

Escuela de Economía y Finanzas

Documentos de trabajo

Economía y Finanzas

Centro de Investigación
Económicas y Financieras

No. 17-06
2017

**Growth and stagnation: The case of the
Japanese economy**

Carlos A. Ballesteros, Carlos E. Posada

Growth and stagnation: The case of the Japanese economy (1981-2009)

Carlos Andrés BALLESTEROS

Carlos Esteban POSADA^{*†}

Abstract

The pace of Japanese economic growth was substantially higher than that exhibited by the group of developed economies between 1985 and 1995; later has been lower. What explains this "relative decline"? According to the econometric results of an exercise carried out, inspired by the model of Aghion and Howitt (2009), the hypotheses of insufficient investment or savings can be considered implausible to explain such performance, while an alternative hypothesis can be considered likely: The loss of efficiency of the Japanese society, compared with the other developed societies, to transform resources required in R&D into a high and constant rate of technical change.

JEL Classification: O11, O31, O33, O41, O47, O57.

Key words: Economic growth, Solow and Schumpeter models, investment rate, R&D expenditures, capital stock per efficiency units of labor.

1. Introduction

The long-lasting deceleration of the product per worker (and per capita) growth rate in Japan after 1986 has been studied by economists since more than two decades. Experts in the field tend to associate the decrease in the Japanese economic growth to a worldwide phenomenon. It seems that the persistent fall in product per worker and per capita growth has evolved to a generalized pattern in developed economies, specially since the 1980 years.

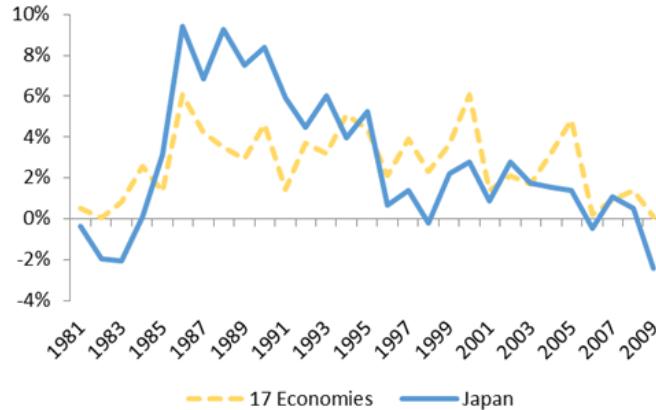
Despite some similarities, economic data show that Japan has experienced a more intense deceleration with respect the other developed economies since 1996 (until 2009 at least), which has made the Japanese economy an important research target. Figure 1 shows the product per hour-worked growth rates trajectories in Japan and a set of 17 denominated high-income economies¹ during the period 1981-2009, built through the Penn World Tables database (PWT, version 8.1.: Feenstra, Inklaar and Timmer, 2015). It can be noticed that both time-series exhibit a decreasing trend, although the Japanese product per hour-worked was higher than the 17 countries' average between 1985 and 1993, it was roughly the same in 1994-96, and lesser thereafter.

^{*}The authors are both professors from the Department of Economics, School of Economics and finance, EAFIT University. E-mail addresses: cballes4@eafit.edu.co; cposad25@eafit.edu.co. The authors acknowledge the research assistance of Luis Esteban Orozco, Master degree student at EAFIT University.

[†]The spanish version of this document is at the end.

¹These economies are Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Iceland, Irland, Italy, Netherlands, Norway, Portugal, South Korea, Spain, Sweden, United Kingdom and United States.

Figure 1: Product per hour worked annual growth rate: Japan *vs* 17 developed economies. 1981-2009.



Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

The Japanese economy had an annual growth average of 2.8% in the period 1981-2009, which was higher than the 2.7% of the other 17 developed economies. However, if we only consider the period 1991-2009, the Japanese dynamism loss is clearer, not only in absolute terms but also in relative terms. The Japanese economy grew at a 2.1% average rate, which was much lesser than the one observed for the other 17 advanced economies: 2.7%.

The generalized decreasing trend in developed economies' growth rates has been an issue approached by the recent literature. For instance, an International Monetary Fund (IMF) report (2015) pointed that the exhibited deceleration has been accompanied by a decreasing trend in the labor productivity growth since the 1970 years, which was magnified by 2008 crises. Several authors have named this phenomenon "secular stagnation" (Summers, 2014; Eichengreen, 2015; Gordon, 2015). According to this idea, this phenomenon has been mainly related to a persistent weakening in the Total Factor Productivity (TFP) growth process: the technical change in a wide sense.

The diminishing PTF growth trend as the key source of the economic deceleration in Japan is consistent to literature findings (Weinstein, 1999; Hayashi and Prescott, 2002, Jorgenson y Khuong, 2005; Breton, 2015).

But, how to move along in the explanation, overcoming what results from the growth accounting exercises? The answer involves the economic growth theory and, for our objective, a theoretical framework that lead us to an econometric exploration, as we will show later.

The theoretical model that we use as a guideline is that proposed by Aghion and Howitt (2009). This model relates the long-run fall in per worker growth to two factors: i) a deterioration of the (efficiency) conditions under which Research and Development (R&D) expenditures generate technological progress, and ii) a fall in the investment rate. According to this theoretical perspective, the former factor works through a Schumpeterian mechanism that focuses on the relationship between the investment rate and R&D expenses, taking into account possible exogenous changes in the efficiency of such expenses (Aghion and Howitt, 1992). On the other hand, the latter factor works through the conventional neoclassical mechanism that relates the investment rate to the level of the product per worker in a decreasing marginal productivity of capital environment, given a certain state of technology (Solow, 1956). Staying on this theoretical approach only, and given a long-run fall in the per worker growth, an empirical negative long-run relationship between the per worker economic growth and the capital stock per efficiency units of labor would mean that long-run growth

responds less to a greater capital stock. This would suggest an efficiency reduction in the investment transformation process and then in the R&D expenditures into greater labor force productivity. By contrast, in the case that both variables (per worker growth rate and capital stock per efficiency units of labor) fall, and then showing a positive long-run relationship, that would explained by a decrease in the investment rate.

Ballesteros and Posada (2016) studied the stagnation phenomenon using the Aghion and Howitt's theoretical framework, in order to interpret the econometric results from a panel cointegration exercise for a set of 18 developed economies, including the Japanese economy. Estimation results show a robust finding through different types of estimators: the product per hour-worked growth rate is negatively cointegrated with the capital stock per efficiency units of labor growth rate in the period 1981-2009. According to the theoretical model, this means that the generalized fall in GDP per worker growth rates showed in figure 1 are mainly explained by an efficiency deterioration of R&D expenditures, and in second order by a decrease in investment rates in the developed economies.

This paper is an extension of the Ballesteros and Posada's (2016) exercise, in that now we analyze the particular case of the Japanese economy. Specifically, we build measures of the product per hour worked growth and capital stock per efficiency units of labor growth rates. Once provided that both time series are non-stationary processes, we carried out a cointegration exercise between both variables in the period 1981-2009. After that, we compared the cointegration results for Japan to those obtained by Ballesteros and Posada (2016) for the set of 18 developed economies.

At the end of the econometric exercise, we concluded that the cointegrating relationship between the growth rate of product per hour-worked and the growth rate of capital stock per efficiency units of labor were also negative and statistically significant, as the set of 18 developed economies were. However, the negative coefficient corresponding to Japan in the cointegrating equation was much greater in absolute value than that obtained by Ballesteros y Posada (2016) through their panel cointegration exercise. Moreover, as it happens to the other developed economies, in Japan has been observed that the investment rate and the capital stock per efficiency units of labor groth rate were respectively falling and rising through time. Nevertheless, these two trends are more intense in the Japanese case: their respective fall and rise have demostrated to be higher in magnitude regarding the set of 18 developed economies' average (figures 2 and 3). Therefore, these 3 phenomena lead to the conclusion that the deterioration of the conditions under which the enterprises' investments in R&D activities get transformed in labor-force augmenting technical progress has been more intense in Japan than in the set of 18 advanced economies approached by Ballesteros and Posada (2016).

The paper is distributed into 5 sections, being this the first one. In the second one, we show the reduced form of Aghion and Howitt's (2009) theoretical model. The third section describe the data and the econometric strategy. The fourth section exposes our econometric results and, finally, the fifth section presents an analysis and implications for the Japanese economy, based on our econometric estimates and theoretical model.

2. The Aghion and Howitt's growth model

The Aghion and Howitt (2009) theoretical growth model explains the long-run economic growth through combining Solownian and Schumpeterian elements in a single scenario. The model is particularly useful in this situation because it overcomes the limitations brought by growth accounting exercises, which does not capture that the new capital stock derived from the capital accumulation process implicitly includes certain technological progress degree, and that such capital accumulation adjusts over time such that the technological progress is the key determinant of long-run economic growth.

