efficiency of Emerging Market Stock Prices". *Journal of Financial Research*, 22, 385-411.
- _____. (1999b). "Financial Liberalization and Stock Market Efficiency: An Empirical Examination of Nine Emerging Market Countries". *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 353-371.
- Kendall, M. G. (1953). "The analysis of economic time-series—Part I: Prices". *Journal of the Royal Statistical Society Series A (General)*, 116(1), 11-25.
- Kim, J. H. (2004). "Testing for the Martingale Hypothesis in Asian Stock Prices: Evidence from a New Joint Variance Ratio". *Econometric Society Australasian Meetings*.
- _____. (2006). "Wild Bootstrapping Variance Ratio Tests". *Economic Letters*, 92, 38-43.

- Kim, J. H., and Shamsuddin, A. (2008). "Are Asian Stock Markets Efficient? Evidence from New Multiple Variance Ratio Tests". *Journal of Empirical Finance*, 15, 518-532.
- Kim, E. H., and Singal, V. (2000a). "The Fear of Globalizing Capital Markets". *Emerging Markets Review*, 1, 183-198.
- _____. (2000b). "Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies". *Journal of Business*, 73, 25-66.
- Lagoarde-Segot, T., and Lucey, B. M. (2008). "Efficiency from Emerging Markets: Evidence from the MENA region". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18, 94-105.
- Lim, K. P., and Brooks, R. (2011). "The Evolution of Stock Market Efficiency Over Time: A Survey of the Empirical Literature". *Journal of Economic Surveys*, 25(1), 69-108.
- Lo, A. W., and MacKinlay, A. C. (1988). "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test". *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Mecagni, M., and Sourial, M. S. (1999). "The Egyptian Stock Market: Efficiency Tests and Volatility Effects". *International Monetary Fund, Working Papers* 99/48.
- Naidu, G. N., and Rozeff, M.S. (1994). "Volume, Volatility, Liquidity and Efficiency of the Singapore Stock Exchange before and after Automation". *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 23-42.
- OECD (2006). *Corporate Governance in Turkey: A Pilot Study*. OECD Publishing.
- Patro, D. K., and Wu, Y. (2004). "Predictability of Short-Horizon Returns in International Equity Markets". *Journal of Empirical Finance*, 11, 553-584.
- Poterba, J. M., and Summers, L. H. (1988). "Mean reversion in stock prices: Evidence and implications". *Journal of Financial Economics*, 22(1), 27-59.
- Ryoo, H-J., and Smith, G. (2002). "Korean Stock Prices under Price Limits: Variance Ratio Tests of Random Walks". *Applied Financial Economics*, 12(8), 543-51.
- Saadi-Sedik, T., and Petri, M. (2006). "The Jordanian Stock Market: Should You Invest in It for Risk Diversification or Performance?". *International Monetary Fund, IMF Working Paper* WP/06/187.

- Sioud, O. B., and Hmaied, D. M. (2003). "The effect of Automation on Liquidity, Volatility, Stock Returns and Efficiency: Evidence from the Tunisian Stock Market". *Review of Middle East Economics and Finance*, 1(2), 141-154.
- Smith, G. (2007). "Random walks in Middle Eastern stock markets". *Applied Financial Economics*, 17, 587-596.
- _____. (2008). "Liquidity and the Informational Efficiency of African Stock Markets". *South African Journal of Economics*, 76(2), 161-175.
- _____. (2009). "Martingales in European Emerging Stock Markets: Size, Liquidity and Market Quality". *The European Journal of Finance*, 15(3), 249 -262.
- Smith, G., Jefferis, K., and Ryoo, H. J. (2002). "African Stock Markets: Multiple Variance Ratio Tests of Random Walks". *Applied Financial Economics*, 12(7), 475-484.
- World Bank (2001). "Report on the Observance of Standards and Codes (ROSC): Corporate Governance Country Assessment: Arab Republic of Egypt". *World Bank*: Washington D.C.
- _____. (2004). "Corporate Governance Country Assessment: Egypt". Report on the Observance of Standards and Codes (ROSC). *World Bank*: Washington D.C.
- Wright, J. H. (2000). "Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs". *Journal of Business and Economic statistics*, 18(1), 1-9.
- Yilmaz, K. (1999). "Market Development and Efficiency in Emerging Stock Markets". Koc University, Istanbul, Turkey.

Ensayos Revista de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen treinta y tres, número uno, se terminó de imprimir el primero de mayo del año dos mil catorce en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.
El tiraje consta de 30 ejemplares.

Ensayos Revista de Economía es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMcyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHcyT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en RePEc (*Research Papers in Economics*).

Instrucciones para autores:

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

Ensayos Revista de Economía is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMcyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHcyT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and RePEc (*Research Papers in Economics*).

Author guidelines:

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