2.1. Reduced form of the theoretical model

The reduced form of the Aghion and Howitt's model consists of two equations, which they both relate the product per worker growth with the capital stock per efficiency units of labor. One of these equations is associated to the schumpeterian framework proposed by Aghion and Howitt (1992). This approach assumes the existence of intermediate products made by monopolists entrepreneurs, which use capital stock as an input. Given a capital demand of the intermediate goods producers, an exogenous increase in the supply for capital stock per efficiency units of labor reduces its use costs (interest rate), then augmenting intermediate goods producers profits. This makes marginal profits from R&D expenditures to increase regarding its marginal cost, inducing intermediate goods producers to raise their R&D expenditures. They will do this until marginal productiviy of R&D expenses decrease enough such that marginal benefits from spending in R&D be equal to its marginal cost. The greater efforts in R&D expenditures makes the innovation process more likely to succeed, augmenting the frequency of innovations and then the product per worker growth rate. All these mechanisms mean that the Schumpeterian approach implies that, in steady state, a positive relationship between the product per worker growth rate and the capital stock per efficiency units of labor:

$$g_t = (\gamma - 1)\mu_t = (\gamma - 1)\lambda \left[\sigma \lambda \tilde{\pi}(\tilde{k}_t) \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (1)$$

Which means that:

$$g_t = \tilde{g}(\tilde{k}_t); \quad \tilde{g}' > 0$$

Where $\gamma > 1$ is the gross rate of potential innovations, μ_t is the probability that an intermediate goods producer succeeds in the innovation process, i. e. the frequency of successful innovations. Equation (1) says that greater economic growth will take place the extent to which the frequency of successful innovations increase and how influential they are in the productive process ($\gamma - 1 > 0$). $\tilde{\pi}(\tilde{k}_t)$ is the profits function of producing intermediate goods which positively depends on the capital stock per efficiency units of labor, \tilde{k}_t . Meanwhile, $\sigma \in (0, 1)$ and $\lambda > 0$ are respectively the contribution and efficiency of the expenditures in R&D on the successful innovation probability.

On the other hand, and from a Solownian perspective, Aghion and Howitt (2009) also assume for the final product a Cobb-Douglas production function with labor augmenting technological progress, normalized regarding labor efficient units:

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1$$

In steady state investments (savings) per efficient units of labor are equal to the depreciation of the capital stock, so that:

$$\dot{\tilde{k}}_t = 0 \leftrightarrow s\tilde{y} = (\delta + g + n)\tilde{k}$$

Where $\dot{\tilde{k}}_t$ is the derivative of capital stock per efficiency unit of labor with respect to time, s is the investment (saving) rate, δ is the depreciation rate and n is the population/labor growth rate. This steady state condition implies a negative relationship between the product per worker growth rate and the capital stock per efficiency units of labor, motivated by the existence of decreasing marginal returns on the capital stock:

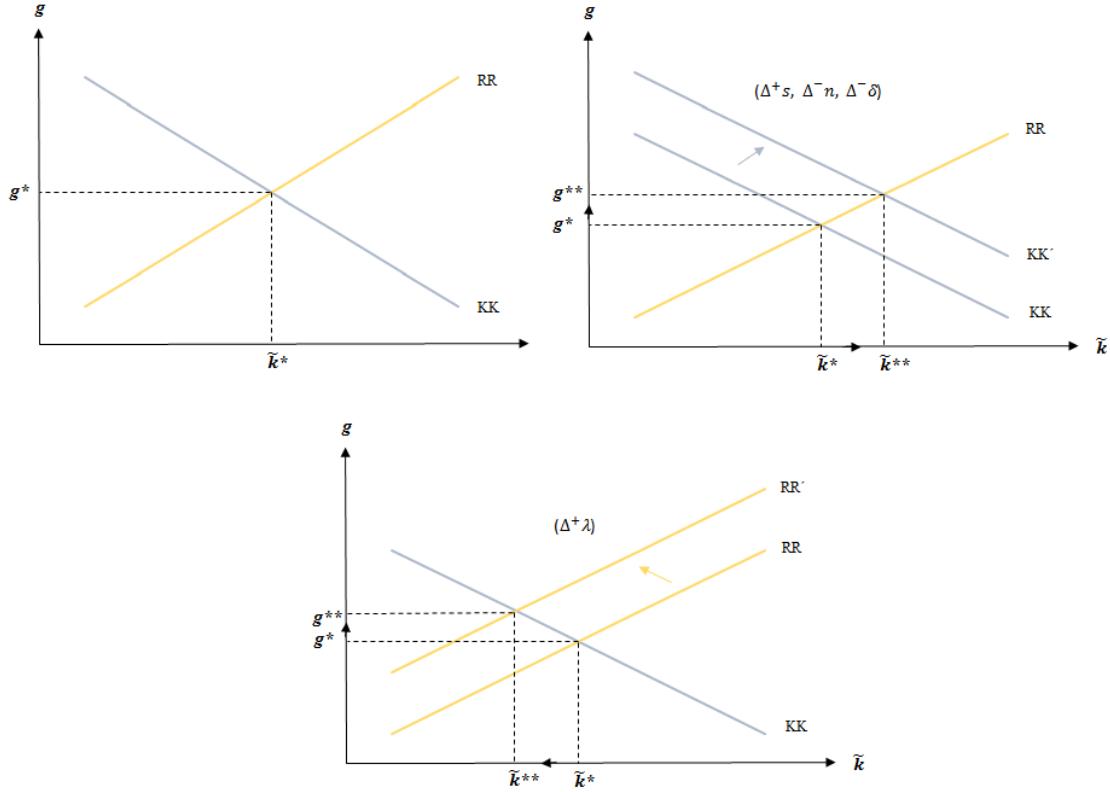
$$\tilde{k} = \left(\frac{s}{\delta + g + n} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (2)$$

The reduced form of the model is represented by equations (1) and (2), which can be drawn in the plane $\{\tilde{k}, g\}$. The “research” (RR) and “Solownian” (KK) equations are drawn in figure 2, and it shows the intersection point that implies a single long-run equilibrium. Aghion and Howitt (2009) show that the steady state equilibrium between g and \tilde{k} is dynamically stable when it is outside the steady state.

As a result, changing key parameters in both equations allows for making steady state comparative static exercises. In particular, an increase in the efficiency of research λ will shift the RR curve up. As a result, it is possible to obtain a greater long-run economic growth with the same level of capital stock per efficiency unit of labor because frequency of innovations increases for a given level of R&D expenditures. Decreasing marginal returns to capital stock make the RR curve to shift along the KK curve, leading to a greater output per worker growth with less capital stock per efficiency units of labor.

By contrast, changes in exogenous variables such as the investment rate, depreciation rate or population growth rate, make the KK curve to shift along the RR curve, implying long-run movements of \tilde{k} and g in the same direction. It means that an investment rate hike pushes the KK curve upwards and to the right, which generates both an increase in long-run economic growth and capital stock per efficiency units of labor. The reason is that a greater level of \tilde{k} makes it more profitable to increase the research efforts by monopolists, which in turn raises the frequency of innovations, and therefore economic growth.

Figure 2: Long-run patterns in the Aghion and Howitt (2009) model.



Source: Aghion and Howitt (2009).

3. Empirical strategy: Data and econometric methodology

Reduced form equations for g and \tilde{k} makes that long-run movements of these two variables endogenously depend on exogenous changes in λ , s , δ and n . In order to estimate these relations and to give an explanation of the persistent low per worker growth rate in the Japanese economy, we start by showing and analyzing the data. Later on, details of the econometric strategy will be explained.

3.1. Data

Data for obtaining the processes $\{g, \tilde{k}\}$ for the Japanese economy were collected from the 8.1. Penn World Tables for the 1981-2009 time period. We use the output-side real GDP (rgdpo) as our measure of the real aggregate GDP variable. To calculate real GDP per worker, aggregate real output is divided by a measure of total hours worked by employed population. This measure is calculated as the average annual hours worked by an engaged person (avh), multiplied by the number of persons engaged in employment (emp):

$$(per\ worker\ real\ gdp)_t = y_t = \frac{rgdpo_t}{(avh_t)(emp_t)}$$

Moreover, capital stock per efficiency unit of labor is calculated as the real value of capital stock (ck) divided by our measure of labor, $(avh_t)(emp_t)$, which is multiplied by a measure of labor-augmenting technological progress, which in turn is obtained as the Solow residual. Assuming constant returns to scale in the production process, we have:

$$\tilde{k}_t = \frac{ck_t}{A_t(avh_t)(emp_t)}$$

Where $A_t = \left\{ \frac{rgdpo_t}{(ck_t)^{1-\theta_t}[(avh_t)(emp_t)]^{\theta_t}} \right\}^{\frac{1}{\theta_t}}$, being θ_t the time-varying labor share in real aggregate output (labsh). Finally, measures for the investment rate (csh_i) and depreciation rate (delta) were also obtained from the Penn World Tables.

3.2. Empirical strategy

As the reduced form of our theoretical framework consists of a stable long-run equilibrium relationship between output per worker growth g and capital stock per efficiency unit of labor \tilde{k} , we want to empirically estimate how this equilibrium endogenously changes when certain exogenous variables are shocked. Specifically, we have seen that exogenous changes in the efficiency of R&D expenses, λ , make the variables $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ to move in opposite directions. By contrast, exogenous shocks to investment rates (or negative shocks to depreciation and population growth rates) yield the variables $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ to react in the same direction in the long-run. From an econometric point of view, it is hard to estimate how the long-run equilibrium between g and \tilde{k} changes when one exogenous variable changes separately, due to the difficulty to find a sensible measure for λ . However, even in the case a suitable measure for λ is available, conciliating the separated effects from each exogenous variable could be confuse regarding the main objective of this research.

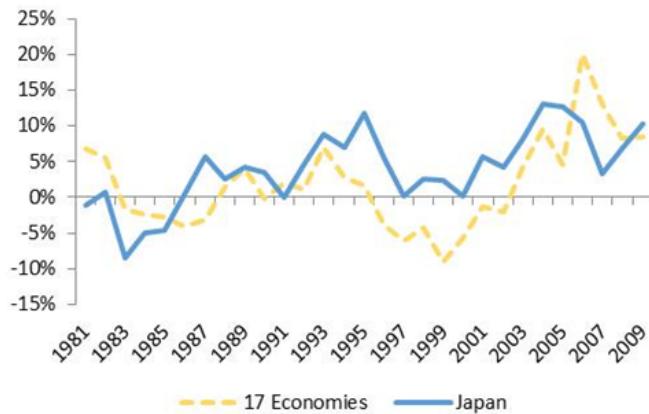
Therefore, we propose estimating “continuos” endogenous changes in steady-state equilibrium $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ by employing cointegration techniques, as an extension of Ballesteros and Posada (2016) for the

japanese economy. In particular, we want to test for the existence of unit roots, the possibility of cointegration between g_t y \tilde{k}_t and estimate its corresponding cointegrating vector. Given the predictions made by the theoretical model when there are shocks to the exogenous variables, one could expect that if the long-term relation between g and \tilde{k} is positive and stable, then exogenous changes in investment, depreciation and population growth rates would predominate over exogenous changes in the efficiency of R&D expenditures through time. This can be seen as successive shifts of the Solownian (KK) curve along the Schumpeterian (RR) curve. Nevertheless, if the latter relationship is negative and stable, exogenous shocks to efficiency of R&D expenses would predominate over exogenous changes in investment, depreciation and population growth rates. Analogously, this could be seen as continuous shifts of the Schumpeterian (RR) curve along the Solownian (KK) curve. Since the predominance of Solownian exogenous movements over Schumpeterian exogenous shocks, or the reverse, determines the long-term relationship between per worker growth and capital accumulation per efficient work unit, this link is entirely an empirical issue, and as such, there are reasons for expecting either a positive or a negative sign of the long-run coefficient that relates g_t and \tilde{k}_t , provided evidence that both variables are cointegrated.

4. Results and empirical evidence

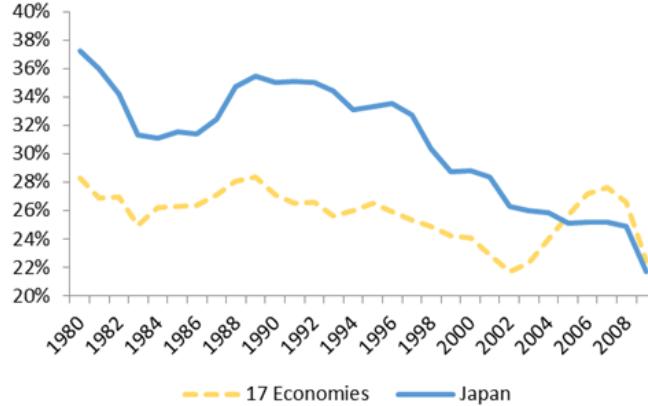
We have used the unit root tests such as Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), and Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) over $\{g_t, \tilde{k}_t\}$ in the time periods 1981-2007 and 1981-2009. The unit root tests, cointegration tests and estimates were carried out in these two periods in order to obtain robust results regarding the 2008 crises effects. The unit root tests results are shown in table 1. Given that the endogenous variables must have the same integration order in the cointegration tests, instead using the level of the capital stock per efficiency units of labor we rather use its growth rate because it turned out to be integrated of order two in levels. It can be noticed that the variables g_t and $\Delta \tilde{k}_t$ are both integrated of order one for each of the three tests, which makes it suitable to go on with the cointegration test.

Figure 3: Capital stock per efficiency units of labor annual growth rate: Japan vs 17 developed economies. 1981-2009.



Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

Figure 4: Investment rate: Japan *vs* 17 developed economies. 1981-2009.



Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

Table 1: Unit root tests.

| Test | Variable | Deterministics | Value | Statistic (p-value) 1981-2007 | Statistic (p-value) 1981-2009 |
|------|----------------------|----------------------|---------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| ADF | g_t | cons - trend none | level difference | -3.1701 (0.1170) -6.2305 (0.0000) | -2.0688 (0.5399) -6.2627 (0.0000) |
| | $\Delta \tilde{k}_t$ | cons - trend none | level difference | -2.7495 (0.2267) -3.9369 (0.0004) | -3.0999 (0.1257) -5.9664 (0.0000) |
| PP | g_t | cons - trend none | level difference | -2.0734 (0.5357) -6.1051 (0.0000) | -1.8319 (0.6620) -6.1817 (0.0000) |
| | $\Delta \tilde{k}_t$ | cons - trend none | level difference | -2.7495 (0.2267) -5.4281 (0.0000) | -3.1527 (0.1143) -5.9950 (0.0000) |
| KPSS | g_t | cons - trend cons | level difference | 0.1286 (0.08) 0.1579 (>0.10) | 0.1278 (0.08) 0.0842 (>0.10) |
| | $\Delta \tilde{k}_t$ | cons - trend cons | level difference | 0.4628 (0.06) 0.0755 (>0.10) | 0.1226 (0.08) 0.0747 (>0.10) |

Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

Table 2: Cointegration tests.

| Period | Cointegrating relationships | Trace statistic | p-value | Max. Eigen. statistic | p-value |
|-----------|-----------------------------|-----------------|---------|-----------------------|---------|
| 1981-2007 | None | 17.4479 | 0.1177 | 14.4109 | 0.0842 |
| | One relationship | 3.0370 | 0.5738 | 3.0370 | 0.5738 |
| 1981-2009 | None | 14.9926 | 0.0594 | 13.3064 | 0.0704 |
| | One relationship | 1.6862 | 0.1941 | 1.6862 | 0.1941 |

Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

We carried out the Johansen cointegration test for $\{g_t, \Delta\tilde{k}_t\}$ and the results are on table 2. It can be observed that the maximum-eigenvalue-based test rejects the null hypothesis of no cointegration for both time periods, at the 10% significance level, as well as the existence of one long-run relationship is not rejected. Moreover, the trace-based statistic test rejects the null hypothesis of no cointegration at the 10% significance level for the period 1981-2009, but it fails rejecting the null hypothesis for the 1981-2007 period (p-value equal to 0.1177). However, we consider that there is enough evidence that the null hypothesis should not be rejected. Therefore, we can conclude that $\{g_t, \Delta\tilde{k}_t\}$ are cointegrated, which implies a long-run and stable relationship between them for the Japanese case. Then the following step is estimating the cointegration coefficient sign and magnitude.

The cointegration equation estimates for the periods 1981-2007 and 1981-2009 were²:

$$g = 0.0842 - 1.4197\Delta\tilde{k} \quad (1981 - 2007)$$

$$g = 0.1093 - 2.0989\Delta\tilde{k} \quad (1981 - 2009)$$

Table 3: Cointegration coefficients: Japan *vs* developed economies.

| | 1981-2007 | 1981-2009 |
|--------------|------------|------------|
| Japan | -1.4197*** | -2.0989*** |
| 18 countries | -0.0720*** | -0.0978*** |

Source: Penn World Tables version 8.1, Ballesteros and Posada (2016) and author's calculations.

Being the coefficients of $\Delta\tilde{k}$ statistically significant at the 1% level. These are negative, as reported in Ballesteros and Posada (2016) in a panel environment containing 18 developed economies for the same time periods (Table 3). The difference here is that the coefficients for the Japanese case are much greater in absolute value regarding those for the set of 18 developed economies.

²The series corresponding to g and $\Delta\tilde{k}$ for Japan and the rest of the 17 economies, unit root and cointegration tests results in Ballesteros and Posada (2016) are available by request of the reader.

5. Discussion and conclusions

From 1996 to 2009 the Japanese economy had a different behavior regarding the set of the OECD economies: its average annual economic growth rate (product per worker growth rate) was 1%, lesser to the set of the other advanced economies which was 2.4% (Table 4).

The evolution of the Japanese economy may seem surprising due to its investment rate (gross investment/GDP ratio) was higher (30.6% in average) than that of the other developed countries (25.7%).

The latter means that the problem the Japanese economy had along these 11 years was neither insufficient savings nor a low investments volume that could cause an effective demand insufficiency.

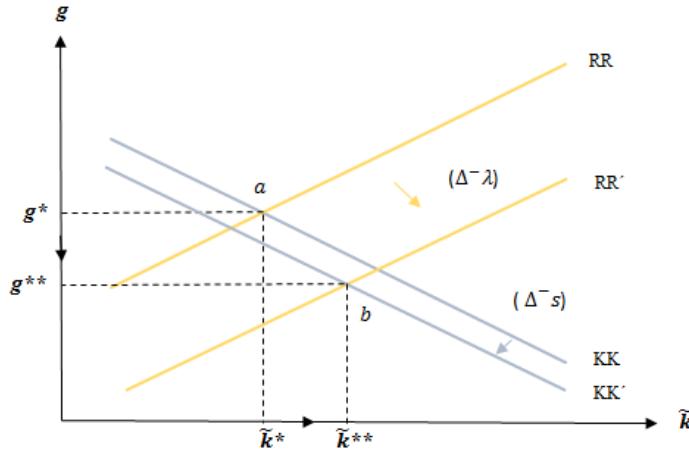
The key determinant of the (negative) Japanese economic evolution that we have detected has been the slow increase in what is denominated, in very broad terms, as the technical change rate. This is, the speed at which the average labor force efficiency increases or, seen from another perspective, the speed at which the joint factor productivity (labor and capital) grows over time.

Table 4: Descriptive statistics: Japan vs developed economies.

| Period | Japan | | | 17 Developed Economies | | |
|-----------|-------|----------------------|-------|------------------------|----------------------|-------|
| | s_t | $\Delta \tilde{k}_t$ | g_t | s_t | $\Delta \tilde{k}_t$ | g_t |
| 1981-2009 | 30.6% | 4.0% | 2.8% | 25.7% | 1.9% | 2.7% |
| 1991-2009 | 29.1% | 6.2% | 2.1% | 25.1% | 2.7% | 2.7% |
| 1996-2009 | 27.3% | 6.1% | 1.0% | 24.6% | 2.7% | 2.4% |

Source: Penn World Tables version 8.1 and author's calculations.

Figure 5: Shifts in the Solownian (KK) and Schumpeterian (RR) curves.



Source: Aghion and Howitt (2009).

The technical change can be understood, in a broad sense, as a measure that includes increases in productive efficiency associated to: re-organization in the ways productive factors are used, innovations in processes and products, etc. Since the technical change rate is an endogenous variable which partially depends on the entrepreneurial investments, our finding is surprising. This is that

a low technical progress appeared while there had been great amounts of investments, not only in proportion to its product but also compared to that of the other developed economies. From our results, we can infer the following: the Japanese society has lost efficiency in transforming financial resources aimed at R&D activities into concrete results, in terms of augmenting the TFP. This is illustrated in figure 5.

In our opinion, this finding is important because not only it implies the identification of a problem but also it allows us to discard or, at least, cast in doubt popular explanations about the stagnation of the Japanese economy. For instance, we can discard those hypothesis that blamed monetary authorities as the causing problem for not applying soon a lax monetary policy, or those that blamed an insufficient fiscal stimulus in order to reactivate aggregate demand.

We can not deny deeper possible causes of the economic stagnation that in turn would be determinants of the efficiency loss to generate high technical progress. Among these factors, we can hypothesize the low women labor participation, the scarce immigration from other societies, hurdles to agricultural imports, government protectionist regulations, monopolistic and oligopolistic market structures in very important production sectors, and barriers to the resource displacement between productive sectors (for instance, see table 5).

Table 5: Employment in Agriculture (% of total employment): Japan vs other big economies.

| Employment in Agriculture (% of total employment): Japan vs other big economies | | |
|--|------|------|
| | 1995 | 2010 |
| U.S.A. | 1.96 | 2.5 |
| Germany | 1.78 | 2.66 |
| U. K. | 2.85 | 3.63 |
| France | 1.16 | 1.37 |

Source: worldbank.org/indicator/SL.AGR.EMPL.

From the Aghion and Howitt's theoretical perspective, all of this is translated into an efficiency loss of R&D expenditures.

By this way, it remains pending from later research results a conclusion about the relationship between the negative trend in the efficiency to transform productive resources in certain technical change and the structural factors that could have caused such phenomenon. Anyway, researchers have made progress on this.

References

- [1] Aghion, P., and Howitt, P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60, Pp. 323–351.
- [2] Aghion, P., and Howitt, P. (2009). "The Economics of Growth", The MIT Press.
- [3] Ballesteros, C. and Posada, C. (2016). "Explaining economic growth in developed economies after 1980", Working Paper No. 16-24, Center for the Research in Economics and Finance, Universidad EAFIT.
- [4] Breton, T. (2015). "Human capital and growth in Japan: converging to the steady state in a 1% world", *Journal of the Japanese and International Economies* No. 36, Pp. 73-89.

- [5] Eichengreen, B. (2015). "Secular Stagnation", American Economic Review: Papers & Proceedings, 105(5), Pp. 66-70.
- [6] Feenstra, R., Inklaar, R., and Timmer, M. (2015). "The Next Generation of the Penn World Table", American Economic Review, 105(10), Pp. 3150-3182.
- [7] Gordon, R. (2015). "Secular Stagnation: A Supply Side Approach", American Economic Review: Papers & Proceedings, 105(5), Pp. 54-59.
- [8] Hayashi, F. and Prescott, E. (2002). "The 1990s in Japan: a lost decade", Review of Economic Dynamics No. 5, Pp. 206-235.
- [9] International Monetary Fund (2015). "The new normal: A sector-level perspective on productivity trends in advanced economies", IMF Staff Discussion Note, March.
- [10] Jorgenson, D. and Khuong, V. (2005). "Information technology and the world economy", The Scandinavian Journal of Economics, 107(4), Pp. 631-650.
- [11] Solow, R. (1956). "A contribution to the theory of economic growth", The Quarterly Journal of Economics, 70(1), Pp. 65-94.
- [12] Summers, L. (2014). "Reflections on the New "Secular Stagnation Hypothesis"". In: "Secular Stagnation: Facts, Causes, and Cures", edited by Coen Teulings and Richard Baldwin, Pp. 27-40. CEPR Press.
- [13] Weinstein, D. (1999). "Historical, structural, and macroeconomic perspectives on the Japanese economic crises", Working Paper Series No. 164, Center on the Japanese Economy and Business, Columbia University.

Crecimiento y estancamiento: el caso de la economía japonesa (1981-2009)

Carlos Andrés BALLESTEROS

Carlos Esteban POSADA*

Resumen

El ritmo de crecimiento económico japonés fue sustancialmente mayor que el exhibido por el conjunto de las economías desarrolladas entre 1985 y 1995; posteriormente ha sido menor. ¿Qué explica esta “declinación relativa”? De acuerdo con los resultados econométricos de un ejercicio que realizamos, inspirado en el modelo de Aghion y Howitt (2009), pueden considerarse implausibles las hipótesis de insuficiencia de inversión o de ahorro para explicar tal desempeño, en tanto que puede considerarse plausible una hipótesis alternativa: la de pérdida de eficiencia de la sociedad japonesa, frente al conjunto de las demás sociedades desarrolladas, para transformar recursos requeridos en Investigación y Desarrollo (R&D) en una tasa alta y constante de cambio técnico.

Clasificación JEL: O11, O31, O33, O41, O47, O57.

Palabras clave: crecimiento económico, modelos de Solow y Schumpeter, tasa de inversión, gastos en R&D, *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente.

1. Introducción

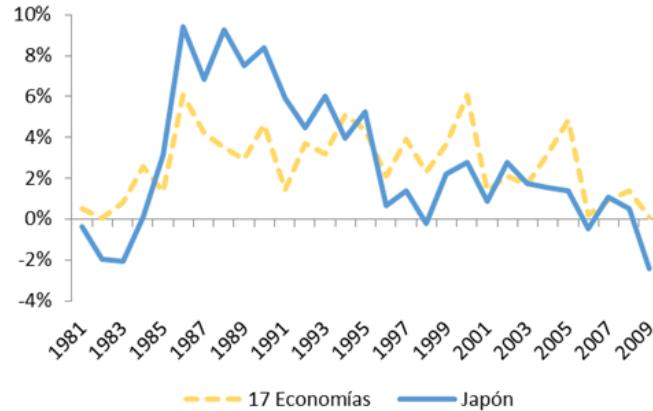
La desaceleración prolongada de la tasa de crecimiento del producto real por trabajador (y por habitante) de Japón después de 1986 ha sido analizada por los economistas desde hace más de dos decenios. Con el paso del tiempo los estudiosos han tendido a asociar la caída del crecimiento económico japonés a un fenómeno mundial. Parecería que la disminución persistente del crecimiento del producto por habitante y por trabajador se ha convertido en un patrón de comportamiento común entre las economías desarrolladas, especialmente desde mediados de los años 80.

A pesar de varias similitudes, los datos muestran que Japón ha experimentado una desaceleración más intensa con respecto a las demás economías desarrolladas desde 1996 (y al menos hasta 2009), lo que ha convertido a la economía japonesa en un objeto de investigación importante. El gráfico 1 muestra las trayectorias del crecimiento anual del producto por hora trabajada en Japón y un conjunto de 17 economías denominadas de alto ingreso¹ durante el periodo 1981-2009, construidas con cifras de la base de datos Penn World Tables (PWT, versión 8.1: Feenstra, Inklaar y Timmer, 2015). En este gráfico se puede observar que ambas series exhiben un comportamiento decreciente, aunque el crecimiento por hora trabajada de Japón fue superior al promedio del resto de países entre 1985 y 1993, igual en 1994-96, e inferior de allí en adelante.

* Ambos autores son profesores del Departamento de Economía, Escuela de Economía y Finanzas, de la Universidad EAFIT. Direcciones respectivas: cballes4@eafit.edu.co; cposad25@eafit.edu.co. Los autores agradecen la colaboración de Luis Esteban Orozco, estudiante de la Maestría en Economía de la U. EAFIT.

¹Estas economías son Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Islandia, Irlanda, Italia, Holanda, Noruega, Portugal, Corea del Sur, España, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos.

Figura 1: Tasa de crecimiento anual del producto por hora trabajada: Japón vs conjunto de 17 economías desarrolladas. 1981-2009.



Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y Cálculos de los autores.

La economía japonesa tuvo un crecimiento anual promedio de 2,8% en el periodo 1981-2009, que se compara favorablemente con un crecimiento de 2,7% del resto de (las 17) economías desarrolladas. No obstante, si nos restringimos al periodo 1991-2009, se hace evidente la pérdida de dinamismo de Japón tanto en términos absolutos como relativos: su economía creció a una tasa anual promedio de 2,1%, significativamente menor a la tasa media correspondiente a las demás economías avanzadas: 2,7%.

La generalizada tendencia decreciente del ritmo de crecimiento de las economías desarrolladas ha sido un asunto abordado por la literatura reciente. Sobresale, al respecto, un reporte del Fondo Monetario Internacional (2015) señalando que el declive ha estado acompañado por una tendencia a la baja del crecimiento de la productividad del trabajo desde los años 1970, acentuándose este fenómeno a raíz de la crisis de 2008. Diversos autores han bautizado este fenómeno “estancamiento secular” (Summers, 2014; Eichengreen, 2015; Gordon, 2015), y el fenómeno ha estado relacionado, en primera instancia, con un debilitamiento persistente del proceso de aumento de la productividad total de los factores: el cambio técnico en un sentido amplio.

La disminución del crecimiento de la productividad multifactorial como principal fuente de la desaceleración de largo plazo en Japón es consistente con los hallazgos de la literatura (Weinstein, 1999; Hayashi y Prescott, 2002; Jorgenson y Khuong, 2005; Breton, 2015).

Pero, ¿cómo avanzar en la explicación, superando aquello que resulta de los ejercicios de la llamada contabilidad del crecimiento? La respuesta involucra la teoría del crecimiento económico y, para nuestro propósito, apelar a un modelo que guíe una exploración econométrica, como lo mostraremos más adelante.

El modelo teórico que utilizamos como guía es el de Aghion y Howitt (2009). Éste asocia una caída de largo plazo de la tasa de crecimiento por trabajador a dos factores: i) un deterioro de las condiciones (de eficiencia) bajo las cuales los gastos en investigación y desarrollo generan progreso tecnológico, y ii) una caída de la tasa de inversión. De acuerdo con esta perspectiva teórica, el primer factor opera a través de un mecanismo schumpeteriano que centra la atención en la relación entre la tasa de inversión y los gastos en investigación y desarrollo, teniendo en cuenta la posibilidad de cambios exógenos en la eficiencia de tales gastos (Aghion y Howitt 1992), mientras que el segundo factor opera mediante el tradicional mecanismo neoclásico que relaciona la tasa de inversión con el nivel del

producto per cápita en un ambiente de productividad marginal decreciente del capital para niveles dados de tecnología (Solow, 1956). Restringiéndonos a este enfoque, y teniendo presente un escenario desfavorable de crecimiento por trabajador, si se observase una relación de largo plazo negativa entre la tasa de crecimiento por trabajador y el acervo de capital por unidad de trabajo efectivo podríamos deducir que la tasa de crecimiento de largo plazo responde cada vez menos a una mayor dotación de capital físico, sugiriendo una reducción de la eficiencia en el proceso de transformación de las magnitudes de inversión y, por ende, de gasto en investigación y desarrollo en mayores niveles de productividad o eficiencia de la fuerza laboral. Pero, por otra parte, en el caso de que ambas variables (la tasa de crecimiento por trabajador y el acervo de capital por unidad de trabajo efectivo) cayesen, exhibiendo entonces sus movimientos una relación positiva en el largo plazo, ello se explicaría por una caída de la tasa de inversión.

Ballesteros y Posada (2016) analizaron el fenómeno de estancamiento empleando el modelo teórico de crecimiento propuesto por Aghion y Howitt, con el fin de interpretar los resultados econométricos derivados de un ejercicio de cointegración en panel para una muestra de 18 economías desarrolladas, incluida la japonesa. Los resultados de las estimaciones arrojan un resultado robusto a través de distintos tipos de estimadores, a saber: que la tasa de crecimiento del producto por hora trabajada está cointegrada negativamente con el crecimiento del capital por unidad de trabajo eficiente, en el periodo 1981-2009. Esto quiere decir, a la luz del modelo teórico, que la caída generalizada de las tasas de crecimiento del PIB por trabajador evidenciadas en el gráfico 1 se explican principalmente por un deterioro de la eficiencia del gasto en investigación y desarrollo y, de manera secundaria, por una disminución de las tasas de inversión en las economías avanzadas.

El trabajo que exponemos en estas páginas es una extensión del ejercicio realizado por Ballesteros y Posada (2016), en el sentido de que ahora analizamos el caso particular de la economía japonesa. Específicamente, construimos unas medidas de crecimiento del producto por hora trabajada y de crecimiento del capital por unidad de trabajo eficiente. Una vez concluido que ambas series se comportan a través del tiempo como procesos no estacionarios, se llevó a cabo un ejercicio de cointegración entre ambas variables en el periodo 1981-2009. Posteriormente, comparamos los resultados de cointegración para Japón con los obtenidos por Ballesteros y Posada (2016) para el conjunto de 18 economías desarrolladas.

Al realizar tal ejercicio, se dedujo que la relación cointegrante entre la tasa de crecimiento del producto por hora trabajada y la tasa de crecimiento del capital por unidad de trabajo eficiente es también, como en el caso de las 18 economías, negativa y estadísticamente significativa. Sin embargo, el coeficiente negativo correspondiente a Japón en la ecuación de cointegración es mucho mayor en valor absoluto, comparado con el coeficiente negativo resultante del ejercicio de cointegración panel estimado por Ballesteros y Posada (2016). Adicionalmente, igual como sucede con las demás economías desarrolladas, se observa que la tasa de inversión y la tasa de crecimiento del capital por unidad de trabajo eficiente en Japón han venido cayendo y aumentando, respectivamente, a través del tiempo, pero con una particularidad: sus respectivas declinaciones y aumentos han mostrado ser siempre mayores en magnitud que las del resto de las economías avanzadas (gráficos 2 y 3). Por lo tanto, estos 3 fenómenos conducen a la conclusión de que el deterioro de las condiciones bajo las cuales la inversión de las empresas japonesas en investigación y desarrollo se convierte en progreso técnico (que eleva la eficiencia de la fuerza laboral) ha sido mucho más intenso en Japón si se compara con el conjunto de 18 economías avanzadas analizadas por Ballesteros y Posada (2016).

El documento se distribuye en 5 secciones, siendo ésta la primera sección. En la segunda sección se presenta la forma reducida del modelo teórico de Aghion y Howitt (2009), seguida de la tercera sección que describe los datos y la metodología econométrica. La cuarta sección expone los resultados obtenidos de los ejercicios econométricos y, finalmente, en la quinta sección se presenta un análisis e implicaciones para la economía japonesa a la luz de las estimaciones y del modelo teórico utilizado.

2. El modelo de Aghion y Howitt

El modelo de Aghion y Howitt (2009) es un modelo de crecimiento económico que busca explicar de manera endógena el crecimiento económico de largo plazo a través de la combinación de elementos schumpeterianos y solownianos en un único escenario. El modelo es particularmente útil en esta situación debido a que busca superar las limitaciones que ofrece la explicación a través de ejercicios de contabilidad del crecimiento, pues este enfoque puede resultar engañoso en el sentido de que no captura el hecho de que la acumulación de nuevo capital a través del tiempo incluye implícitamente cierto grado de progreso técnico endógeno y, además, que la misma se ajusta a través del tiempo, tal que el progreso tecnológico determina fundamentalmente el crecimiento económico de largo plazo.

2.1. Forma reducida del modelo teórico

La forma reducida del modelo de Aghion y Howitt consta de dos ecuaciones que relacionan, cada una, el crecimiento del producto por trabajador con el *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente. Una de estas ecuaciones está asociada al enfoque schumpeteriano planteado por Aghion y Howitt (1992) el cual supone la existencia de bienes intermedios producidos por empresarios monopolistas, quienes utilizan capital como insumo. Dada una demanda de capital de los empresarios monopolistas, un incremento exógeno en la oferta de capital por unidad de trabajo eficiente reduce su costo de uso (tasa de interés), lo que aumenta los beneficios de los productores de bienes intermedios. Esto hace que el beneficio marginal de gastar en actividades de investigación aumente con respecto a su costo marginal, lo cual incentiva a los productores intermedios a aumentar los gastos en R&D disminuyendo entonces su productividad marginal hasta igualar el beneficio marginal con el costo marginal de invertir en actividades R&D. Estos mayores esfuerzos en R&D se traducen en una mayor probabilidad de ser exitoso en el proceso de innovación, aumentando así la frecuencia de las innovaciones exitosas y, por tanto, el crecimiento del producto por trabajador. Es decir, el enfoque schumpeteriano implica que en estado estable existe una relación positiva entre la tasa de crecimiento del producto por trabajador y el *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente:

$$g_t = (\gamma - 1)\mu_t = (\gamma - 1)\lambda \left[\sigma \lambda \tilde{\pi}(\tilde{k}_t) \right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (1)$$

Es decir:

$$g_t = \tilde{g}(\tilde{k}_t); \quad \tilde{g}' > 0$$

Siendo $\gamma > 1$ la tasa bruta de innovaciones potenciales y μ_t la probabilidad de que un productor de bienes intermedios sea exitoso en el proceso de innovación, i. e. la frecuencia de las innovaciones exitosas. La ecuación (1) dice que habrá mayor crecimiento del producto por trabajador en la medida en que aumente la frecuencia de las innovaciones exitosas y cuan influyentes sean éstas en el proceso productivo ($\gamma - 1 > 0$). $\tilde{\pi}(\tilde{k}_t)$ es la función de beneficios de producir bienes intermedios, sin tener en cuenta aún gastos en R&D, que dependen positivamente del *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente, \tilde{k}_t . Por su parte, $\sigma \in (0, 1)$ y $\lambda > 0$ son la contribución y eficiencia de los gastos de R&D en la probabilidad de innovar, respectivamente.

De otra parte, y desde una perspectiva de Solow, Aghion y Howitt (2009) suponen también, para el producto final, una función de producción tipo Cobb-Douglas con proceso tecnológico aumentativo de trabajo, normalizada en unidades eficientes del trabajo:

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^\alpha, \quad 0 < \alpha < 1$$

En estado estable la inversión (ahorro) por unidad de trabajo eficiente es igual a la depreciación del *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente:

$$\dot{\tilde{k}}_t = 0 \leftrightarrow s\tilde{y} = (\delta + g + n)\tilde{k}$$

Siendo s, δ, g, n la tasa de inversión (ahorro), depreciación, crecimiento del producto por trabajador y crecimiento de la población/fuerza laboral, respectivamente. Esta condición de estado estable implica una relación negativa entre el crecimiento del producto por trabajador y el *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente, motivada por la existencia de rendimientos marginales decrecientes en el *stock* de capital:

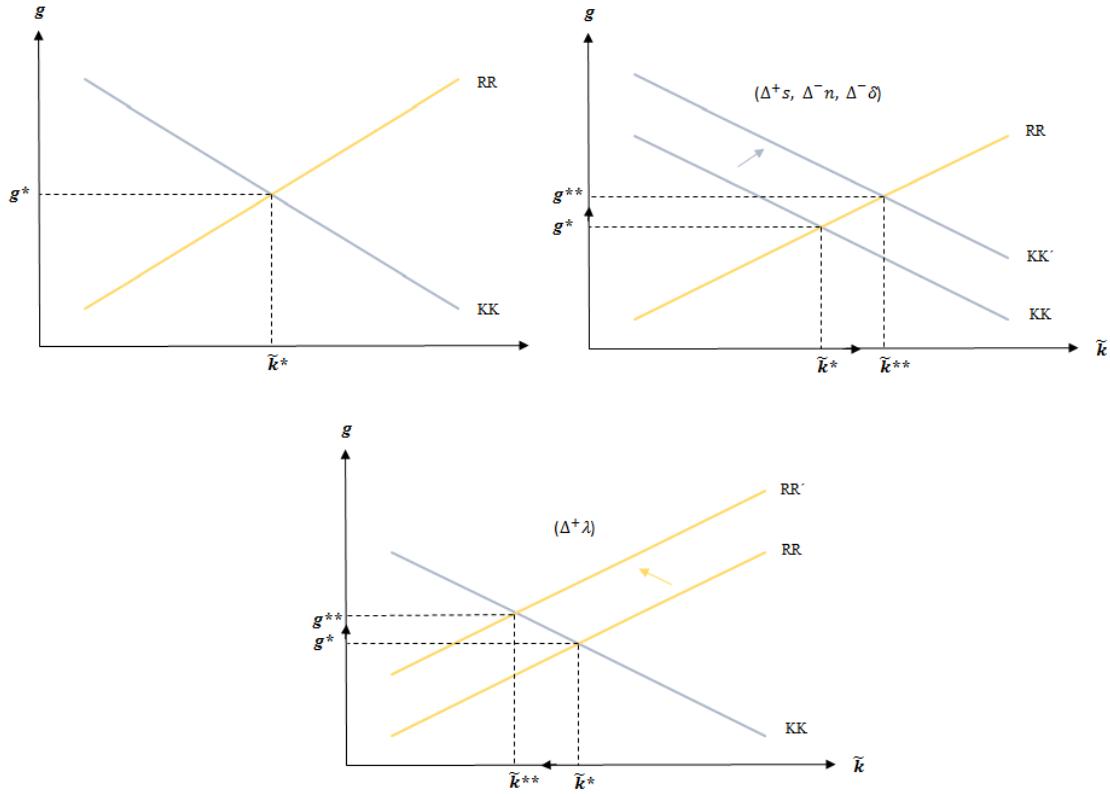
$$\tilde{k} = \left(\frac{s}{\delta + g + n} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (2)$$

La forma reducida del modelo viene dada por las ecuaciones (1) y (2), las cuales pueden ser graficadas en el plano $\{\tilde{k}, g\}$. La figura 2 muestra la representación gráfica de las curvas schumpeteriana (RR) y solowniana (KK) y el punto de intersección que implica un único equilibrio de largo plazo. Aghion y Howitt (2009) muestran que el modelo es dinámicamente estable cuando se encuentra por fuera del estado estacionario.

En este escenario, un aumento de la eficiencia de los gastos en R&D, λ , desplaza la curva RR hacia arriba, lo que quiere decir que ahora es posible generar mayor crecimiento del producto por trabajador con el mismo *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente, debido a que aumenta la frecuencia de las innovaciones para un nivel dado de gasto en R&D. Los rendimientos marginales decrecientes del *stock* de capital hacen que la curva RR se desplace a lo largo de la curva KK, lo que lleva finalmente a una situación de mayor crecimiento por trabajador con menor *stock* de capital en unidades de eficiencia laboral.

Por otra parte, cambios en variables exógenas como la tasa de inversión, depreciación del capital o crecimiento de la población, hacen que la curva KK se desplace a lo largo de la curva RR y, por tanto, genere movimientos de estado estable de la combinación $\{\tilde{k}, g\}$ en la misma dirección, i. e., un aumento de la tasa de inversión va a desplazar la curva KK hacia la derecha generando mayor crecimiento por trabajador acompañado de un mayor *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente. Esto sucede porque un mayor *stock* de capital por trabajador eficiente aumenta los beneficios de los productores de bienes intermedios, lo que incentiva a un mayor gasto en R&D generando una mayor frecuencia de las innovaciones y, por tanto, un mayor crecimiento del producto por trabajador en el largo plazo.

Figura 2: Patrones de largo plazo en el modelo de Aghion y Howitt (2009).



Fuente: Aghion y Howitt (2009).

3. Estrategia empírica: datos y metodología econométrica

El modelo teórico llega a las ecuaciones que describen las relaciones entre g y \tilde{k} y describe el proceso a través del cual su equilibrio de largo plazo es alterado endógenamente por cambios exógenos en los factores schumpeterianos y solownianos. Con el fin de estimar estas relaciones y explicar la caída del crecimiento del producto por trabajador que se ha presentado en la economía japonesa, en esta sección inicialmente se describen los datos y posteriormente la estrategia econométrica.

3.1. Datos

Los datos para obtener los procesos $\{\tilde{k}, g\}$ de la economía japonesa se obtuvieron de Penn World Tables versión 8.1. para el periodo anual 1981-2009. Se utilizó el “output-side real GDP (rgdpo)” como la medida de PIB agregado. Con el fin de obtener el PIB por trabajador, se dividió el producto real agregado por el número de total de horas anuales trabajadas por todos los trabajadores empleados japoneses. Esta medida de horas anuales totales trabajadas se calculó como el promedio anual de horas trabajadas por una persona empleada (avh) multiplicado por el número de personas empleadas (emp), tal que:

$$(per worker real gdp)_t = y_t = \frac{rgdpo_t}{(avh_t)(emp_t)}$$

Adicionalmente, el *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente se calculó como el valor real del *stock* de capital (ck_t) dividido por nuestra medida de trabajo, $(avh_t)(emp_t)$, multiplicada por una medida de progreso tecnológico aumentativo de trabajo construida como el residuo de Solow en una tecnología de producción tipo Cobb-Douglas. Asumiendo rendimientos constantes a escala en la producción, se tiene:

$$\tilde{k}_t = \frac{ck_t}{A_t(avh_t)(emp_t)}$$

Siendo $A_t = \left\{ \frac{rgdpo_t}{(ck_t)^{1-\theta_t}[(avh_t)(emp_t)]^{\theta_t}} \right\}^{\frac{1}{\theta_t}}$, θ_t la participación del trabajo en el producto real agregado (labsh). Finalmente las medidas para la tasa de inversión (csh_i) y la tasa de depreciación (δ) también fueron obtenidas de las Penn World Tables.

3.2. Estrategia empírica

La forma reducida del modelo de Aghion y Howitt (2009) consiste en en el equilibrio de largo plazo entre la tasa de crecimiento del producto por trabajador y el *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente, y cómo cambia dicho equilibrio cuando cambian las variables exógenas. Específicamente, se tiene que cambios exógenos en la eficiencia de los gastos en R&D, λ , hacen que $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ se muevan de manera opuesta, mientras que cambios en la tasa de inversión (ó cambios en la tasa de depreciación ó en la tasa de crecimiento de la población) hacen que $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ se muevan en la misma dirección. Sin embargo, desde un punto de vista econométrico es difícil estimar los cambios de largo plazo de $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ frente a cambios en las variables exógenas de manera separada debido a la dificultad de encontrar una medida sensata de λ , y aún cuando se tuviese una buena medida de esta, conciliar los efectos separados de cada una de las variables exógenas sobre el equilibrio de largo plazo podría ser confuso con respecto al objetivo final de la investigación.

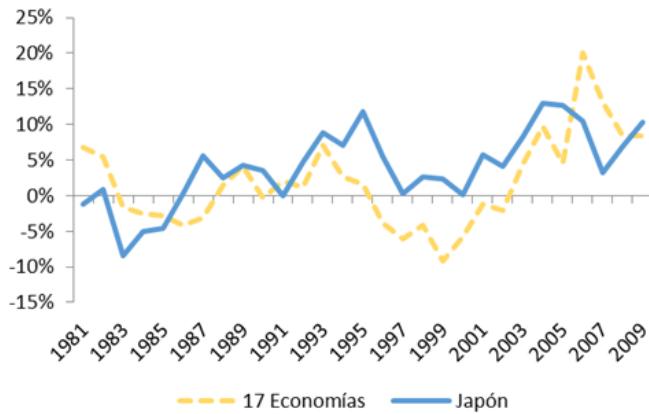
Por tal motivo, se propone estimar cambios “contínuos” del equilibrio $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ a través la técnica de cointegración, como una extensión de Ballesteros y Posada (2016) para la economía japonesa. En particular se quiere examinar la existencia de raíces unitarias y la posibilidad de cointegración entre g_t y \tilde{k}_t y estimar su correspondiente vector de cointegración. Dadas las predicciones del modelo teórico cuando se efectúan choques, una relación de largo plazo positiva indicaría que, si bien las variables exógenas se mueven a través del tiempo y por tanto hay desplazamientos continuos de las curvas RR y KK, dominarían los movimientos de KK sobre los de RR, de tal forma que los factores solownianos estarían dominando al factor schumpeteriano de eficiencia de las actividades de R&D. Por el contrario, una relación de cointegración negativa indicaría que los movimientos de la eficiencia de los gastos en R&D dominan sobre los efectos de los cambios de la tasa de inversión, depreciación y crecimiento de la población. Dado que los movimientos exógenos en los factores schumpeterianos y solownianos determinan la evolución del equilibrio $\{g^*, \tilde{k}^*\}$ a través del tiempo, su relación de largo plazo puede ser positiva o negativa y, por tanto, es una cuestión empírica que tiene una explicación teórica lo suficientemente general como abarcar cualquiera de los dos resultados posibles, una vez se tenga evidencia de que ambas variables estén cointegradas.

4. Resultados y evidencia empírica

Se emplearon las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), y Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) sobre $\{g_t, \tilde{k}_t\}$ para los períodos 1981-2007 y 1981-2009. Las pruebas de raíz unitaria, cointegración y estimaciones se llevaron a cabo para estos dos

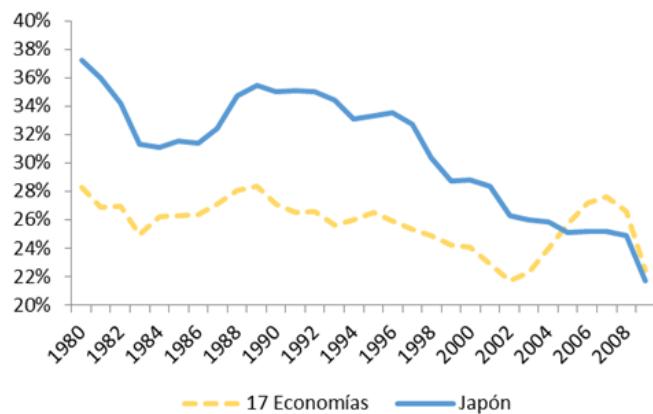
periodos con el fin de obtener resultados robustos en relación con los efectos de la crisis de 2008. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria se encuentran en la tabla 1. Dado que las variables endógenas en la prueba de cointegración deben tener el mismo orden de integración, no se tuvo en cuenta el nivel del *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente si su tasa de crecimiento debido a que resultó ser integrado de orden dos. Se puede observar que las variables g_t y $\Delta \tilde{k}_t$ son integradas de orden 1 para cada una de las 3 pruebas, lo que hace adecuado seguir adelante con la prueba de cointegración.

Figura 3: Tasa de crecimiento anual del *stock* de capital por unidad de trabajo eficiente: Japón *vs* conjunto de 17 economías desarrolladas. 1981-2009.



Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y cálculos de los autores.

Figura 4: Tasa de inversión: Japón *vs* conjunto de 17 economías desarrolladas. 1981-2009.



Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y cálculos de los autores.

Cuadro 1: Pruebas de raíz unitaria.

| Prueba | Variable | Determinísticas | Valor | Estadístico (p-valor) 1981-2007 | Estadístico (p-valor) 1981-2009 |
|--------|---------------------|------------------------|---------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| ADF | g_t | cons – tend ninguna | nivel diferencia | -3.1701 (0.1170) -6.2305 (0.0000) | -2.0688 (0.5399) -6.2627 (0.0000) |
| | $\Delta\tilde{k}_t$ | cons – tend ninguna | nivel diferencia | -2.7495 (0.2267) -3.9369 (0.0004) | -3.0999 (0.1257) -5.9664 (0.0000) |
| PP | g_t | cons – tend ninguna | nivel diferencia | -2.0734 (0.5357) -6.1051 (0.0000) | -1.8319 (0.6620) -6.1817 (0.0000) |
| | $\Delta\tilde{k}_t$ | cons – tend ninguna | nivel diferencia | -2.7495 (0.2267) -5.4281 (0.0000) | -3.1527 (0.1143) -5.9950 (0.0000) |
| KPSS | g_t | cons – tend cons | nivel diferencia | 0.1286 (0.08) 0.1579 (>0.10) | 0.1278 (0.08) 0.0842 (>0.10) |
| | $\Delta\tilde{k}_t$ | cons – tend cons | nivel diferencia | 0.4628 (0.06) 0.0755 (>0.10) | 0.1226 (0.08) 0.0747 (>0.10) |

Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y cálculos de los autores.

Cuadro 2: Pruebas de cointegración.

| Periodo | Relaciones Cointegrantes | Estadístico Traza | p-valor | Estadístico Max. v. propio | p-valor |
|-----------|--------------------------|-------------------|---------|----------------------------|---------|
| 1981-2007 | Ninguna | 17.4479 | 0.1177 | 14.4109 | 0.0842 |
| | Máximo 1 relación | 3.0370 | 0.5738 | 3.0370 | 0.5738 |
| 1981-2009 | Ninguna | 14.9926 | 0.0594 | 13.3064 | 0.0704 |
| | Máximo 1 relación | 1.6862 | 0.1941 | 1.6862 | 0.1941 |

Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y cálculos de los autores.

Se llevó a cabo la prueba de cointegración de Johansen para $\{g_t, \Delta\tilde{k}_t\}$. Sus resultados se encuentran en la tabla 2. Se puede observar que la prueba basada en el máximo valor propio rechaza la hipótesis nula de no cointegración para ambos períodos con un nivel de significancia del 10%, a la vez que no rechaza la existencia de una relación de largo plazo. Sin embargo, la prueba de cointegración basada en el estadístico de traza rechaza la hipótesis nula de no cointegración para el periodo 1981-2009 al 10% de significancia estadística, pero el p-valor de esta prueba para la hipótesis nula de no cointegración para el periodo 1981-2007 es de 0.1177; no obstante, a nuestro juicio, creemos que no se debe rechazar la hipótesis nula. Así, se puede concluir que $\{g_t, \Delta\tilde{k}_t\}$ están cointegradas, lo que implica una relación estable de largo plazo entre ellas en el caso japonés. El siguiente paso es estimar el signo y la magnitud del coeficiente de cointegración.

Las estimaciones de la ecuación de cointegración para los períodos 1981-2007 y 1981-2009 dieron como resultado²:

$$g = 0.0842 - 1.4197\Delta\tilde{k} \quad (1981 - 2007)$$

$$g = 0.1093 - 2.0989\Delta\tilde{k} \quad (1981 - 2009)$$

²Las series correspondientes a g y $\Delta\tilde{k}$ para Japón y las 17 economías restantes, los resultados de las pruebas de raíz unitaria y cointegración del trabajo Ballesteros y Posada (2016), están disponibles a pedido del lector.

Cuadro 3: Coeficientes de cointegración: Japón *vs* conjunto economías desarrolladas.

| | 1981-2007 | 1981-2009 |
|-----------------|------------------|------------------|
| Japón | -1.4197*** | -2.0989*** |
| Conjunto | -0.0720*** | -0.0978*** |

Fuente: Penn World Tables versión 8.1, Ballesteros y Posada (2016) y cálculos adicionales de los autores.

Siendo estadísticamente significativos al 1% los coeficientes de $\Delta\tilde{k}$. Estos son negativos, tal como se reportó en Ballesteros y Posada (2016) en un escenario panel que contiene 18 economías avanzadas en los mismos períodos (Tabla 3). La diferencia es que los coeficientes para el caso japonés son considerablemente mayores en valor absoluto comparados con los del conjunto de las 18 economías desarrolladas.

5. Discusión y conclusiones

Desde 1996 hasta 2009 la economía japonesa tuvo un comportamiento diferente al del conjunto de las economías de la OCDE: su tasa de crecimiento económico (la tasa de aumento del producto por trabajador) fue, en promedio, 1% anual, menor a la conjunta del resto de dichas economías, que ascendió a 2,4% anual (cuadro 4).

La evolución de la economía japonesa parecería sorprendente a primera vista puesto que su tasa de inversión (la relación inversión bruta/PIB) fue alta, 30,6% en promedio, superior a la tasa media de los demás países del grupo (25,7%).

Significa lo anterior que el problema que tuvo la economía japonesa a lo largo de esos 11 años no fue de insuficiencia de ahorro ni, tampoco, de un bajo volumen de inversión que pudiese causar una insuficiencia de demanda efectiva.

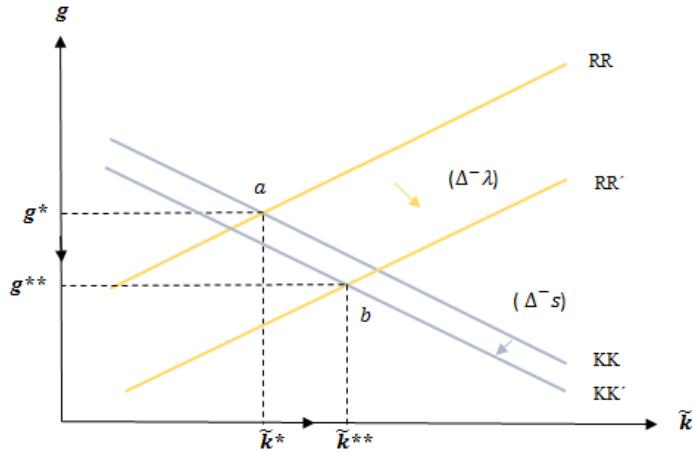
El principal rasgo de la evolución económica japonesa que hemos detectado, y asociado al bajo ritmo de crecimiento económico, fue el lento aumento de lo que se denomina, en términos muy amplios, la tasa de cambio técnico, esto es, la velocidad con la cual aumenta la eficiencia promedio de la fuerza de trabajo o, visto desde otro ángulo, la velocidad del aumento de la productividad conjunta de los factores productivos (trabajo y capital).

Cuadro 4: Estadísticas descriptivas: Japón *vs* conjunto economías desarrolladas.

| Periodo | Japón | | | 17 Economías avanzadas | | |
|-----------|----------------------|---------------------|----------------------|------------------------|---------------------|----------------------|
| | <i>s_t</i> | $\Delta\tilde{k}_t$ | <i>g_t</i> | <i>s_t</i> | $\Delta\tilde{k}_t$ | <i>g_t</i> |
| 1981-2009 | 30.6% | 4.0% | 2.8% | 25.7% | 1.9% | 2.7% |
| 1991-2009 | 29.1% | 6.2% | 2.1% | 25.1% | 2.7% | 2.7% |
| 1996-2009 | 27.3% | 6.1% | 1.0% | 24.6% | 2.7% | 2.4% |

Fuente: Penn World Tables versión 8.1 y cálculos de los autores.

Figura 5: Desplazamientos de las curvas solowniana (KK) y schumpeteriana (RR).



Fuente: Aghion y Howitt (2009).

Puesto que la tasa de cambio técnico (entendida de una manera tan amplia que incluye los incrementos de eficiencia productiva asociados a: reorganizaciones en las modalidades en las que se utilizan los factores productivos, innovaciones en procesos y productos, etc.) es una variable parcialmente endógena, en el sentido de ser parcialmente dependiente de las inversiones empresariales, no deja de sorprender nuestro hallazgo: un bajo ritmo de avance técnico que se presentó mientras que la inversión total de la economía japonesa fue alta, en proporción a su producto y en comparación con la de los demás países desarrollados. A la luz del modelo teórico que guió nuestra investigación de los casos japonés y del conjunto de 18 economías desarrolladas (modelo que presentamos en Ballesteros y Posada 2016) y de los resultados de nuestra investigación empírica, podemos deducir lo siguiente: la sociedad japonesa perdió eficiencia en el proceso de transformar los recursos financieros orientados hacia las actividades de “investigación y desarrollo” (R&D) en resultados concretos en términos de tasa de aumento de la productividad factorial. La figura 5 ilustra esta interpretación.

A nuestro juicio, este hallazgo es importante no solo en cuanto a que implica la detección de un problema sino también en cuanto que permite desechar o, al menos, poner en duda explicaciones populares sobre el asunto del estancamiento japonés como, por ejemplo, la que señala a las autoridades monetarias como las causantes del problema, por no ejecutar oportunamente una política monetaria laxa, o a la que indicó que el problema era la insuficiencia de gasto público para dinamizar la demanda agregada.

Dicho esto, no podemos negar que podrían señalarse causas más profundas del estancamiento que serían, a su turno, los factores determinantes de la pérdida de eficiencia para generar ritmos altos de cambio técnico. Entre estos factores cabría mencionar, a manera hipotética, la baja participación laboral de las mujeres y la escasa inmigración desde otras sociedades, los obstáculos a las importaciones agrícolas, las regulaciones estatales proteccionistas y las estructuras monopólicas u oligopólicas en sectores muy importantes de la producción, y las barreras al traslado de recursos entre sectores productivos (por ejemplo, véase la tabla 5).

Cuadro 5: Empleo agrícola (% del empleo total): Japón vs otras economías grandes.

| Empleo agrícola (% del empleo total): Japón vs otras economías grandes | | |
|--|------|------|
| | 1995 | 2010 |
| EE. UU. | 1.96 | 2.5 |
| Alemania | 1.78 | 2.66 |
| Reino Unido | 2.85 | 3.63 |
| Francia | 1.16 | 1.37 |

Fuente: worldbank.org/indicator/SL.AGR.EMPL.

Fuente: worldbank.org/indicator/SL.AGR.EMPL.

Todo esto, interpretado en términos del modelo de Aghion y Howitt, se traduce en una pérdida de eficiencia del gasto en R&D.

Quedaría, pues, pendiente de los resultados de investigaciones posteriores una conclusión sobre el tema de la relación entre la declinación de la eficiencia de procesos para transformar recursos productivos en un cierto ritmo de cambio técnico y los factores estructurales que podrían haber inducido tal fenómeno. De todas maneras, los estudiosos ya han avanzado al respecto.

Referencias

- [1] Aghion, P., y Howitt, P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60, Pp. 323–351.
- [2] Aghion, P., y Howitt, P. (2009). "The Economics of Growth", The MIT Press.
- [3] Ballesteros, C. y Posada, C. (2016). "Explaining economic growth in developed economies after 1980", Working Paper No. 16-24, Center for the Research in Economics and Finance, Universidad EAFIT.
- [4] Breton, T. (2015). "Human capital and growth in Japan: converging to the steady state in a 1% world", *Journal of the Japanese and International Economies* No. 36, Pp. 73-89.
- [5] Eichengreen, B. (2015). "Secular Stagnation", *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 105(5), Pp. 66-70.
- [6] Feenstra, R., Inklaar, R., y Timmer, M. (2015). "The Next Generation of the Penn World Table", *American Economic Review*, 105(10), Pp. 3150-3182.
- [7] Gordon, R. (2015). "Secular Stagnation: A Supply Side Approach", *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 105(5), Pp. 54-59.
- [8] Hayashi, F. y Prescott, E. (2002). "The 1990s in Japan: a lost decade", *Review of Economic Dynamics* No. 5, Pp. 206-235.
- [9] International Monetary Fund (2015). "The new normal: A sector-level perspective on productivity trends in advanced economies", IMF Staff Discussion Note, March.
- [10] Jorgenson, D. y Khuong, V. (2005). "Information technology and the world economy", *The Scandinavian Journal of Economics*, 107(4), Pp. 631-650.

- [11] Solow, R. (1956). “A contribution to the theory of economic growth”, The Quarterly Journal of Economics, 70(1), Pp. 65-94.
- [12] Summers, L. (2014). “Reflections on the New “Secular Stagnation Hypothesis””. In: “Secular Stagnation: Facts, Causes, and Cures”, edited by Coen Teulings and Richard Baldwin, Pp. 27-40. CEPR Press.
- [13] Weinstein, D. (1999). “Historical, structural, and macroeconomic perspectives on the Japanese economic crises”, Working Paper Series No. 164, Center on the Japanese Economy and Business, Columbia University.